

# آب و خاک

(علوم و صنایع کشاورزی)

شاپا: ۲۰۰۸-۴۷۵۲



شماره ۳۱  
سال ۱۳۹۶

شماره پیاپی ۵۴

## عنوان مقالات

- تأثیر سطوح مختلف آبیاری و روش‌های کشت بر بهره‌وری مصرف آب و عملکرد کمی و کیفی ذرت شیرین ..... ۱۰۰۱
- محمد جواد فردیدونی- هوشگ فرجی ..... (Zea mays var. saccharata)
- مدل سازی اثرات تغییر اقلیم بر نیاز آبیاری و کارایی مصرف آب در گندمزارهای استان خوزستان ..... ۱۰۱۰
- رضا دیهیم فرد - حامد عینی نرگس- ششم فرشادی ..... کاربرد توسعه فصل ارشیدنسی و حدی در تحلیل چند متغیره جزویانه کمینه حوصله آبریز دز ..... ۱۰۲۱
- فرشاد احمدی - فردیدون رادمنش - غلامعلی پرهاشم - رسول میرعباسی نجف آبادی ..... تحلیل حساسیت مدل پنمن- مونتیث - فتوو در برآورد تغییر تعریق مرتع روزانه و پنهان‌بندی ضرایب حساسیت ..... ۱۰۴۶
- فیضه خادم پور- بهرام پیختواری- سودابه گلستانی ..... آن در گستره ایران ..... ۱۰۴۶
- مقایسه کارائی روش‌های آبیاری کوزه‌ای، قطره‌ای نقلی و تراوا در محدوده فشارهای نقلی ..... ۱۰۶۰
- مجید عرب فرد- علی شاهنختری- میرخالق ضیایتار احمدی ..... برسی اثر پلی آکریلیک آمید در کنترل فراسایش بادی خاک شنی دشت آزادگان ..... ۱۰۷۰
- فاطمه ارزاقی احمد- فرجیان فیروزی - نعیمه عتابی- ضیری - بیژن خالیلی نقدم ..... برسی جمیعت باکتری‌های اکسید کننده آهن و گوگرد در خاک معدن مس میدوک شهریابک ..... ۱۰۸۳
- مهری حسن شاهان- سیمی قربانی ..... تأثیر مدیریت تلقیقی محصول بر کربن و اشکال نیتروزن خاک ..... ۱۰۹۳
- امیرصالحی بخاری- مهراب بالازاده- علی کاشانی - فردیگل زردی ..... اثر سکوسترن آهن بر رشد گیاه سویا و توزیع شکل‌های شیمیایی آهن در خاک‌های استان فارس ..... ۱۱۰۸
- لیلا تابنده- محمد رضا پیشی ..... توانایی باکتری‌های حل کننده پتاسیم در افزایش رشد گندم و جذب پتاسیم در زیستگاه درون شیشه‌ای ..... ۱۱۲۰
- نعمیه عتابی- ضیری - احمد لندی ..... ارزیابی ساختار خطای دریوخری مدل‌های توزیع اندازه ذرات خاک ..... ۱۱۳۵
- فاطمه افراسیابی - حبیب خداورده بلو- فخر اسدزاده ..... تبیین حد بحرانی آهن برای لویبا در استان مرکزی ..... ۱۱۴۸
- مهدی علی خوششان- جواد قنیتک لوه- مسعود دادبور ..... اثر تلخیق سودوموناس‌های آزاد کننده پتاسیم بر رشد و جذب پتاسیم گوجفتگی در دو خاک با مقادیر مختلف پتاسیم در دسترس ..... ۱۱۵۹
- مصطفیه دبلی- راد- محمد رضا ساریخانی - شاهین اوتستان ..... کاربرد قنواری فر کالی سازمانی برخی از راسته‌های خاک در استان فارس ..... ۱۱۷۱
- علی داد کرمی - روح الله زارع - حمیدالله جهاندیده مهجن آبادی ..... اثر برهمکنش آهن و سرب بر کاهش قابلیت دسترسی سرب توسط گیاه ذرت در یک خاک آلوود به سرب ..... ۱۱۸۷
- نرگس تبره فراهانی - امیر حسین بقانی ..... ارزیابی فشر زیست‌فراهم جلک (Senedesmus obliquus) با عصاره گیرهای شیمیایی در رسوبات رودخانه‌های ..... ۱۲۰۰
- غرب حوضه آبخیز دریاچه ارومیه ..... حامد ارف نبا- عباس صمدی- فخر اسدزاده - ابراهیم سپهر ..... ۱۴۰۰

نشریه علمی پژوهشی آب و خاک

جلد ۳۱ شماره ۴ سال ۱۳۹۶

No. 4 Vol. 31

Water and Soil



شماره ۳۱  
سال ۲۰۱۷

Vol. 31 No. 4

**Water and Soil**  
(Agricultural Science and Technology)

ISSN:2008-4757

## Contents

- Effect of Different Irrigation Levels and Cultivation Techniques on Water Use Efficiency and Quantity and Quality yield of Sweet Corn (Zea mays var. saccharata) ..... 1014  
M. J.Fereidooni - H. Farajee
- Modeling the Effects of Climate Change on Irrigation Requirement and Water Use Efficiency of Wheat Fields of Khuzestan Province ..... 1030  
R. Deihimfarid - H. Eyni Nargeseh- Sh. Farshadi
- Application of Archimedean and Extreme values Copula Functions for Multivariate Analysis of Low Flows in Dez Basin ..... 1045  
F. Ahmadi - F. Radmanesh - G. A. Parham - R. Mirabbasi Najaf Abadi
- Sensitivity Analysis of FAO Penman-Monteith Model in Daily Reference Evapotranspiration Estimation and Zoning Sensitivity Coefficients across Iran ..... 1059  
F. Khadempour - B. Bakhtiari- S. Golestani
- Effectiveness Comparison of Pot, Porous Pipe and Gravity Drip Irrigation Methods in the Range of Gravity Pressures ..... 1069  
M.Arabfard - A. Shahnazari- M. ZiatabarAhmadi
- Effect of Polyacrylamide Polymer on Wind Erosion Control of Sandy Soil in Azadegan Plain ..... 1082  
F. Arzaghi - A. Farrokhan Firouzi - N. Enayatizamir - B. Khalilimoghaddam
- Study the Population of Iron and Sulfur Oxidizing Bacteria in the Soil of Miduk Cooper Mine in Shahrebabk ..... 1092  
M. Hassanshahian - S. Ghorbani
- Integrated Crop Management Effect on Carbon and Nitrogen of Soil ..... 1107  
A. Baghdadi - M. Balazadeh - A. Kashani - F. Golzardi
- Effect of Fe-EDDHA on Soybean and Distribution of Chemical Forms of Iron in Soils of Fars Province ..... 1119  
L. Tabandeh - M. R. Bakhtshi
- Potassium Solubilizing Bacteria Ability to Increase Wheat Growth and Potassium uptake under in vitro Condition ..... 1134  
N. Enayatizamir - A. Landi
- Characterizing the Error Structure of Selected Soil Particle Size Distribution Models ..... 1147  
F. Afrasiabi - H. Khodaverdiloo - F. Asadzadeh
- Critical Level of Iron for Bean (*Phaseolus vulgaris* L.) Cultivation in Markazi Province ..... 1158  
M. A. Khodshenas - J. Ghadbeiklou - M. Dadivar
- Effect of Potassium Releasing Pseudomonads on Growth and K Uptake of Tomato in Two Soils with Different Amount of Available K ..... 1170  
M. Deilamirad - M.R. Sarikhani - Sh. Oustan
- Application of Fractal Theory to Quantify Structure from Some Soil Orders in Fars Province ..... 1186  
A. Karami - R. Zara - V.A. Jahandideh Mahjen Abadi
- Interactive Effect of Fe and Pb on Decreasing Corn Pb Availability in a Pb-Polluted Soil ..... 1199  
N. Tabarteh Farahani - A.H. Baghaie
- Estimating Bioavailable Phosphorus by Some Chemical Extraction Methods for Algae (*Senedesmus obliquus*) in Western River Sediments of the Lake Urmia Basin ..... 1214  
H. Arfania - A. Samadi- F. Asadzadeh- E. Sepehr
- Continue Content in cover

# آب و خاک

(علوم و صنایع کشاورزی)

با شماره پروانه 21/4/1368 مورخه 1368/4/11 و درجه علمی - پژوهشی شماره 26524 تاریخ 1373/10/19 از

وزارت علوم، تحقیقات و فناوری

جلد 31 شماره 4 مهر - ابان سال 1396

صاحب امتیاز:

دانشگاه فردوسی مشهد

مدیر مسئول:

رضا ولیزاده

سردبیر:

امیرفتون

اعضای هیئت تحریریه:

آستانائی، علیرضا

اوستان، شاهین

ثانئی نژاد، سید حسین

خرمالی، فرهاد

علیزاده، امین

فتون، امیر

قائemi، علی اصغر

کمالی، غلامعلی

کیانی، علیرضا

لکزیان، امیر

مساعدی، ابوالفضل

موسوی بایگی، محمد

مهریان، محمد حسین

ناشر: انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد

چاپ: چاپ و تکثیرنفیس

نشانی: دانشگاه فردوسی مشهد - دانشکده کشاورزی - ص. پ. 91775-1163 - دبیرخانه نشریات علمی - نشریه آب و خاک

نمبر: 0511-8787430

این نشریه در پایگاههای زیر نمایه شده است:

پایگاه استنادی علوم ایران (ISC) پایگاه اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی (SID) بانک اطلاعات نشریات کشور (MAGIRAN)

پست الکترونیکی: jswa3@um.ac.ir

مقالاتی این شماره در سایت <http://jm.um.ac.ir> به صورت کامل نمایه شده است.

این نشریه به صورت دو ماهانه (شش شماره در سال) منتشر می‌شود.

# بِسْمِ اللّٰهِ الرَّحْمٰنِ الرَّحِيْمِ

## مندرجات

- تأثیر سطوح مختلف آبیاری و روش‌های کشت بر بهروزی مصرف آب و عملکرد کمی و کیفی ذرت شیرین ( *Zea mays var. saccharata* )  
 ۱۰۰۱ محمد جواد فریدونی- هوشگ فرجی
- مدل سازی اثرات تغییر اقلیم بر نیاز آبیاری و کارایی مصرف آب در گندم‌زارهای استان خوزستان  
 ۱۰۱۵ رضا دیهیم فرد- حامد عینی نرگس- شبنم فرشادی
- کاربرد توابع مفصل ارشمیدسی و حدی در تحلیل چند متغیره جریان‌های کمینه حوضه آبریز دز  
 ۱۰۳۱ فرشاد احمدی - فریدون رادمنش - غلامعلی پرهاشم - رسول میرعباسی نجف‌آبادی
- تحلیل حساسیت مدل پمن- مونتیث- فاؤ در برآورد تبخیر تعرق مرجع روزانه و پهنه‌بندی ضرایب حساسیت آن در گستره ایران  
 ۱۰۴۶ فهیمه خادم پور- بهرام بختیاری- سودابه گلستانی
- مقایسه کارائی روش‌های آبیاری کوزه‌ای، قطره‌ای‌تلی و تراوا در محدوده فشارهای ثقلی  
 ۱۰۶۰ مجید عرب فرد- علی شاهناظری- میرخالق ضیابیار احمدی
- بررسی اثر پلی‌اکریل آمید در کنترل فرسایش بادی خاک شنی دشت آزادگان  
 ۱۰۷۰ فاطمه ارزاقی - احمد فرخیان فیروزی - نعیمه عنایتی ضمیر - بیژن خلیلی مقدم
- بررسی جمعیت باکتری‌های اکسید کننده آهن و گوگرد در خاک معدن مس میدوک شهربابک  
 ۱۰۸۳ مهدی حسن شاهیان - سمیه قربانی
- تأثیر مدیویت تلفیقی محصول بر کربن و اشکال نیتروژن خاک  
 ۱۰۹۳ امیر صالح بغدادی - مهیار بالازاده - علی کاشانی - فرید گل زرده
- اثر سکوسترین آهن بر رشد گیاه سویا و توزیع شکل‌های شیمیایی آهن در خاک‌های استان فارس  
 ۱۱۰۸ لیلا تابنده- محمدرضا بخشی
- توانایی باکتری‌های حل کننده پتاسیم در افزایش رشد گندم و جذب پتاسیم در زیستگاه درون شیشه‌ای  
 ۱۱۲۰ نعیمه عنایتی ضمیر - احمد لنده
- ارزیابی ساختار خطای دریاخی مدل‌های توزیع اندازه ذرات خاک  
 ۱۱۳۵ فاطمه افراسیابی - حبیب خداوردیلو - فرخ اسدزاده
- تعیین حد بحرانی آهن برای لویا در استان مرکزی  
 ۱۱۴۸ محمد علی خودشناس - جواد قدیبیک لو - مسعود دادیور
- اثر تلقیح سودوموناس‌های آزاد کننده پتاسیم بر رشد و جذب پتاسیم گوجه‌فرنگی در دو خاک با مقادیر مختلف پتاسیم در دسترس  
 ۱۱۵۹ معصومه دیلمی‌راد- محمدرضا ساریخانی - شاهین اوستان
- کاربرد تئوری فرکتالی در کمی‌سازی ساختمان برخی از راسته‌های خاک در استان فارس  
 ۱۱۷۱ علی داد کرمی - روح الله زارع - وحید‌الله جهاندیده مهجن آبادی
- اثر برهمکنش آهن و سرب بر کاهش قابلیت دسترسی سرب توسط گیاه ذرت در یک خاک آلوده به سرب  
 ۱۱۸۷ نرگس تبرتی فراهانی - امیر حسین بقائي

- ارزیابی فسفر زیست فراهم جلبک (*Senedesmus obliquus*) با عصاره گیرهای شیمیابی در رسوبات رودخانه‌های غرب حوضه ۱۲۰۰  
آبخیز دریاچه ارومیه  
حامد ارفع نیا - عباس صمدی - فخر اسدزاده - ابراهیم سپهر
- بررسی پراکنش مکانی شاخص‌های بیولوژیک کیفیت خاک در مزارع گندم دشت پاسارگاد ۱۲۱۵  
وحید الله جهاندیده مهجن آبادی - علیداد کرمی - سید روح الله موسوی - هادی اسدی رحمانی
- تأثیر نوع و مقدار بیوچار بر برخی ویژگی‌های خاک و قابلیت استفاده بعضی عناصر غذایی در یک خاک آهکی ۱۲۳۲  
ندا مرادی - میرحسن رسولی صدقیانی - ابراهیم سپهر
- بررسی آزمایشگاهی نفوذپذیری ناهمسانگرد خاک‌های درشت دانه یکنواخت ۱۲۴۷  
فاطمه پیشو - مرتضی بختیاری - نیما شهری کرم‌زاده
- تحلیل منطقه‌ای و استخراج منحنی بزرگی - مساحت - فرآوندی خشکسالی با استفاده از توابع مفصل در حوضه آبریز دریاچه ارومیه ۱۲۶۰  
مجید منتصری - بابک امیر عطایی - حسین رضایی

## تأثیر سطوح مختلف آبیاری و روش‌های کشت بر بهروری مصرف آب و عملکرد کمی و کیفی

ذرت شیرین (Zea mays var. saccharata)

محمد جواد فریدونی<sup>۱</sup>-هوشنگ فرجی\*

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۱/۱۷

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۹/۲۹

### چکیده

به منظور بررسی اثر سطوح مختلف آبیاری و روش‌های کشت بر بهروری مصرف آب و عملکرد کمی و کیفی ذرت شیرین، آزمایشی به صورت کرت‌های خردشده در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با ۳ تکرار در مزرعه تحقیقاتی دانشکده کشاورزی یاسوج در سال ۱۳۹۴ اجرا گردید. عامل اصلی آزمایش شامل آبیاری در ۳ سطح، ۱۰۰، (I<sub>۱</sub>) و ۷۵، (I<sub>۲</sub>) و ۵۰ درصد نیاز آبی گیاه (I<sub>۳</sub>) و عامل فرعی شامل روش‌های کشت در ۶ سطح، کشت بذر زیر خاکپوشه پلاستیک در ۱۵ فروردین‌ماه (CT<sub>۱</sub>)، کشت نشا زیر خاکپوشه پلاستیک در ۱۵ فروردین‌ماه (CT<sub>۲</sub>)، کشت بذر به روش متداول در ۱۵ اردیبهشت‌ماه (CT<sub>۳</sub>) و اردیبهشت‌ماه (CT<sub>۴</sub>)، کشت بذر زیر خاکپوشه پلاستیک در ۱۵ اردیبهشت‌ماه (CT<sub>۵</sub>)، کشت نشا زیر خاکپوشه پلاستیک در ۱۵ اردیبهشت‌ماه (CT<sub>۶</sub>) و کشت نشا به روش متداول در ۱۵ اردیبهشت‌ماه (CT<sub>۷</sub>) بودند. نتایج نشان داد که برهمکنش آبیاری و روش‌های کشت بر صفات عملکرد بالا و بهروری مصرف آب معنی‌دار گردید. بیشترین عملکرد بالا در تیمارهای I<sub>۱</sub>, CT<sub>۱</sub>, I<sub>۲</sub>, CT<sub>۲</sub>, I<sub>۳</sub>, CT<sub>۳</sub>, I<sub>۴</sub>, CT<sub>۴</sub>, I<sub>۵</sub>, CT<sub>۵</sub>, I<sub>۶</sub>, CT<sub>۶</sub> و I<sub>۷</sub>, CT<sub>۷</sub> به ترتیب معادل ۱۴۴۱/۴، ۱۴۴۲، ۱۳۶۹/۱ و ۱۳۵۱۳/۵ کیلوگرم بر هکتار و میزان مصرف آب در تیمارهای مذکور به ترتیب معادل ۲۵۲۱، ۲۳۸۵، ۳۳۶۲ و ۳۱۸۰ متر مکعب بر هتار بود. عملکرد بالا در تیمارهای کشت نشا در مقایسه با تیمارهای خاکپوشه در مقایسه با تیمارهای بدون خاکپوشه به ترتیب حدود ۲/۸۵ و ۲/۸۰ درصد افزایش یافت. بیشترین بهروری اقتصادی مصرف آب در تیمارهای I<sub>۲</sub>, CT<sub>۲</sub>, I<sub>۳</sub>, CT<sub>۳</sub>, I<sub>۴</sub>, CT<sub>۴</sub> و I<sub>۵</sub>, CT<sub>۵</sub> به ترتیب معادل ۲/۱۶، ۲/۱۸، ۲/۲۱ و ۲/۱۴ کیلوگرم بر متر مکعب بدست آمد. استفاده از نشا و خاکپوشه پلاستیک باعث تسريع رشد و نمو گیاه و تولید خارج از فصل شد. حفظ رطوبت زیر خاکپوشه پلاستیک، باعث افزایش میزان قدر و درصد ساکارز دانه گردید. در مناطقی که محدودیت آب وجود دارد، جهت رسیدن به حداکثر عملکرد کمی و کیفی، استفاده از تیمار تامین ۷۵ درصد نیاز آبی گیاه و کشت نشا زیر خاکپوشه امکان‌پذیر است.

واژه‌های کلیدی: آبیاری قطره‌ای نواری (تیپ)، تبخیر و تعرق، کم‌آبیاری، نشا

### مقدمه

لوله‌ها) افزایش داده است. با مصرف میزان مشخصی از حجم آبیاری (کم‌آبیاری منظم) در کشت بذر و نشا ذرت، می‌توان در مقدار آب صرفه‌جویی نمود و به میزان قابل توجهی بهروری مصرف آب را افزایش داد (۱۲). ارتیک و کارا (۴) با بررسی سطوح مختلف آبیاری بر عملکرد ذرت شیرین بیان کردند که بیشترین عملکرد بالا در تیمار آبیاری مطلوب و کمترین عملکرد بالا در تیمار ۶۰ درصد نیاز آبی گیاه به ترتیب معادل ۱۴/۸ و ۱۱/۵ تن در هکتار بدست آمد. قاضیان تفریشی و همکاران (۸) با بررسی سطوح مختلف آبیاری در تولید ذرت شیرین بیان کردند که کاهش عملکرد بالا و بیوماس، بهروری مصرف آب در ذرت شیرین را کاهش داد، ولی بین سطوح تامین نیاز آبی ۱۰۰ و ۸۰ درصد اختلاف معنی‌داری در بهروری مصرف آب مشاهده نگردید. محققان با بررسی سطوح مختلف آبیاری در تولید ذرت زیر خاکپوشه

كمبود آب مهمترین عامل محدود کننده رشد گیاه است و نسبت به سایر عوامل محیطی، رشد و تولید محصولات در مناطق خشک و نیمه خشک را تحت تاثیر قرار می‌دهد (۱۱). تنش آب تقریباً در مرحله از رشد گیاه می‌تواند تاثیرگذار باشد. کاهش منابع آب در کشور و افزایش تلفات آب در روش‌های مختلف آبیاری سطحی، لزوم توجه به روش آبیاری تحت فشار، به خصوص آبیاری قطره‌ای با لوله‌های تیپ را (بعثت دار) بودن فشار کارکرد کم و هزینه‌های پایین تهییه

۱ و ۲- دکتری فیزیولوژی گیاهان زراعی و دانشیار گروه زراعت و اصلاح نباتات، دانشکده کشاورزی، دانشگاه یاسوج  
(Email: Hooshangfarajee@yahoo.com) -نویسنده مسئول:  
DOI: 10.22067/jsw.v31i3.53661

(۲۱) با بررسی تاثیر سطوح آبیاری بر عملکرد کمی و کیفی ذرت شیرین بیان نمودند که تاثیر سطوح آبیاری بر میزان پروتئین دانه معنی دار گردید.

منطقه یاسوج به علت داشتن شرایط آب و هوایی معتدل، جهت کشت ذرت شیرین بهاره مناسب است، اما عدم وجود شرایط دمایی مناسب اولیه جهت سبزشدن ذرت شیرین در مزرعه در فروردين ماه یک محدودیت اساسی می‌باشد. برهمین اساس، به نظر می‌رسد که بتوان با استفاده از روش خاکپوشه پلاستیک و کشت نشا، ذرت شیرین خارج از فصل تولید نمود. لذا پژوهش حاضر به منظور تولید ذرت شیرین خارج از فصل کشت، کاربرد روش‌های مختلف جهت تولید ذرت شیرین با استفاده از خاکپوشه پلاستیک به منظور کاهش مصرف آب انجام شده است.

## مواد و روش‌ها

این آزمایش به منظور ارزیابی بهروری مصرف آب و عملکرد کمی و کیفی شیرین با کاربرد سطوح مختلف آبیاری و روش‌های کشت، به صورت کرت‌های خرد شده در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با ۳ تکرار در مزرعه تحقیقاتی دانشکده کشاورزی دانشگاه یاسوج در سال ۱۳۹۴ اجرا گردید. عامل اصلی آزمایش شامل سطوح آبیاری در ۳ سطح، ۱۰۰ (۱)، ۷۵ (۲) و ۵۰ درصد نیاز آبی گیاه (۳) و عامل فرعی شامل روش‌های کشت ذرت شیرین در ۶ سطح، کشت بذر زیر خاکپوشه پلاستیک در تاریخ ۱۵ فروردین ماه (CT<sub>۱</sub>)، کشت نشا زیر خاکپوشه پلاستیک در تاریخ ۱۵ فروردین ماه (CT<sub>۲</sub>)، کشت بذر زیر روش متداول در تاریخ ۱۵ اردیبهشت ماه (CT<sub>۳</sub>)، کشت بذر زیر خاکپوشه پلاستیک در تاریخ ۱۵ اردیبهشت ماه (CT<sub>۴</sub>)، کشت نشا زیر خاکپوشه پلاستیک در تاریخ ۱۵ اردیبهشت ماه (CT<sub>۵</sub>) و کشت نشا به روش متداول در تاریخ ۱۵ اردیبهشت ماه (CT<sub>۶</sub>) بودند.

ابعاد کرت‌های آزمایش ۳×۵ متر، فاصله بین بلوک‌ها و فاصله بین کرت‌های اصلی از یکدیگر سه متر و فاصله بین کرت‌های فرعی از یکدیگر دو متر لحاظ گردید. مقادیر کود شیمیایی بر اساس نتایج تجزیه شیمیایی خاک محل آزمایش به میزان ۱۰۰ کیلوگرم در هکتار کود نیتروژن، ۵۰ کیلوگرم در هکتار کود سوبر فسفات تربیل و ۵۰ کیلوگرم در هکتار کود سولفات پتاسیم در آزمایش اعمال گردید. تمام کودهای سوبر فسفات تربیل و سولفات پتاسیم در یک مرحله به صورت یکنواخت و قبل از کاشت در سطح کرت‌های مربوطه پخش گردید و به طور کامل با خاک مخلوط شدند. کود نیتروژن نیز از منبع اوره در دو مرحله، دو سوم پس از مرحله تتك کردن و یک سوم باقیمانده در مرحله ظهور گل تاجی به خاک اضافه گردید. بذرهای

پلاستیک بیان کردند که کم‌آبیاری باعث کاهش معنی دار عملکرد علوفه ذرت شد (۱۲).

یکی از تکنیک‌هایی که در کشت زودهنگام ذرت شیرین مورد استفاده قرار می‌گیرد، کاربرد خاکپوشه پلاستیک می‌باشد. استفاده از این تکنیک، به دلیل تامین شرایط دمایی مناسب جهت رشد و بلوغ زودرس گیاه، موجب عرضه به موقع محصول به بازار هدف می‌گردد. همچنین استفاده از این تکنیک، فرصتی ایجاد می‌نماید که پس از برداشت محصول بهاره، مجدداً بتوان گیاه تابستانه‌ای کشت شود. کاربرد خاکپوشه پلاستیک در فصل بهار به عنوان یکی از مهمترین روش‌های تولید ذرت به دلیل افزایش عملکرد و حفاظت از آب بیان شده است. بسیاری از مطالعات نشان داده است که کاربرد خاکپوشه پلاستیک یک روش موثر جهت افزایش جوانه زنی است چراکه با افزایش دمای خاک، میکروکلیمای خاک را تغییر می‌دهد (۳). پژوهشگران با کاربرد خاکپوشه پلاستیک در تولید ذرت در شرایط تنفس کم‌آبی در کشور چین بیان کردند که عملکرد دانه بدست آمده در مقایسه با تیمار عدم خاکپوشه پلاستیک حدود ۱۵-۲۶ درصد افزایش یافته است (۲۳). کاربرد خاکپوشه پلاستیک، مقدار آب قابل دسترس را به وسیله محدود کردن تبخیر و بالا آوردن آب عمقدی به وسیله نیروی کاپیلاریته و انتقال بخار آب به لایه‌های قابل استفاده ریشه، تحت شرایط تنفس کم‌آبی افزایش می‌دهد (۱۷). محققان با ارزیابی تولید ذرت شیرین زیر خاکپوشه پلاستیک در خارج از فصل بیان نمودند که با ایجاد خاکپوشه پلاستیک جهت محافظت گیاه در برابر سرما، امکان تولید ذرت شیرین بدون کاهش عملکرد در خارج از فصل امکان بذیر است (۱۶).

استفاده از نشاهای جوانه‌زده در شرایط گلخانه و انتقال آن به زیر پلاستیک در مزرعه، زودرسی محصول را مضاعف می‌نماید. به طوری که با اجرای کشت نشا و خاکپوشه پلاستیک از یک سو، دوره رشد محصول جلو اندخته می‌شود و از سوی دیگر، خطر سرمآزادگی بهاره محصول در کشت زودهنگام مرتفع می‌گردد، همچنین میزان مصرف آب کاهش می‌یابد. افزایش عملکرد کشت نشا بیان ذرت شیرین در مقایسه با کشت متداول ناشی از افزایش جذب نور، شاخص برداشت و عملکرد در واحد سطح می‌باشد. پژوهشگران بیان کردند که کشت نشا بیان ذرت شیرین باعث جذب بیشتر نور در مرحله پرشدن دانه، افزایش راندمان استفاده از نور و نهایتاً عملکرد گردید (۱۹).

قند اصلی ذرت شیرین، ساکارزا مقدار کمی از گلکوز، فروکتوزو مالتوز است. فارسیانی و همکاران (۶) با بررسی تاریخ کاشت و سطوح آبیاری بر عملکرد ذرت شیرین بیان کردند که بیشترین میزان ساکارزا در تیمار تاریخ کشت ۱۵ اردیبهشت و تنفس شدید آبی معادل ۱/۴۸ درصد بدست آمد. ارتیک و کارا (۴) با بررسی سطوح آبیاری بر کیفیت دانه ذرت شیرین بیان کردند که بیشترین میزان پروتئین و قند دانه در تیمار تامین ۷۰ درصد نیاز آبی گیاه بدست آمد. تقطیان اقدم و همکاران

آب قابل دسترس (فرمول ۲) محاسبه شد و سپس با استفاده از میزان حداکثر تخلیه مجاز رطوبتی گیاه در مراحل رشد، عمق آب سهل‌الوصول (فرمول ۳) محاسبه گردید (۱۵).

$$TAW = (FC \cdot PWP) \cdot Dr \cdot As \quad (2)$$

در این فرمول،  $TAW^7$  عمق کل آب قابل دسترس،  $FC^8$  ظرفیت مزرعه،  $PWP^9$  نقطه پژمردگی دائم مزرعه،  $Dr_{10}$  عمق توسعه ریشه و  $As_{11}$  جرم مخصوص ظاهری خاک می‌باشد.

$$RAW = TAW \cdot MAD \quad (3)$$

در این فرمول،  $RAW^{12}$  عمق آب سهل‌الوصول و  $MAD^{13}$  حداکثر تخلیه مجاز رطوبتی است. همچنین از طریق فرمول (۴) میزان رطوبت سهل‌الوصول مزرعه محاسبه شد و بر این اساس، به محض اینکه میزان رطوبت مزرعه به میزان رطوبت سهل‌الوصول رسید، آبیاری انجام گردید.

$$RAW = (FC - \theta RA) \cdot Dr \cdot As \quad (4)$$

در این فرمول،  $\theta_{RA}^{14}$  میزان رطوبت مزرعه است. در زمان رسیدگی محصول (رطوبت دانه‌های بالا حدود ۷۵ درصد بود)، جهت برداشت نهایی، ۲ متر مربع وسط کرت‌ها با رعایت حاشیه از ابتدا و انتهای هر ردیف، به صورت کفبر برداشت شد و بالاها جدا و توزین گردید. همچنین دانه‌های بالاها جدا شدند و عملکرد دانه کنسروی توزین گردید. پس از جدا نمودن بالاها، عملکرد علوفه توزین شد. بهروزی اقتصادی مصرف آب از طریق فرمول ۵ محاسبه شد (۵).

$$WUE_{fresh\ grain} = GY / Wap \quad (5)$$

در این فرمول،  $GY^{15}$  و  $Wap^{16}$  به ترتیب بهروزی اقتصادی مصرف آب، کیلوگرم دانه تولید شده و مترمکعب آب مصرفی است. همچنین، بهروزی بیولوژیکی مصرف آب از طریق فرمول ۶ محاسبه گردید (۵).

$$WUE_{biological} = GY / Wap \quad (6)$$

در این فرمول،  $GY^{17}$  و  $Wap^{18}$  به ترتیب بهروزی بیولوژیکی مصرف آب، کیلوگرم ماده خشک تولید شده و مترمکعب آب مصرفی است.

ذرت شیرین از هیبرید تمپتیشن<sup>۱</sup> (دوره رشد ۸۰ روز) بود که با فاصله ۲۰ سانتی‌متر از یکدیگر روی ردیف‌های کاشت با فاصله ۷۵ سانتی‌متر بین ردیف‌ها و تراکم ۶۶/۰ بوته در هکتار در عمق ۵-۷ سانتی-متری با دست کشت شد. سپس لوله‌های آبیاری قطره‌ای نواری (تیپ) روی خطوط کشت نصب گردید.

به منظور ایجاد خاکپوشه پلاستیک، بعد از کشت بذر ذرت شیرین، میل‌گردهای فلزی مخصوص به شکل هلالی تهیه گردید، بر روی خطوط کشت قرار داده شدند؛ به طوری که هر کدام از این هلالی‌ها یک خط کشت را پوشش دادند. پس از آن، پلاستیک‌هایی به عرض ۱ متر روی این هلالی‌ها قرار داده شدند. زمانی که ارتفاع گیاه به اندازه ارتفاع تونل پلاستیکی گردید، اقدام به سوراخ نمودن پلاستیک‌ها چهت خروج بوته‌ها از پلاستیک‌ها گردید. به منظور تولید نشا و کشت نشا ذرت شیرین (زمانی که گیاهچه‌ها وارد مرحله سه برگی شدند) در تاریخ‌های ذکر شده، ۱۴ روز قبل از بذری از ذرت شیرین در سینی‌های نشا (با تعداد حفره ۱۵×۷ و حجم ۳۰ سی‌سی) در گلخانه پرورش داده شدند. ویژگی‌های خاک محل آزمایش در جدول ۱ ذکر گردید. در تمامی روش‌های کشت، میزان آب آبیاری اولیه به منظور سبز شدن و استقرار گیاه به طور یکسان صورت گرفت. پس از استقرار گیاه در مزرعه، سطوح آبیاری اعمال شدند. اندازه‌گیری نیاز آبی گیاه به منظور اعمال سطوح آبیاری، با استفاده از تشتک تبخیر کلاس A به صورت روزانه انجام گردید؛ به طوری که میزان تبخیر از سطح تشتک تبخیر اندازه‌گیری و در ضریب تشتک ضرب شد. حجم آب آبیاری با استفاده از فرمول (۱) محاسبه گردید.

$$V = PE \cdot KC \cdot A / Ei \quad (1)$$

در این فرمول،  $V^3$  حجم آبیاری بر حسب متر مکعب،  $PE^4$  تبخیر از تشتک تبخیر کلاس A بر حسب متر،  $KC^5$  ضریب گیاهی،  $A^6$  مساحت آبیاری شده بر حسب متر مربع و  $Ei^7$  اندازمان آبیاری که حدود ۹۰ درصد فرض شد. ضریب گیاهی ذرت شیرین در اواسط مراحل رشد حدود ۱/۱۵ و در مرحله رسیدگی و برداشت حدود ۱/۰۵ متفاوت است (۲۲). جهت تعیین نیاز آبی گیاه در تیمارهای زیر خاکپوشه پلاستیک، حجم آب آبیاری در عدد ۰/۸ ضرب شد (۱۰). پساز محاسبه نیاز آبی گیاه، حجم آب آبیاری از طریق کشورهای حجمی در اختیار گیاه قرار داده شد (۱). با استفاده از خصوصیات ظاهری خاک، گیاه و نمونه‌برداری‌های رطوبتی از خاک مزرعه، زمان آبیاری مشخص گردید. ابتدا با استفاده از نمونه‌برداری‌های رطوبتی خاک، عمق کل

7- Total available water

8- Field Capacity

9- Permanent Wilting Point

10- Depth of root

11- Bulk density of Soil

12- Readily Available Water

13- Maximum Allowable Deficit

14- Readily Available Moisture

15- Water Use Efficiency fresh ear

16- Grain Yield

17- Water Application

1- Temptation

2- Volume

3- Pan Evaporation

4- Crop Coefficient Factor

5- Irrigated Area

6- Irrigation Efficiency

## جدول ۱- خصوصیات فیزیکی و شیمیایی خاک مزرعه آزمایشی (عمق ۰-۳۰ سانتی‌متر)

Table 1- Chemical and physical characteristics of soil for experimental site (depth 0-30 cm )

پاتسیم قابل جذب Available potassium (mgkg <sup>-1</sup> )	فسفر قابل جذب Available phosphorus (mgkg <sup>-1</sup> )	اسیدیته pH (1:1)	نیتروژن کل Total nitrogen (%)	هدایت الکتریکی EC (dSm <sup>-1</sup> )	کربن آلی Organic carbon (%)	بافت خاک Soil texture
229	11.1	7.93	0.25	0.36	2.36	Clay loamy

هوا می‌باشد. با افزایش طول دوره رشد محصول در تاریخ کشت ۱۵ فوریه‌ماه نسبت به تاریخ کشت ۱۵ اردیبهشت‌ماه، گیاه تا حدودی توانست فرصت بیشتری جهت تولید و ذخیره‌سازی مواد فتوسنتزی داشته باشد، در حالی که با افزایش درجه حرارت در تاریخ کشت ۱۵ اردیبهشت‌ماه، دوره رشد رویشی گیاه کوتاه‌تر گردید، بنابراین گیاه فرصت کمتری جهت ذخیره‌سازی و انتقال مواد به دانه‌ها داشته است. همچنین، عدم تلقیح کامل گل‌ها به علت دمای بالا، موجب کاهش تولید تعداد دانه در بلال شده است و این امر موجب گردید که عملکرد بلال کاهش یابد (شکل ۱). البته در تاریخ کشت ۱۵ اردیبهشت‌ماه زیر خاکپوش پلاستیک در مقایسه با کشت بدون خاکپوش پلاستیک، گیاه تا حدودی توانسته است با زودرس نمودن، از گرمای آخر فصل رشد رهایی یابد. نارکی و همکاران (۱۶) با بررسی تولید ذرت شیرین زیر خاکپوش پلاستیک در خارج از فصل بیان نمودند که عملکرد بلال در تاریخ کشت زودهنگام نسبت به کشت بعدی افزایش یافت.

همچنین، نتایج آزمایش نشان داد که کم آبیاری سبب کاهش عملکرد بلال در ذرت شیرین گردید (شکل ۱). کاهش عملکرد بلال به دلیل کاهش در اجزای موثر عملکرد از جمله افزایش طول دوره گردهافشانی، ظهور کاکل و در نهایت کاهش تعداد دانه تشکیل شده در بلال بود. قاضیان تفریشی و همکاران (۸) با بررسی سطوح آبیاری در تولید ذرت شیرین بیان کردند که محدودیت آبیاری، عملکرد بلال را کاهش داد که در واقع با نتایج این تحقیق مشابه است. فارسیانی و همکاران (۶) با بررسی اثر تاریخ کاشت و سطوح آبیاری بر عملکرد ذرت شیرین بیان کردند که بیشترین عملکرد بلال زمانی بدست آمد که مرحله گلدهی تسلی، گرده افشاری بلال و مرحله شیری ذرت شیرین با گرمای هوا برخورد نداشته است. کمبود ذخیره آب در طی فصل رشد، منجر به کاهش رطوبت خاک و عملکرد ذرت شیرین گردید (شکل ۱).

نتایج تجزیه آماری داده‌ها نشان داد که برهمکنش سطوح آبیاری و روش‌های کشت بر میزان عملکرد دانه کنسروی ذرت شیرین معنی‌دار گردید (جدول ۲). بیشترین عملکرد دانه کنسروی در تیمارهای I<sub>۱</sub>CT<sub>۱</sub>, I<sub>۱</sub>CT<sub>۲</sub>, I<sub>۲</sub>CT<sub>۱</sub>, I<sub>۲</sub>CT<sub>۲</sub> به ترتیب معادل ۱۴۴۲۰, ۱۴۴۱۴/۴, ۱۳۶۹۱/۷ و ۱۳۵۱۳/۵ کیلوگرم بر هکتار بدست آمد (شکل ۱)، به طوری که تیمارهای مذکور اختلاف معنی‌داری با یکدیگر نداشتند. همچنین بیشترین عملکرد بلال در تیمار I<sub>۲</sub>CT<sub>۳</sub> معادل ۷۰۶۴ کیلوگرم بر هکتار بدست آمد و نیز اختلاف معنی‌داری با تیمار I<sub>۲</sub>CT<sub>۴</sub> نداشت (شکل ۱). در واقع می‌توان اینگونه نتیجه‌گیری نمود که تیمار تامین ۷۵ درصد نیاز آبی گیاه در کشت بذر ذرت شیرین زیر خاکپوش پلاستیک در تاریخ کشت ۱۵ فوریه‌ماه بیشترین عملکرد بلال را داشته است. در حالت کلی، نشاحدود ۷ تا ۱۰ روز و خاکپوش پلاستیک با توجه به تاریخ کاشت حدود ۸ تا ۱۰ روز نسبت به تیمارهای بدون خاکپوش سریعتر وارد مرحله رسیدگی شدند. در تاریخ ۱۵ اردیبهشت‌ماه، بیشترین عملکرد بلال در تیمار کشت نشا ذرت شیرین زیر خاکپوش پلاستیک بدست آمد (شکل ۱).

افزایش عملکرد بلال در کشت زودهنگام، احتمالاً به دلیل مناسب‌تر بودن شرایط محیطی از لحاظ درجه حرارت، رطوبت نسبی طوری که تیمارهای مذکور اختلاف معنی‌داری با یکدیگر نداشتند.

برای اندازه‌گیری درصد کل قند و درصد قندهای ساکارز و فروکتوز در دانه‌های ذرت شیرین تعداد دو عدد بلال بلافلصله پس از برداشت در مرحله خمیری نرم در فریزر منجمد شده و تا مهیا شدن امکانات برای استفاده از روش HPLC<sup>۱</sup> نگهداری شدند. جهت تعیین درصد روغن دانه از دستگاه سوکسله استفاده گردید. میزان نیتروژن دانه با استفاده از روش میکروکجلدال (۲۰) (اندازه‌گیری شد و سپس میزان پروتئین (N×۶/۲۵) محاسبه گردید. تجزیه و تحلیل آماری داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار آماری SAS انجام گردید. میانگین‌ها با استفاده از آزمون LSD در سطح احتمال ۵ درصد، مقایسه گردید. نمودارها با استفاده از نرم‌افزار Excel رسم شدند.

## نتایج و بحث

نتایج تجزیه آماری داده‌ها نشان داد که برهمکنش سطوح آبیاری و روش‌های کشت بر صفات عملکرد بلال، عملکرد دانه کنسروی و بهروری اقتصادی و بیولوژیکی مصرف آب و عملکرد علوفه ذرت شیرین معنی‌دار گردید (جدول ۲).

بیشترین عملکرد بلال در تیمارهای I<sub>۱</sub>CT<sub>۱</sub>, I<sub>۱</sub>CT<sub>۲</sub>, I<sub>۲</sub>CT<sub>۱</sub>, I<sub>۲</sub>CT<sub>۲</sub> به ترتیب معادل ۱۴۴۲۰, ۱۴۴۱۴/۴, ۱۳۶۹۱/۷ و ۱۳۵۱۳/۵ کیلوگرم بر هکتار بدست آمد (شکل ۱)، به طوری که تیمارهای مذکور اختلاف معنی‌داری با یکدیگر نداشتند. همچنین بیشترین عملکرد بلال در تیمار I<sub>۲</sub>CT<sub>۳</sub> معادل ۷۰۶۴ کیلوگرم بر هکتار بدست آمد و نیز اختلاف معنی‌داری با تیمار I<sub>۲</sub>CT<sub>۴</sub> نداشت (شکل ۱). در واقع می‌توان اینگونه نتیجه‌گیری نمود که تیمار تامین ۷۵ درصد نیاز آبی گیاه در کشت بذر ذرت شیرین زیر خاکپوش پلاستیک در تاریخ کشت ۱۵ فوریه‌ماه بیشترین عملکرد بلال را داشته است. در حالت کلی، نشاحدود ۷ تا ۱۰ روز و خاکپوش پلاستیک با توجه به تاریخ کاشت حدود ۸ تا ۱۰ روز نسبت به تیمارهای بدون خاکپوش سریعتر وارد مرحله رسیدگی شدند. در تاریخ ۱۵ اردیبهشت‌ماه، بیشترین عملکرد بلال در تیمار کشت نشا ذرت شیرین زیر خاکپوش پلاستیک بدست آمد (شکل ۱).

افزایش عملکرد بلال در کشت زودهنگام، احتمالاً به دلیل مناسب‌تر بودن شرایط محیطی از لحاظ درجه حرارت، رطوبت نسبی طوری که تیمارهای مذکور اختلاف معنی‌داری با یکدیگر نداشتند.

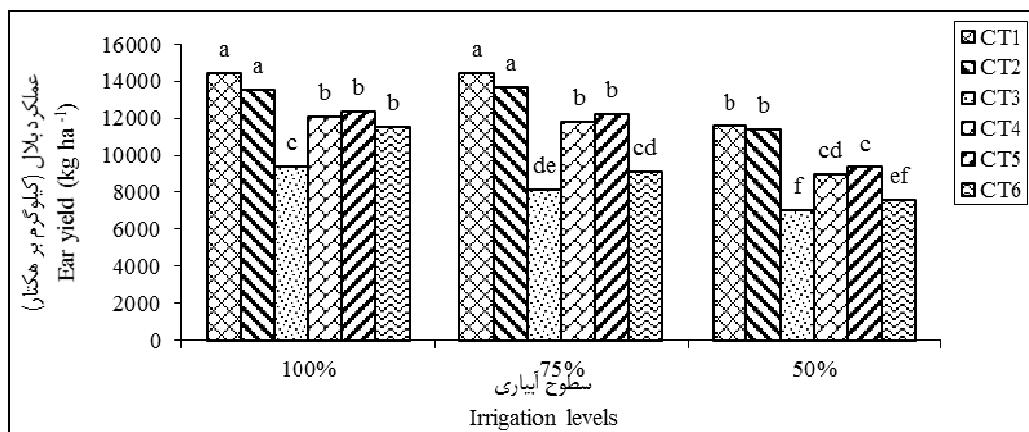
**جدول ۲- تجزیه واریانس بجهودی مصرف آب و عملکرد کمی و کیفی ذرت شیرین تحت تاثیر سطوح مختلف آبیاری و روش‌های کشت**  
**Table 2: Analysis of variance for water use efficiency and quantity and quality yield of sweet corn under the effect of different irrigation levels and cultivation techniques**

Source of variation	df	Ear yield	Canned yield	Water consumption content	Mean square		Coefficient of Variation (%)
					Mean ab	Mean ab صرفه	
Replication	2	4446199.2	5536.8	16.07	0.03	0.113	
Irrigation (I)	2	41241159.0*	1110116.9*	17531094.6**	1.12**	5.140**	
Rep×I	4	3557559.2	2889.2	0.24	0.02	0.042	
Cultivation Techniques (CT)	5	36086818.5**	34928.3**	1780599.99**	1.67**	3.116**	
I×CT	10	1001620.1	3357.2**	65931.69**	0.04**	0.031*	
Error	30	387424.3	534.4	0.19	0.01	0.011	
Coefficient of Variation (%)	-	5.63	5.46	0.01	6.18	4.64	

ادامه جدول ۲- تجزیه واریانس بجهودی مصرف آب و عملکرد کمی و کیفی ذرت شیرین تحت تاثیر سطوح مختلف آبیاری و روش‌های کشت

**Continued Table 2: Analysis of variance for water use efficiency and quantity and quality yield of sweet corn under the effect of different irrigation levels and cultivation techniques**

Source of variation	df	Forage yield	Grain sugar content	Sucrose content	Mean square		Coefficient of Variation (%)
					Mean ab	Mean ab صرفه	
Replication	2	38428.1	0.51	0.26	0.01	2.31	1.23
Irrigation levels (I)	2	452493.6**	4.01*	3.26*	3.06**	2.69**	9.72**
Rep×I	4	16455.9	0.26	0.12	0.01	0.79	0.05
Cultivation Techniques (CT)	5	153849.2**	13.41**	7.81**	0.01ns	0.32ns	7.46**
I×CT	10	26363.9*	0.22**	0.15**	0.01ns	0.16**	1.34**
Error	30	12055.6	0.17	0.12	0.01	0.33	0.62
Coefficient of Variation (%)	-	7.15	6.61	7.77	9.28	11.86	9.79

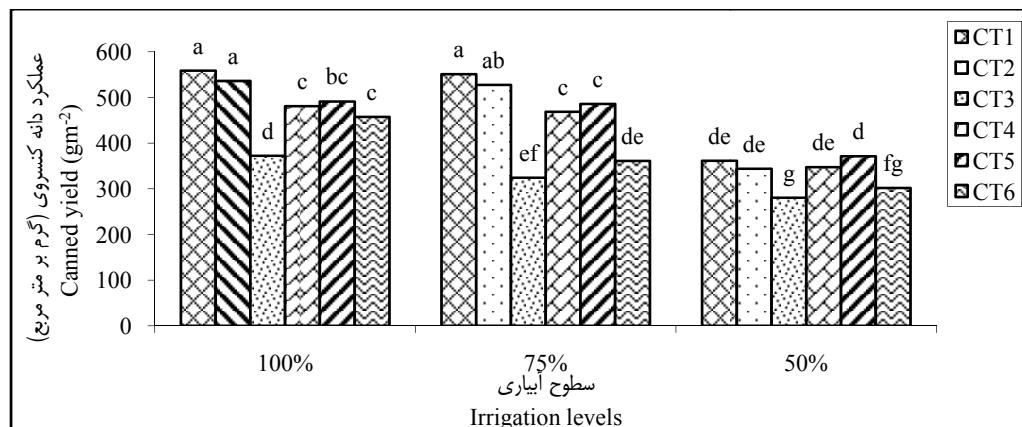


شکل ۱- برهمکنش سطوح آبیاری بر اساس نیاز آبی و روش‌های کشت بر عملکرد بلال ذرت شیرین. میانگین‌های با حروف مشابه برو اساس آزمون LSD اختلاف معنی‌دار ندارند ( $p \leq 0.05$ ).

Figure 1- Interaction irrigation levels based on water requirement and cultivation techniques on ear yield of sweet corn. Means with the similar letters based on LSD test are not significantly different at  $p \leq 0.05$ .

می‌کند. تیمار خاکپوشه پلاستیک در مقایسه با تیمار عدم استفاده از خاکپوشه پلاستیک، به دلیل افزایش تجمع ماده خشک قبل از مرحله تولید ابریشم، باعث افزایش عملکرد دانه ذرت گردید، به طوری که افزایش دما و محتوای آب زیر خاکپوشه پلاستیک منجر به افزایش سرعت تجمع ماده خشک دانه شد (۲۳). در تاریخ کشت ۱۵ اردیبهشت‌ماه در تیمارهایی که زودرسی محصول به وسیله خاکپوشه پلاستیک تسربی گردید، نیز بیشترین عملکرد دانه کنسروی بدست آمد (شکل ۲).

همچنین کمترین عملکرد دانه کنسروی در تیمار I<sub>۳</sub>CT<sub>۳</sub> معادل ۲۸۰/۳ گرم بر متر مربع بدست آمد که اختلاف معنی‌داری با تیمار I<sub>۳</sub>CT<sub>۶</sub> نداشت (شکل ۲). استفاده از بذر و نشا ذرت شیرین زیر بودن شرایط رشدی گیاه زیر خاکپوشه پلاستیک، باعث تسربی رشد و نمو گیاه و نهایتاً افزایش تولید دانه کنسروی گردید. استفاده از خاکپوشه پلاستیک به علت عدم تماس هوای خشک با سطح خاک و تابش خورشیدی به سطح آن، از تبخیر جلوگیری



شکل ۲- برهمکنش سطوح آبیاری بر اساس نیاز آبی و روش‌های کشت بر عملکرد دانه کنسروی ذرت شیرین. میانگین‌های با حروف مشابه بر اساس آزمون LSD اختلاف معنی‌دار ندارند ( $p \leq 0.05$ ).

Figure 2- Interaction irrigation levels based on water requirement and cultivation techniques on canned yield of sweet corn. Means with the similar letters based on LSD test are not significantly different at  $p \leq 0.05$ .

خاکپوشه، سپس حفظ حرارت باشد (۲۶). همچنین با توجه به تاریخ کشت، خاکپوشه پلاستیک دمای خاک مزرعه را حدود ۴-۶ درجه سانتی‌گراد تغییر داد. همچنین کاربرد خاکپوشه پلاستیک نشان داد که

خاکپوشه پلاستیک دمای خاک را حدود ۱/۹ الی ۲/۹ درجه سانتی‌گراد افزایش داد (۲۵) و این امر ممکن است به دلیل دریافت انرژی خورشیدی از طریق خاکپوشه و گرم نمودن هوا و خاک در زیر

بدست آمد و در شرایطی که از خاکپوشه پلاستیک استفاده نشد، بهروری مصرف آب نیز کاهش یافت.

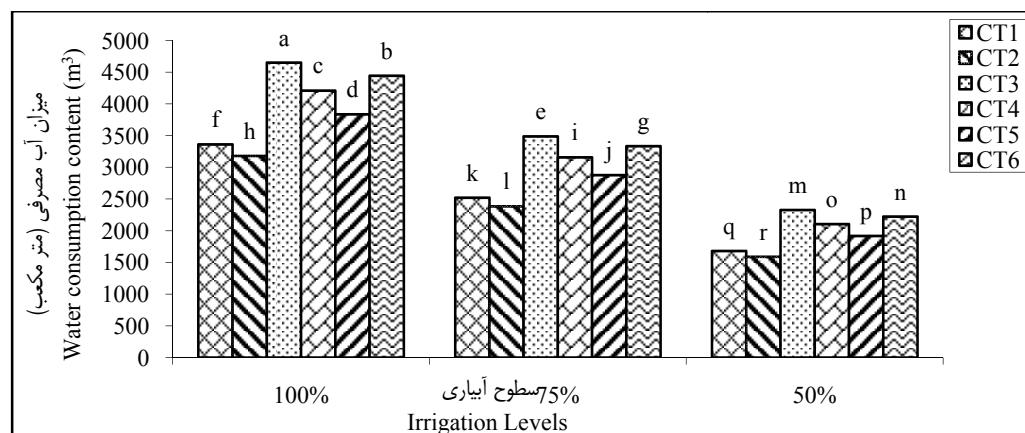
بهروری مصرف آب ذرت، تابع عوامل متعددی از جمله خصوصیات فیزیولوژیکی، ژنتیک، خصوصیات خاک مانند ظرفیت نگهداری آب در خاک، شرایط آب و هوایی و شیوه‌های کشت است. مدیریت آبیاری ذرت در مزرعه را می‌توان با تعادل آب و استفاده از تکنیک‌های پیشرفته جهت برنامه‌ریزی آبیاری در استفاده موثرتر و اقتصادی از منابع آب محدود، بهبود داد. افزایش بهروری مصرف آب از لحاظ نظری می‌تواند در رشد گیاه موثر باشد. همچنین، افزایش بهروری مصرف آب در تولید ماده خشک با استفاده از مقدار آب محدود امکان پذیر است، اما با این حال افزایش مقدار آب، منجر به کاهش بهروری مصرف آب گردید (۲۵).

فاره و فاسی (۵) گزارش نمودند کارآیی مصرف آب در شرایط آبیاری مطلوب، ۱/۸۸ گرم دانه بر لیتر و در شرایط کمیود آب به ۰/۵۰ گرم دانه بر لیتر رسید. به نظر می‌رسد پایین بودن شاخص سطح برگ در شرایط تنش خشکی، باعث کاهش سرعت رشد نسبی و عملکرد دانه و در نتیجه کاهش کارآیی مصرف آب می‌شود. با توجه به عملکرد اقتصادی، تیمار تامین ۷۰ درصد نیاز آبی گیاه جهت تولید ذرت شیرین توصیه شده است (۵).

بیشترین بهروری بیولوژیکی مصرف آب در تیمارهای I<sub>۲</sub>CT<sub>۲</sub> و I<sub>۲</sub>CT<sub>۱</sub> به ترتیب معادل ۳/۶۹ و ۳/۶۴ کیلوگرم بر مترمکعب بدست آمد (شکل ۵)، به طوری که تیمارهای مذکور اختلاف معنی‌داری با یکدیگر نداشتند. همچنین کمترین بهروری بیولوژیکی مصرف آب در تیمار CT<sub>۳</sub> معادل ۱/۳۰ کیلوگرم بر مترمکعب بدست آمد که اختلاف معنی‌داری با تیمار I<sub>۲</sub>CT<sub>۲</sub> نداشت (شکل ۵).

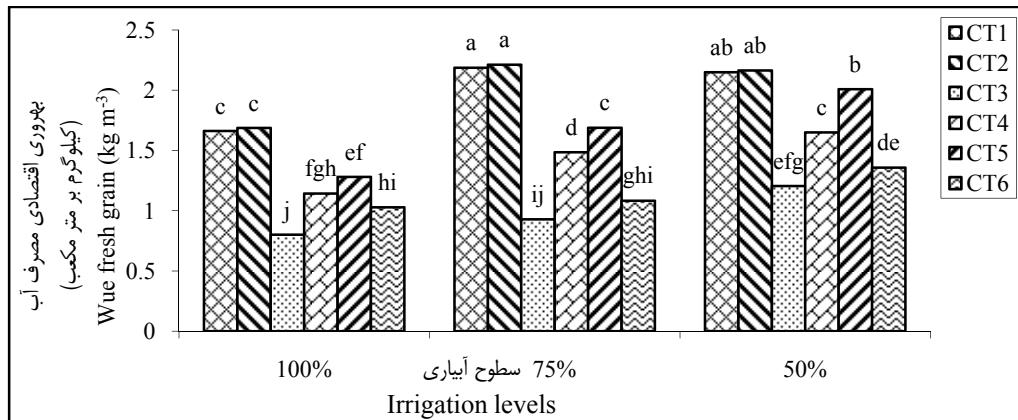
با مصرف آب کمتر به خصوص استفاده از تیمار تامین ۷۵ درصد نیاز آبی و کاهش تبخیر آب از سطح خاک، باعث افزایش عملکرد دانه کنسروی گردد (شکل ۲).

تأثیر سطوح مختلف آبیاری و روش‌های کشت بر میزان آب مصرفی و بهروری اقتصادی و بیولوژیکی مصرف آب معنی‌دار گردید (جدول ۲). بیشترین میزان آب مصرفی در تیمار I<sub>۲</sub>CT<sub>۲</sub>، معادل ۴۶۵۲ متر مکعب بدست آمد (شکل ۳). بیشترین بهروری اقتصادی مصرف آب در تیمارهای I<sub>۲</sub>CT<sub>۲</sub>، I<sub>۲</sub>CT<sub>۱</sub> و I<sub>۲</sub>CT<sub>۱</sub> به ترتیب معادل ۲/۲۱، ۲/۱۶ و ۲/۱۴ کیلوگرم بر مترمکعب بدست آمد، به طوری که تیمارهای مذکور اختلاف معنی‌داری با یکدیگر نداشتند (شکل ۴). همچنین کمترین بهروری اقتصادی مصرف آب در تیمار CT<sub>۳</sub> معادل ۰/۸۰ کیلوگرم بر مترمکعب بدست آمد که اختلاف معنی‌داری با تیمار I<sub>۲</sub>CT<sub>۲</sub> نداشت (شکل ۴). نتایج نشان داد که با کاهش مصرف آب زیر خاکپوشه پلاستیک، می‌توان به حداقل عملکرد دست یافت؛ با کاهش تبخیر آب از سطح خاک به علت وجود خاکپوشه پلاستیک، میزان آب مصرفی معادل ۶۷۶ مترمکعب بر هکتار کمتر شد. در طول روز، زمانی که سطح خاک خشک می‌شود، رطوبت خاک توسط لوله‌های مویین به طرف سطح خاک با سرعت بیشتری منتقل شده و موجب کاهش ذخیره آب موجود در خاک می‌شود. هنگامی که سطح خاک توسط خاکپوشه پلاستیک پوشیده می‌شود، به علت جلوگیری از تبخیر رطوبت سطحی، حرکتاب به سطح خاک توسط لوله‌های مویین کند شده و در نتیجه توزیع رطوبت در خاک یکنواخت می‌شود و نهایتاً رطوبت بیشتری در خاک ذخیره می‌گردد. یاقی و همکاران (۲۴) با بررسی بهروری مصرف آب با استفاده از خاکپوشه پلاستیک بیان کردند که بیشترین بهروری مصرف آب با کاربرد خاکپوشه پلاستیک



شکل ۳- برهمکنش سطوح آبیاری اساس نیاز آبی و روش‌های کشت بر میزان آب مصرفی ذرت شیرین. میانگین‌های با حروف مشابه بر اساس آزمون LSD اختلاف معنی‌دار ندارند ( $p \leq 0.05$ ).

Figure 3- Interaction irrigation levels based on water requirement and cultivation techniques on water consumption sweet corn. Means with the similar letters based on LSD test are not significantly different at  $p \leq 0.05$ .



شکل ۴- برهمکنش سطوح آبیاری بر اساس نیاز آبی و روش‌های کشت بر بهروزی اقتصادی مصرف آب دانه ذرت شیرین. میانگین- های با حروف مشابه بر اساس آزمون LSD اختلاف معنی دار ندارند ( $p \leq 0.05$ ).

**Figure 4- Interaction irrigation levels based on water requirement and cultivation techniques on water use efficiency fresh grain of sweet corn. Means with the similar letters based on LSD test are not significantly different at  $p \leq 0.05$ .**

۱۲۳۷ گرم بر متر مربع بدست آمد (شکل ۶). نتایج آزمایش نشان داد که با کاربرد آبیاری مطلوب (تمامین ۱۰۰ درصد نیاز آبی گیاه) و کشت بذر به روش متداول، گیاه مدت زمان کافی جهت بهره‌برداری از منابع نوری و شرایط رشدی را در اختیار داشته است که نهایتاً منجر به افزایش عملکرد علوفه ذرت شیرین شده است. کشت نشایی در مقایسه با کشت متداول بذر به دلیل زودرسی، باعث کاهش عملکرد علوفه ذرت شیرین گردید (شکل ۶). نشاها حدود ۷ تا ۱۰ روز و بوته‌های زیر خاکپوش پلاستیک با توجه به تاریخ کاشت حدود ۸ تا ۱۰ روز نسبت به تیمارهای بدون خاکپوش سریعتر وارد مرحله رسیدگی شدند. نشاها در ابتدا به دلیل قرار گرفتن در سینی‌های نشا و داشتن بستر مناسب جهت جوانه زدنی و سبز شدن سریعتر، دارای ریشه‌های زیادی بودند. زمانی که نشاها در مزرعه قرار گرفتند، جهت گسترش اندام‌های هوایی، گیاه مواد فتوسترنزی بیشتری را نسبت به تیمار بذری جهت استقرار سریعتر به سمت ریشه‌ها ارسال نمودند. بنابراین، با توجه به وضعیت استقرار بوته‌ها در خاک، بوته‌های نشاها دارای ارتفاع کمتری نسبت به بوته‌های بذری بودند و این نیز به دلیل مصرف بیشتر مواد پرورده توسط ریشه‌ها و زودرسی محصول بود. همچنین در تیمارهایی که خاکپوش پلاستیک بکار رفته بود، بیشترین میزان علوفه بدست آمد (شکل ۶). کاهش شیب جریان حرکت رطوبت از عمق به سطح خاکدر خاکی که سطح آن خشک است، رطوبت خاک توسط لوله‌های مویین به طرف سطح خاک با سرعت بیشتری منتقل شده و موجب کاهش ذخیره آب موجود در خاک می‌شود. هنگامی که سطح خاک توسط خاکپوش پلاستیک پوشیده شود به علت جلوگیری از تبخیر رطوبت سطح خاک، حرکت آب به سطح خاک توسط لوله‌های مویین کند و در نتیجه توزیع رطوبت در خاک یکنواخت شده و رطوبت بیشتری در خاک ذخیره می‌گردد. آب قابل

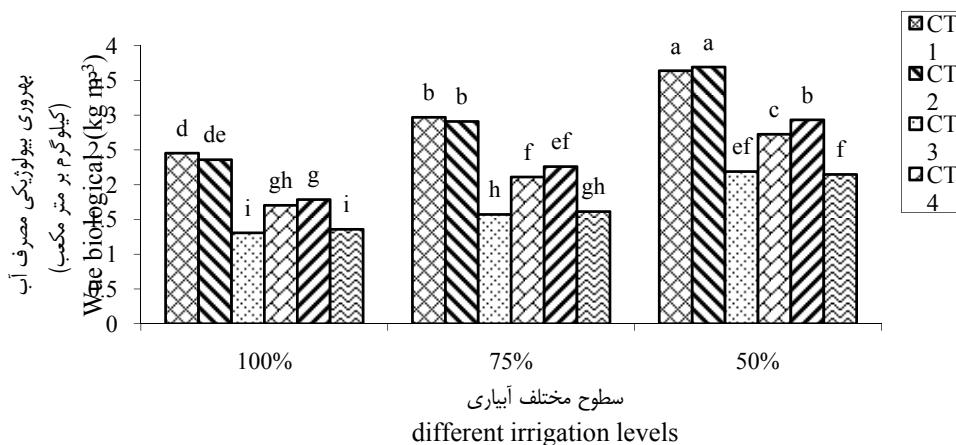
علت افزایش بهروزی بیولوژیکی مصرف آب در تیمار تمامین ۵۰ درصد نیاز آبی گیاه به دلیل مصرف آب کمتر می‌باشد. در تیمارهایی که از مالج پلاستیک استفاده شده است، بهروزی بیولوژیکی مصرف آب نیز افزایش یافته است که به دلیل کاهش از دست دادن آب می‌باشد. ای و همکاران (۲۵) با بررسی عملکرد ذرت زیر مالج پلاستیک بیان کردند که آبیاری در این روش باعث افزایش ۲۳-۲۵ درصدی بهروزی مصرف آب نسبت به سایر تیمارها گردید و احتمالاً به دلیل محدودیت از دست دادن آب از طریق تبخیر و افزایش بهروزی فیزیولوژیکی از طریق افزایش تعرق گیاه است. یاقی و همکاران (۲۴) با ارزیابی بهروزی مصرف آب با استفاده از مالج پلاستیک بیان کردند که بیشترین بهروزی مصرف آب با استفاده از این روش بدست آمد و در شرایطی که از مالج پلاستیک استفاده نگردید، بهروزی مصرف آب نیز کاهش یافت. چینزیا و همکاران (۱۲) با کشت ذرت زیر مالج پلاستیک تحت تاثیر سطوح مختلف آبیاری بیان کردند که کم آبیاری کشت نشا استفاده گردید، بهروزی بیولوژیکی مصرف آب به دلیل مصرف کمتر آب افزایش یافت (شکل ۵).

فانادزو و همکاران (۷) بیان کردند که با کاربرد نشا ذرت با توجه به شرایط آب و هوایی منطقه در مقایسه با کشت متداول حدود ۱۰ الی ۱۵ روز گیاه سریعتر به بلوغ رسید، بنابراین با کاهش طول دوره رشد، مصرف آب در مقایسه با کشت متداول کاهش یافت. با مصرف میزان مشخصی از حجم آبیاری (کم آبیاری منظم) در کشت بذر و نشا ذرت می‌توان در مقدار آب صرفه‌جویی نمود و به میزان قابل توجهی بهروزی آب را افزایش داد (۱۲).

بیشترین میزان عملکرد علوفه در تیمار I<sub>1</sub>CT<sub>1</sub> معادل ۲۰۰۸ گرم بر متر مربع و کمترین میزان عملکرد علوفه در تیمار I<sub>2</sub>CT<sub>6</sub> معادل

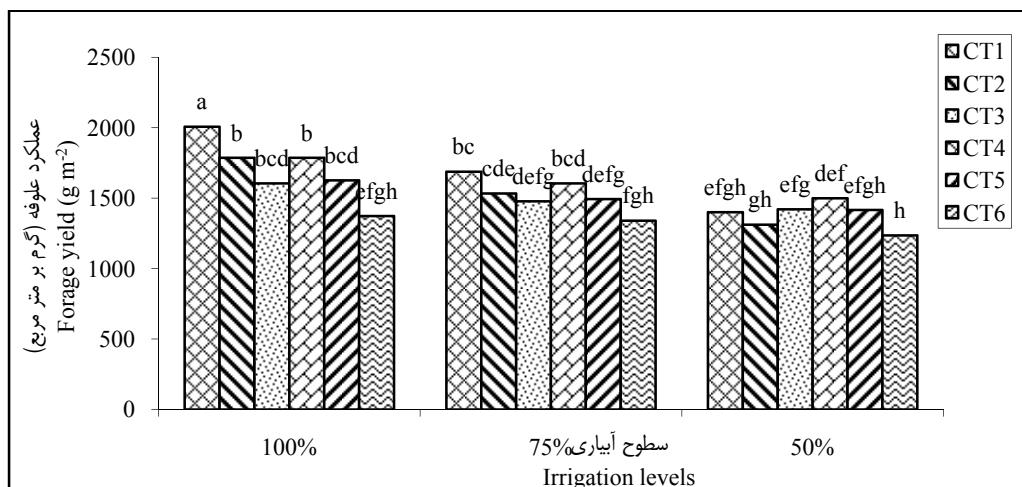
رشد محصول را جهت رسیدن به تراکم مناسب تسريع می‌کند (۲۶) و نهایتاً باعث افزایش جذب نور و حداکثر عملکرد می‌گردد (۱۴).

دسترس در زیر خاکپوشه پلاستیک، رشد و نمو گیاه را با افزایش شاخص سطح برگ و بیوماس ساقه به دلیل باز نمودن روزنه‌ها افزایش داد (۱۸). دمای خاک زیر خاکپوشه پلاستیک، جوانهزنی و



شکل ۵- برهمکنش سطوح آبیاری بر اساس نیاز آبی و روش‌های کشت بر بهرور بیولوژیکی مصرف آب ذرت شیرین. میانگین‌های با حروف مشابه بر اساس آزمون LSD اختلاف معنی‌دار ندارند ( $p \leq 0.05$ ).

Figure 5- Interaction irrigation levels based on water requirement and cultivation techniques on water use efficiency biological of sweet corn. Means with the similar letters based on LSD test are not significantly different at  $p \leq 0.05$ .



شکل ۶- برهمکنش سطوح آبیاری بر اساس نیاز آبی و روش‌های کشت بر عملکرد علوفه ذرت شیرین. میانگین‌های با حروف مشابه بر اساس آزمون LSD اختلاف معنی‌دار ندارند ( $p \leq 0.05$ ).

Figure 6- Interaction irrigation levels based on water requirement and cultivation techniques on fresh yield of sweet corn. Means with the similar letters based on LSD test are not significantly different at  $p \leq 0.05$ .

مقدار کمی از گلوکز، فروکتوز و مالتوزاست و میزان ساکارز در برداشت زودهنگام حدوداً دو برابر بیشتر از زمان برداشت نرمال ذرت شیرین است (۱۳). عمدتاً میزان ساکارز دانه، باعث شیرینی دانه ذرت شیرین می‌گردد. بیشترین میزان ساکارز در تیمار تامین ۱۰۰ درصد نیاز آبی گیاه معادل ۴/۹۲ درصد بود که اختلاف معنی‌داری با تیمار تامین ۷۵

نتایج تجزیه آماری داده‌ها نشان داد تاثیر آبیاری بر صفات میزان کل قند، میزان ساکارز، میزان فروکتوز و پروتئین دانه و روش‌های کشت بر صفات میزان کل قند، میزان ساکارز و پروتئین دانه معنی‌دار گردید (جدول ۲). همچنین تاثیر آبیاری و روش‌های کشت بر میزان روغن دانه معنی‌دار نشد (جدول ۲). قند اصلی ذرت شیرین ساکارز، با

درصد نیاز آبی گیاه، معادل ۴/۱۱ درصد بود (جدول ۳).

درصد نیاز آبی گیاه نداشت، همچنین کمترین آن در تیمار تامین ۵۰

جدول ۳- مقایسه میانگین اثرات ساده سطوح مختلف آبیاری و روش‌های کشت بر عملکرد کیفی ذرت شیرین

Table3- Comparison of the mean effects of different irrigation levels and cultivation techniques on quantity yield of sweet corn

عامل‌های آزمایش	میزان قند دانه	میزان ساکاروز دانه	میزان فروکتوز دانه	میزان روغن دانه (درصد)	میزان پروتئین دانه (درصد)
Experimental Factors	Grain sugar Content (%)	Grain sucrose content (%)	Grain fructose content (%)	Grain oil content (%)	Grain protein content (%)
Different Irrigation Levels					
I <sub>1</sub>	6.66a	4.92a	0.23c	5.25a	7.25b
I <sub>2</sub>	6.54a	4.74a	0.31b	4.82a	8.44a
I <sub>3</sub>	5.79b	4.11b	0.36a	4.48a	8.58a
Cultivation Techniques					
ST <sub>1</sub>	7.41a	5.42a	0.29a	4.92a	7.57b
ST <sub>2</sub>	7.03ab	5.11ab	0.30a	4.78a	7.33b
ST <sub>3</sub>	4.93c	3.54c	0.32a	5.08a	9.36a
ST <sub>4</sub>	7.06ab	5.15ab	0.29a	4.97a	7.56b
ST <sub>5</sub>	6.94b	5.05b	0.29a	4.80a	7.56b
ST <sub>6</sub>	4.62c	3.26c	0.30a	4.54a	9.15a

میانگین‌های با حروف مشابه در هر ستون و برای هر صفت بر اساس آزمون LSD اختلاف معنی‌دار نداشته‌اند ( $p \leq 0.05$ ).Means with the similar letters in the per column and for any trait based on LSD test are not significantly different at  $p \leq 0.05$ .

و کشت بذر زیر مالج پلاستیک در تاریخ ۱۵ فروردین ماه، تامین ۱۰۰ درصد نیاز آبی گیاه و کشت بذر زیر مالج پلاستیک در تاریخ ۱۵ فروردین ماه، تامین ۷۵ درصد نیاز آبی گیاه و کشت نشا زیر مالج پلاستیک در تاریخ ۱۵ فروردین ماه گیاه و کشت نشا زیر مالج پلاستیک در تاریخ ۱۵ فروردین ماه به ترتیب معادل ۱۴۴۲۰، ۱۴۴۱۴/۴، ۱۴۴۱۴/۷، ۱۳۶۹۱/۷، ۱۳۵۱۳/۵ و ۱۳۵۱۳/۵ کیلوگرم در هکتار بدست آمد. استفاده از خاکپوش پلاستیک جهت حصول حداقل عملکرد ذرت شیرین خارج از فصل امکان‌پذیر است؛ این تکنیک باعث می‌شود که با کاهش تبخیر آب از سطح خاک، مصرف آب کمتر شود. میانگین مصرف آب در تیمارهای خاکپوش پلاستیک حدود ۳۴۱۱ و ۲۷۳۵ در تیمارهای بدون خاکپوش پلاستیک حدود ۳۴۱۱ و ۲۷۳۵ در تیمارهای بدون خاکپوش پلاستیک حدود ۱۰/۴ درصد افزایش داد. همچنین با کارآبی مصرف آب را حدود ۴۰/۱ درصد افزایش داد. همچنین کاربرد نشا، کارآبی مصرف آب در مقایسه با تیمار کشت بذر را حدود ۱۰/۴ درصد افزایش داد. همچنین با کاربرد نشا، می‌توان بلوغ گیاه را تسريع نمود و در شرایطی که ممکن است گیاه با شرایط نامطلوب آب و هوایی برخورد نماید، کاربرد نشا طول این فرآیند را کاهش می‌دهد و باعث تولید سریع تر محصول می‌گردد. بیشترین میزان ساکاروز در تیمار تامین ۱۰۰ درصد نیاز آبی گیاه معادل ۴/۹۲ درصد بود. با توجه به بهره‌وری بالای سیستم‌های آبیاری قطره‌ای نواری، جهت صرفه‌جویی در مصرف آب آبیاری و افزایش کارآبی مصرف آب، می‌توان از این سامانه جهت حداقل حصول عملکرد استفاده نمود. در مناطقی که محدودیت آب وجود دارد، جهت تولید حداقل عملکرد کمی و کیفی، تیمار تامین ۷۵ درصد نیاز آبی گیاه و کشت نشا زیر خاکپوش پلاستیک قابل استفاده است.

بیشترین میزان پروتئین دانه در تیمار تامین ۵۰ درصد نیاز آبی گیاه معادل ۸/۵۸ درصد و کمترین آن در تیمار تامین ۱۰۰ درصد نیاز آبی گیاه معادل ۷/۲۵ درصد بدست آمد (جدول ۳). با کاهش رطوبت خاک، میزان پروتئین دانه افزایش معنی‌دار داشت، به طوری که بیشترین میزان پروتئین در تیمار تامین ۵۰ درصد نیاز آبی گیاه بدست آمد، اما بیشترین سطح آبیاری نیز باعث کاهش میزان پروتئین دانه گردید (جدول ۳). در شرایط تنفس رطوبتی، مواد مورد نیاز گیاه به اندازه کافی نمی‌باشد، به طوری که با کاهش انتقال مواد غذایی، توسعه و نمو سلول‌های ساقه و برگ به تاخیر می‌افتد که منجر به کاهش ارتفاع گیاه، سطح برگ و قند دانه می‌شود و نهایتاً تجمع ماده خشک در بذر کاهش ولی میزان پروتئین دانه افزایش می‌یابد (۲) و با انتقال مواد غذایی از برگ، مرگ زودرس برگ حاصل می‌گردد. حاجی حسنی اصل و همکاران (۹) با ارزیابی اثر کم‌آبیاری در ذرت در منطقه خوی بیان کردند که با کاهش سطح آبیاری، میزان پروتئین افزایش یافت. در مناطقی که محدودیت آب وجود داشته باشد، جهت رسیدن به حداقل پروتئین ذرت شیرین، تیمار تامین ۷۵ درصد نیاز آبی به همراه خاکپوش پلاستیک توصیه می‌شود. همچنین، بیشترین میزان پروتئین دانه در تیمار کشت بذر به روشن متداول در تاریخ ۱۵ اردیبهشت ماه معادل ۹/۳۶ درصد بود (جدول ۳)، سایر تیمارها اختلاف معنی‌داری با یکدیگر نداشتند. تنفس آب به ایجاد اختلال در فرایند فتوسنتز، فعالیت آنزیم‌ها و سنتز پروتئین‌های جدید منجر می‌شود که جابجایی متابولیت‌ها را به سمت دانه تحت تاثیر قرار می‌دهند (۲۱).

### نتیجه‌گیری کلی

بیشترین عملکرد بالا در تیمارهای تامین ۷۵ درصد نیاز آبی گیاه

## منابع

1. Alizade A.M. 2005. Soil and plant water relations. MashhadUniv, Iran. (in Persian)
2. Andrade F.H., Sadras V.O., Vega C.R.C. and Echarte L. 2005. Physiological determinant crop growth and yield in maize, sunflower and soybean: their application to crop management, modeling and breeding, Journal of Crop Improvement, 14: 51-101.
3. Bu L., Liu J., Zhu L., Luo S., Chen X. and Li S. 2013. The effects of mulching on maize growth, yield and water use in a semi-arid region, Agriculture Water Management, 123: 71-78.
4. Ertek A. and Kar, B. 2013. Yield and quality of sweet corn under deficit irrigation, Agriculture Water Management, 129: 138-144.
5. Farre I. and Faci J.M. 2006. Comparative response of maize (*Zea mays* L.) and sorghum (*Sorghum bicolor* L. moench) to deficit irrigation in a Mediterranean environment, Agriculture Water Management, 83: 135-143.
6. Farsiani A., Ghobadi M.E. and JalaliHonarmand S. 2011. The effect of water deficit and sowing date on yield components and seed sugar contents of sweet corn (*Zea mays* L.), African Journal of Agriculture Research, 6(26): 5769-5774.
7. Fanadzo M., Chiduza C. and Mnkeni P.N.S. 2010. Comparative performance of direct seeded and transplanted green maize under farmer management in small scale irrigation: a case study of Zanyokwe, Eastern Cape, South Africa, African Journal of Agriculture Research, 5(7): 524-531.
8. GhazianTafreshi S., Ayenehband A., Tavakoli H., KhavariKhorasani S. and Joleini M. 2013. Impact of drought stress and planting methods on sweet corn yield and water use efficiency, Journal of Plant Physiology and Breeding, 3(2): 23-31.
9. Haji HassaniAsl N., MoradiAghdam A., AliabadiFarahani H., Hosseini N. and RassaeiFar M. 2011.Three forage yield and its components under water deficit condition in delaycroppingin Khoy, Iran, Advance Environmental Biology, 5(5): 847-852.
10. Harmanto V.M., Babel M.S.andTantau H.J. 2004. Water requirement of drip irrigated tomatoes grown in greenhouse in tropical environment, Agriculture Water Management, 71: 225-242.
11. Huai-Fu F., Ling D., Chang-Xig D. and Xue W. 2014. Effect of short-term water deficit stress on antioxidative systems in cucumber seedling roots, Botanical Studies, 1: 55-46.
12. Jinxia Z., Ziyong C. and Rui Z. 2012. Regulated deficit drip irrigation influence on seed maize growth and yield under film, Agriculture Engineer, 28: 464-468.
13. Kaukis K. and Davis D.W. 1986. Sweet corn breeding.p. 475-519.In: Bassett M.J. (ed.), Breeding vegetable crops.Westport, AVI.
14. Li S.X., Wang Z.H., Li S.Q., Gao Y.J. and Tian X.H. 2013. Effect of plastic sheet mulch, wheat straw mulch, and maize growth on water loss by evaporation in dry land areas of China, Agriculture Water Management, 116: 39-49.
15. Musavi S.F. and Akhavan S. 2007. Irrigation Principles. Tehran, Kankash Press. (in Persian)
16. Naraki H., Farajee H., MovahediDehnavi M. and Didghah S.K.A. 2012. Sweet corn production off season under plastic mulch in Gachsaran region, Journal of Crop Ecology, 6(2): 201-218. (in Persian with English abstract)
17. Payero J.O., Tarkalson D.D., Irmak S., Davison D. and Petersen J.L. 2009. Effect of timing of a deficit-irrigation allocation on corn evapotranspiration, yield, water use efficiency and dry mass, Agricultural Water Management, 96: 1387-1397.
18. Qin S.H., Zhang J.L., Dai H.L., Wang D.M. and Li D. 2014. Effect of ridge-furrow and plastic-mulching planting patterns on yield formation and water movement of potato in a semi-arid area, Agriculture Water Management, 131: 87-94.
19. Rattin J., Valinote J.P., Gonzalo R. and Di Benedetto A. 2015. Transplant and change in plant density improve sweet maize (*Zea mays* L.) yield, American Journal of Experimental Agriculture, 5(4): 336-351.
20. Simonne A.H., Simonne E.H., Eitenmiller R.R., Mills H.A. and Cresman C. P. 1996. Could the Dumas method replace the Kjeldahl digestion for nitrogen and crude protein determinations in foods, Journal of the Science of Food and Agriculture, 73: 39-45.
21. TagheianAghdam E., Hashemi S.R., Khashei A. and Shahidi A. 2014. Effect of various irrigation treatments on qualitative and quantitative characteristics of sweet corn, International Research Journal of Applied and Basic Science, 8(9): 1165-1173.
22. Vaziri Z., Salamat A.R., Antesari M.R., Moschi M., Heidary N. and DehghaniSanich H. 2008. Plant Evapotranspiration (Instructions calculate crop water requirement). Working Group on the sustainable use of water resources for agricultural production, Iranian National Committee on Irrigation and Drainage. 270 p. (in Persian)
23. Xu J., Li C., Liu H., Zhou P., Tao Z. and Wang P. 2015. The effect of plastic film mulching on maize growth and

- water use in dry and rainy years northeast China, Journal National Basic Research Program of China, 1-14.
24. Yaghi T., Arsalan A. and Naoum F. 2013. Cucumber (*Cucumissativus L.*) water use efficiency under plastic mulch and drip irrigation, Agriculture Water Management, 128: 149-157.
25. Yi L., Shenjiao Y., Shiqing L., Xinping C. and Fand C. 2010. Growth and development of maize (*Zea mays L.*) in response to different field water management practice: Resource capture and use efficiency, Agriculture and Forest Meteorology, 150: 606-613.
26. Zhou L.M., Li F.M., Jin S.L. and Song Y. J. 2009. How two ridges and the furrow mulched with plastic film affect soil water, soil temperature and yield of maize on the semiarid Loess Plateau of China, Field Crops Research, 113: 41-47.



## Effect of Different Irrigation Levels and Cultivation Techniques on Water Use Efficiency and Quantity and Quality yield of Sweet Corn (*Zea mays* var. *saccharata*)

M.J.Fereidooni<sup>1</sup>- H. Farajee<sup>2\*</sup>

Received:05-04-2016

Accepted:19-12-2016

**Introduction:** In Iran, due to reduction of water resources and increasing of water losses in the various methods of the surface irrigation pressurized irrigation methods, especially drip irrigation have got many attentions. Application of the plastic mulch method is used in cultivation of early sweet corn. Application of this technique due to its temperature provides both plant growth and early maturity and then causes the on-time delivery of product to the target market. Additionally, to reduce water consumption, the use of germinated seedlings in the greenhouse and move it under plastic on the farm, productivity will increase. The aim of this study was to evaluate irrigation levels on yield of sweet corn by using plastic mulch, and the feasibility of seedling cultivation to early crop.

**Materials and Methods:** In order to evaluate the effect of different irrigation levels and cultivation techniques on water use efficiency and quality and quantity yield of sweet corn, an experimental program was carried out as split plot in randomized complete blocks design with three replication in Faculty of Agriculture, Research Field Station of Yasouj University in 2015. The main factor consisted of three levels of irrigation: 100 ( $I_1$ ), 75 ( $I_2$ ) and 50 percentage of water requirement ( $I_3$ ) and the sub-factor was including cultivation techniques of sweet corn in six levels: seed cultivation of sweet corn under plastic mulch on 4 April ( $CT_1$ ), seedling cultivation under plastic mulch on 4 April ( $CT_2$ ), seed cultivation to conventional method of sweet corn on 5 May ( $CT_3$ ), seed cultivation of sweet corn under plastic mulch on 5 May ( $CT_4$ ), seedling cultivation of sweet corn under plastic mulch on 5 May ( $CT_5$ ) and seedling cultivation to conventional method of sweet corn on 5 May ( $CT_6$ ).

In order to establish plastic mulch, after seed and seedling cultivation of sweet corn with installation of irrigation tape tubes, steel bars which were made in a semi-circular shape, were placed on rows and plastics were laid on it. After the establishment of the seedling on the farm, the irrigation levels were applied by volumetric counters. When the plant height was equal to the height of plastic tunnels, it was tried to pierce the plastic to grow suitability. During the time of maturity product, a  $2\text{ m}^2$  plot in the middle of farm was selected and the ears were separated and weighed, and the forage yield was weighted. The grains of sweet corn were separated and canned yield was measured. The content of grain sugar, sucrose and fructose were measured by means of HPLC method, and the content of grain nitrogen with using of micro Kjeldahl's method achieved. Statistical analysis was performed using SAS software. The mean values were compared by using LSD multiple range tests at 5% level. Figures were depicted by using of Excel software.

**Results and Discussion:** The results indicated that irrigation interaction and cultivation techniques were significant on ear yield, the canned yield, water use efficiency, and forage yield. The maximum ear yield obtained in treatments of  $I_2CT_1$ ,  $I_1CT_1$ ,  $I_2CT_2$  and  $I_1CT_2$  were equal to 14420, 14414.4, 13691.7 and 13513.5 kg  $\text{ha}^{-1}$ , respectively and the maximum water consumption content for mentioned treatments were equal to 2521, 3362, 2385 and  $3180\text{ m}^3 \text{ ha}^{-1}$ , respectively. The minimum ear yield obtained in treatment of  $I_3CT_3$  was equal to 706 gm $^{-2}$ . Water stress delayed the physiological processes including silk rating and tassel emergence, so that, it reduced growth and plant height and finally led to the reduction of grain yield. The maximum canned yield were obtained in treatment of  $I_1CT_1$ ,  $I_2CT_1$ ,  $I_1CT_2$  and  $I_2CT_2$  equal to 558.7, 551.1, 536.2 and 527.4 gm $^{-2}$ , respectively. Higher grain yield of sweet corn under plastic mulch in comparison with non plastic mulch, was due to increasing of dry matter accumulation before the silk production. It seems that increasing temperature and water content under plastic mulch resulted in an increase in grain dry matter accumulation. The maximum water use efficiency<sub>fresh grain</sub> was obtained in treatment of  $I_2CT_2$ ,  $I_2CT_1$ ,  $I_3CT_2$  and  $I_3CT_1$  equal to 2.21, 2.18, 2.16 and

1 and 2- Ph.D of Crop Physiology and Associate Professor, Department of Agronomy and Plant Breeding, Faculty of Agriculture, University of Yasouj

(\*- Corresponding Author Email: farajeehooshang@yahoo.com)

2.14 kgm<sup>-3</sup>, respectively. With increasing of water consumption water use efficiency<sub>fresh grain</sub> decreased. Maximum forage yield was obtained in I<sub>1</sub>CT<sub>1</sub> equal 2008 gm<sup>-2</sup> and minimum forage yield was obtained in I<sub>3</sub>CT<sub>6</sub> equal 1237 gm<sup>-2</sup>. Available water under plastic mulch, increased plant growth by increasing of leaf area index and shoot biomass due to stomata opening.

The effect of irrigation were significant on grain sucrose percentage, and content of protein. Moreover cultivation techniques effect was also significant on content of grain sugar, sucrose percentage and subsequently the content of grain protein. The maximum grain sucrose percentage was for treatment of 100% water requirement of sweet corn which was equal to 4.92%. Treatment of 75 percentage water requirement, also, the minimum grain sucrose percentage equal to 4.11% was obtained in treatment of 50 percentage water requirement. Retaining of moisture increased the amount of sugar and grain sucrose content. The maximum content of grain protein was equal to 11.41% in treatment of 100 percentage water requirements; also the minimum content of grain protein equal 8.58% was obtained in treatment of 50 percentage water requirement.

By reducing soil moisture, the content of protein and sugar grain increased, so the maximum content of grain protein and sugar were obtained in treatment of 50 percentage water requirement, although the maximum levels of irrigation reduced the content of protein and sugar. Under stress conditions, the plant material requirement is not enough, so by reducing nutrient transport, the leaf and stem cell development delayed, resulting in reduced plant height, leaf area, the content of grain protein, sugar. Finally, dry matter accumulation in the grain decreases with the transfer of nutrients from the leaves, and then it caused early death the leaf.

**Conclusions:** Application of seedling and plastic mulch accelerated plant growth, its development and then it was out of season production. If there are not water restrictions, application of treatment of 100 percentage water requirement of sweet corn with plastic mulch is desirable to maximum yield produce. Average of water consumption was in treatments of plastic mulch and non-plastic mulch equal to 2735 and 3411 m<sup>3</sup> respectively. Maximum content of grain protein and sucrose percentage were obtained in treatments contains plastic mulch. Seedling cultivation in comparison with seed cultivation showed minimum content of grain sugar and grain sucrose percentage. In order to achieve the maximum quality and quantity yield in areas that are faced to water restriction, it is possible to use treatment of 75 percentage of water requirement and seeding cultivation under plastic mulch.

**Keywords:** Deficit Irrigation, Drip Irrigation, Evapotranspiration, Seedling



## مدل سازی اثرات تغییر اقلیم بر نیاز آبیاری و کارایی مصرف آب در گندمزارهای استان خوزستان

رضا دیهیم فرد<sup>۱\*</sup> - حامد عینی نرگسه<sup>۲</sup>- شبین فرشادی<sup>۳</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۶/۱۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۹/۱۵

### چکیده

یکی از مهمترین پیامدهای تغییر اقلیم آینده، تأثیر آن بر مصرف آب در بخش کشاورزی است که می‌تواند مدیریت منابع آب را با چالش‌های جدی روبرو سازد. در این مطالعه به‌منظور پیش‌بینی اثرات تغییر اقلیم بر رشد و نمو گندم در شش شهرستان استان خوزستان شامل اهواز، بهبهان، دزفول، ایذه، راهبرم و امیدیه از مدل گردش عمومی HadCM3 تحت سه سناریوی A1B, A2 و A1B, B1 استفاده شد. برای ریزمقیاس کردن پارامترهای اقلیمی مولد آب و هوایی LARS-WG مورد استفاده قرار گرفت. پس از شبیه‌سازی اقلیم آینده و تولید پارامترهای موردنیاز، شبیه‌سازی رشد و نمو گندم با استفاده از مدل APSIM-Wheat انجام شد. نتایج ارزیابی مدل LARS-WG با استفاده از شاخص NRMSE در شرایط ارزیابی تابش (از ۰/۶۳ درصد تا ۰/۹۸ درصد) و بیشینه (از ۰/۶۳ درصد تا ۰/۱۰۵ درصد) بود در حالی که مقدار این شاخص برای بارندگی (از ۱۱/۴۲ درصد تا ۲۵/۴۷ درصد) در مقایسه با دیگر متغیرها بالاتر بود. نتایج شبیه‌سازی نشان داد که در استان خوزستان عملکرد دانه گندم در شرایط تغییر اقلیم نسبت به دوره پایه به طور میانگین ۱۶ درصد افزایش می‌یابد. با افزایش عملکرد دانه و همچنین کاهش تبخیر-تعرق (کاهش ۵ درصدی در مقایسه با دوره پایه) در شرایط تغییر اقلیم، کارایی مصرف آب ۲۳ درصد افزایش می‌یابد. به طور کلی نتایج این تحقیق نشان داد که با توجه به افزایش دما (۷ درصد)، افزایش غلظت CO<sub>2</sub> (از ۳۳۴ بی.پی.ام به ۵۲۶ بی.پی.ام در سال ۲۰۵۰)، کاهش طول فصل رشد (۷/۷۴ روز) و کاهش تبخیر-تعرق نیاز آبیاری گندم در شرایط تغییر اقلیم آینده ۹ درصد کاهش می‌یابد.

**واژه‌های کلیدی:** سناریوی اقلیمی، شبیه‌سازی، مدل گردش عمومی

مستقیم رشد و عملکرد گیاهان زراعی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (۷). اثرات اولیه افزایش غلظت CO<sub>2</sub> بر گیاهان شامل کاهش هدایت روزنایی و تعرق، افزایش کارایی مصرف آب، سرعت فتوستتر و کارایی مصرف نور بالاتر است (۱۲). لازم به ذکر است که تأثیر نهایی افزایش غلظت CO<sub>2</sub> و تغییرات اقلیمی همراه با آن بر گیاهان زراعی به شرایط محیطی محل مورد نظر بستگی داشته و می‌تواند بسته به منطقه، متفاوت باشد. یکی از مهمترین پیامدهای تغییر اقلیم آینده، تأثیر آن بر مصرف آب کشاورزی است که می‌تواند مدیریت منابع آب را با چالش‌های جدی روبرو سازد. عوامل مختلفی نیاز آبی گیاهان یا تبخیر و تعرق را تحت تأثیر قرار می‌دهد که از جمله می‌توان به پارامترهای اقلیمی نظیر دمای هوای بارش و ساعات آفتابی اشاره کرد. هرگونه تغییر در این پارامترهای اقلیمی در اثر تغییر اقلیم بر تبخیر-تعرق گیاه نیز اثرگذار خواهد بود (۲).

تغییر اقلیم می‌تواند بر آب قابل دسترس برای کشاورزی تأثیر

طبق آخرین گزارش هیئت بین دولتی تغییر اقلیم افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای باعث افزایش قابل توجهی در دمای کره زمین از اواسط قرن بیستم شده است (۱۹). همچنین گزارش شده است که متوسط دمای جهانی در پایان قرن جاری ۱/۱ تا ۶ درجه سانتی‌گراد افزایش خواهد یافت (۳۲). فرآیندهای تغییر اقلیم شامل افزایش غلظت CO<sub>2</sub> اتمسفری، دما و نیز نوسان بارندگی است، که به طور

۱ و ۳- استادیار و دانشآموخته‌اکولوژیک، گروه کشاورزی اکولوژیک، پژوهشکده علوم محیطی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران  
\* - نویسنده مسئول: (Email: deihim@sbu.ac.ir)  
۲- دانشجوی دکتری زراعت، گروه زراعت، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران

DOI: 10.22067/jsw.v31i4.58046

4- Intergovernmental Panel on Climate Change

تبخیر-تعرق و بهبود عملکرد گندم در نواحی شمالی چین کمک می‌کند. در یک مطالعه دیگر یانگ و همکاران (۴۴) کارایی مصرف آب را در گندم دیم مناطق نیمه‌خشک بررسی کردند. به طور کلی نتایج آن‌ها نشان داد که کارایی مصرف آب در شرایط تغییر اقلیم نسبت به دوره پایه  $1/3\text{ kg.ha}^{-1}$ - $7/7\text{ mm}^{-1}$  افزایش می‌یابد.

استان خوزستان یکی از مهم‌ترین مناطق تولیدی محصولات کشاورزی و به طور خاص گندم در کشور است به طوری که ۱۵/۷۳ درصد از کل تولید گندم آبی را داشته و  $8/85$  درصد از کل زمین‌های قابل کشت کشور در این استان قرار دارد (۴). بنابراین می‌توان بیان کرد که بخش عمده‌ای از آب مصرفی کشاورزی در این استان مصرف می‌شود. همچنین با توجه به رشد جمیعت و افزایش تقاضا برای مواد غذایی و همچنین وضعیت کشور در منابع آب، اهمیت آب به عنوان مهم‌ترین عنصر در کشاورزی از دیدگاه تعیین الگوی کشت و افزایش بهره‌وری در استفاده از آب بیش از پیش نمایان می‌شود (۳۰). لذا بررسی اثرات تغییر اقلیم بر تولید گندم در استان خوزستان به عنوان قطب تولید این محصول و نیاز آبی این گیاه در آینده ضروری خواهد بود. در همین راستا این تحقیق به منظور شبیه‌سازی رشد و نمو گندم آبی در شرایط تغییر اقلیم و محاسبه کارایی مصرف آب و نیاز آبیاری آن در این استان به انجام رسید.

## مواد و روش‌ها

تحقیق حاضر در شش شهرستان استان خوزستان شامل اهواز، بهبهان، ذوق‌الله، ایذه، امیدیه و رامهرمز به انجام رسید. مشخصات گرفتاریابی ایستگاه‌های موردمطالعه در جدول ۱ نشان داده شده است. استان خوزستان با مساحت  $۶۰۰۵۷$  کیلومتر مربع چهار درصد از مساحت ایران را به خود اختصاص داده است و در محدوده  $۲۹^{\circ}$  و  $۵۸'$  تا  $۳۲^{\circ}$  و  $۵۸'$  شمالی از خط استوا و  $۴۷^{\circ}$  و  $۴۲'$  تا  $۵۰^{\circ}$  و  $۳۹'$  از نصف‌النهار گرینویچ قرار دارد (شکل ۱). بیشترین سطح برداشت شده محصولات زراعی آبی متعلق به این استان می‌باشد به طوری که دارای  $۱۳/۵۸$  درصد از سطح اراضی کشت آبی کشور در این استان قرار دارد. همچنین بیشترین میزان تولید محصولات زراعی آبی در کشور متعلق به استان خوزستان با تولید  $۱۸/۳۷$  درصد می‌باشد. گندم آبی یکی از محصولات رایج این استان است و میانگین عملکرد دانه در این استان  $۳۰۳۸۸$  کیلوگرم در هکتار است (۴).

در تحقیق حاضر به منظور شبیه‌سازی اقلیم آینده تحت سه مدل مختلف، داده‌های بلندمدت روزانه شامل دمای کمینه، دمای بیشینه، تعداد ساعت‌های آفتابی و بارش از سازمان هواشناسی کشور جمع‌آوری شد.

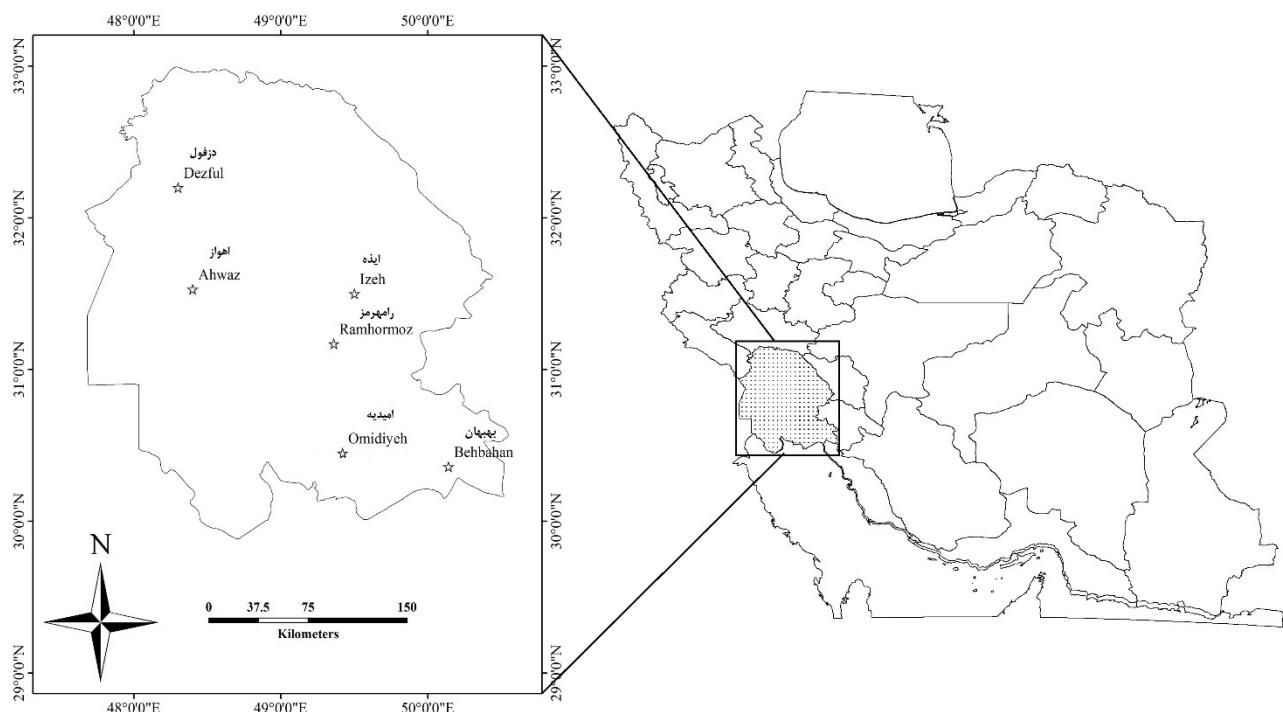
گذاشته و منجر به خشک شدن محیط در مناطق نیمه‌خشک ایران گردد (۲۱). از طرفی مطالعات انجام شده در خصوص تأثیر تغییر اقلیم بر تولیدات کشاورزی در کشورهای در حال توسعه کم می‌باشد. از سوی دیگر این کشورها در مناطق خشک و نیمه‌خشک دنیا واقع شده‌اند که به دلیل ساختار اکولوژیک خود حساسیت شدیدتری به تغییرات اقلیمی دارند. در یک بررسی نهیاندی و سلطانی (۲۷) اثر تغییر اقلیم را بر نمو، نیاز آبیاری و عملکرد سویا در گرگان شبیه‌سازی کردند. نتایج آن‌ها نشان داد که در دمای ثابت با دو برابر شدن غلظت  $\text{CO}_2$  نیاز آبیاری سویا بین  $۳۰$  تا  $۴۰$  میلی‌متر کاهش خواهد یافت. در یک پژوهش دیگر در دشت بیرون‌جند بر گندم و جو، نتایج نشان داد که تحت شرایط تغییر اقلیم آتی به دلیل کاهش زودتر گندم و جو و کوتاه شدن طول دوره رشد آن‌ها، نیاز آبی این گیاهان بین  $۱۹/۵$  درصد (گندم) تا  $۲۲/۵$  درصد (جو) کمتر خواهد شد (۳۱). قربانی و همکاران (۱۵) نیز اثرات تغییر اقلیم را بر نیاز آبی سویا (دیم و آبی) در منطقه گرگان مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها اظهار کردند که با توجه به رایج نبودن کشت دیم سویا در منطقه گرگان می‌توان بیان کرد که تغییر اقلیم تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر نیاز آبی سویا نخواهد داشت. در یک بررسی دیگر در دشت‌های منتخب استان خراسان رضوی نتایج اشرف و همکاران (۵) نشان داد که نیاز آبی گندم و چندرقند در دوره  $۱۳۹۰$  تا  $۱۴۰/۹$  تغییر محسوسی نسبت به دوره پایه نخواهد داشت. در حقیقت در این دشت‌ها، افزایش بارندگی آتی با افزایش دمای کمینه و بیشینه و در نتیجه دمای متوسط هوا که منجر به تبخیر-تعرق بیشتر گیاه می‌شود، جبران خواهد شد. استثنائاً در تربت جام با افزایش ساعت آفتابی و در نتیجه کاهش بارش در  $۲۰$  سال آتی، نیاز آبی هر دو گیاه تحت هر سه سناریوی A2، A1B و B1 افزایش خواهد یافت و میزان این افزایش در دوره رشد گندم به ترتیب برابر  $۱۴$ ،  $۱۷$  و  $۱۸$  درصد و در دوره رشد چندرقند به ترتیب  $۱۹$ ،  $۱۸$  و  $۱۸$  درصد بود.

در مناطق مختلف دنیا نیز مطالعاتی در زمینه تأثیر تغییر اقلیم بر نیاز آبی گیاهان انجام شده است. برای مثال وانگ و همکاران (۴۰) گزارش کردند که تحت شرایط تغییر اقلیم در جنوب شرقی استرالیا در شرایط اقلیمی مرطوب، کارایی مصرف آب گندم  $۷-۲۰$  درصد افزایش می‌یابد اما در مناطق خشک جنوب شرقی استرالیا در کاهش خواهد یافت. در پژوهشی دیگر در چین ال‌وی و همکاران (۲۴) اثرات تغییر اقلیم را بر تولید گندم زمستانه در مناطق تولید عمده گندم این کشور بررسی کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که در شرایط دیم عملکرد گندم در مناطق شمالی چین در آینده ( $۲۰۳۰$ ،  $۲۰۵۰$  و  $۲۰۷۰$ ) کاهش می‌یابد در حالی که در مناطق جنوبی افزایش می‌یابد. آن‌ها همچنین بیان کردند که عملکرد گندم در شرایط آبیاری کامل تقریباً در همه نواحی مورد بررسی افزایش می‌یابد. نتایج این مطالعه نشان داد که افزایش در آبیاری مؤثر در آینده به افزایش

جدول ۱- خصوصیات جغرافیایی ایستگاههای هواشناسی مورد مطالعه در استان خوزستان.

Table 1- Geographical characteristics of selected weather stations for the different regions in Khuzestan province

منطقه location	عرض جغرافیایی Latitude	طول جغرافیایی Longitude	ارتفاع Elevation (m)	دوره شبیه سازی Simulation period
اهواز Ahwaz	31.53	48.40	18	1961-2009
بهبهان Behbahan	30.36	50.14	313	1994-2009
دزفول Dezfoul	32.20	48.30	140	1961-2009
ایذه Izeh	31.50	49.50	835	1993-2009
امیدیه Omidiyeh	30.45	49.42	21	1983-2009
رامهرمز Ramhormoz	31.17	49.36	179	1988-2009



شکل ۱- مختصات جغرافیایی مناطق مورد مطالعه.

Figure 1-The geographical area of the study locations

ایستگاههای هواشناسی کشور مقدار تابش روزانه ثبت نمی شود، لذا با توجه به ثبت تعداد ساعت‌های آفتابی در ایستگاههای هواشناسی، تابش روزانه با استفاده از رابطه آنگستروم تخمین زده شد (۳). در پایان و بعد از بازسازی داده‌های هواشناسی، برای کسب اطمینان از کامل بودن و صحت داده‌ها از نرم‌افزار Tamet (۳۷) استفاده شد. در این نرم‌افزار، ابتدا مقادیر کمینه و بیشینه برای هر متغیر به نرم‌افزار معرفی می‌شود. سپس از داده‌های اقلیمی موجود به عنوان ورودی استفاده

پس از جمع‌آوری این داده‌ها، بهدلیل این‌که در ایستگاههای هواشناسی در بعضی از ماه‌های سال داده هواشناسی ثبت نشده و در برخی موارد داده‌های پرت وجود داشت از این‌رو با استفاده از برنامه WeatherMan<sup>۱</sup> داده‌های پرت و گم شده با توجه به اقلیم گذشته هر منطقه محاسبه و اصلاح شدند. همچنین در بسیاری از

بین مقادیر شبیه‌سازی شده توسط مدل و مقادیر مشاهده شده (واقعی) ضروری است. شاخص‌های متفاوتی برای ارزیابی تفاوت داده‌های مشاهده شده و شبیه‌سازی شده مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این تحقیق از شاخص جذر میانگین مربعات<sup>(۲)</sup> (NRMSE<sup>(۳)</sup>) استفاده شد که اختلاف نسبی بین مشاهدات و داده‌های شبیه‌سازی شده را نشان می‌دهد:

$$\text{NRMSE} = \frac{100}{\bar{O}} \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (S_i - O_i)^2}{n}} \quad (۱)$$

در این رابطه،  $S_i$  و  $O_i$ : به ترتیب داده‌های شبیه‌سازی و مشاهده شده،  $\bar{O}$ : میانگین داده‌های مشاهده شده و  $n$ : تعداد مشاهده‌ها می‌باشد. هرچقدر مقدار این شاخص کمتر و نزدیک به صفر درصد باشد، نشان دهنده دقیق‌تر باشد در شبیه‌سازی متغیرهای اقلیمی است.

### مدل شبیه‌سازی رشد گندم در شرایط تغییر اقلیم آینده

در این تحقیق پس از ارزیابی داده‌های آب و هوایی تولید شده توسط مولد LARS-WG، به منظور شبیه‌سازی رشد و نمو گندم در شرایط تغییر اقلیم و بررسی اثرات بالقوه‌ی آن از مدل APSIM-<sup>۳</sup> APSIM در شرایط پتانسیل استفاده شد. مدل Wheat محققین استرالیایی طراحی شده و از قدرت بالایی برای شبیه‌سازی رشد و نمو گندم را به صورت روزانه شبیه‌سازی می‌کند و به عوامل مختلف از جمله آب و هوا (دما، بارندگی، تابش)، خاک (آب خاک و نیتروژن خاک)، ضرایب ژنتیکی و اطلاعات مدیریتی محصول زراعی پاسخ نشان می‌دهد. جزئیات بیشتر این مدل توسط کیتینگ و همکاران (۲۰) و وانگ و همکاران (۳۹) توصیف و شرح داده شده است. این مدل پیش‌تر برای رقم چمران که یکی از ارقام رایج استان خوزستان می‌باشد و اسنجدی و اعتبار سنجی شده است (۱۱ و ۱۳). خروجی برنامه LARS-WG که شامل پارامترهای اقلیمی روزانه تحت سناریوهای مختلف انتشار بود پس از آماده سازی به عنوان ورودی در مدل APSIM مورد استفاده قرار گرفت. افزون بر این، ورودی‌های دیگر موردنیاز برای اجرای مدل مانند اطلاعات گیاهی و مدیریتی، نیز استفاده شد. این ورودی‌ها شامل ضرایب ژنتیکی رقم چمران (جدول ۲)، تراکم ۳۵۰ بوته در مترمربع، فاصله ردیف ۲۵ سانتی‌متر و تاریخ کشت ۱۵ آبان بود.

پس از اجرای مدل، خروجی‌های موردنظر شامل عملکرد دانه، تبخیر و تعرق، میانگین دما در طول فصل رشد، روز پس از کاشت و آبیاری تجمعی در طول فصل رشد در دوره پایه و شرایط اقلیمی آینده در مناطق مورد بررسی در استان خوزستان تجزیه تحلیل شدند.

2- Normalized Root Mean Square Error

3- Agriculture Production Systems siMulator

می‌شود. در صورتی که داده‌های پرت و خارج از محدوده تعریف شده موجود باشد، این داده‌ها توسط برنامه با رنگ قرمز مشخص می‌شوند.

### شبیه‌سازی اقلیم آینده استان با مدل‌های گردش عمومی اتمسفر

در مطالعه حاضر پس از اصلاح و آماده‌سازی داده‌های اقلیمی به منظور شبیه‌سازی اقلیم آینده استان خوزستان از مدل اقلیمی HadCM3 استفاده شد. نقطه ضعف خروجی مدل‌های گردش عمومی، ماهیانه بودن دما و بارش در مقیاس وسیع است، در حالی که برای ارزیابی اثرات تغییر اقلیم به ویژه در مطالعات مربوط به کشاورزی داده‌های اقلیمی در مقیاس روزانه نیاز است. به همین منظور از تکنیک ریزمقیاسی استفاده شد (۴۲). یکی از معروف‌ترین مولدات آب و هوایی که در آن از تکنیک ریزمقیاس کردن استفاده می‌شود<sup>(۴)</sup> LARS-WG است که در مطالعه حاضر از این مولد استفاده شد.

از آنجاکه روند آینده انتشار گازهای گلخانه‌ای از قطعیت کافی برخوردار نیست، به همین دلیل برای مطالعات تغییر اقلیم از سناریوهای مختلف، معمولاً با طول دوره‌های مختلف استفاده می‌شود (۱). در این تحقیق از سه سناریوی انتشار A1B، B1 و A2 برای پیش‌بینی اقلیم آینده (دوره ۲۰۴۶-۶۵) مناطق موردمطالعه استفاده شد. سناریوی SRES-A2 شرایط ناهمگون جهان را با نزدیکی آهسته نشان جمعیت، توسعه اقتصادی اندک و تغییر تکنولوژیکی میدهد (۲۹). سناریوی SRES-B1 جهان همگرایی را که پیک جمعیت در اواسط قرن و تغییرات سریع در ساختارهای اقتصادی خدمات و اطلاعات اقتصادی است تعریف می‌کند (۴۱) و سناریوی SRES-A1B جهان را با رشد اقتصادی سریع، پیک جمعیت جهانی در اواسط قرن و تکنولوژی‌های کارآمدتر بر اساس یک ترکیب انرژی متوالzen توصیف می‌کند (۲۸). لازم به ذکر است که غلظت CO<sub>2</sub> در شرایط تغییر اقلیم آینده در مقایسه با دوره پایه افزایش می‌یابد. بر همین اساس در این تحقیق غلظت CO<sub>2</sub> در دوره ۲۰۴۶-۶۵ تحت سناریوهای A1B، B1 و A2 به ترتیب ۴۹۲، ۵۴۱ و ۵۴۵ قسمت در میلیون نظر گرفته شد (۲۶).

خروچی LARS-WG شامل تابش، بارش، دمای کمینه و بیشینه در مقیاس روزانه در هر ایستگاه هواشناسی بود که این پارامترها در ادامه به عنوان ورودی در مدل شبیه‌سازی رشد گندم مورد استفاده قرار گرفتند.

**اعتبار سنجی مدل اقلیمی**  
به طور کلی در مطالعات اقلیمی با استفاده از LARS-WG مقایسه

1- Long Ashton Research Station Weather Generator

جدول ۲- ضرایب ژنتیکی رقم گندم چمران (۱۱).

Table 2- Genetic coefficients of wheat cultivar 'Chamran' (11)

Abbreviation	Value	Unit
حساسیت به بهاره‌سازی vern_sens	2.5	-
حساسیت به طول روز photop_sens	3.5	-
تعداد دانه در هر گرم از ساقه grains_per_gram_stem	22	Kernel/g stem
زمان حرارتی در پایان مرحله جوانی tt_end_of_juvenile	380	°Cd
زمان حرارتی در مرحله شروع گلدهی tt_floral_initiation	500	°Cd
زمان حرارتی در مرحله شروع پر شدن دانه tt_start_grain_fill	545	°Cd
بیشینه اندازه دانه max_grain_size	0.044	g
وزن ساقه در بوته stem_wt	3.5	g plant <sup>-1</sup>

متغیرها بیشتر بود. در خصوص دلیل دقت کمتر مدل در شبیه‌سازی بارش می‌توان به نوسانات بالای این متغیر در مناطق خشک و نیمه‌خشک اشاره کرد. نتایج مطالعات مختلف نیز نشان‌دهنده همین موضوع است که مولد آب و هوایی LARS-WG در شبیه‌سازی بارش در مقایسه با دیگر متغیرهای اقلیمی از دقت کمتری برخوردار است (۱۳، ۱۴ و ۳۱).

در داخل کشور مطالعات مختلفی با استفاده از مدل‌های اقلیمی و مولد آب و هوایی LARS-WG انجام شده است. نتایج این مطالعات حاکی از مناسب بودن این مدل‌ها برای مطالعات تغییر اقلیم در ایران است (۱۰، ۱۳ و ۱۴).

### عملکرد دانه، تبخیر-تعرق و کارایی مصرف آب در دوره

#### پایه و آینده

در مطالعه حاضر پس از شبیه‌سازی اقلیم آینده مناطق مورد بررسی، رشد و نمو گندم در طول فصل رشد با استفاده از مدل APSIM-Wheat شبیه‌سازی شد. نتایج شبیه‌سازی مدل APSIM-Wheat در دوره پایه و آینده در جدول ۴ نشان شده است.

نتایج شبیه‌سازی مدل APSIM-Wheat در دوره پایه نشان داد که بیشترین عملکرد دانه در شهرستان‌های مورد بررسی در ایذه (۶۷۶۷/۲ کیلوگرم در هکتار) و کمترین مقدار عملکرد دانه در امیدیه (۵۲۳۰/۲ کیلوگرم در هکتار) بهدست آمد. با توجه به جدول ۴ دلیل بالا بودن عملکرد دانه گندم در شهرستان ایذه در دوره پایه مناسب

لازم به ذکر است که رشد و نمو گندم در دوره پایه و شرایط تغییر اقلیم، با درنظر گرفتن افزایش غلظت CO<sub>2</sub> و دما و اثرات متقابل این دو متغیر شبیه‌سازی شد. همچنین برای محاسبه کارایی مصرف آب از رابطه زیر استفاده شد (۸):

$$WUE = \frac{Y}{ET} \quad (2)$$

در این رابطه Y: عملکرد دانه شبیه‌سازی شده (کیلوگرم در هکتار) و ET: تبخیر-تعرق شبیه‌سازی شده (میلی‌متر) در طول فصل رشد (از کاشت تا برداشت) می‌باشد. در پایان تمامی صفات شبیه‌سازی شده با مدل APSIM-Wheat، با استفاده از نرم‌افزارهای SAS (۳۳) و SigmaPlot (۳۵) تجزیه و تحلیل شدند.

### نتایج و بحث

#### ارزیابی مدل اقلیمی

به طور کلی نتایج ارزیابی داده‌های اقلیمی شبیه‌سازی شده توسط مدل اقلیمی و مقادیر واقعی نشان داد که مدل مقادیر تابش، دمای کمینه و بیشینه در همه مناطق مورد بررسی را به خوبی شبیه‌سازی می‌کند اما دقتان در شبیه‌سازی بارش در مقایسه با دیگر متغیرهای اقلیمی نسبتاً کمتر بود (جدول ۳). نتایج ارزیابی مدل با استفاده از رابطه ۲ حاکی از دقت بالای مدل در شبیه‌سازی تابش (از ۰/۶۳ درصد تا ۱/۶۷ درصد)، دمای کمینه (از ۰/۶۳ درصد تا ۱/۹۸ درصد) و بیشینه (از ۰/۶۳ درصد تا ۱/۰۵ درصد) بود در حالی که مقدار این شاخص برای بارندگی (از ۱۱/۴۲ درصد تا ۲۵/۴۷ درصد) در مقایسه با دیگر

دانه گندم افزایش یافت. عملکرد دانه گندم در دوره مورد مطالعه (۶۵-۶۵) و تحت سناریوهای مختلف انتشار  $\text{CO}_2$  نسبت به دوره پایه در تمامی شهرستان‌ها به میزان ۱۶ درصد افزایش یافت (جدول ۴) که به طور کلی می‌توان دلیل این افزایش عملکرد را افزایش غلظت  $\text{CO}_2$  و مناسب شدن شرایط اقلیمی برای رشد و نمو گندم دانست. در شرایط تغییر اقلیم آینده نیز به طور میانگین در همه سناریوها بیشترین عملکرد همانند دوره پایه در شهرستان ایذه (۷۷۵۵/۳ کیلوگرم در هکتار) و کمترین عملکرد دانه در شهرستان امیدیه (۶۲۹۰/۷۶ کیلوگرم در هکتار) مشاهده شد.

بودن دما در طول فصل رشد (۱۳/۱۷ درجه سانتی‌گراد)، طول فصل رشد بیشتر (۱۶۸/۱ روز) و تبخیر-تعرق بیشتر در مقایسه با دیگر شهرستان‌های مورد بررسی است. دلیل عملکرد دانه کمتر در شهرستان‌های امیدیه در دوره پایه بالا بودن دمای طول فصل رشد (۱۶/۱ درجه سانتی‌گراد) طول فصل رشد کم (۱۴۵/۴ روز) و تبخیر-تعرق کم (۴۱۱/۸ میلی‌متر) در طول فصل رشد در مقایسه با دیگر شهرستان‌ها است. نتایج تجزیه همبستگی (جدول ۵) نیز نشانداد که بین صفات مذکور رابطه معکوس و معنی‌داری وجود دارد به این صورت که با افزایش دما و گرم شدن هوا عملکرد دانه کاهشیافت (ضریب همبستگی (-۰/۳۱)). از طرفی با افزایش طول فصل رشد (ضریب همبستگی (۰/۳۴) و تبخیر-تعرق (ضریب همبستگی (۰/۸۴)، عملکرد

**جدول ۳- مقایسه مقادیر مشاهده شده و شبیه‌سازی شده تابش، بارش، دمای کمینه و بیشینه توسط مدل اقلیمی با استفاده از شاخص NRMSE در دوره پایه در استان خوزستان**

**Table 3- Comparison of observed and simulated radiation, precipitation, minimum and maximum temperatures by Normalized Root Mean-Squared Error (NRMSE) in the baseline in Khuzestan province**

Station	Parameter	متغیر	NRMSE (%)
Ahwaz	T min	دما کمینه	1.08
	T max	دما بیشینه	0.69
	Radiation	تابش	1.41
	Precipitation	بارش	21.67
	T min	دما کمینه	1.12
	T max	دما بیشینه	0.76
Behbahan	Radiation	تابش	1.18
	Precipitation	بارش	19.18
	T min	دما کمینه	1.28
	T max	دما بیشینه	1.05
Dezfoul	Radiation	تابش	0.63
	Precipitation	بارش	11.42
	T min	دما کمینه	1.98
	T max	دما بیشینه	0.77
Izeh	Radiation	تابش	1.45
	Precipitation	بارش	15.47
	T min	دما کمینه	0.63
	T max	دما بیشینه	0.66
Omidiyeh	Radiation	تابش	1.67
	Precipitation	بارش	21.9
	T min	دما کمینه	1.04
	T max	دما بیشینه	0.63
Ramhormoz	Radiation	تابش	0.76
	Precipitation	بارش	25.47

جدول ۴- تبخیر-تعرق، روز پس از کاشت، عملکرد دانه، میانگین دما (کاشت تا برداشت) و کارایی مصرف آب در دوره پایه و سناریوهای آینده در مناطق مورد مطالعه

Table 4- Seasonal evapotranspiration, days after sowing, grain yield, average temperature (sowing to harvest) and water use efficiency in the baseline and future scenarios throughout all study locations

Trait	Scenario	منطقه Location					
		Ahwaz	Bebahan	Dezful	Izeh	Omidiyeh	Ramhormoz
میانگین دما از کاشت تا برداشت (درجه سانتی گراد)	Baseline	15.85	15.42	15.05	13.17	16.1	16.1
	B1	16.97	16.19	16.14	13.85	16.94	17.04
	A1B	17.38	16.52	16.57	14.14	17.29	17.39
	A2	17.25	16.49	16.39	14	17.22	17.28
روز پس از کاشت DAP*	Baseline	145.9	149.3	151.9	168.1	145.4	145.1
	B1	138.5	143.3	143.8	161.1	139.7	139.3
	A1B	136.73	141.5	141.7	158.9	138.2	137.8
	A2	137.15	141.6	142.3	159.7	138.4	138.1
عملکرد دانه (کیلوگرم در هکتار)	Baseline	5628.6	5385.1	5659.9	6767.2	5230.2	5800
	B1	6524.1	6392	6580.1	7699	6212.5	6594.7
	A1B	6526.5	6451.6	6504.1	7775.3	6313.3	6631
	A2	6574.6	6438.9	6566.3	7791.6	6346.5	6661.3
تبخیر-تعرق (میلی متر) ET*(mm)	Baseline	419.31	418.13	430.73	441.7	411.8	401.5
	B1	398.01	400.75	409.83	414.39	402.11	379.59
	A1B	390.3	394.9	400.99	406.22	397.56	373.34
	A2	390.84	394.66	401.54	408.07	397.46	373.23
کارایی مصرف آب (کیلوگرم در هکتار بر میلی متر) WUE*(Kg.ha <sup>-1</sup> .mm <sup>-1</sup> )	Baseline	13.42	12.87	13.14	15.32	12.7	14.44
	B1	16.39	15.95	16.05	18.57	15.44	17.37
	A1B	16.72	16.33	16.22	19.14	15.88	17.76
	A2	16.82	16.31	16.35	19.09	15.96	17.84

روز پس از کاشت ET: تبخیر-تعرق WUE: کارایی مصرف آب

\* DAP: Days after sowing, ET: Evapotranspiration, WUE: Water Use Efficiency

نتایج ال ولی و همکاران (۲۴) در چین نشان داد که عملکرد گندم در شرایط آبیاری کامل از شمال به سمت جنوب منطقه مورد بررسی کاوشیافت. دلیل این روند کاهشی، تابش کمتر و فصل رشد کوتاه‌تر به دلیل دمای بالا در جنوب ذکر شد. در یک بررسی دیگر عینی نرگسه APSIM-Wheat و همکاران (۱۳) در استان فارس با استفاده از مدل نشان دادند که در شرایط تغییر اقلیم عملکرد دانه گندم در شرایط آبی در مقایسه با دوره پایه روند افزایشی خواهد داشت. نهندانی و سلطانی در یک بررسی اثر تغییر اقلیم را بر نمو، نیاز آبیاری و عملکرد (۲۷) در گرگان بررسی کردند. نتایج آنها نشان داد که افزایش سه درجه‌ای دما باعث افزایش حدود ۳۰ گرم در مترمربع عملکرد دانه سویا خواهد شد.

نتایج شبیه‌سازی‌ها در این تحقیق همچنین نشان داد بیشترین و کمترین مقدار تبخیر-تعرق در دوره پایه به ترتیب در ایذه (۴۴۱/۷ میلی‌متر) و رامهرمز (۴۰۱/۵ میلی‌متر) بوده است. دلیل اصلی بیشتر بودن مقدار تبخیر-تعرق در طول فصل رشد گندم در شهرستان ایذه طول فصل رشد بیشتر (۱۶۸/۱ روز) در مقایسه با دیگر مناطق است.

در شرایط تغییر اقلیم نیز مقدار این متغیرها (میانگین دما، طول فصل رشد و تبخیر-تعرق) نشان‌دهنده مناسب بودن شرایط برای رشد و نمو گندم در ایذه نسبت به دیگر مناطق است. به طور میانگین در همه سناریوها در شهرستان ایذه دمای طول فصل رشد درجه ۱۳/۹۹ سانتی گراد، طول فصل رشد ۱۵۹/۹ روز و تبخیر-تعرق ۴۰/۵ میلی‌متر به دست آمد. همچنین نتایج شبیه‌سازی حاکی از نامناسب بودن شرایط برای رشد و نمو گندم در امیدیه نسبت به دیگر مناطق است. به طور میانگین در همه سناریوها در شهرستان ایذه دمای طول فصل رشد ۱۳۸/۷۶ میلی‌متر به دست آمد. نتایج تجزیه همبستگی در شرایط تغییر اقلیم نیز (جدول ۶) نشان‌داد که بین صفات مذکور رابطه معنی‌داری وجود دارد به این صورت که با افزایش دما و گرم شدن هوا عملکرد دانه کاهش یافت (ضریب همبستگی -۰/۷۷). از سوی دیگر، با افزایش طول فصل رشد و تبخیر-تعرق، عملکرد دانه گندم افزایش یافت (به ترتیب ضریب همبستگی برابر با +۰/۷۹ و +۰/۵۰).

آینده نیز شرایط به همین شکل بود و به طور میانگین در همه سناریوها بیشترین مقدار کارایی مصرف آب در شهرستان ایذه  $18/93$  کیلوگرم در هکتار به ازای هر میلیمتر آب) و کمترین مقدار در امیدیه  $15/76$  کیلوگرم در هکتار به ازای هر میلیمتر آب) به دست آمد. گندم  $C_3$  گیاهی بوده و در شرایط تغییر اقلیم و افزایش غلظت  $CO_2$  صورت مناسب بودن دمای منطقه، عملکرد آن افزایش می‌یابد ( $13$ ). نتایج بررسی حاضر نیز نشان داد که عملکرد دانه گندم در شرایط تغییر اقلیم افزایش خواهد یافت. همچنین با توجه به نتایج شبیه‌سازی نشان داده شد که تبخیر-تعرق در طول فصل رشد در مناطق مورد بررسی نیز روند کاهشی داشت. بر این اساس، با توجه به معادله کارایی مصرف آب (معادله  $2$ )، به نظر می‌رسد افزایش عملکرد دانه از یک سو  $953/9$  کیلوگرم در هکتار) و کاهش تبخیر-تعرق از سوی دیگر  $24/2$  میلی‌متر، باعث افزایش  $3/24$  کیلوگرم در هکتار به ازای هر میلی‌متر کارایی مصرف آب در آینده شده است. در مطالعه حاضر غلظت  $CO_2$  در سناریوهای مختلف نسبت به دوره پایه افزایش یافته و این افزایش غلظت در طول فصل، رشد و نمو گندم را تحت تأثیر قرار داده است. در شبیه‌سازی رشد و نمو گندم، غلظت  $CO_2$  تحت سناریوهای A1B و A2 به ترتیب به  $492$  و  $545$  و  $541$  قسمت در میلیون در نظر گرفته شده است. این افزایش  $CO_2$  باعث کاهش هدایت روزنه‌ای و تعرق شده ( $9$ ) و درنتیجه فتوسنتر و کارایی مصرف آب را افزایش می‌دهد ( $12$ ). نتایج تجزیه همبستگی (جدول  $5$ ) در دوره پایه نشان داد که رابطه معنی‌داری بین کارایی مصرف آب با تبخیر-تعرق (ضریب همبستگی  $0/40$ ) و عملکرد دانه (ضریب همبستگی  $0/86$ ) در سطح احتمال یک درصد وجود دارد. در شرایط تغییر اقلیم آینده نیز بین کارایی مصرف آب و عملکرد دانه (ضریب همبستگی  $0/81$ ) در سطح احتمال یک درصد وجود نداشت. در سطح احتمال یک درصد تأثیر مشاهده شد (جدول  $6$ ). نتایج یک بررسی نشان داد که تأثیر منفی افزایش دما در گندم توسط افزایش غلظت  $CO_2$  و بارش جریان پذیر است ( $43$ ). آن‌ها بیان کردند که افزایش غلظت  $CO_2$  از طریق افزایش میزان فتوسنتر و کارایی مصرف آب باعث افزایش عملکرد می‌شود. مو و همکاران ( $25$ ) در شمال چین به این نتیجه رسیدند که کارایی مصرف آب گندم ممکن است به ترتیب  $10$  و  $7$  درصد تحت سناریوهای A2 و B1 در شرایط تغییر اقلیم آینده ( $20/20$ ) تا ( $20/80$ ) در مقایسه با دوره پایه ( $19/90$ ) افزایشیافت. در یک مطالعه دیگر یانگ و همکاران ( $44$ ) کارایی مصرف آب را در گندم دیم مناطق نیمه‌خشک بررسی کردند. به طور کلی نتایج آن‌ها نشان داد که کارایی مصرف آب در شرایط تغییر اقلیم نسبت به دوره پایه  $0/7-1/3$  کیلوگرم در هکتار به ازای هر میلی‌متر آب افزایش می‌یابد.

در مورد شهرستان رامهرمز نیز همین موضوع صدق می‌کند، به این صورت که به دلیل طول فصل رشد کم ( $145/1$  روز) مقدار تبخیر-تعرق در مقایسه با دیگر مناطق کمتر است. نتایج جدول همبستگی (جدول  $5$ ) نیز نشان دهنده معنی‌دار بودن رابطه این دو صفت در سطح احتمال پنج درصد می‌باشد (ضریب همبستگی  $17/40$ ). نتایج نشان داد که تبخیر-تعرق تجمعی در آینده تحت سناریوهای مختلف انتشار در مقایسه با دوره پایه کاهش می‌یابد ( $5$  درصد). دلایل مختلفی برای این کاهش وجود دارد که می‌توان به کاهش هدایت روزنه‌ای به دلیل افزایش غلظت  $CO_2$  و کاهش طول فصل رشد در اثر افزایش دما اشاره کرد. در شرایط تغییر اقلیم، به طور میانگین در همه سناریوهای مورد بررسی بیشترین و کمترین مقدار تبخیر-تعرق تجمعی در طول فصل رشد مربوط به ایذه ( $40/9-56$  میلی‌متر) و رامهرمز ( $375/38$  میلی‌متر) بود. نتایج تجزیه همبستگی (جدول  $6$ ) نیز موید رابطه مثبت و معنی‌دار بین این دو صفت در سطح احتمال یک درصد است (ضریب همبستگی  $42/0-40/0$ ).

هر دو متغیر دما و  $CO_2$  از عوامل کلیدی مؤثر بر رشد و نمو گیاهان هستند. دمای بالا به تنها یک و یا همراه با افزایش  $CO_2$  قادر است صفات فیزیولوژیک و مورفوولوژیک متعددی را تحت تأثیر قرار دهد که آن‌ها نیز به نوبه خود رشد و عملکرد نهایی گیاه را متأثر می‌سازند ( $6$ ). غلظت  $CO_2$  و دما در همه نقاط دنیا تقریباً به طور همزمان افزایش می‌یابند، بنابراین اثرات متقابل بین دما و  $CO_2$  در بررسی‌های تغییر اقلیم و اثرات این پدیده بر تولید کشاورزی حائز اهمیت هستند ( $22$ ). گرم شدن هوا به تنها یک تبخیر-تعرق را افزایش می‌دهد، در حالی که هدایت روزنه‌ای کمتر ناشی از افزایش غلظت  $CO_2$  و کاهش طول فصل رشدناشی از افزایش دما، از افزایش تبخیر-تعرق تجمعی در طول فصل رشد گیاه جلوگیری خواهد کرد ( $25$ ) (کوچکی و همکاران ( $21$ ) در یک پژوهش در ایران نشان دادند که تبخیر-تعرق نخود در شرایط تغییر اقلیم در مقایسه با دوره پایه کاهش یافتا اما مقدار این متغیر در آفتابگردان افزایشی بود. نتایج الوی و همکاران ( $24$ ) در یک مطالعه در چین بر روی گندم آبی و دیم نشان داد که تبخیر-تعرق تجمعی در طول فصل رشد در بیشتر مناطق مورد بررسی تحت شرایط تغییر اقلیم آینده گندم آبی و دیم افزایش خواهد یافت. آن‌ها بیان کردند که الگوی مکانی تغییرات تبخیر-تعرق تجمعی کاملاً با الگوی مکانی تغییر عملکرد دانه گندم آبی و دیم مشابه است.

نتایج این تحقیق نشان داد که در دوره پایه کمترین کارایی مصرف آب در مناطق مورد بررسی در امیدیه ( $12/7$  کیلوگرم در هکتار به ازای هر میلی‌متر آب) و بیشترین مقدار در ایذه ( $15/32$  کیلوگرم در هکتار به ازای هر میلی‌متر آب) مشاهده شد. در شرایط تغییر اقلیم

جدول ۵- همبستگی بین صفات مختلف در دوره پایه در استان خوزستان  
Table 5- Correlation between different traits in the baseline in Khuzestan province

	عملکرد دانه	دما	نیاز آبیاری	تبخیر-تعرق	روز پس از کاشت
	Grain yield	Temperature	Irrigation requirement	ET	WUE
	DAP				
عملکرد دانه	1				
Grain yield					
دما	-0.31**	1			
Temperature					
نیاز آبیاری	0.43**	0.19*	1		
Irrigation requirement					
تبخیر-تعرق	0.84**	-0.15*	0.73**	1	
ET					
کارایی مصرف آب	0.81**	-0.36**	-0.01ns	0.40**	1
WUE					
روز پس از کاشت	0.34**	-0.92**	-0.19*	0.17*	0.39**
DAP					1

ns: عدم تفاوت معنی دار \*تفاوت معنی دار در سطح احتمال پنج درصد \*\*تفاوت معنی دار در سطح احتمال یک درصد

ns: No significant difference; \*significant difference at 0.05 probability level; \*\*significant difference at 0.01 probability level.

جدول ۶- همبستگی بین صفات مختلف تحت شرایط تغییر اقلیم در استان خوزستان

Table 6- Correlation between different traits under climate change in Khuzestan province

	عملکرد دانه	دما	نیاز آبیاری	تبخیر-تعرق	روز پس از کاشت
	Grain yield	Temperature	Irrigation requirement	ET	WUE
	DAP				
عملکرد دانه	1				
Grain yield					
دما	-0.77**	1			
Temperature					
نیاز آبیاری	-0.14**	0.34**	1		
Irrigation requirement					
تبخیر-تعرق	0.50**	-0.44**	0.36**	1	
ET					
کارایی مصرف آب	0.86**	-0.63**	-0.37**	-0.01ns	1
WUE					
روز پس از کاشت	0.79**	-0.98**	-0.37**	0.42**	0.67**
DAP					1

ns: عدم تفاوت معنی دار \*تفاوت معنی دار در سطح احتمال پنج درصد \*\*تفاوت معنی دار در سطح احتمال یک درصد

ns: No significant difference; \*significant difference at 0.05 probability level; \*\*significant difference at 0.01 probability level.

بررسی نسبت به دوره پایه ۱۴/۲۸ میلی متر کاهش یافت. دلایل اصلی این کاهش را همانطور که قبل از نیز اشاره شد، می‌توان به کاهش هدایت روزنامه‌ای ناشی از افزایش غلظت  $\text{CO}_2$  و نیز کاهش طول فصل رشدناشی از افزایش دماسخت است. برای مثال کوچکی و همکاران (۲۲) نشان دادند که در شرایط تغییر اقلیم در مشهد با متوسط افزایش دمای  $3/3$  درجه‌سانتی گراد، تبخیر و تعرق گندم کاهش خواهد یافت. آن‌ها بیان کردند که با وجود افزایش دما و نیاز به تبخیر بیشتر، به دلیل افزایش غلظت  $\text{CO}_2$  و در نتیجه افزایش مقاومت روزنامه‌ای مقدار تعرق کاهش می‌یابد. به طور متوسط کمترین و بیشترین مقدار تعرق

تعرق و نیاز آبیاری گندم در دوره پایه و آینده نیاز آبی گیاه نشان‌دهنده مقدار آب مورد نیاز است که گیاه مورد نظر در کل فصل رشد برای رشد کامل و محصول دهی به آن نیاز دارد. با توجه به مقدار تعرق گیاه در طول فصل رشد، نتایج شبیه‌سازی ها نشان داد که در شرایط تغییر اقلیم نسبت به دوره پایه نیاز آبیاری گندم کاهش می‌یابد (جدول ۷). نتایج شبیه‌سازی‌ها نشان داد که در دوره پایه بیشترین مقدار تعرق در شهرستان ایذه (۳۰.۹/۹۶ میلی متر) و کمترین مقدار در شهرستان رامهرمز (۲۷۳/۸۱ میلی متر) مشاهده شد. به طور کلی در شرایط تغییر اقلیم مقدار تعرق در همه مناطق مورد

تجمعی در آینده استان خوزستان در شهرستان رامهرمز (۵/۲۵۵) میلی‌متر) مشاهده شد.

## جدول ۷- نیاز آبیاری و تعرق در طول فصل در دوره پایه و سناریوهای آینده در مناطق مورد مطالعه

Table 7- Seasonal irrigation requirement and transpiration during growing season in the baseline and future scenarios throughout all study locations

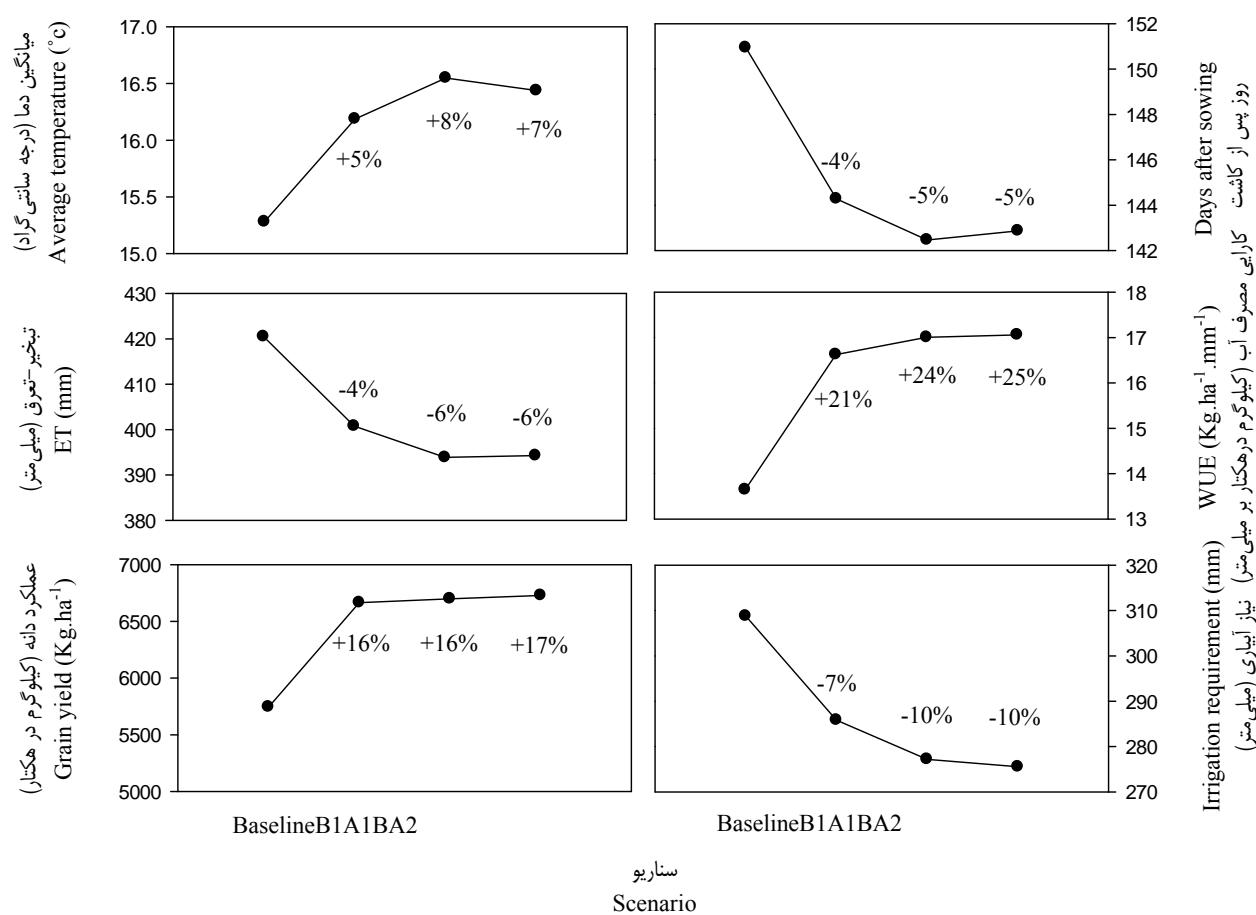
Trait	Scenario	منطقه Location					
		Ahwaz	Bebahan	Dezfoul	Izeh	Omidiyeh	Ramhormoz
Transpiration (mm)	Baseline	289.45	290.58	303.05	309.96	282.32	273.81
	B1	277.85	283.14	292.94	291.11	279.42	258.34
	A1B	272.06	278.78	286.11	285.45	276.24	253.94
	A2	272.57	278.29	286.83	287.02	276.14	254.23
Irrigation requirement (mm)	Baseline	337.28	317.24	301.02	281.99	318.49	296.6
	B1	320.52	304.82	280.71	233.75	306.49	268.67
	A1B	313.17	297.82	271.22	222.38	299.67	259.62
	A2	312.48	295.63	267.84	221.77	298.88	256.58

فصل رشد، تبخیر-تعرق و نیاز آبیاری عملکرد نخود در شرایط آبی کاهش خواهد یافت. نتایج آن‌ها همچنین نشان داد که در همین شرایط، طول فصل رشد آفتاب‌گردان کاهش یافته اما تبخیر-تعرق، نیاز آبیاری و عملکرد دانه افزایش خواهد یافت. نهندانی و سلطانی (۲۷) بیان کردند که تحت شرایط سناریوهای مختلف اقلیمی (کاهش دما، افزایش دما و افزایش  $\text{CO}_2$ ) در گیاه سویا، افزایش یک تا سه درجه سانتی‌گراد دما منجر به افزایش نیاز آبیاری به میزان ۳۰ میلی‌متر خواهد شد. افزایش دما منجر به افزایش در ارتفاع بوته و تعداد شاخه و سطح برگ در سویا شده و بنابراین تعرق در این شرایط افزایش یافته و نیاز آبیاری افزایش می‌یابد. نتایج آن‌ها همچنین نشان داد که افزایش دما از سه تا هشت درجه سانتی‌گراد نسبت به شرایط کنونی سبب کاهش نیاز آبیاری به میزان ۹۰ میلی‌متر خواهد شد. دلیل این کاهش نیاز آبیاری نیز افزایش دما و کاهش طول دوره رشد گیاه بود که باعث شد تعداد دفات آبیاری و نیاز آبیاری سویا کاهش یابد. نتایج آن‌ها همچنین نشان داد که در دمای ثابت با افزایش غلظت  $\text{CO}_2$  از ۳۵۰ به ۷۰۰ پی‌بی‌ام، کاهش بین ۳۰ تا ۴۰ میلی‌متر نیاز آبیاری قابل انتظار می‌باشد. گوهروی و همکاران (۱۶) در اصفهان نشان دادند که نیاز آب آبیاری گندم، جو، ذرت و برنج در شرایط تغییر اقلیم آینده نسبت به دوره پایه افزایش خواهد یافت. آن‌ها بیان کردند که این افزایش نیاز آبیاری به دلیل افزایش دما در آینده بوده است. به‌طور کلی نتایج این تحقیق نشان داد که در استان خوزستان میانگین دما در طول فصل رشد گندم در شرایط تغییر اقلیم تحت سناریوهای A1B، B1 و A2 نسبت به دوره پایه به ترتیب  $0/9$ ،  $0/26$  و  $1/15$  درجه سانتی‌گراد افزایش سرعت رشد، طول فصل رشد نسبت به دوره پایه کاهش می‌یابد. همان‌طور که در شکل ۲ نشان داده شده است

در این مطالعه به‌طور کلی بیشترین و کمترین نیاز آبیاری در دوره پایه بهترتبی در شهرستان‌های اهواز (۲۸ میلی‌متر) و ایذه (۲۸۱/۹۹ میلی‌متر) مشاهده شد. در شرایط تغییر اقلیم نیز مناطق مذکور بیشترین و کمترین نیاز آبیاری را در استان خوزستان به خود اختصاص دادند (جدول ۷). به‌طور میانگین (همه سناریوهای مورد بررسی) نیاز آبیاری در شهرستان اهواز ۳۱۵/۳۹ میلی‌متر در ایذه (۶۵ میلی‌متر) برابر است. نیاز آبیاری دوره ۲۰۴۶-۲۲۵/۹۶ میلی‌متری شد. یکی از دلایل که باعث کاهش نیاز آبیاری گندم در شرایط تغییر اقلیم آینده می‌شود، کاهش طول فصل رشد این گیاه در مناطق مورد بررسی است (جدول ۴). برای مثال رحمانی و همکاران (۳۱) در یک بررسی در بیرجند تحت شرایط تغییر اقلیم (تنها افزایش دما) نتیجه گرفتند که با کوتاه‌تر شدن طول دوره رشد گندم و جو به موازات افزایش بارش‌ها در آینده، میزان نیاز آبی این دو گیاه در کل دوره رشد در مقایسه با دوره پایه ۲۲/۵ درصد کاهش شد. این کاهش برای گندم  $19/5$  و برای جو حدود  $5/1$  درصد می‌یابد. این کاهش برای گندم  $19/5$  و برای جو حدود  $5/1$  درصد در کل دوره رشد خواهد بود. به‌طور کلی در بین همه مناطق و سناریوهای مورد مطالعه در این تحقیق طول فصل رشد در مقایسه با دوره پایه  $5/1$  درصد کاهش نشان داد. کاهش طول فصل رشد نیز همان‌گونه که قبلاً بیان شد به دلیل افزایش دما (جدول ۴) در طول فصل رشد رخ می‌دهد. دلیل دیگر که باعث کاهش نیاز آبیاری گندم در آینده می‌شود، افزایش غلظت  $\text{CO}_2$  و درنتیجه کاهش هدایت روزنگاری (افزایش مقاومت روزنگاری) است که باعث می‌شود کارایی تعرق افزایش یافته و درنهایت تعرق کاهش یابد (۳۶). لازم به ذکر است در این تحقیق هدایت روزنگاری شیوه‌سازی نشده، اما میزان تعرق که تابعی از آن می‌باشد در جدول ۷ ارائه شده است. کوچکی و همکاران (۲۱) در یک مطالعه در ایران مشاهده کردند که در شرایط تغییر اقلیم (افزایش دما و دو برابر شدن غلظت  $\text{CO}_2$ ) در آینده، طول

دلیل افزایش کارایی مصرف آب، افزایش عملکرد و کاهش تبخیر-تعرق بود. عملکرد دانه در شرایط افزایش  $\text{CO}_2$  روند افزایشی خواهد داشت، همان‌طور که قبلاً ذکر شد گندم گیاهی C3 بوده که در صورت مناسب بودن شرایط دمایی در طول فصل رشد، از افزایش غلظت  $\text{CO}_2$  سود خواهد برد و باعث افزایش عملکرد این محصول خواهد شد. در سناریوهای A2 (درصد ۱۷)، A1B (درصد ۱۶) و B1 (درصد ۱۶) عملکرد دانه نسبت به دوره پایه روند افزایشی داشت. نتایج این مطالعه درمجموع نشان داد که در صورت افزایش دما و  $\text{CO}_2$  در استان خوزستان، نیاز آبیاری گندم در مزارع این استان تحت سناریوهای A2، A1B و B1 در مقایسه با دوره پایه به ترتیب ۱۰، ۱۰ و ۷ درصد کاهش خواهد یافت.

تعداد روز پس از کاشت در سناریوهای A2 و A1B (۵-درصد) نسبت به سناریوی B1 (۴-درصد) کاهش بیشتری نشان داده است که دلیل آن، دمای بالاتر سناریوی A2 (۱۶/۴۳ درجه سانتی‌گراد) و A1B (۱۶/۵۴ درجه سانتی‌گراد) نسبت به سناریوی B1 (۱۶/۱۸ درجه سانتی‌گراد) است. نتایج نشان داد که تبخیر-تعرق در آینده نسبت به دوره پایه به دلیل افزایش غلظت  $\text{CO}_2$ ، کاهش هدایت روزنه‌ای و همچنین طول فصل رشد کمتر کاهش می‌یابد. لازم به ذکر است که این کاهش در سناریوهای A2 و A1B (۶-درصد) نسبت به سناریوی B1 (۴-درصد) بیشتر است. کارایی مصرف آب در شرایط تغییر اقلیم تحت سناریوهای B1 (۲۱ درصد)، A1B (۲۴ درصد) و A2 (۲۵ درصد) نسبت به دوره پایه روند افزایشی داشت.



شکل ۲- تغییرات عملکرد دانه، تبخیر و تعرق تجمعی در طول فصل رشد، متوسط دما از کاشت تا برداشت، نیاز آبیاری، کارایی مصرف آب و روز پس از کاشت گندم از دوره پایه به سمت سناریوهای آینده در استان خوزستان

Figure 2- Changes in grain yield, seasonal cumulative ET, average temperature (sowing to harvest), irrigation requirement, water use efficiency and days after sowing from the baseline toward future scenarios in Khuzestan province

$\text{CO}_2$  بر کارایی مصرف آب، نیاز آبی و رشد و نمو گندم آبی در استان خوزستان مورد بررسی قرار گرفت. نتایج شبیه‌سازی‌ها نشان داد که

نتیجه‌گیری کلی در مطالعه حاضر اثر تغییر اقلیم ناشی از افزایش دما و غلظت

عملکرد دانه و همچنین کاهش تبخیر-تعرق در شرایط تغییر اقلیم، کارایی مصرف آب  $3/24$  کیلوگرم در متربربع افزایش یافته و از  $16/89$  کیلوگرم در هکتار به ازای هر میلی متر در دوره پایه به  $13/64$  کیلوگرم در هکتار به ازای هر میلی متر ( $23$ ) درصد افزایش کارایی کیلوگرم در هکتار به ازای هر میلی متر ( $23$ ) درصد افزایش دما و مصرف آب) در دوره  $2050$  می‌رسد. درنهایت با توجه به افزایش دما و  $CO_2$ ، کاهش طول فصل رشد و کاهش تبخیر-تعرق نتایج نشان داد که نیاز آبیاری گندم در شرایط تغییر اقلیم آینده  $29/26$  میلی متر کاهش یافته و از  $30.8/77$  میلی متر در دوره پایه به  $279/51$  میلی متر در دوره  $2050$  ( $9$ ) درصد کاهش نیاز آبیاری) می‌رسد. با توجه به این که روند تغییر اقلیم در حال وقوع است، و کشور ما در منطقه خشک و نیمه خشک واقع شده و با بحران کم آبی رو به رو خواهد شد، لذا می‌توان با برآوردن نیاز آبیاری و کارایی مصرف آب محصولات مختلف در مناطق مستعد کشاورزی اقدامات لازم برای جلوگیری از هدر رفتار و مدیریت بهینه آن جهت نیل به عملکرد بیشتر گام‌های مؤثری در آینده برداشت.

میانگین دمای طول فصل رشد گندم در استان خوزستان تحت هر سه سناریوی مورد بررسی (B1، A1B و A2)  $1/1$  درجه سانتی گراد افزایش می‌یابد و از  $15/28$  درجه سانتی گراد در دوره پایه به  $16/39$  درجه سانتی گراد ( $7$ ) درصد افزایش دما) در دوره  $2050$  می‌رسد. با افزایش میانگین دما در طول فصل رشد، طول فصل رشد در استان خوزستان  $7/74$  روز کاهش یافته و از  $150/95$  روز در دوره پایه به  $143/21$  روز ( $5$ ) درصد کاهش طول فصل رشد) در دوره  $2050$  می‌رسد. با توجه به این موضوع که دلیل اصلی تغییر اقلیم افزایش غلظت  $CO_2$  است و همچنین C3 بودن گیاه گندم، مقدار تبخیر-تعرق به دلیل کاهش هدایت روزنہای و کاهش طول فصل رشد  $24/2$  میلی متر کاهش یافته و از  $420/52$  میلی متر در دوره پایه به  $396/32$  میلی متر ( $5$ ) درصد کاهش تبخیر-تعرق) در دوره  $2050$  رسید. نتایج شبیه‌سازی‌ها همچنین نشان داد که عملکرد دانه گندم در این استان به طور میانگین  $953/9$  کیلوگرم در هکتار افزایش می‌یابد و از  $5745/16$  کیلوگرم در هکتار در دوره پایه به  $6699/07$  کیلوگرم در هکتار ( $16$ ) درصد افزایش عملکرد) در دوره  $2050$  می‌رسد. با افزایش

## منابع

- Aggarwal P.K. 1994. Simulating the effect of climatic factors, genotype and management on productivity of wheat in India. Agricultural Research Institute, pp. 1-11.
- Alizadeh A., Sayari N., Hesami Kermani M.R., Bannayan Aval M., and Farid Hossaini A. 2010. Assessment of Climate Change Potential Impacts on Agricultural Water Use and Water Resources of Kashaf rood basin. Journal of water and soil, 24(4): 815-835. (in Persian with English abstract).
- Angstrom A. 1924. Solar and terrestrial radiation. Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society, 50:121–5.
- Anonymous. 2014. Agricultural statistics, 2013-2014, volume 1. Available at:<http://www.maj.ir/Portal/Home/>.
- Ashraf B., Mousavi-Baygi M., Kamali G.A., and Davari K. 2012. Evaluation of wheat and Sugar beet water use Variation due to Climate Change Effects in two Coming Decades in the selected plains of Khorasan Razavi. Iranian Journal of Irrigation and drainage, 2(6): 105-117. (in Persian with English abstract).
- Bannayan M. 2009. Crop models efficiency and performance under elevated atmospheric  $CO_2$ . Journal of Water and Soil, 23(4): 115-126. (in Persian with English abstract).
- Bannayan M., Lotfabadi S., Sanjani S., Mohammadian A., and Agaalkhani M. 2011. Effects of precipitation and temperature on cereal yield variability in northeast of Iran. International Journal of Biometeorology, 55: 387-401.
- Bos M.G. 1985. Summary of ICID definitions of irrigation efficiency ICID Bull, 34: 28–31.
- de Boer H.J., Lammertsma E.I., Wagner-Cremer F., Dilcher D.L., Wassen M.J., and Dekker S.C. 2011. Climate forcing due to optimization of maximal leaf conductance in subtropical vegetation under rising  $CO_2$ . Proceeding national academy sciences, 108:4041-4046.
- Deihimfar R., Eyni Nargese H., and Haghigat M. 2016. Zoning of drought incident in Fars province under climate change conditions using standardized precipitation index. Journal of Agricology, 7(4): 528-546. (In Persian with English abstract).
- Deihimfar R., Nassiri Mahallati M., and Koocheki A. 2015. Yield gap analysis in major wheat growing areas of Khorasan province, Iran, through crop modelling. Field Crops Research, 184:28–38.
- Drake B.G., and González-Meler M.A. 1997. More efficient plants: a consequence of rising atmospheric  $CO_2$ ? Annual Review of Plant Physiology and Plant Molecular Biology, 48:609-639.
- Eyni Nargese H., Deihimfar R., Soufizadeh S., Haghigat M., and Nouri O. 2016. Predicting the impacts of climate change on irrigated wheat yield in Fars province using APSIM model. Electronic Journal of Crop Production, 8(4): 203-224. (In Persian with English abstract).

14. Farhanfar S., Bannayan M., Khazaei H.R., and Mousavi Baygi M. 2015. Vulnerability assessment of wheat and maize production affected by drought and climate change. International Journal of Disaster Risk Reduction, 13: 37- 51.
15. Ghorbani K., Zakerinia M., and Hezarjaribi A. 2013. The effect of climate change on water requirement of soybean in Gorgan. Journal of Agricultural Meteorology, 2(1): 60-72. (in Persian with English abstract).
16. Gohari A., Eslamian S., Abedi-Koupaei J., Massah Bavani A., Wang D., and Madani K. 2013. Climate change impacts on crop production in Iran's Zayandeh-Rud River Basin. Science of the Total Environmental, 442:405-419.
17. Hajarpour A., Soltani A., Zeinali E., and Sayyedi F. 2013. Simulating the impact of climate change on production of Chickpea in rainfed and irrigated condition of Kermanshah. Journal of Plant Production, 20 (2):235-252. (in Persian with English abstract)
18. Hoogenboom G., Jones J.W., Porter C.H., Wilkens P.W., Boote K.J., Batchelor W.D., Hunt L.A., and Tsuji G.Y. (Editors). 2003. Decision Support System for Agrotechnology Transfer Version 4.0. Vol. 1: Overview. University of Hawaii, Honolulu, HI.
19. IPCC. 2014 Climate Change 2014: Synthesis Report. Contribution of Working Groups I, II and III to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change [Core Writing Team, R.K. Pachauri and L.A. Meyer (eds.)]. IPCC, Geneva, Switzerland, pp 151.
20. Keating B.A., Carberry P.S., Hammer G.L., Probert M.E., Robertson M.J., Holzworth D., Huth N.I., Hargreaves J.N.G., Meinke H., Hochman Z., McLean G., Verburg K., Snow V., Dimes J.P., Silburn M., Wang E., Brown S., Bristow K.L., Asseng S., Chapman S., McCown R.L., Freebairn D.M., and Smith C.J. 2003. An overview of APSIM, a model designed for farming systems simulation. European Journal of Agronomy, 18:267– 288.
21. Koocheki A., Nassiri M., Soltani A., Sharif H., and Ghorbani R. 2006. Effects of climate change on growth criteria and yield of sunflower and chickpea crops in Iran. Climate Research, 30: 247-253.
22. Koocheki A., Nassiri M., Sharifi H., and Zand E. 2001. Simulation of growth, phenology and production of Wheat cultivars in effect of climate change under Mashhad conditions. Journal of Desert, 6(2): 117-127. (in Persian with English abstract).
23. Ludwig F., and Asseng S. 2006. Climate change impacts on wheat production in a Mediterranean environment in Western Australia. Agricultural Systems, 90: 159-179.
24. Lv Z., Lio X., Cao W., and Zhu Y. 2013. Climate change impacts on regional winter wheat production in main wheat production regions of China. Agricultural and Forest Meteorology, 171-172: 234-248.
25. Mo X., Liu S., Lin Z., and Guo R. 2009. Regional crop yield, water consumption and water use efficiency and their responses to climate change in the North China Plain. Agriculture Ecosystems Environment, 134:67–78.
26. Nakicenovic N., and Swart R. 2000. Emissions scenarios. Special Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge University Press, Cambridge.
27. Nehbandani A.R., and Soltani A. 2016. Simulate the Effect of Climate Change on Development, Irrigation Requirements and Soybean Yield in Gorgan. Journal of water and soil, 30(1): 77-87. (in Persian with English abstract).
28. Olesen J.E., Trnka M., Kersebaum K.C., Skjelvag A.O., Seguin B., Peltonen-Sainio P., Rossi F., Kozyra J., and Micale F. 2011. Impacts and adaptation of European crop production systems to climate change. European Journal of Agronomy, 34:96-112.
29. Prudhomme C., Wilby R.L., Crooks S., Kay A.L., and Reynard N.S. 2010. Scenario-neutral approach to climate change impact studies: application to flood risk. Journal of Hydrology, 390:198-209.
30. Rahimi D., and Salahshour F. 2014. Estimation of Water Requirement, Evaporation and Potential Transpiration of *Brassica Napus* L Plant in Ahwaz Town Using CROWPWAT Model. International journal of Advanced Biological and Biomedical Research, 2(4):1377-1387.
31. Rahmani M., Jami Al-Ahmadi M., Shahidi A., and Hadizadeh Azghandi M. 2016. Effects of climate change on length of growth stages and water requirement of wheat (*Triticum aestivum* L.) and barley (*Hordeum vulgare* L.) (Case study: Birjand plain). Journal of Agroecology, 7(4):443-460. (in Persian with English abstract).
32. Reidsma P., Ewert F., Lansink AO., and Leemans R. 2010. Adaptation to climate change and climate variability in European agriculture: the importance of farm level responses. European Journal of Agronomy, 32:91–102.
33. SAS Institute. 2001. SAS System, eighth ed. SAS Inst., Cary, NC.
34. Semenov M.A., and Barrow E.M. 2002. LARS-WG: A Stochastic Weather Generator for Use in Climate Impact Studies, Version 3.0, User's Manual.
35. SigmaPlot. 2003. Published by systat software. SigmaPlot 12.5 User's Guid.
36. Wall G.W., Garcia R.L., Wechsung F., and Kimball B.A. 2011. Elevated atmospheric CO<sub>2</sub> and drought effects on leaf gas exchange properties of barley. Agriculture Ecosystems and Environment, 144(2):390-404.
37. Wall B.H. "TAMET". 1977: Computer program for processing meteorological data." CSIRO Australia. Division of Tropical Crops and Pastures. Tropical Agronomy Technical Memorandum, 4, 13p.

38. Wallach D., and Goffinet B. 1987. Mean squared error of prediction in models for studying economic and agricultural systems. *Biometrics*, 43:561–576.
39. Wang E., Robertson M.J., Hammer G.L., Carberry P.S., Holzworth D., Meinke H., Chapmesan S.C., Hargreaves J.N.G., Huth N.I., and Mclean G. 2002. Development of generic crop model template in the cropping system model APSIM. *European journal of Agronomy*, 18:121-140.
40. Wang J., Wang E., and Liu D.L. 2011. Modelling the impact of climate change on wheat yield and field water balance over the Murray-Darling Basin in Australia. *Theoretical and Applied Climatology*, 104:285–300.
41. Wetterhall F., Bardossy A., Chen D., Halldin S., and Xu C. 2009. Statistical downscaling of daily precipitation over Sweden using GCM output. *Theoretical and Applied Climatology*, 96: 95-103.
42. Wilby R.L., and Wigley T.M.L. 1997. Downscaling general circulation model output: A review of methods and limitations. *Progress in Physical Geography*, 21: 530-548.
43. Wilcox J., and Makowski D. 2014. A meta-analysis of the predicted effects of climate change on wheat yields using simulation studies. *Field Crops Research*, 156(2):180-190.
44. Yang Y., Liu D.L., Rajin Anwar M., Leary G., Macadam I., and Yang Y. 2016. Water use efficiency and crop water balance of rainfed wheat in a semi-arid environment: sensitivity of future changes to projected climate changes and soil type. *Theoretical and Applied Climatology*, 123:565-579.



## Modeling the Effects of Climate Change on Irrigation Requirement and Water Use Efficiency of Wheat Fields of Khuzestan Province

R. Deihimfard<sup>1\*</sup> - H. Eyni Nargeseh<sup>2</sup> - Sh. Farshadi<sup>3</sup>

Received:03-09-2016

Accepted:05-12-2016

**Introduction:** One of the most important consequences of the future climate change is its impact on water use and water use efficiency (WUE) in agriculture which could challenge the water resources management. Khuzestan province is one of the most important areas of crops production in Iran particularly for wheat, so that 15.73 percent of total irrigated wheat production and 8.85 percent of total arable land is located in this province. Therefore, investigating climate change effects on irrigated wheat production, WUE and irrigation requirement will be necessary in the Khuzestan province. In this context, this study was conducted to simulate the growth and yield of irrigated wheat under climate change conditions, and to calculate WUE and irrigation requirement in this province.

**Materials and Methods:** The current study was done at six locations of Khuzestan province in southwestern Iran, included Ahwaz, Behbahan, Dezful, Izeh, Omidiyeh and Ramhormoz. Historical daily weather data including solar radiation ( $MJ\ m^{-2}\ d^{-1}$ ), precipitation (mm) and maximum and minimum temperatures ( $^{\circ}C$ ) for the baseline period gathered for each study location from their established meteorological stations. To predict the climatic variables in the future, HadCM3 climate model was applied under three emission scenarios (B1, A1B and A2) for one future time period (2046-65). The observed historical daily weather data at each location was used to generate the future scenario files to be applied in LARS-WG (Long Ashton Research Station-Weather Generator) program. These parameters are necessary for future projection of weather variables. The downscaled daily weather data obtained from the LARS-WG included maximum and minimum temperatures, rainfall and solar radiation for each period of future climate. These data are required for running crop simulation model. The Agricultural Production Systems simulator (APSIM) was used to predict the impacts of climate change on wheat yield, WUE and irrigation requirement. The model requires daily weather variables (maximum and minimum temperatures, precipitation and solar radiation), soil properties, type of genotype (as cultivar-specific parameters), and crop management information as inputs to simulate crop growth and development. In order to evaluate the climate model NRMSE (Normalized Root Mean Square Error) index was used. Finally, the outputs obtained from the model simulation experiments were analyzed using excel, SAS and Sigma Plot.

**Results and Discussion:** Results of climate model evaluation indicated that LARS-GW well predicted radiation (NRMSE from 0.63 to 1.67%), maximum (NRMSE from 0.63% to 1.05%) and minimum (NRMSE from 0.63% to 1.97%) temperatures. However, the accuracy in prediction of rainfall (NRMSE from 11.42% to 21.47%) was not as good as the other climatic variables. The simulation results in the baseline by APSIM-Wheat showed that maximum and minimum grain yield were obtained in the Izeh ( $6764.2\ Kg.ha^{-1}$ ) and Omidiyeh ( $5230.2\ Kg.ha^{-1}$ ), respectively. Under climate change conditions (rising temperature and elevated  $CO_2$ ), on average, the highest and lowest grain yield were obtained in Izeh ( $7755.3\ Kg.ha^{-1}$ ) and Omidiyeh ( $6290.76\ Kg.ha^{-1}$ ), respectively. The simulation results in the baseline also indicated that the highest and lowest evapotranspiration (ET) were obtained in the Izeh (441.7 mm) and Ramhormoz (401.5 mm), respectively. When averaged across all future scenarios, the maximum and minimum ET were obtained in Izeh (409.56 mm) and Ramhormoz (375.38 mm), respectively. The future rising temperature will intensify the ET, whereas reducing stomata conductance due to higher  $CO_2$  concentration in one hand, and shortening growing period due to rising temperature on the other hand, will reduce the cumulative ET in wheat. The simulation results in the baseline showed that the highest and lowest WUE were obtained in Izeh ( $15.32\ Kg.ha^{-1}.mm^{-1}$ ) and Omidiyeh ( $12.7\ Kg.ha^{-1}.mm^{-1}$ ), respectively. In climate change conditions (rising temperature and  $CO_2$  elevated), on average the highest and lowest WUE were obtained in Izeh ( $18.93\ Kg.ha^{-1}.mm^{-1}$ ) and Omidiyeh ( $15.76\ Kg.ha^{-1}.mm^{-1}$ ), respectively. Wheat crop would be benefitted under future climate change in Khozestan province as it is a C3 plant, and under optimal conditions (no water and nitrogen limitations), it will produce more grain because of reduced stomata conductance and increased photosynthesis and WUE owing to elevated  $CO_2$ . Simulation results also indicated

1 and 3- Assistant Professor and M.Sc. Student in Agroecology, Department of Agroecology, Environmental Sciences Research Institute, Shahid Beheshti University, G.C., Tehran, Iran

(\*- Corresponding Author Email: deihim@sbu.ac.ir)

2- PhD Candidate, Department of Agronomy, Faculty of Agriculture, Tarbiat Modares University

that under climate change conditions, on average, the highest and lowest irrigation requirement were obtained in Ahwaz (315.39 mm) and Izeh (225.96 mm), respectively. The reduced irrigation requirement of wheat under climate change conditions could be attributed to decreasing length of growing season and increasing CO<sub>2</sub> concentration.

**Conclusion:** In the current study, the effects of climate change caused by rising temperature and elevating CO<sub>2</sub> concentration on WUE, irrigation requirement, growth and yield of wheat were investigated in the Khuzestan province. The simulation results showed that, wheat grain yield under climate change conditions (averaged across all scenarios) will increase by 16 % compared to the baseline. In addition, WUE will be increased 23 percent owing to increasing grain yield (+16%) and decreasing ET (5%) under different scenarios. Overall, under climatic conditions of Khuzestan province in 2046-2065, WUE would be increased by 23% and irrigation requirement would be decreased by 9%. The reasons behind these increases and decreases are rising temperature (7%), elevating CO<sub>2</sub> concentration (up to 526 ppm for 2046-65) and decreasing the length of growing season and ET both by 5%.

**Keywords:** APSIM, Climate scenario, GCM, Simulation



## کاربرد توابع مفصل ارشمیدسی و حدی در تحلیل چند متغیره جریان‌های کمینه حوضه آبریز دز

فرشاد احمدی<sup>۱</sup> - فریدون رادمنش<sup>۲\*</sup> - غلامعلی پرهام<sup>۳</sup> - رسول میرعباسی نجف آبادی<sup>۴</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۶/۲۸

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۲۱۰/۱

### چکیده

تحلیل فراوانی جریان‌های کمینه به منظور برنامه‌ریزی چهت تامین نیازهای مختلف، مدیریت کمی و کیفی جریان رودخانه و بررسی خصوصیات و تاثیر خشکسالی‌ها بر اکوسیستم آبی منطقه از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. با وجود ماهیت پیچیده کم‌آبی‌ها اکثراً از روش‌های تک متغیره به منظور تحلیل فراوانی جریان‌های کمینه استفاده شده است. در این مطالعه جریان‌های کمینه حوضه آبریز دز در دوره آماری ۱۳۹۱-۱۳۹۵ با استفاده از توابع مفصل در محل اتصال سرشارخه‌ها مورد بررسی قرار گرفت. بدین منظور ابتدا سری‌های هفت روزه جریان کمینه در ایستگاه‌های مورد مطالعه استخراج و سپس همگنی آنها با استفاده از آزمون من-کنال بررسی شد. نتایج نشان داد که سری‌های جریان کمینه هفت روزه حوضه آبریز دز همگن بود. در مرحله بعد، ۱۱ تابع توزیع مختلف به داده‌های جریان کمینه برآش داد و در نهایت توزیع لجستیک به عنوان توزیع حاشیه‌ای مناسب ایستگاه‌های مورد مطالعه انتخاب گردید. پس از انتخاب توزیع حاشیه‌ای، از توابع مفصل خانواده‌های ارشمیدسی و حدی برای تحلیل فراوانی توان جریان کمینه هفت روزه استفاده شد. نتایج نشان داد که مفصل گامبل-هوگارد برای جفت داده‌های ایستگاه‌های سپید دشت سزار و سپید دشت زار بیشترین تطابق را با تابع مفصل تجربی داشته است. برای بررسی دوره بازگشت وقایع در حالت توازن، از دوره بازگشت توأم در دو حالت «یا» و «و» و دوره بازگشت توأم شرطی استفاده شد. براساس نتایج به دست امده از تحلیل توان جریان کمینه دو سرشارخه متصل به هم مشخص شد که دو رودخانه سپید دشت سزار و سپید دشت زار به طور متوسط هر ۲۰۰ سال یکبار به صورت همزمان می‌توانند در معرض خشکسالی شدید قرار گیرند.

**واژه‌های کلیدی:** توزیع حاشیه‌ای، دوره بازگشت توأم، دوره بازگشت شرطی، مفصل تجربی، همگنی

### وضعیت اقلیمی ممکن است رخ دهد (۱۱). توصیف زمانی و مکانی

این پدیده بسیار مشکل است. خشکسالی دارای انواع مختلفی می‌باشد که می‌توان آن را به خشکسالی هواشناسی، هیدرولوژیکی، کشاورزی و اقتصادی-اجتماعی تقسیم‌بندی نمود (۱۱). خشکسالی هیدرولوژیکی با کاهش قابل توجه آب در دسترس در همه اشکال آن در چرخه هیدرولوژیکی در یک سرزمین تعریف می‌شود. این اشکال در متغیرهای متنوع هیدرولوژیکی مانند جریان رودخانه‌ای (مشتمل بر آب حاصل از برف و جریان بهاره)، سطح دریاچه، مخزن و همچنین سطح آب‌های زیرزمینی منعکس می‌شوند. در بین این متغیرها، جریان رودخانه‌ای یک متغیر بسیار مهم بوده و عامل کلیدی برای بیان کردن وضعیت منابع آب سطحی می‌باشد. از این رو خشکسالی هیدرولوژیکی به کاهش و کسری جریان رودخانه‌ای نسبت به حالت نرمال بستگی دارد (۱۳).

یکی از شاخص‌های مهم در تحلیل جریان رودخانه‌ها شاخص جریان کم می‌باشد. برآورد آمار و ارقام جریان کم برای مطالعات مختلف هیدرولوژی از قبیل مدیریت کیفیت آب، تعیین حداقل جریان

### مقدمه

در چند دهه اخیر افزایش تقاضای آب به دلیل افزایش جمعیت و گسترش صنعت باعث گردیده تا مباحث مرتبط با توسعه منابع آب و استفاده بهینه از آنها بیش از پیش مورد توجه محققان قرار گیرد. این مسئله به خصوص در سال‌های خشک که میزان آب‌های سطحی به حداقل مقدار خود می‌رسد، حادتر است. خشکسالی از مزمون‌ترین و زیان‌بارترین بلایای طبیعی است که در اقلیم‌های مختلف، از نواحی با آب و هوای مرطوب گرفته تا نواحی با آب و هوای خشک و نیمه‌خشک اتفاق می‌افتد و آثار آن به دلیل نقش اساسی منابع آب در فعالیت‌های انسانی بسیار روشن است. در یک تعریف کلی، خشکسالی وضعیتی از کمبود بارندگی و افزایش دما قلمداد شده که در هر

۱ و ۲- دانشجوی دکتری و دانشیار مهندسی منابع آب، دانشگاه شهید چمران اهواز (Email: Feridon\_radmanesh@yahoo.com) - نویسنده مسئول:

۳- استاد گروه آمار، دانشگاه شهید چمران اهواز

۴- استادیار گروه مهندسی آب، دانشگاه شهرکرد

DOI: 10.22067/jsw.v31i4.58373

تحلیل جریانات کمینه و بیشینه هفت روزه حوضه آبریز رودخانه پرل<sup>۱</sup> در چین بهره جستند. نتایج این محققان نشان داد که احتمال اینکه خشکسالی و سیلاب در دو رودخانه متصل به هم مورد مطالعه به صورت همزمان رخ دهد، بسیار ناچیز می باشد. همچنین نتایج نشان داد که احتمال وقوع خشکسالی یا سیل شدید در حوزه رودخانه پرل، به علت اثرات ترکیبی جریانات کمینه یا بیشینه دو شاخه غربی و شمالی، ناچیز می باشد. هرچند احتمال وقوع جریانات حدی در هریک از شاخه ها بصورت انفرادی بالا بود.

با توجه به بیشینه پژوهش مشاهده می شود که تاکنون مطالعه جامعی در خصوص تحلیل چندمتغیره جریانات کمینه در حوضه آبریز دز انجام نشده است. از این رو هدف از مطالعه حاضر توسعه یک مدل احتمالاتی مبتنی بر مفصل برای تحلیل چندمتغیره جریان کمینه هفت روزه حوضه آبریز دز می باشد. بنابراین اهداف مطالعه حاضر عبارتند از: (الف) بررسی قابلیت های توابع مفصل در ایجاد توابع توزیع دومتغیره برای جریان کمینه هفت روزه در حوزه آبریز دز، (ب) انتخاب بهترین تابع مفصل مناسب دو بعدی براساس تحلیل خطأ و (ج) بررسی رفتار احتمالاتی توابع رویدادهای جریان کم در این حوضه.

## مواد و روش ها

### داده ها و منطقه مورد مطالعه

شکل (۱) موقعیت حوضه آبریز دز را در کشور نشان می دهد. حوضه دز از لحظه موقعیت جغرافیایی بین ۴۸ درجه و ۱۰ دقیقه تا ۵۰ درجه ۲۱ دقیقه طول شرقی و ۳۱ درجه و ۳۴ دقیقه تا ۳۴ درجه ۷ دقیقه عرض شمالی محدود است. مساحت کل حوضه بالغ بر ۲۱۷۲۰ کیلومترمربع و متوسط ارتفاع حوضه حدود ۱۶۰۰ متر می باشد. محدوده مورد مطالعه در این تحقیق حوضه آبریز دز در بالادست سد دز است که مساحت آن حدود ۱۷۳۶۵ کیلومترمربع می باشد. شبیب حوضه در بالادست سد نسبتاً تن است، بطوریکه شبیب متوسط آن ۱۲/۱ درصد بوده و ده درصد حوضه شبیب بیشتر از ۱۹/۵ درصد دارد. پوشش گیاهی در ارتفاعات پایین حوضه کم بوده و با افزایش ارتفاع، این پوشش زیادتر می گردد. همان گونه که شکل (۱) نشان می دهد، جهت جریان در حوضه آبریز دز از سمت شمال به جنوب است. رودخانه دز در ابتدا از اتصال دو شاخه اصلی رودخانه تیره و سیلابخور شروع شده و با اضافه شده سرشاخه ماربره رودخانه سپید دشت- سزار تشکیل می شود. از به هم پیوستن دو رودخانه سپید دشت- سزار و سپید دشت- زاز رودخانه سزار شروع شده و نهایتاً رودخانه دز در محلی به نام تنگ پنج در اعمق رشته کوه زاگرس، از تلاقی دو رودخانه سزار و بختیاری تشکیل می شود. به منظور آنالیز فراوانی توابع

آبی مورد نیاز در پایین دست برای تولید برق و خنکسازی، طراحی آبگیرها، پروژه آبیان، طراحی سیستم های آبیاری و ارزیابی تاثیر خشکسالی های طولانی مدت بر روی اکوسیستم های آبی ضروری است (۱۲). جریان های کم آبی معمولاً به روش نمایه های کم آبی قابل تعیین است. نمایه های کم آبی انواع مختلف دارد که در بین آنها نمایه های هفت روزه با دوره های بازگشت مختلف بیشترین کاربرد را دارند (۲۰). بطوری که اکثر ضوابط حاکم بر جریان های زیست محیطی و برنامه ریزی کیفی جریان رودخانه براساس جریان کمینه هفت روزه می باشد بطور مثال در مباحث زیست محیطی برای تعیین حداکثر غلظت مجاز آلاینده ها و رسوبات از این نمایه استفاده می شود (۲۰).

به طور کلی مطالعات فراوانی در ارتباط با تحلیل تک متغیره جریانات کمینه رودخانه ها انجام شده است که می توان به تحقیقات کادری (۷)، ساندوال (۱۷) و شی و همکاران (۱۸) اشاره نمود. با توجه به تحقیقاتی نظریه ژانگ و همکاران (۲۴) می توان جریانات کمینه را در دور رودخانه به صورت توامان مورد بررسی قرار داده و از این رو تحلیل جامع و دقیق این واقعیت، مسلماً نیازمند تحلیل فراوانی چند متغیره خواهد بود. جدیدترین روش ارائه شده برای تحلیل چند متغیره پذیده های هیدرولوژیک، اوین بار توسط اسکالار معرفی و به نام تابع مفصل شناخته می شود (۱۹). توابع مفصل، محدودیت های توابع توزیع دو متغیره را نداشته و می تواند با پیوند دادن توابع توزیع حاشیه ای تک متغیره متفاوت، توابع توزیع چند متغیره را ایجاد و با استفاده از آنها ساختارهای وابستگی را به شکل دقیق تری توصیف نمایند (۱۶).

در دهه های اخیر، مفصل ها بعنوان یک ابزار کارآمد برای کمی کردن ساختار و استگی بین کمیت های همبسته معرفی شده اند. انعطاف پذیری ارائه شده توسط مفصل ها برای ایجاد توزیع های توأم در مطالعات زیادی به اثبات رسده است. فاور و همکاران (۴) مفصل ها را برای تحلیل فراوانی سیلاب چندمتغیره برای دو حوضه در کبک کانادا بکار برد و دی میچله و همکاران (۱) از خانواده گامبل مفصل های ارشمیدسی برای مدل کردن و استگی بین حداکثرهای سیلاب و حجم های سیلاب استفاده نمودند. ژانگ و سینگ نیز (۲۳) ساختار مختلف از مفصل های ارشمیدسی شامل گامبل- هوگارد، علی- میخائل- حق، فرانک و کوک- جانسون مورد بررسی قرار دادند. کاربردهای دیگر مفصل ها در تحلیل فراوانی سیلاب را می توان در مطالعات مددگر و مرادخانی (۹)، سعد و همکاران (۱۵) و مینگ و همکاران (۱۰) یافت. در زمینه کاربرد توابع مفصل برای مدل کردن جریانات کم، تاکنون مطالعات اندکی انجام شده است که از آن جمله می توان به ژانگ و همکاران (۲۴) اشاره نمود که از توابع مفصل برای

مدل برآشی، جذر میانگین مربعات نرمال شده خطاهای (NRMSE) (رابطه ۱) و معیار نش- ساتکلیف (رابطه ۲) محاسبه می‌شود. هرکدام از توزیع‌های برآشی که بیشترین مقدار معیار نش- ساتکلیف (NS) و کمترین NRMSE را داشته باشند، به عنوان مناسب‌ترین توزیع حاشیه‌ای جریان‌های کمینه ۷ روزه حوضه آبریز دز برگزیده می‌شود.

$$NRMSE = 100 \times \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (S_i - O_i)^2}{O_{\max} - O_{\min}} \quad (1)$$

$$NS = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (S_i - O_i)^2}{\sum_{i=1}^n (O_i - \bar{O})^2} \quad (2)$$

که در روابط فوق،  $n$  تعداد داده‌ها،  $O_i$  مقدار نمونه مشاهده شده،  $O_{\max}$  و  $O_{\min}$  به ترتیب حداکثر و حداقل نمونه‌های مشاهده شده،  $\bar{O}$  میانگین مقادیر نمونه و  $S_i$  مقدار خروجیتابع توزیع مورد آزمون برای مقدار احتمال تجربی هر مقدار نمونه می‌باشد.

### توابع مفصل و تئوری اسکلار

مفصل‌ها یک شیوه انعطاف‌پذیر برای ایجاد توزیع‌های توأم آماری با توابع توزیع حاشیه‌ای متفاوت می‌باشند. در واقع، مفصل تابعی است که توابع توزیع حاشیه‌ای تک متغیره را برای تشکیل یک تابع توزیع دو یا چندمتغیره، به هم پیوند می‌دهد. مفصل‌ها توابع توزیع چندمتغیره هستند که حاشیه‌های یک بعدی آنها بر بازه (۰۱) یکنواخت باشند. معرفی و ارائه مفصل به اسکلار (۱۹) نسبت داده شده است که در یک تئوری توصیف می‌کند چگونه توابع توزیع تک متغیره می‌تواند به فرم توزیع‌های چندمتغیره ترکیب شوند. اسکلار نشان داد که برای متغیرهای تصادفی پیوسته  $d$  بعدی  $C_{U_1, \dots, U_d}$  که  $u_j = F_{X_j}(x_j)$  با  $\{X_1, \dots, X_d\}$  های حاشیه‌ای،  $C_{U_1, \dots, U_d}$  یک مفصل  $d$  بعدی یکتایی  $C_{U_1, \dots, U_d}(u_1, \dots, u_d)$  وجود دارد به طوریکه:

$$C_{U_1, \dots, U_d}(u_1, \dots, u_d) = H_{X_1, \dots, X_d}(x_1, \dots, x_d) \quad (3)$$

که در آن،  $x_j$  امین حاشیه و  $H_{X_1, \dots, X_d}$  همان CDF تابع  $\{X_1, \dots, X_d\}$  می‌باشد. چون برای متغیرهای تصادفی پیوسته تابع CDF حاشیه‌ها از ۰ تا ۱ غیرکاهشی می‌باشند، می‌توان مفصل  $C_{U_1, \dots, U_d}$  را به عنوان تبدیل از  $[0,1]^d$  به  $[-\infty, \infty]^d$  در نظر گرفت. نتیجه این تبدیل این است که توزیع‌های حاشیه‌ای از  $H_{X_1, \dots, X_d}$  جدا می‌گردند و بنابراین،  $C_{U_1, \dots, U_d}$  تنها به ارتباط بین متغیرها مربوط می‌شوند و توصیف کاملی از ساختار وابستگی کلی ارائه می‌دهند (۱۴).

جریان‌های کمینه حوضه آبریز دز در دوره آماری ۱۳۳۵ تا ۱۳۹۱، دو سرشاخه متصل بهم سپید دشت سزار (س. د. س) و سپید دشت زاز (س. د. ز) انتخاب گردیدند.

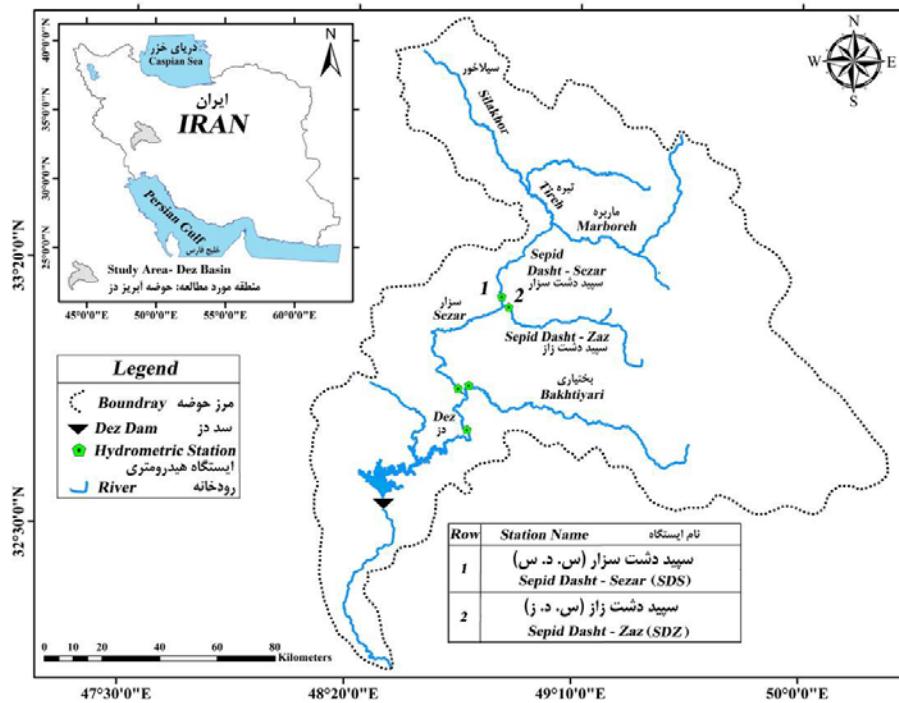
### بررسی همگنی داده‌ها

در صورتی، وجود سری زمانی طولانی مدت دقت آنالیز فراوانی را افزایش می‌دهد که سری زمانی همگن باشد و روندی کاهشی و یا افزایشی در آن مشاهده نگردد (۲). در این تحقیق برای بررسی همگنی سری زمانی هر ایستگاه از آزمون من- کنдал استفاده شده است. شرط لازم برای استفاده از این آزمون عدم وجود ضریب خودهمبستگی معنی دار در سری زمانی داده‌است. حال آنکه اغلب سری‌های هیدرولوژیک دارای خودهمبستگی معنی دار می‌باشند (۸). در این پژوهش برای بررسی روند جریان‌های کمینه هفت روزه حوضه آبریز دز از ویرایش سوم آزمون من- کنдал (با حذف اثر همه ضرایب خودهمبستگی معنی دار) استفاده گردید. مبانی تئوری این آزمون به طور مبسوط توسط دین‌پژوه و همکاران (۳) و خلیلی و همکاران (۸) ارائه شده است.

### انتخاب مناسب‌ترین توزیع‌های حاشیه‌ای

برای بررسی ساختار وابستگی بین جریان‌های کمینه هفت روزه دو رودخانه متصل به هم، لازم است در ابتدا توزیع تک متغیره مناسب حاکم بر هر متغیر تعیین شود (۲۴). برای اینکه تغییرات یک متغیر تصادفی به درستی توسط توزیع مورد نظر بیان شود، باید تخمین پارامترهای آن توزیع به خوبی انجام شود. در این صورت می‌توان با خطای کمتری چندک‌ها و امید ریاضی را با استفاده از مدل برآش داده شده تعیین نمود. در این تحقیق، از روش گشتاورهای خطی برای تخمین پارامتر توزیع‌های آماری استفاده شده است. هاسکینگ (۵) گشتاورهای خطی را بصورت ترکیب خطی از آماره‌های مرتب شده بیان کرد.

در این مطالعه توزیع‌های نرمال (NOR)، لوگ نرمال (LN)، پیرسون تیپ سه (P3)، نمایی (EXP)، گاما (GAM)، توزیع مقادیر حدی تعمیم یافته (GEV)، ناکاگامی (NAK)، رایلی (RAY)، لجستیک (LOG)، لجستک تعمیم یافته (GLOG)، پارتیوی تعمیم یافته (GPA) و ویبول (WEI) بر داده‌های جریان کمینه ۷ روزه حوضه آبریز دز برآش داده شد. پس از برآش توزیع توسط آزمون کلموگروف- اسمیرنف مورد بررسی قرار گیرد. در صورتی که در سطح احتمال ۵ درصد برآش مدل‌ها توسط آزمون کلموگروف- اسمیرنف مورد تایید واقع شود، توزیع احتمالاتی مورد نظر پذیرفته می‌شود. پس از کنترل نکویی برآش و تعیین توزیع‌های مورد قبول، برای انتخاب بهترین



شکل ۱- موقعیت حوضه آبریز دز و ایستگاه‌های هیدرومتری مورد مطالعه.

Fig 1- Location of Dez basin and selected stations.

کمینه هفت روزه در سرشاخه‌های متصل به هم حوضه آبریز دز با استفاده از روش کندال تاو<sup>(۱)</sup> (رابطه ۴) محاسبه گردید.

$$\tau = \left( \frac{N}{2} \right)^{-1} \sum_{i < j} sign[(x_i - x_j)(y_i - y_j)] \quad (4)$$

که در رابطه فوق  $N$  تعداد داده‌ها، ( $sign$ ) تابع علامت و  $x$  و  $y$  جفت داده‌های مشاهداتی برای جریان کمینه هفت روزه در محل اتصال دو سرشاخه می‌باشد.

گام دوم و بسیار مهم در کاربرد توابع مفصل، تخمین پارامتر مفصل (۵) می‌باشد. برای تخمین پارامتر وابستگی مفصل روش‌های متعددی نظری روش گشتاورهای، روش حداکثر درستنمایی<sup>(۲)</sup>، روش حداکثر درستنمایی کانونیکال<sup>(۳)</sup> و روش‌های فراکاوشی (مانند الگوریتم ژنتیک) توسط محققین توسعه داده شده است که هر کدام دارای مزایا و معایبی می‌باشند. در این میان روش توابع منطقی برای حاشیه‌ها<sup>(۴)</sup> (IFM) متداول‌ترین روش برای تخمین پارامتر مفصل می‌باشد که توسط جوئی<sup>(۵)</sup> به شرح زیر ارائه گردیده است.

در کل می‌توان به تابع مفصل به عنوان تبدیل یک تابع چند متغیره از  $[-\infty, +\infty]^d$  به  $[0, 1]^d$  نگریست. این تبدیل، توزیع‌های حاشیه‌ای را از تابع F جدا نموده و لذا تابع مفصل C تنها به وابستگی بین متغیرها مربوط شده و از این راه توصیف کاملی از ساختار وابستگی داخلی ارائه می‌نماید. به عبارت دیگر قضیه اسکالار نشان می‌دهد که برای توزیع‌هایی چند متغیره، ساختار وابستگی داخلی بین متغیرها و توابع توزیع یک متغیره حاشیه‌ای می‌تواند از یکدیگر تفکیک شده و تشریح کامل ساختار وابستگی توسط تابع مفصل قابل ارائه خواهد بود. توابع مفصل به خانواده‌های متعددی تقسیم شده اند که در این میان، توابع مفصل ارشمیدسی یکی از پرکاربردترین توابع در تحلیل چند متغیره واقعی هیدرولوژیک بوده و دارای روابط صریح در توابع توزیع تجمعی خود می‌باشند که این مزیت استفاده از این توابع نسبت به برخی توابع مثلاً توابع مفصل بیضوی می‌باشد که توزیع تجمعی صریحی ندارند. در این مطالعه، از پنج تابع مفصل مختلف شامل علی - میخائل - حق، کلایتون، فرانک، گالامبوس، گامبل - هوگارد به منظور تحلیل چند متغیره جریان‌های کمینه هفت روزه حوضه آبریز دز استفاده گردید. جدول ۱ روابط مربوط به توابع مفصل مورد استفاده را نشان می‌دهد.

گام اول در برآش و انتخاب تابع مفصل تعیین میزان همبستگی دو متغیر مورد بررسی می‌باشد. در این مطالعه میزان وابستگی جریان

1 - Kendall's  $\tau$ 

2 - Maximum Likelihood Method

3 - Canonical Maximum Likelihood

4 - Inference Functions for Margins

جدول ۱- توابع مفصل مورد استفاده (۱۴).

Table 1- Used copula functions (14)

خانواده مفصل Copula Family	تابع مفصل Copula	تابع توزیع تجمعی CDF	$\theta$
ارشمیدسی Archimedean	علی - میخائیا - حق Ali - Mikhail - Haq	$C(u,v) = \frac{uv}{1-\theta(1-u)(1-v)}$	$-1 \leq \theta \leq 1$
	کلایتون Clayton	$C(u,v) = \max\left[\left(u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1\right)^{-1/\theta}, 0\right]$	$\theta \geq 0$
	فرانک Frank	$C(u,v) = -\frac{1}{\theta} \ln\left[1 + \frac{(e^{-\theta u} - 1)(e^{-\theta v} - 1)}{e^{-\theta} - 1}\right]$	$\theta \neq 0$
مقدادر حدی Extreme Value	گالامبوس Galambos	$C(u,v) = uv \exp\left\{\left[(-\ln u)^{-\theta} + (-\ln v)^{-\theta}\right]^{-\frac{1}{\theta}}\right\}$	$\theta \geq 0$
	گامبل - هوگارد Gumbel-Hougaard (GH)	$C(u,v) = \exp\left\{-\left[(-\ln u)^{\theta} + (-\ln v)^{\theta}\right]^{\frac{1}{\theta}}\right\}$	$\theta \geq 1$

برای انتخاب مناسب‌ترین مفصل، به این صورت عمل می‌شود که بعد از انتخاب و برآراش توزیع حاشیه‌ای مناسب بر هر کدام از متغیرهای مورد بررسی و تخمین پارامترهای توزیع به روش حداقل درستتمایی، چند نوع تابع مفصل مختلف را برای پیوند این دو تابع توزیع حاشیه‌ای در نظر گرفته و پارامتر تابع مفصل با روش IFM (۶) برآورده می‌شود. سپس با مقایسه نتایج هر کدام از مفصل‌ها با نتایج حاصل از احتمال تجربی، مفصل مناسب برای داده‌های مورد نظر انتخاب شد. برای انتخاب بهترین تابع مفصل از آماره‌های NS (رابطه ۶)، AIC (رابطه ۷) و آماره کرامر - فون مایسنس (رابطه ۸) استفاده شد.

$$NS = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (C_{pi} - C_{ei})^2}{\sum_{i=1}^n (C_{ei} - \bar{C}_e)^2} \quad (6)$$

$$AIC = -2 \ln ML + 2k \quad (7)$$

$$Sn = \sum_{i=1}^n [C_{pi} - C_{ei}]^2 \quad (8)$$

که در روابط فوق  $n$  اندازه نمونه،  $C_p$  مقادیر محاسبه شده مفصل تئوری،  $C_e$  مقادیر مشاهداتی مفصل تجربی،  $\bar{C}_e$  میانگین مقادیر مشاهداتی مفصل تجربی،  $\ln ML$  مقدار بیشینه تابع لگاریتم درستتمایی و  $k$  تعداد پارامترهای برآراش داده شده می‌باشد. تابع مفصلی مناسب‌تر می‌باشد که در آن مقادیر AIC و Sn کمترین بوده و مقدار NS به یک نزدیکتر باشد.

روش توابع منطقی برای حاسیه‌ها از نظر محاسباتی بسیار کارآمدتر از روش‌های دیگر است. برای موارد دو متغیره، دو متغیر تصادفی همبسته  $X$  و  $Y$  به ترتیب بصورت توابع  $f_Y(y; \lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_r)$  و  $f_X(x; \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_p)$  پارامترهای  $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_p$  و  $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_r$  پارامترهای  $f_Y(y)$  هستند. تعداد واقعی پارامترها بستگی به نوع توزیع‌های حاشیه‌ای تک متغیره دارد.

برای  $n$  جفت مشاهده مستقل، تابع لگاریتم درستتمایی برای  $X$  و  $Y$  یعنی  $\ln L_X(x; \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_p)$  و  $\ln L_Y(y; \hat{\lambda}_1, \hat{\lambda}_2, \dots, \hat{\lambda}_r)$  بطور مجزا جهت تخمین پارامترها بیشینه می‌شوند.

$\hat{\lambda}_1, \hat{\lambda}_2, \dots, \hat{\lambda}_r$  پارامترهای تخمینی می‌باشند. تابع لگاریتم درستتمایی تابع چگالی احتمال توأم  $f_{X,Y}(x, y)$  بصورت زیر می‌باشد:

$$\ln L(x, y; \hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2, \dots, \hat{\alpha}_p, \hat{\lambda}_1, \hat{\lambda}_2, \dots, \hat{\lambda}_r, \theta) = \quad (5)$$

$$\ln L_C(x, y; F_X(x), F_Y(y), \theta) +$$

$$\ln L_X(x; \hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2, \dots, \hat{\alpha}_p) + \ln L_Y(y; \hat{\lambda}_1, \hat{\lambda}_2, \dots, \hat{\lambda}_r)$$

که در آن  $\ln L_C$  تابع لگاریتم درستتمایی تابع چگالی مفصل‌ها می‌باشد. با جاگذاری مقادیر تخمین زده برای  $\hat{\lambda}_1, \hat{\lambda}_2, \dots, \hat{\lambda}_r$  و  $\hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2, \dots, \hat{\alpha}_p$  در معادله (۵)، تابع لگاریتم درستتمایی  $\ln L$  برای بدست آوردن پارامتر مفصل تخمینی  $\hat{\theta}$  بیشینه می‌شود.

$$C(U|V) = \frac{C(U|V)}{v} \quad (13)$$

که در رابطه فوق  $C(U|V)$  وقایعی را بیان می‌کند که در آنها  $U \leq v$  به شرط اینکه  $V \leq v$  توابع توزیع حاشیه‌ای می‌باشند) باشد (۲۲). با در نظر گرفتن حد آستانه‌های شرطی مختلف و استفاده از توابع توزیع توأم شرطی مربوطه می‌توان به مجموعه نقاطی با دوره بازگشت‌های یکسان دست یافت و براساس معیارهای مد نظر، یکی از این وقایع را به عنوان واقعه طراحی انتخاب نمود.

## نتایج و بحث

**بررسی همگنی داده‌ها و انتخاب توزیع حاشیه‌ای مناسب**  
برای انجام آنالیز فراوانی دیهای حداقل هفت روزه، ابتدا باید حداقل جريان‌های هفت روز سالانه استخراج گردد. برای این منظور میانگین متوجه هفت روزه دیه روزانه ایستگاه‌ها محاسبه شده و برای هر سال حداقل آن انتخاب می‌گردد که حداقل دیه هفت روزه سالانه نامیده می‌شود. در مرحله بعد باید فرض لازم برای آنالیز فراوانی، یعنی همگن بوده داده‌های حداقل دیه هفت روزه بررسی گردد. برای این منظور از آزمون من-کنдал اصلاح شده استفاده گردید. جدول ۲ نتایج بررسی روند تغییرات جريان کمینه هفت روزه حوضه آبریز دز را پس از حذف اثر همه ضرایب خودهمبستگی معنی-دار نشان می‌دهد. با توجه به مقادیر Z آزمون MMK ارائه شده در این جدول، مشاهده می‌شود که جريان‌های کمینه هفت روزه حوضه آبریز دز در تمامی ایستگاه‌های مورد مطالعه افزایشی غیرمعنی‌دار را تجربه کرده و جريان‌های حداقل هفت روزه سالانه در سطح معنی‌داری ۵ درصد همگن می‌باشند.

پس از تأیید همگنی سری‌های جريان کمینه هفت روزه حوضه آبریز دز، از توزیع‌های GEV، EXP، LP3، LN، NOR، GAM و WEI برای انجام تحلیل فراوانی بهره گرفته شد. برای برازش توزیع‌های احتمالاتی به داده‌های جريان کمینه هفت روزه حوضه آبریز دز در محل ایستگاه‌های سپید دشت سزار و سپید دشت زاز، ابتدا گشتاورهای خطی برای سری‌های استخراجی محاسبه و سپس با برابر قرار دادن آن‌ها با گشتاورهای خطی توزیع‌های احتمالاتی، ضرایب توزیع‌های مورد برآورد گردید. پس از برآورد ضرایب و برازش توزیع‌های آماری مورد بررسی، در ابتدا نکویی برازش این توزیع‌ها از نظر آماری با استفاده از آزمون KS در سطح اطمینان ۵ درصد مورد بررسی قرار گرفت. با وجود اینکه بررسی مشاهده‌ای برازش توابع چگالی احتمالی روشی مرسوم است ولیکن مقایسه بین توزیع‌هایی که برازش نسبتاً مشابهی دارند دشوار و همراه با خطا خواهد بود. بنابراین، با استفاده از آماره‌های NRMSE و NS میزان دقت و کارایی توزیع‌های آماری در مدل کردن متغیر

## دوره بازگشت دو متغیره

در تحلیل فراوانی تک متغیره، نگاشت یک به یک بین تابع توزیع و دوره بازگشت وجود دارد (یعنی یک مقدار معین از تابع توزیع به طور منحصر بفرد، یک دوره بازگشت معین را تعریف می‌کند و برعکس). هرچند، اجتماع دو دوره بازگشت تک متغیره مجزا هیچ وابستگی معنی‌داری را بین متغیرهای تصادفی همبسته آشکار نمی‌کند. برای ارزیابی ریسک متغیرهای تصادفی همبسته بطور همزمان، به تحلیل فراوانی دو متغیره نیاز می‌باشد. تحلیل فراوانی دو متغیره در مورد دو متغیر تصادفی همبسته بوسیله دوره بازگشت توأم تعریف می‌گردد (۲۱). دوره‌های بازگشت توأم در دو حالت بشرح زیر تعریف شده‌اند:

حالت اول دوره بازگشت توأمی است که در آن مقدار مشاهده شده از  $x$  یا از  $y$  تجاوز نموده باشد (یعنی،  $x > y$  یا  $y > x$ ) که با  $T_{XY}$  نشان داده می‌شود.

حالت دوم دوره بازگشت توأمی است که در آن جفت مشاهده شده هم از  $x$  و هم از  $y$  تجاوز ننموده باشد (یعنی،  $x > y$  و  $y > x$ ) که با  $T'_{XY}$  نشان داده می‌شود.

این دو نوع دوره بازگشت توأم بر حسب مفصل‌ها ارائه شده اند و به ترتیب بصورت زیر محاسبه می‌شوند (۲۲):

$$T_{XY} = \frac{1}{P(X > x \text{ or } Y > y)} = \frac{1}{1 - C(F_X(x), F_Y(y))} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} T'_{XY} &= \frac{1}{P(X > x \text{ and } Y > y)} = \frac{1}{1 - F_X(x) - F_Y(y) + F_{X,Y}(x,y)} \\ &= \frac{1}{1 - F_X(x) - F_Y(y) + C(F_X(x), F_Y(y))} \end{aligned} \quad (10)$$

## دوره بازگشت شرطی در حالت دو متغیره

در حالت چند متغیره، دوره بازگشت می‌تواند به صورت  $T_{X>x} = \frac{1}{P(X > x)}$  بیان شود که  $x$  حد آستانه خطر برای یک واقعه  $X$  است. پس می‌توان رابطه مذکور را به صورت زیر در نظر گرفت:

$$T_{X>x} = \frac{1}{1 - P(X > x)} \quad (11)$$

حال برای تعیین دوره بازگشت‌های شرطی، برای وقایعی که حد آستانه‌های آن به طور شرطی بیان می‌شوند، نیز می‌توان توابع توزیع توأم شرطی را جایگزین  $P(X \leq x)$  نمود. به طور مثال برای تعیین دوره بازگشت رخداد وقایع دو متغیره با  $x > X$  به شرط اینکه  $y \leq Y$  باشد، با استفاده از توابع مفصل حاکم بر متغیرها، می‌توان از رابطه زیر استفاده نمود.

$$T_{X|Y}(x|y) = \frac{1}{1 - C(U|V)} \quad (12)$$

نیز پارامترهای هریک از توزیع‌های منتخب در هر ایستگاه ارائه شده است. در شکل ۲ نمودار تابع توزیع تجمعی تجربی و تئوری برای جریان‌های کمینه هفت روزه حوضه آبریز ذر ارائه شده است. با توجه به این شکل مشاهده می‌شود که تابع حاشیه‌ای منتخب تطابق مناسبی با جریان‌های کمینه هفت روزه دارند.

جریان کمینه با تداوم هفت روزه محاسبه و نتایج مربوطه در جدول ۳ ارائه شده است. با توجه به جدول ۳ می‌توان نتیجه گرفت که برای متغیر جریان کمینه هفت روزه در محل ایستگاه‌های مورد مطالعه، توزیع LOG برای ایستگاه‌های سپید دشت سزار و سپید دشت زاز بهترین برآنش را داشته و از عملکرد بهتری برخوردار بود. در جدول ۴

جدول ۲- نتایج بررسی روند تغییرات جریان کمینه هفت روزه حوضه آبریز ذر با استفاده از آزمون MMK

Table 2. Results of applying MMK test on 7-day low flow at Dez Basin

متغیر Parameter	ایستگاه Station	
	س. د. س. SDS	س. د. ز. SDZ
	جریان کمینه هفت روزه 7-day low flow	0.49

دشت زاز با استفاده از روش کن达尔 تاو به ترتیب برابر با ۰/۴۰ محسوبه گردید. در مرحله بعد به منظور تخمین پارامتر وابستگی مفصل از روش IFM استفاده شد. برای انتخاب مناسب‌ترین تابع مفصل از آماره‌های AIC، NS و Sn بهره گرفته شد.

### انتخاب تابع مفصل

پس از تعیین توابع حاشیه‌ای مناسب، از هفت تابع مفصل مختلف برای ساخت توابع توزیع توأم استفاده گردید. در ابتدا وابستگی بین جریان‌های کمینه هفت روزه در ایستگاه‌های سپید دشت سزار و سپید

جدول ۳- مقادیر آماره‌های KS، NS و NRMSE توزیع‌های برآششی برای سری‌های جریان کمینه ۷ روزه حوضه آبریز ذر

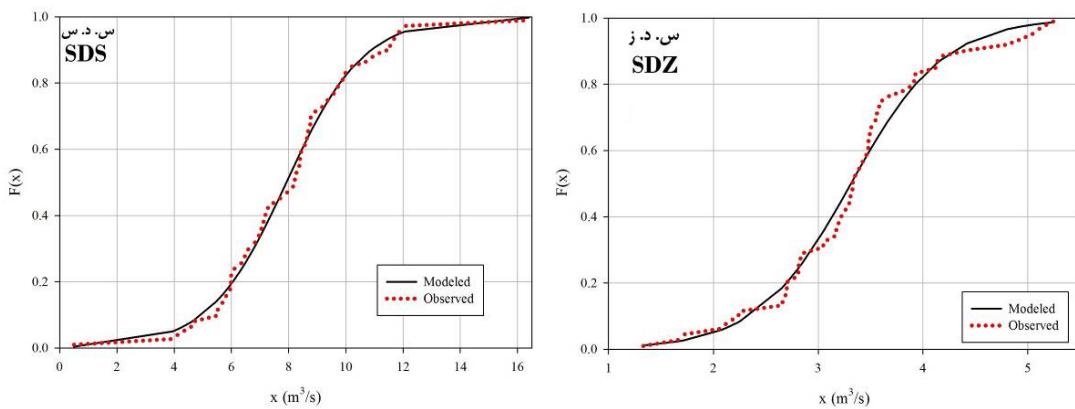
Table 3. The values of KS, NS and NRMSE statistics for fitted probability distributions at Dez basin

Probability Distribution	تابع توزیع احتمال		س. د. س. SDS		س. د. ز. SDZ	
	KS	NS	NRMSE	KS	NS	NRMSE
نرمال NOR	0.082	0.990	2.944	0.132	0.970	4.980
لوگ نرمال LN	0.160	0.912	8.615	0.140	0.953	6.290
پیرسون تیپ ۳ P3	0.271	0.801	4.522	0.121	0.789	5.581
نمایی EXP	0.410	0.418	22.11	0.426	0.305	24.172
گاما GAM	0.091	0.965	5.42	0.118	0.964	5.481
حدی تعیین یافته GEV	0.067	0.987	3.291	0.123	0.968	5.220
لجستیک LOG	<b>0.061</b>	<b>0.992</b>	<b>2.530</b>	<b>0.110</b>	<b>0.982</b>	<b>3.912</b>
لجستیک تعیین یافته GLOG	0.207	0.989	3.080	0.152	0.977	4.411
رایلی RAY	0.221	0.793	13.19	0.290	0.657	16.972
ناکاگامی NAK	0.078	0.981	4.024	0.118	0.969	5.081
پارتوفی تعیین یافته GPA	0.104	0.658	16.95	0.151	0.659	16.932
ویبول WEI	0.171	0.983	3.745	0.137	0.961	5.712

## جدول ۴- ضرایب توزیع‌های حاشیه‌ای منتخب

Table 4- The estimated parameters of selected probability distributions

Station	توزيع	پارامتر	
		$\alpha_1$	$\alpha_2$
س.د.س SDS	لختیک	1.387	7.982
س.د.ز SDZ	Logistic	0.454	3.325



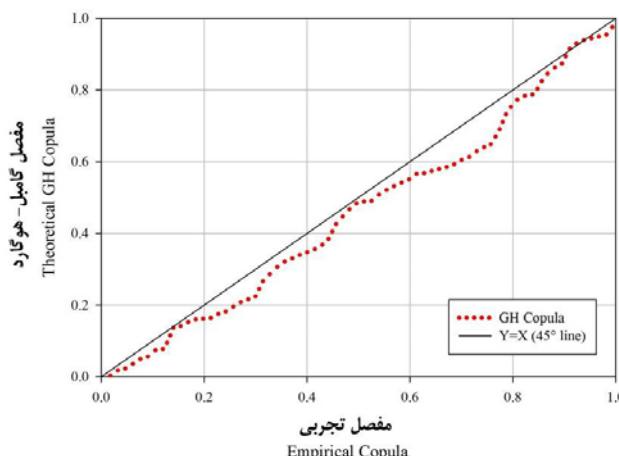
شکل ۲- مقایسه تابع توزیع تجمعی تجربی و تئوری حاشیه‌ای برای جریان کمینه هفت روزه ایستگاه‌های مورد مطالعه.

Fig 2- Comparison of empirical and theoretical probability distributions of 7-day low flow at studied stations.

## جدول ۵- نتایج آزمون‌های نکویی برازش و پارامتر مفصل برای توابع مختلف مورد مطالعه.

Table 5- Results of goodness of fit test and dependency parameter of different considered copula

متغیرهای جریان کمینه Low flow variables	آماره Statistic	تابع مفصل Copula Function				
		Clayton	AMH	Frank	Galambos	GH
جریان کمینه ایستگاه‌های س.د.س (U) و س.د.ز (V)	AIC	-7.204	-6.859	-7.328	-7.251	-7.356
Low flow at SDS (U) and SDZ (V) stations	Sn	0.195	1.122	0.155	0.145	0.144
	NS	0.959	0.764	0.967	0.969	0.969
	$\theta$	7.997	1.000	20.000	5.523	6.236



شکل ۳- مقایسه مفصل تجربی و گامبل هوگارد با خط ۴۵ درجه

Fig 3-The fitted GH copula versus the Empirical copula for the studied stations.

نشان می‌دهد. با توجه به این شکل مشاهده می‌شود که مفصل GH و استگاه بین دو متغیر جریان کمینه را به خوبی توجیه می‌نماید. شکل ۴ (ب) نیز نمودار کنتور تابع توزیع توان را برای ایستگاه‌های مورد بررسی نشان می‌دهد. این نمودار نشان می‌دهد که چگونه می‌توان با استفاده از احتمالات توان، جریان کمینه را در دو ایستگاه متصل به هم، به صورت همزمان تعیین نمود. این امر می‌تواند اطلاعات سیار مفیدی را در ارتباط با رفتار احتمالاتی جریان کمینه به منظور پهنه‌برداری بهینه از آب‌های سطحی، در اختیار کاربران و محققان قرار دهد. به عنوان مثال می‌توان به ازای جریان کمینه مشخص در ایستگاه سپید دشت سزار یا سپید دشت زاز، احتمال وقوع شرطی و نیز دوره‌های بازگشت توان را تعیین نمود.

شکل ۵ دوره‌های بازگشت توان جریان کمینه هفت روزه را در ایستگاه‌های سپید دشت سزار و سپید دشت زاز، برای حالت "یا" ( $y < x \text{ or } Y < X$ ) نشان می‌دهد. با توجه به این شکل مشاهده می‌شود که با افزایش دوره بازگشت، میزان جریان کمینه در هر دو ایستگاه کاهش می‌یابد. در حالتی که جریان در محل ایستگاه سپید دشت زاز بین محدوده  $4 \text{ (m}^3/\text{s)}$  تا  $5 \text{ (m}^3/\text{s)}$  واقع می‌شود، احتمال رخداد افزایش می‌یابد. زمانی که جریان در ایستگاه سپید دشت سزار بین محدوده  $9 \text{ (m}^3/\text{s)}$  تا  $16 \text{ (m}^3/\text{s)}$  باشد، در این صورت دوره بازگشت کوتاه‌تر می‌گردد. حال با استفاده از این شکل می‌توان حالت‌های توان متفاوتی را مورد بررسی قرار داد. به عنوان مثال حالتی را در نظر بگیرید که جریان در ایستگاه سپید دشت زاز بین  $1 \text{ (m}^3/\text{s)}$  تا  $3 \text{ (m}^3/\text{s)}$  باشد. در این صورت اگر جریان ایستگاه سپید دشت سزار را در بین  $0/5 \text{ (m}^3/\text{s)}$  تا  $7 \text{ (m}^3/\text{s)}$  محدود کنیم در این صورت احتمال رخداد این حالت بسیار کاهش یافته و دوره‌های بازگشت بزرگتری را به دست می‌دهد. همچنین این شکل نشان می‌دهد که احتمال بروز خشکسالی و کاهش جریان در یکی از دو رودخانه متصل به هم به گونه‌ای است که می‌توان تقریباً هر ۷۰ سال یکبار چنین انتظاری را داشت.

شکل ۶ دوره‌های بازگشت توان جریان کمینه هفت روزه را در ایستگاه‌های سپید دشت سزار و سپید دشت زاز برای حالت "و" ( $y < x \text{ and } Y < X$ ) نشان می‌دهد. در نگاه اول می‌توان مشاهده کرد که در حالت "و" دوره بازگشت محاسباتی به شدت افزایش می‌یابد. یو و راسموسن (۲۲) در مطالعه‌ای نشان دادند که مقدار دوره بازگشت محاسباتی در دو حالت "یا" و "و" می‌تواند به ترتیب با رابطه‌های  $\approx T / 2$  ( $X < x \text{ or } Y < y$ ) و  $\approx T^2$  ( $X < x \text{ and } Y < y$ ) به طور تقریبی تخمین زده شود. برای مثال برای  $T_x = T_y = 100$  سال، دوره بازگشت توان در حالت "یا" برابر با ۵۰ سال و در حالت "و" برابر با ۱۰۰۰۰ سال

جدول ۵ نتایج آزمون‌های نکوبی برآش را برای هریک از توابع مفصل نشان می‌دهد. با توجه به این جدول مشاهده می‌شود که برای دو ایستگاه سپید دشت سزار و سپید دشت زاز مفصل گامبل-هوگارد با داشتن کمترین (بیشترین) مقدار AIC و Sn (NS) بهترین عملکرد را در برآورد مقادیر مشاهداتی داشته است. عملکرد مفصل‌های فرانک و کلایتون نیز بسیار نزدیک به هم بوده و با اختلاف اندکی در رتبه‌های بعدی توابع مفصل مناسب برای داده‌های جریان کمینه هفت روزه ایستگاه‌های سپید دشت سزار و سپید دشت زاز قرار می‌گیرند.

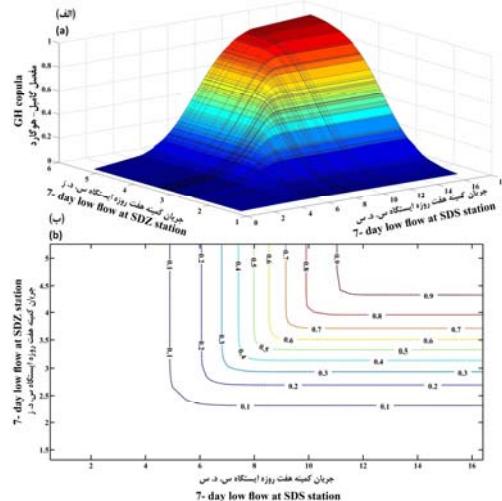
انتخاب مفصل‌های مناسب به محدوده سطح وابستگی که می‌توانند توصیف کنند، بستگی دارد. برای نمونه، مفصل گامبل-هوگارد می‌تواند فقط برای وابستگی مثبت به کار رود. مفصل علی-میخائیل-حق برای وابستگی ضعیف ( $0.3333 < \tau < 0.1807$ ) و مفصل FGM برای  $0.22 < \tau < 0.22$ - مناسب می‌باشد، در حالیکه مفصل‌های کلایتون و فرانک برای هر دو وابستگی مثبت و منفی مناسب هستند (۱۴). با توجه به نتایج به دست آمده مشاهده می‌شود که وابستگی جریان‌های کمینه هفت روزه در ایستگاه‌های مورد مطالعه مقادیر مثبتی بوده و در نتیجه مفصل‌هایی که برای وابستگی‌های مثبت مناسب بودند، بهترین عملکرد را داشته‌اند. همچنین دلیل عملکرد ضعیف مفصل علی-میخائیل-حق را نیز می‌توان با توجه به سطح وابستگی توجیه نمود. بنابراین با توجه به نتایج آزمون‌های نکوبی برآش، در نهایت برای ایستگاه‌های سپید دشت سزار و سپید دشت زاز تابع مفصل گامبل-هوگارد برای ایجاد توزیع‌های توان انتخاب گردید. شکل ۳ نمودار مقادیر تخمینی حاصل از مفصل GH را در مقایسه با تابع مفصل تجربی نشان می‌دهد. این شکل نشان می‌دهد که مقادیر محاسباتی به خط  $45^\circ$  درجه نزدیک بوده و در نتیجه تابع مفصل انتخابی گزینه مناسبی برای تحلیل توان جریان‌های کمینه هفت روزه حوضه آبریز ذر می‌باشند. ژانگ و همکاران (۲۴) نیز در مطالعه خود با بررسی مفصل‌های گامبل، فرانک و کلایتون، تابع مفصل کلایتون را به عنوان مناسب‌ترین مفصل برای تحلیل فراوانی جریان کمینه هفت روزه دو ایستگاه وژو<sup>۱</sup> و شیجاتو<sup>۲</sup> واقع در حوضه آبریز پرل معرفی کردند.

## تحلیل احتمالات توان جریان کمینه هفت روزه حوضه آبریز

شکل ۴ (الف) نمودار بهترین تابع مفصل منتخب را برای جریان کمینه هفت روزه در ایستگاه‌های سپید دشت سزار و سپید دشت زاز

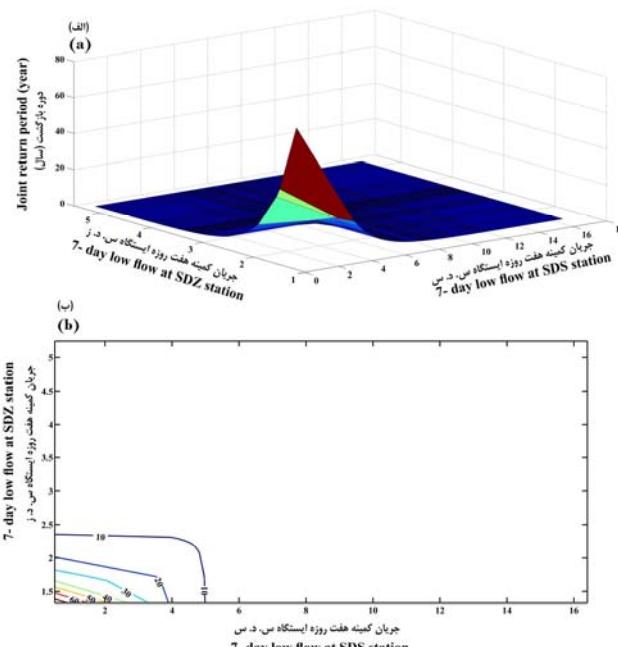
دوره بازگشت برای حالتی که جریان کمینه در هر دو ایستگاه از مقدار مشخصی کمتر باشد، از ۵۰ سال تا ۲۰۰ سال متغیر بوده و ترکیبات مختلفی را می‌توان شامل شود. این اطلاعات در تحلیل جامع وضعیت خشکسالی و نیز بررسی سناریوهای مختلف اقلیمی می‌تواند بسیار کارساز باشد.

تخمین زده می‌شود. این امر بدین مفهوم است که شناسن وقوع دو بازگشتهای بزرگتری را نیز تجربه خواهد کرد. بدین صورت می‌توان علت افزایش دوره بازگشت توام را در شکل ۶ توجیه نمود. اکنون به مانند شکل ۵، می‌توان حالت‌های مختلفی را در نظر گرفته و احتمال وقوع هر حالت را بررسی نمود. شکل ۶ (ب) نیز نشان می‌دهد که



شکل ۴- (الف) احتمال تجمعی توام جریان کمینه هفت روزه در ایستگاه‌های سزار و سپید دشت زاز (ب): خطوط کنتور احتمال تجمعی توام

Fig 4- (a) Joint cumulative probability distribution of the 7-day low flow at the SDZ and SDS stations; (b) contours of the joint cumulative probability distribution



شکل ۵- (الف) دوره بازگشت توام جریان کمینه هفت روزه در ایستگاه‌های سزار و سپید دشت زاز (ب): خطوط کنتور احتمال دوره‌های بازگشت توام

Fig 4- (a) Joint return periods of 7-day low flow at the SDS and SDZ stations; (b) contours of the joint return periods.

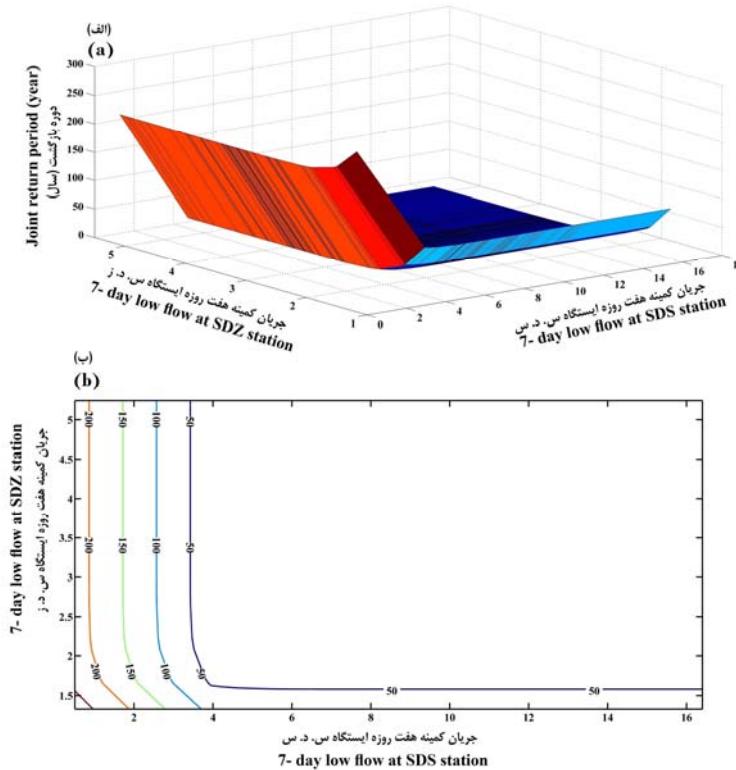
شکل ۶- (الف) دوره بازگشت توام برای رخدادهای  $X < x$  و  $Y < y$  (ب): خطوط کنتور برای رخدادهای  $X < x$  و  $Y < y$ 

Fig 6- (a) Joint return periods of events with  $X < x$  and  $Y < y$ ; (b) contours of the joint return periods of events with  $X < x$  and  $Y < y$

منتخب در هر ایستگاه در دوره‌های بازگشت ۲، ۵، ۱۰، ۲۰، ۵۰ و ۱۰۰ ساله محاسبه گردید. جدول ۶ مقادیر چندک‌های برآور شده را در محل ایستگاه سپید دشت سزار و سپید دشت زاز برای جریان کمینه ۷ روزه نشان می‌دهد. با استفاده از روابط ۱۰ و ۱۱ نیز مقادیر دوره بازگشت توام در شرایط "یا" و "و" محاسبه و در جدول ۶ ارائه شد.

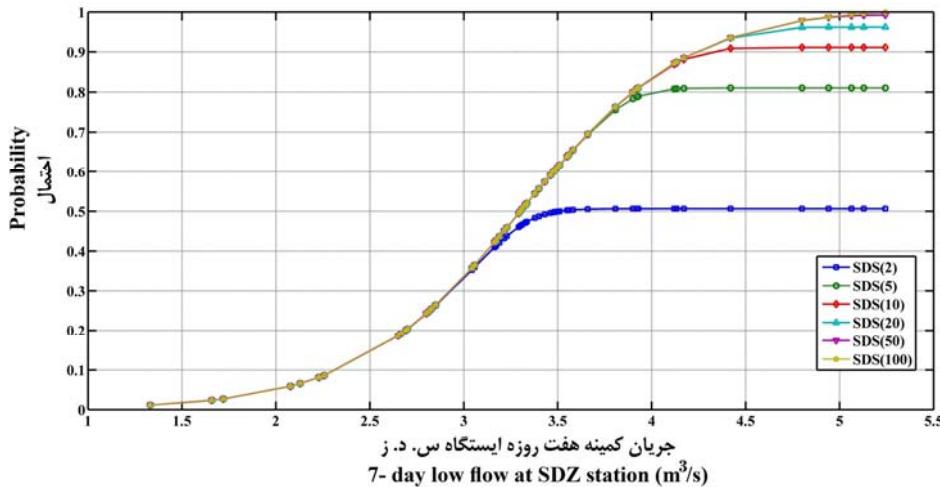
#### تعیین احتمالات شرطی

پس از تعیین توابع مفصل منتخب برای بیان ساختار وابستگی بین پارامترهای جریان کمینه ۷ روزه، می‌توان از این تابع به منظور محاسبه دوره‌های بازگشت توام و شرطی استفاده نمود. بدین منظور در ابتدا مقادیر چندک‌های تک متغیره با استفاده از توزیع حاشیه‌ای

جدول ۶- مقادیر دوره بازگشت توام جریان کمینه هفت روزه در ایستگاه‌های سزار و سپید دشت زاز به ازای جریان کمینه طراحی (سال)

Table 6- Joint return periods of 7-day low flow at the SDS and SDZ stations given low flow of design return periods (years)

Univariate return period (years)	ایستگاه		دوره بازگشت توام	
	Station	Joint return period	دوره بازگشت تک متغیره	دوره بازگشت توام
2	SDS ( $m^3/s$ )	7.93	3.31	1.85
5	SDZ ( $m^3/s$ )	6.05	2.70	4.26
10		4.96	2.34	8.08
20		3.94	2.00	15.42
50		2.66	1.58	36.53
100		1.71	1.27	70.52
				171.84



شکل ۷- احتمال شرطی جریان کمینه هفت روزه ایستگاه س. د. ز به ازای جریان کمینه ایستگاه س. د. س در دوره بازگشت‌های ۲، ۵، ۱۰، ۲۰ و ۱۰۰ سال

Fig. 7- Conditional probability of 7-day low flow at the SDZ station given certain flow scenarios with return periods of 2, 5, 10, 20, 50, and 100 years at the SDS station

بهترین عملکرد را داشته است. سپس با بررسی سطح همبستگی، از پنجتابع مفصل مختلف به منظور دستیابی به توزیع تجمعی توام بهره گرفته شد. نتایج نشان داد که برای زوج داده‌های جریان کمینه ایستگاه‌های سپید دشت سزار و سپید دشت زاز تابع مفصل GH بهترین عملکرد را داشته است. در این مطالعه، تحلیل فراوانی توام با در نظر گرفتن دو حالت "یا" و "و" برای رخداد پدیده مورد نظر انجام شد. نتایج نشان داد که در ایستگاه‌های سپید دشت سزار و سپید دشت زاز برای حالت "یا"، با افزایش دوره بازگشت، میزان جریان کمینه در هر دو ایستگاه کاهش یافته و احتمال بروز خشکسالی و کاهش جریان در یکی از رودخانه‌های متصل به هم به گونه‌ای است که می‌توان تقریباً هر ۷۰ سال یکبار چنین انتظاری را داشت. همچنین در حالت "و" برای ایستگاه‌های سپید دشت سزار و سپید دشت زاز نیز دوره بازگشت وقوع رخداد مورد نظر به شدت افزایش یافت.

با توجه به نتایج حاصل از این مطالعه مشاهده می‌شود که استفاده از روش‌های چند متغیره (به ویژه توابع مفصل) می‌تواند حالت‌های ترکیبی مختلفی از رویدادها را برای مدیران و تصمیم‌گیران ارائه دهد. که این امر موجب بهبود نحوه مدیریت سامانه‌های آبی خواهد شد. بنابراین پیشنهاد می‌گردد که در تحقیقات آتی از مفصل‌هایی که می‌توانند بیش از دو متغیر را مدل‌سازی کرده و تحلیل‌های جامع‌تری را ارائه دهند استفاده شود.

در این مطالعه برای بررسی دوره بازگشت شرطی، مقادیر چندک‌های محاسبه شده ایستگاه سپید دشت سزار در حالت تک متغیره، به عنوان حد آستانه جریان در ایستگاه سپید دشت زاز انتخاب گردید. حال می‌توان با استفاده از توابع حاکم بر متغیرهای جریان کمینه در دو ایستگاه سپید دشت سزار و سپید دشت زاز دوره بازگشت شرطی را تعیین و به صورت شکل ۷ ارائه نمود. در این شکل اولین نمودار از پایین، مربوط به حد آستانه  $y \leq Y$  که در آن  $y$  برابر با مقدار چندک با دوره بازگشت ۲ سال در ایستگاه سپید دشت سزار می‌باشد.

### نتیجه‌گیری کلی

پدیده‌های هیدرولوژیک اغلب دارای مشخصات مختلفی هستند که به منظور تحلیل فراوانی آنها، ممکن است به طور مستقل یا توأم مورد بررسی قرار گیرند. این مولفه‌ها مستقل نبوده، بلکه با یکدیگر در ارتباط هستند و تغییر یکی بر دیگری تأثیرگذار است. لذا تحلیل فراوانی یک متغیره آنها، به علت عدم در نظر گرفتن وابستگی بین این متغیرهای تصادفی، می‌تواند با خطا همراه باشد. در این مطالعه جریان کمینه حوضه آبریز دز در محل اتصال سرشاخه‌ها به یکدیگر، با استفاده از توابع مفصل مورد بررسی قرار گرفت. تحلیل فراوانی تک متغیره در ایستگاه‌های مورد مطالعه نشان داد که توزیع لجستیک در ایستگاه‌های سپید دشت سزار و سپید دشت زاز توزیع برتر بوده و

## منابع

1. De Michele C., Salvadori G., Canossi M., Petaccia A., Rosso R., 2005. Bivariate statistical approach to check adequacy of dam spillway. *Journal of Hydrologic Engineering*, 10(1): 50–57.
2. Desa M., and Rakhecha P.R. 2007. Probable maximum precipitation for 24-h duration over an equatorial region. *Atmospheric research*, 84(2): 84 –90.
3. Dinpashoh Y., Mirabbasi R., Jhajharia D., Zare Abianeh H., and Mostafaeipour A. 2014. Effect of short term and long-term persistence on identification of temporal trends. *Journal of Hydrologic Engineering*, 19.3: 617-625.
4. Favre A.C., El Adlouni S., Perreault L., Thiémonge N., and Bobée B. 2004. Multivariate hydrological frequency analysis using copulas. *Water resources research*, 40(1): 90-106.
5. Hosking J.R.M., and Wallis J.R. 1998. The effect of intersite dependence on regional flood frequency analysis. *Journal of Water Resource Research*, 24(4):59-71.
6. Joe H. 1997. *Multivariate Models and Dependence Concepts*. London: Chapman & Hall. 399 pp.
7. Kadri V.Y. 2005. Low flow hydrology: A review. *Journal of Hydrology*, 240(1): 147-186.
8. Khalili K., Tahroudi M.N., Mirabbasi R., Ahmadi F. 2015. Investigation of spatial and temporal variability of precipitation in Iran over the last half century. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 1–17.
9. Madadgar S., and Moradkhani H. 2014. Improved Bayesian multimodeling: Integration of copulas and Bayesian model averaging. *Water Resources Research*, 50(12): 9586-9603.
10. Ming X., Xu W., Li Y., Du J., Liu B., and Shi P. 2015. Quantitative multi-hazard risk assessment with vulnerability surface and hazard joint return period. *Stochastic environmental research and risk assessment*, 29(1), 35-44.
11. Mishra A.K., Singh V.P. 2010. A review of drought concepts. *Journal of Hydrology*, 391: 202-216.
12. Modarres R. 2008. Regional frequency distribution type of low flow in North of Iran by Lmoment. *Journal. Water Resour Manage*, 22: 823–841.
13. Nalbantis I., and Tsakiris, G. 2009. Assessment of hydrological drought revisited. *Water Resources Management*, 23(5): 881-897.
14. Nelsen R.B. 2006. *An introduction to copulas*. Springer, New York. 269p.
15. Saad C., El Adlouni S., St-Hilaire A. and Gachon P., 2015. A nested multivariate copula approach to hydrometeorological simulations of spring floods: the case of the Richelieu River (Quebec, Canada) record flood. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 29(1): 275-294.
16. Salvadori G., and De Michele C. 2007. On the use of copulas in hydrology: theory and practice. *Journal of Hydrologic Engineering*, 12(4): 369–380.
17. Sandoval C.A. 2009. Mixed distribution in low flow Frequency Analysis. *Journal of Hydrology*, 58(1): 247-253.
18. Shi P., Chen X., Qu S.M., Zhang Z.C., and Ma J.L. 2010. Regional frequency analysis of low flow based on L moments: Case study in Karst area, Southwest China. *Journal of Hydrologic Engineering*, 15(5): 370-377.
19. Sklar A. 1959. Fonctions de Repartition et Dimensions et Leurs Marges. *Publications de L'Institute de Statistique, Universite' de Paris*, Paris. 8: 229–231.
20. Smith R.E., and Bosch J.M. 1989. A description of the Westfalia catchment experiment to determine the effect on water yield of clearing the riparian zone and converting an indigenous forest to a eucalyptus plantation. *South African Forestry Journal*, 151(1): 26–31.
21. Yue S., Ouarda T.B.M.J., Bobee B. 2001. A review of bivariate gamma distributions for hydrological application. *Journal of Hydrology*, 246, 1–18.
22. Yue S., & Rasmussen P. 2002. Bivariate frequency analysis: discussion of some useful concepts in hydrological application. *Hydrological Processes*, 16(14): 2881-2898.
23. Zhang L., and Singh V.P. 2006. Bivariate flood frequency analysis using the copula method. *Journal of Hydrologic Engineering*, 11(2): 150-164.
24. Zhang Q., Chen Y. D., Chen X., and Li J. 2011. Copula-based analysis of hydrological extremes and implications of hydrological behaviors in the Pearl River basin, China. *Journal of Hydrologic Engineering*, 16(7): 598-607.



## Application of Archimedean and Extreme values Copula Functions for Multivariate Analysis of Low Flows in Dez Basin

F. Ahmadi<sup>1</sup>- F. Radmanesh<sup>2\*</sup>- G. A. Parham<sup>3</sup>- R. Mirabbasi Najaf Abadi<sup>4</sup>

Received: 18-09-2016

Accepted: 10-04-2017

**Introduction:** Hydrological phenomena are often multidimensional and very complex. Hence, the joint modeling of two or more random variables is required to investigate the probabilistic behavior of them. To this aim, the copulas can be efficiently utilized to derive multivariate distributions. In addition, the copula functions can quantify the dependence structure between correlated random variables. Estimation of low flow is necessary in different fields of hydrological studies such as water quality management, determination of minimum required flow at downstream for producing electricity and cooling purposes, design of intakes, aquaculture, design of irrigation systems and assessing the effect of long-term droughts on ecosystems. Low flows can be determined based on low flow indices. There are many types of low flow indices which among them the 7-days low flow with different return periods are more popular. Heretofore, numerous studies have been performed in the field of univariate analysis of river low flows, but the low flows of two river branches can be simultaneously analyzed using copula functions. Copula is a flexible approach for constructing joint distribution with different types of marginal distributions. Indeed, the copula is a function which links univariate marginal distributions to construct a bivariate or multivariate distribution function.

**Materials and Methods:** Hydrological phenomena often have different properties, where for their frequency analysis; they may be examined either individually or concurrently. These variables are not independent, rather they are interconnected and the change in one of them affects the other. Thus, the univariate frequency analysis can bring about some error due to neglecting the interdependence between these random variables. The copula is a function which joint the marginal distribution functions for constructing a bivariate or multivariate function. Development of copula functions is alleged to Sklar (1959) who described how univariate distribution can be jointed to form a multivariate distribution. Generally a copula function is a transfer of a multivariate function

from  $[-\infty, +\infty]^d$  to  $[0,1]^d$ . This transfer separate marginal distributions from F function and the copula function, C, is only related to dependency among variables, therefore it present a full description of inner dependency structure. In other words, the Sklar's theorem states that for multivariate distributions, the inner dependency among the variables and univariate marginal distributions is separated and the dependency structure explained by copula function. The copula function divided into many families which among them then the Archimedean copula is widely used in multivariate analysis of hydrological events and also has an explicit formula for its cumulative form which is an important advantage in comparison with elliptical copula functions that have not explicit formula. Application of the copulas can be useful for the accurate multivariate frequency analysis of hydrological phenomena. There are many copula functions and some methods were proposed for estimating the copula parameters. Since the copula functions are mathematically complicated, estimating of the copula parameter is an effortful work. In this study, five different copula functions including, Ali - Mikhail - Haq, Clayton, Frank, Galambos and Gumbel-Hougaard were used for multivariate analysis of 7-days low flow in Dez basin.

**Results and Discussion:** In this study, the low flow of the Dez basin at junction of river branches during 1956-2012 were investigated using copula functions. For this purpose, firstly the 7-days low flow series of considered stations were extracted and then the homogeneity of the series was examined using Mann-Kendall test. The results showed that the 7-days low flow series of Dez basin are homogenous. In the next step, 11 different distribution functions were fitted on low flow series and the Logistic distribution was selected as the

1 and 2 - Ph.D Candidate and Associate Professor of Water Resources Engineering, Shahid Chamran University, Ahvaz, Iran

(\*- Corresponding Author, Email: Feridon\_radmanesh@yahoo.com)

3 - Professor, Department of Statistics, Shahid Chamran University, Ahvaz, Iran

4 - Assistant Professor, Water Engineering Department, Shahre Kord University, Shahre Kord, Iran

best fitted marginal distribution for considered stations. After specifying the marginal distributions, the Archimedean and Extreme value families of copula functions were used for multivariate frequency analysis of 7-days low flow. For this study, the best-fitted copula was specified in two ways. For the first specification, the nonparametric empirical copula was computed and compared with the values of the parametric copulas. The parametric copula that was closest to the empirical copula was defined as the most appropriate choice. The second specification was based on the statistical approach. The results indicated that for pair data of Sepid Dasht Sezar and Sepid Dasht Zaz stations, the Gumbel-Hougaard copula had the most accordance with empirical copula. In order to investigate the joint return periods, we used the joint return periods in two cases of AND and OR forms and also conditional joint return period.

**Conclusion:** Based on the obtained results from joint analysis of the low flow at upstream of the junction of two river branches, it was specified that two river branches of Sepid Dasht Sezar and Sepid Dasht Zaz may experience sever simultaneous drought events every 200 years.

**Keywords:** Conditional joint return period, Empirical copula, Homogenous, Joint return period, Marginal distribution



## تحلیل حساسیت مدل پنمن-مونتیث-فائق در برآورد تبخیر تعرق مرجع روزانه و پهنه‌بندی ضرایب حساسیت آن در گستره ایران

فهیمه خادم پور<sup>۱</sup>- بهرام بختیاری<sup>۲\*</sup>- سودابه گلستانی<sup>۳</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۸/۱۱

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۱/۲۶

### چکیده

تبخیر تعرق (ET) تابع متغیرهای مختلف اقلیمی و ویژگی‌های توپوگرافی هر منطقه است. اولویت‌بندی و تعیین شدت تأثیر هر یک از این پارامترها بر روی تبخیر تعرق کمک شایانی به مدیریت منابع آب منطقه می‌نماید. در این مطالعه، تحلیل حساسیت مدل استاندارد پنمن-مونتیث-فائق در برآورد تبخیر تعرق مرجع ( $ET_0$ ) براساس متغیرهای اقلیمی دمای هوا (T)، تابش خالص (R<sub>n</sub>)، سرعت باد (U<sub>2</sub>) و رطوبت نسبی (RH) انجام پذیرفته است. ایستگاه‌های هواشناسی منتخب شامل ۳۱ ایستگاه سینوپتیک در گستره ایران با دوره زمانی مشترک ۲۰ ساله (۱۹۹۶-۲۰۱۵) می‌باشد. طبقه‌بندی اقلیمی ایستگاه‌ها نشان داد که از این تعداد ایستگاه مورد بررسی، ۳ ایستگاه در اقلیم فراخشک، ۱۰ ایستگاه در اقلیم خشک، ۲ ایستگاه در اقلیم مدیترانه‌ای، ۲ ایستگاه در اقلیم بسیار مطروب (الف) قرار دارند. ضرایب حساسیت برای هر یک از متغیرها در مقیاس زمانی روزانه با استفاده از روش مشتقات جزئی و تحلیل حساسیت محلی محاسبه گردید. سپس پهنه‌بندی ضرایب حساسیت با استفاده از روش عکس مجدد فاصله (IDW) تهییه شد. نتایج نشان داد که  $ET_0$  محاسبه شده در تمامی اقلیم، به میانگین R<sub>n</sub> و پس از آن به میانگین دما محاسبه شده است.  $S_{R_n}$  در ماه‌های مارس، آوریل، اکتبر و نوامبر بیشترین مقدار را داشته بنا بر این، در اکثر ماه‌های بهار و پاییز بزرگتر و طی ماه‌های زمستان کوچکتر بوده است. در حالی که کمترین مقدار  $S_{U_2}$  با مقدار ۰/۰۷ در همه ماه‌ها به جزء ماه می (۱۱) ارديبهشت تا ۱۰ خرداد و زوئیه (۱۰ تیر تا ۱۰ مرداد) و بیشترین آن با مقدار ۰/۵۴ در ماه‌های ژانویه، ژوئیه، آگوست و سپتامبر بوده است. کمترین مقدار  $S_{RH}$  در ماه‌های مارس، آوریل و اکتبر و بیشترین آن در ماه‌های ژانویه، فوریه، می و ژوئن به ترتیب با میانگین مقادیر ۰/۲۰ و ۰/۴۵ و ۰/۰ می‌باشد.  $S_T$  طی ماه‌های تابستان بزرگتر و طی ماه‌های زمستان کوچکتر بوده است.

**واژه‌های کلیدی:** پنمن-مونتیث-فائق، تبخیر تعرق مرجع، تحلیل حساسیت، ET

تبخیر تعرق مرجع استفاده می‌شود در دو گروه اصلی روش‌های مستقیم و محاسباتی قرار می‌گیرند. از آنجاییکه روش‌های مستقیم اندازه‌گیری تبخیر تعرق هزینه‌بر است لذا در بسیاری اوقات جهت برآورد تبخیر تعرق از روش‌های محاسباتی استفاده می‌شود. در روش‌های محاسباتی از عوامل مختلف اقلیمی و گیاهی استفاده شده و از روی ارتباط آن‌ها با تبخیر تعرق و معادله‌هایی که قبلاً با روش‌های مستقیم واسنجی شده‌اند، تبخیر تعرق پوشش گیاهی مورد نظر تخمین زده می‌شود (۱). در سال ۱۹۹۰ از سوی کمیسیون بین‌المللی آبیاری و زهکشی<sup>۵</sup> (ICID) و سازمان خوار و بار جهانی<sup>۶</sup> (FAO)، روش

### مقدمه

در طراحی و تعیین ظرفیت شبکه‌های آبیاری و زهکشی، برآورد تبخیر تعرق نقش مهمی دارد. در اغلب روش‌هایی که برای تعیین مقدار تبخیر تعرق ارائه شده اند، ابتدا مقدار تبخیر تعرق گیاه مرجع (ET<sub>0</sub>) تخمین زده می‌شود و سپس با استفاده از آن تبخیر تعرق گیاه مورد نظر (ET) محاسبه می‌شود (۲). روش‌هایی که برای تخمین

۱، ۲ و ۳- به ترتیب دانشجوی کارشناسی ارشد مهندسی منابع آب و استادیاران بخش مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شهید باهنر کرمان

(Email: Drbakhtiari@uk.ac.ir): نویسنده مسئول:

DOI: 10.22067/jsw.v31i4.57602

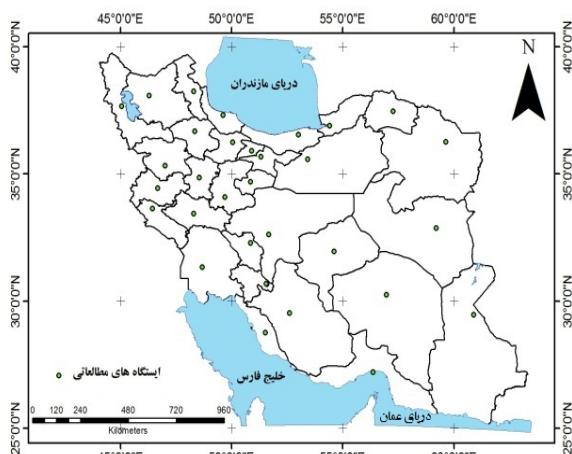
4- Reference Evapotranspiration

هوای<sup>۷</sup> ( $T_{mean}$ ) در شش ایستگاه در مقیاس زمانی سالانه بیشترین حساسیت و نسبت به فشار بخار واقعی<sup>۸</sup> ( $e_a$ ) کمترین حساسیت را داشته است. جمع‌بندی پیشینه تحقیقات نشان داد که در مطالعات داخلی تأکید زیادی بر تحلیل حساسیت مدل استاندارد پنمن- مونتیث نشده، فقط در مواردی به تحلیل حساسیت خطی اشاره شده است. لذا در این مطالعه هدف اصلی، بررسی میزان تأثیرگذاری و سهم عوامل مختلف اقلیمی بر تبخیر تعرق مرجع روزانه در اقلیم‌های فراخشک، خشک، نیمه‌خشک، مدیترانه‌ای، مرطوب و بسیار مرطوب (الف) در گستره ایران بوده و سپس آنالیز حساسیت مدل پنمن- مونتیث- فائو با استفاده از روش مشتقات جزئی با تأکید بر تحلیل یک عامل در یک زمان<sup>۹</sup> (OAT) براساس تعییرات پارامترهای اقلیمی مؤثر بر تبخیر تعرق انجام گرفته است.

## مواد و روش‌ها

### منطقه مطالعاتی و داده‌ها

ایران با متوسط بارش سالانه ۲۴۱ میلی‌متر در عرض جغرافیایی خشک و نیمه‌خشک کره زمین و بین دو نصف النهار ۴۳° و ۶۴° شرقی و دو مدار ۲۵° و ۴۰° شمالی واقع شده است. حدود ۹۴/۸ درصد از سطح آن، در زمرة مناطق خشک و نیمه‌خشک با ریزش‌های جوی کم و تبخیر تعرق زیاد قرار دارد. ایستگاه‌های هواشناسی در این تحقیق براساس تنوع اقلیمی انتخاب شدند.



شکل ۱- موقعیت جغرافیایی ایستگاه‌های هواشناسی  
Figure 1. The geographical location of weather stations

بدین ترتیب ایستگاه‌های مطالعاتی در سیستم طبقه‌بندی دومارتن به شش اقلیم فراخشک، خشک، نیمه‌خشک، مدیترانه‌ای، مرطوب و

7- Temperature Mean

8- Actual Vapor Pressure

9- One-factor-at-a-time

پنمن- مونتیث- فائو<sup>۱</sup> به عنوان روش استاندارد محاسبه  $ET_0$  پیشنهاد شده است (۹). مدل پنمن- مونتیث، نیازمند داده‌های تابش، دما، رطوبت و سرعت باد بوده و با درجه اعتماد نسبتاً قابل قبولی در دامنه وسیعی از مناطق و اقلیم‌ها برآورده از تبخیر تعرق گیاه مرجع ارائه می‌کند (۳). پیشینه تحقیقات در سایر نقاط دنیا نشان داده است که تحلیل حساسیت معادلات برآورده تبخیر تعرق امری ضروری می‌باشد. پانگ و همکاران (۱۲) در حوزه رودخانه زرد در چین، روند زمانی تبخیر تعرق مرجع و حساسیت آن به متغیرهای هواشناسی را با روش پنمن- مونتیث برآورده نمودند. نتایج نشان داد که تابش خورشیدی<sup>۲</sup> ( $R_S$ ) حساس‌ترین متغیر برای  $ET_0$  در این منطقه بوده و به دنبال آن رطوبت نسبی، دمای هوای و سرعت باد حساس‌ترین پارامترها محسوب می‌شوند. ماماسیس و همکاران (۱۳) اثر متغیرهای هواشناسی بر روی تبخیر را با استفاده از روش پنمن در ایستگاه هواشناسی تیشیو<sup>۳</sup> در آتن مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که دمای هوای بیشترین تأثیر را بر روی تبخیر سالانه داشته و پس از آن به ترتیب رطوبت نسبی، سرعت باد و ساعات آفتابی بیشترین تأثیر را داردند. همچنین رابطه بین ساعت‌آفتابی و تبخیر در مقیاس ماهانه ثابت نبوده و در طول ماه‌های زمستان افزایش ساعت‌آفتابی منجر به کاهش تبخیر می‌شود. ژائو و همکاران (۱۹) تنوع زمانی تبخیر تعرق مرجع و حساسیت آن به عوامل هواشناسی را در حوزه‌ی رودخانه هایله در چین مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که میانگین سالانه دمای هوای افزایش قابل توجهی در همه ایستگاه‌های هواشناسی داشته در حالی که میانگین سالانه  $ET_0$  دارای بیشترین کاهش بوده و رطوبت نسبی بیشترین حساسیت را با رعایت تنوع زمانی  $ET_0$  در حوزه‌ی مطالعاتی داشته است. بختیاری و لیاقت (۴) تحلیل حساسیت فصلی مدل پنمن- مونتیث (ASCE) نسبت به متغیرهای اقلیمی در اقلیم نیمه‌خشک کرمان را بررسی کردند. نتایج نشان داد که  $ET_0$  محاسبه شده در تمامی ماه‌ها به کمبود فشار بخار<sup>۴</sup> (VPD) حساس بوده در حالی که به سرعت باد<sup>۵</sup> ( $u_2$ ) طی ماه‌های مارس تا نوامبر و به تشعشع موج کوتاه خورشیدی<sup>۶</sup> ( $R_S$ ) طی ماه‌های فصل تابستان حساس است. شریفی و همکاران (۱۸) حساسیت مدل پنمن- مونتیث به متغیرهای آب و هوایی را در ایستگاه‌های منتخب ایران مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. نتایج نشان داد که  $ET_0$  نسبت به میانگین دمای

1- FAO Penman-Monteith

2- Solar Radiation

3- Thissio

4- Heihe

5- Vapor Pressure Deficit

6- Wind Speed at 2 Meter Height

$$ET_o = \frac{0.408\Delta(R_n - G) + \gamma(\frac{900}{T + 273})u_2e_s(1 - \frac{RH}{100})}{\Delta + \gamma(1 + 0.34u_2)}$$

که در آن  $ET_o$  تبخیرتعرق مرجع چمن ( $\text{mm d}^{-1}$ )،  $R_n$  میزان تابش خالص بر سطح چمن ( $\text{MJ m}^{-2} \text{d}^{-1}$ )،  $G$  چگالی شار حرارتی خاک ( $\text{MJ m}^{-2} \text{d}^{-1}$ )،  $T$  میانگین دمای روزانه هوا در ارتفاع دو متری از سطح زمین ( $^{\circ}\text{C}$ )،  $u_2$  میانگین دمای روزانه سرعت باد در ارتفاع دو متری از سطح زمین ( $\text{ms}^{-1}$ )،  $e_s$  میانگین فشار بخار اشباع در ارتفاع دو متری (kPa) که برای گام زمانی روزانه، متوسط آن در دمای حداقل و حداقل هوا محاسبه می‌شود،  $e_a$  میانگین فشار بخار واقعی هوا در ارتفاع دو متری (kPa)،  $\Delta$  شبیه منحنی فشار بخار اشباع در دمای هوا (kPa) و  $\gamma$  ثابت سایکرومتری ( $\text{kPa}^{\circ}\text{C}^{-1}$ ) (kPa $^{\circ}\text{C}^{-1}$ ) می‌باشد.

بسیار مرتبط (الف) تقسیم شد. دوره آماری ایستگاه‌های مطالعاتی طی ۲۰ سال مشترک (۱۹۹۶-۲۰۱۵) انتخاب گردید و از داده‌های روزانه دمای هوای رطوبت نسبی، ساعت آفتابی و سرعت باد در ارتفاع دو متری استفاده شد. مقادیر میانگین عوامل اقلیمی مذکور برای دوره مطالعاتی در جدول ۱ ارائه شده است. همچنین شکل ۱ موقعیت ایستگاه‌های مورد مطالعه را در سطح کشور نشان می‌دهد.

**محاسبه تبخیرتعرق مرجع به روش پنمن-مونتیث-فائو**  
جهت برآورد  $ET_o$  روزانه از مدل ترکیبی پنمن-مونتیث استاندارد ارائه شده توسط FAO-56 استفاده شده است (۳).

(۱)

جدول ۱- مشخصات جغرافیایی، متوسط متغیرهای اقلیمی و نوع اقلیم ایستگاه‌های مورد مطالعه  
Table 1. Geographical characteristics, mean climatic variables and climate of stations

نوع اقلیم (طبقه‌بندی دومارتن)	تبخیرتعرق $ET_o$ ( $\text{mm d}^{-1}$ )	ساعت آفتابی Sunshine hours (h)	سرعت باد Wind speed ( $\text{ms}^{-1}$ )	رطوبت نسبی Relative humidity (%)	دما Temperature ( $^{\circ}\text{C}$ )	ارتفاع از سطح دریا Altitude (m)	عرض جغرافیایی Latitude (Degree)	طول جغرافیایی Longitude (Degree)	ایستگاه Station
خشک Arid	5.2	8.7	1.7	41.3	26.5	22.5	31.333	48.667	اهواز Ahvaz
نیمه‌خشک Semi-arid	3.3	8.2	1.1	43.8	14.4	1312.5	34.1	46.817	اراک Arak
نیمه‌خشک Semi-arid	3.2	7.1	2.8	73.1	9.9	1332.0	38.25	48.283	اردبیل Ardebil
فراخشک Hyper-arid	4.5	8.6	2.2	63.8	27.2	9.8	27.217	56.367	بندرعباس Bandarabbas
خشک Arid	4.2	9.2	1.6	35.1	16.8	1491.0	32.867	59.2	بیرجند Birjand

## ادامه جدول ۱

نوع اقلیم (طبقه‌بندی دومارتن)	تبخیرتعرق $ET_o$ ( $\text{mm d}^{-1}$ )	ساعت آفتابی Sunshine hours (h)	سرعت باد Wind speed ( $\text{ms}^{-1}$ )	رطوبت نسبی Relative humidity (%)	دما Temperature ( $^{\circ}\text{C}$ )	ارتفاع از سطح دریا Altitude (m)	عرض جغرافیایی Latitude (Degree)	طول جغرافیایی Longitude (Degree)	ایستگاه Station
نیمه‌خشک Semi-arid	3.1	7.8	1.8	60.7	13.6	1112.0	37.467	57.267	پجنورد Bojnurd
خشک Arid	4.4	8.6	2.0	64.7	25.4	9.0	28.967	50.167	بوشهر Bushehr
خشک Arid	3.7	9.3	1.2	42.3	16.9	1550.4	32.617	51.667	اصفهان Esfahan
نیمه‌خشک Semi-arid	3.1	8.3	1.1	52.8	14.6	1279.2	36.25	50.05	قزوین Ghazvin

									قم
خشک	4.1	8.6	1.7	42.1	18.6	877.4	34.7	50.85	Ghom
Arid									گرگان
مeditرانه‌ای	2.6	6.4	1.4	74.1	18.1	0	36.9	54.4	Gorgan
Mediterranean									همدان
نیمه‌خشک	3.0	8.3	1.4	50.2	12.1	1741.5	34.867	48.53	Hamedan
Semi-arid									ایلام
مeditرانه‌ای	3.9	8.5	1.7	40.6	17.0	1337.0	33.633	46.433	Ilam
Mediterranean									کرج
خشک	3.5	8.2	1.8	46.8	15.5	1708.0	35.917	50.9	Karaj
Arid									کرمان
خشک	3	9.2	1.9	31.7	16.7	1753.8	30.25	56.967	Kerman
Arid									کرمانشاه
نیمه‌خشک	3.8	8.0	1.8	43.3	15.6	1318.6	34.35	47.15	Kermanshah
Semi-arid									خرم‌آباد
نیمه‌خشک	3.8	8.4	1.6	43.9	17.2	1748.8	33.433	48.283	Khorramabad
Semi-arid									مشهد
خشک	3.6	8.2	1.8	49.5	15.8	999.2	36.267	59.633	Mashhad
Arid									ارومیه
نیمه‌خشک	3.5	8.1	1.6	58.8	11.9	1315.9	37.667	45.05	Orumieh
Semi-arid									رشت
بسیار مرطوب (الف)	2.0	4.8	0.9	83.3	16.6	-8.6	37.317	49.617	Rasht
Very humid (a)									سنندج
نیمه‌خشک	3.5	8.3	1.5	45.0	14.4	1373.4	35.333	47.0	Sanandaj
Semi-arid									ساری
مرطوب	2.3	5.6	1.2	77.6	18.0	23.0	36.55	53.0	Sari
Humid									سمنان
خشک	3.8	8.5	1.5	40.1	18.4	1127.0	35.583	53.417	Semnan
Arid									شهرکرد
نیمه‌خشک	3.2	8.8	1.2	45.4	11.4	2048.9	32.283	50.85	Shahrekord
Semi-arid									شیراز
نیمه‌خشک	4.1	9.3	1.4	38.0	18.7	1484.0	29.533	52.6	Shiraz
Semi-arid									تبریز
نیمه‌خشک	4.4	7.9	2.5	50.2	13.6	1361.0	38.083	46.283	Tabriz
Semi-arid									تهران
خشک	3.9	8.2	1.9	40.4	18.5	1190.8	35.683	51.317	Tehran
Arid									یاسوج
مرطوب	3.3	8.8	1.0	42.0	15.3	1816.3	30.833	51.683	Yasouj
Humid									یزد
فراختک	5.4	9.3	1.9	27.6	20.4	1237.2	30.683	51.55	Yazd
Hyper-arid									Zahedan
فراختک	4.2	9.4	2.3	27.8	19.2	1370.0	29.467	60.883	Zahedan
Hyper-arid									زنجان
نیمه‌خشک	3.3	8.0	2.0	54.8	11.5	1663.0	36.683	48.333	Zanjan
Semi-arid									

تحلیل حساسیت محلی<sup>۲</sup> و تحلیل حساسیت جهانی<sup>۳</sup> اشاره نمود (۱۶).

تحلیل حساسیت غربالی برای مدل‌هایی استفاده می‌شود که

#### تعیین ضریب حساسیت

از روش‌های آنالیز حساسیت می‌توان به روش‌های درصد تغییرات، رگرسیون چند متغیره، تجزیه عاملی، تحلیل حساسیت غربالی<sup>۱</sup>، تحلیل

بالاتر آن، معادله (۵) به دست می‌آید.

$$\Delta ET_o = \frac{\partial ET_o}{\partial p_1} \Delta p_1 + \frac{\partial ET_o}{\partial p_2} \Delta p_2 + \dots + \frac{\partial ET_o}{\partial p_N} \Delta p_N \quad (5)$$

که دیفرانسیل  $\frac{\partial ET_o}{\partial P_i}$  نمایانگر حساسیت مدل به هر یک از پارامترها می‌باشد. این ضرایب حساسیت خود به بزرگی نسبی  $ET_o$  و  $P_i$  حساسند.

در این مطالعه، ضریب حساسیت نسبی بدون بعد باون<sup>۱</sup> (۵) برای تعیین واکنش  $ET_o$  به تغییرات پارامترهای هواشناسی (جدول ۱) به صورت جداگانه از معادله (۶) به دست می‌آید.

$$SV_i = \frac{\partial ET_o}{\partial P_i} \cdot \frac{P_i}{ET_o} \quad (6)$$

که در آن  $SV_i$  ضریب حساسیت بدون بعد پارامتر  $i$  ام و  $P_i$  متغیرها یا پارامترهای ورودی به مدل می‌باشند. مثلاً مقدار  $SV_i$  برابر ۱۰٪ به این مفهوم است که ۱۰٪ افزایش در  $P_i$  باعث ۱٪ افزایش در  $ET_o$  می‌شود. ضریب حساسیت منفی نشان می‌دهد که افزایش در  $P_i$  باعث کاهش در  $ET_o$  شده است. کاربرد این معادله زمانی با اشکال مواجه می‌شود که مقادیر  $P_i$  یا  $ET_o$  به طور جداگانه به سمت صفر می‌کنند که در این حالت مقدار معنی‌داری برای  $SV_i$  بدست نمی‌آید و این روش در مطالعات تبخیرتعرق زیاد مورد استفاده قرار گرفته است (۱۱ و ۱۲). به طور اساسی، ضریب حساسیت منفی / مثبت یک متغیر نشان می‌دهد که تبخیرتعرق کاهش / افزایش می‌باشد، همانطور که متغیر افزایش می‌باشد. ضریب حساسیت بزرگتر، تأثیر بیشتر متغیر مشخص را بر تبخیرتعرق مرجع نشان می‌دهد. در شکل گرافیکی، ضریب حساسیت، شیب تانژانت در مبدأ منحنی حساسیت است.

چگونگی استخراج ضرایب حساسیت محلی مربوط به متغیرهای هواشناسی مؤثر بر تبخیرتعرق مرجع شامل تابش خالص معادله (۷)، سرعت باد در ارتفاع دو متري معادله (۸)، رطوبت نسبی معادله (۹) و دمای هوای معادلات (۱۰) و (۱۱) با استفاده از روش مشتقات جزئی ارائه شده است.

$$SV_{R_n} = \frac{\partial ET_o}{\partial R_n} \cdot \frac{R_n}{ET_o} = \frac{0.408 \Delta R_n}{0.408 \Delta R_n + \gamma \frac{900}{T+273} u_2 e_s (1 - \frac{RH}{100})} \quad (7)$$

$$SV_{u_2} = \frac{\partial ET_o}{\partial u_2} \cdot \frac{u_2}{ET_o} = \frac{1}{0.408 \Delta R_n + \gamma \frac{900}{T+273} u_2 e_s (1 - \frac{RH}{100})} - \frac{0.34 u_2 \gamma}{\Delta + \gamma (1 + 0.34 u_2)} \quad (8)$$

دارای محاسبات گسترده بوده و در برگیرنده تعداد زیادی پارامتر باشند. این نوع تحلیل حساسیت تأثیرگذارترین متغیر ورودی را بر مقدار خروجی مدل مشخص می‌نماید. در این روش تنها تعداد اندکی از پارامترهای ورودی تأثیر معناداری بر خروجی مدل دارند. عیب این روش در این است که مقدار حساسیت را به صورت کیفی بیان می‌کند. به عنوان مثال در این روش پارامترهای ورودی طبق اهمیت رتبه‌بندی شده و اهمیت هر یک از عوامل ورودی نسبت به دیگر عوامل به صورت کمی در نمی‌آید. اما در روش‌های کمی به طور مثال درصد تغییرات مقدار خروجی نسبت به تغییرات هر یک از متغیرها یا پارامترها تعیین می‌شود. در تحلیل حساسیت محلی، تأثیر محلی عوامل بر خروجی مدل نشان داده می‌شود. این گونه تحلیل، معمولاً با استفاده از محاسبات مشتقات جزئی توابع خروجی با توجه به متغیرهای ورودی انجام می‌پذیرد. در این تحلیل معمولاً از روش یک عامل در یک زمان (OAT) استفاده می‌شود، به طوری که یک عامل متغیر و عوامل دیگر ورودی ثابت نگاه داشته می‌شوند. در تحلیل حساسیت محلی معمولاً از عدم قطعیت نسبی و تحلیل های دیفرانسیل به صورت معادله (۲) استفاده می‌شود (۱۶).

$$S_i = \frac{x_i}{y} \cdot \frac{\partial y}{\partial x_i} \quad (2)$$

که در آن  $x_i$  متغیر ورودی به مدل،  $y$  مقدار خروجی و  $SV_i$  ضریب حساسیت و بدون بعد است.

در تحلیل حساسیت جهانی که توسط سالتلی و همکاران (۱۶)، مورد بحث و بررسی قرار گرفته با استفاده از توابع توزیع احتمال، تأثیر عدم قطعیت مقادیر ورودی بر خروجی مدل مطالعه گردیده است. به عبارت دیگر روش تحلیل حساسیت جهانی، تأثیر دامنه تغییرات متغیرها و شکل تابع توزیع احتمال داده‌های ورودی را مدنظر قرار می‌دهد. به طور مثال در این روش تأثیر متغیر  $x_i$  هنگامی که دیگر متغیرها  $x_j$  ( $i \neq j$ ) تغییر می‌باشد، مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. اما روش تحلیل حساسیت محلی بر مبنای مشتقات جزئی استوار بوده و تأثیر تغییر یک عامل ورودی  $x_i$  هنگامی که دیگر عوامل ( $i \neq j$ ) ثابت نگاه داشته می‌شوند، استوار است. در این روش فرض می‌شود که حساسیت تبخیرتعرق برآورد شده توسط معادله پمنم - مونتیث ( $ET_o$ ) تابع تغییرات پارامتری یا متغیرهای ورودی هواشناسی ( $P_i$ ) باشد. لذا می‌توان معادلات (۳) و (۴) را نوشت.

$$ET_o = f(p_1, p_2, p_3, \dots, p_N) \quad (3)$$

که در آن  $N$  تعداد پارامترها و متغیرهای ورودی به مدل است.  
 $ET_o + \Delta ET_o = f(p_1 + \Delta p_1, p_2 + \Delta p_2, \dots, p_N + \Delta p_N) \quad (4)$

با بسط معادله (۴) به سری تیلور و صرف نظر از اجزاء مرتبه دوم و

$$(9)$$

$$S_T = \frac{\partial ET_o}{\partial T} \times \frac{T}{ET_o} \quad (10)$$

$$S_{RH} = \frac{\partial ET_o}{\partial RH} \cdot \frac{RH}{ET_o} = \frac{\frac{-RH}{100}}{\frac{0.408\Delta R_n}{900} - \frac{RH}{100} + 1}$$

$$S_T = \frac{T \frac{df(T)}{dT}}{0.408\Delta R_n + \gamma \frac{900}{T+273} u_2 e_s (1 - \frac{RH}{100})} - \frac{T \frac{dg(T)}{dT}}{\Delta + \gamma(1 + 0.34u_2)} =$$

$$T \left( \frac{1021.29R_n (4098.17e^{\frac{17.27T}{T+237.3}} - 2(T+237.3)e^{\frac{17.27T}{T+237.3}})}{(T+237.3)^4} + \frac{549.72\gamma(1 - \frac{RH}{100})u_2 (\frac{4098.17(T+273)e^{\frac{17.27T}{T+237.3}}}{(T+237.3)^2} - e^{\frac{17.27T}{T+237.3}})}{(T+237)^2} \right)$$

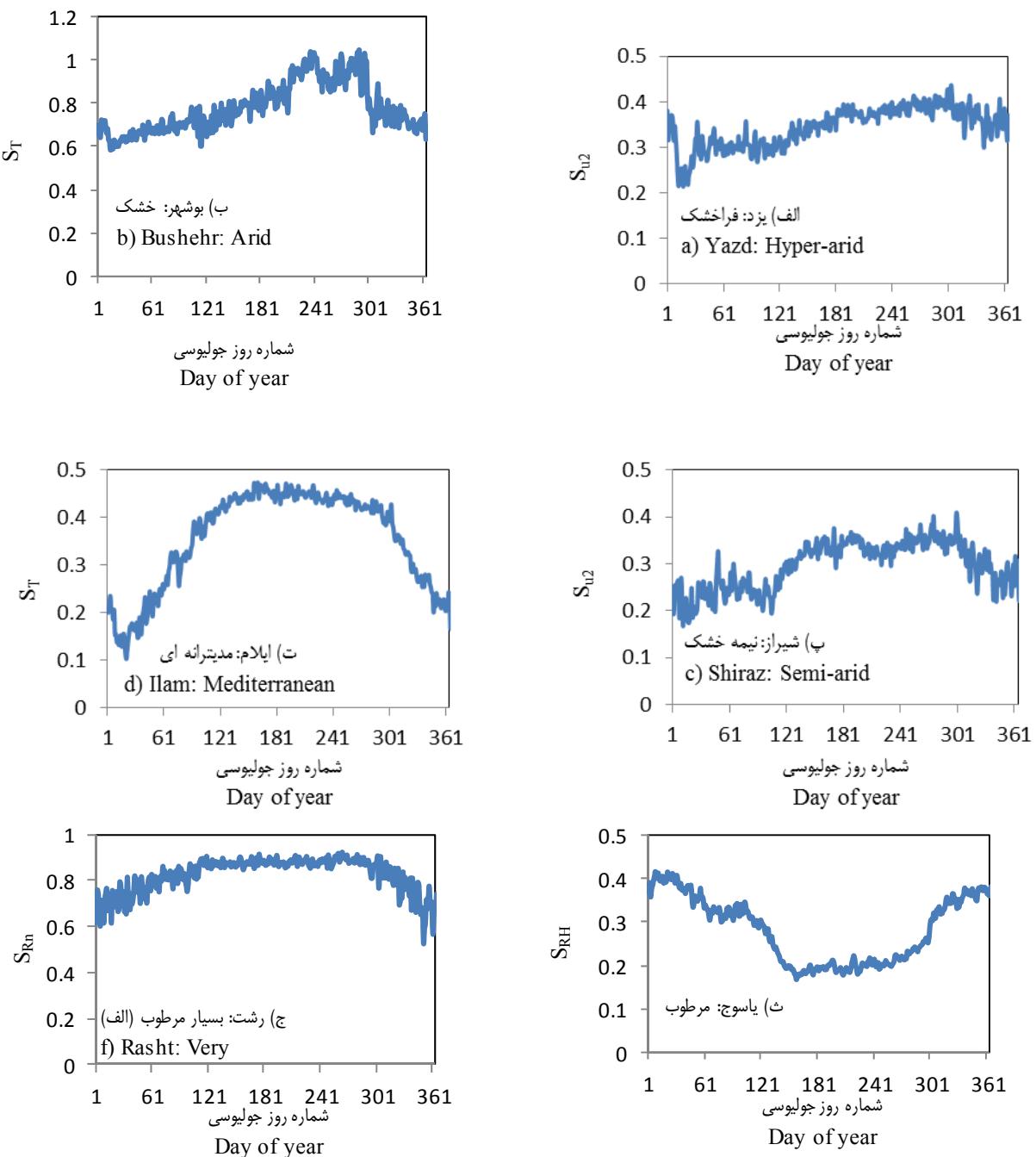
$$- \frac{0.408\Delta R_n + \gamma \frac{900}{T+273} u_2 e_s (1 - \frac{RH}{100})}{T \left( \frac{2503.16(4098.17e^{\frac{17.27T}{T+237.3}} - 2(T+237.3)e^{\frac{17.27T}{T+237.3}})}{(T+237.3)^4} \right)} - \frac{\Delta + \gamma(1 + 0.34u_2)}{(11)}$$

است. بنابراین مناطق ساحلی شمالی کشور با اقلیم‌های مرطوب و بسیار مرطوب (الف) به  $S_{R_n}$  حساس‌تر هستند. همچنین بیشترین مقدار  $S_{R_n}$  مربوط به مناطق ساحلی شمالی و کمترین آن در مناطق ساحلی جنوبی و جنوب غربی کشور می‌باشد. برخی از مطالعات دیگر نشان داد که در بسیاری از اقلیم‌تبار تعرق به تابش خالص حساس‌تر بود (۱۴ و ۱۷). در مطالعه حاضر نیز،  $ET_{R_n}$  بیشترین حساسیت را نسبت به متغیر  $R_n$  با مقدار ۰/۸۲ در اقلیم بسیار مرطوب (الف) که شامل ایستگاه رشت می‌باشد، در ماههای فوریه، مارس، آوریل، اکتبر و نوامبر داشته است. به عنوان مثال،  $S_{R_n} = ۰/۸۲$  بدنی مفهوم است که ۱۰۰٪ افزایش در متغیر  $R_n$  باعث ۸۲٪ افزایش  $ET_{R_n}$  می‌شود. ایستگاه یزد در اقلیم فراخشک دارای کمترین مقدار ضریب حساسیت رطوبت نسبی ( $S_{RH}$ ) و ایستگاه رشت دارای بیشترین مقدار آن به ترتیب با میانگین مقدار ۰/۲۰ و ۰/۴۵ می‌باشد. بنابراین مناطق ساحلی شمالی کشور با اقلیم‌های مرطوب و بسیار مرطوب (الف) به  $S_{RH}$  حساس‌تر هستند.

به دلیل تفاوت‌های اقلیمی هر ناحیه با ناحیه دیگر، پهن‌بندی ضرایب حساسیت براساس نتایج حاصل از روش عکس محدود فاصله (IDW) انجام شد. نقشه پهن‌بندی ضرایب حساسیت دمای هوا، سرعت باد در ارتفاع دو متری، تابش خالص و رطوبت نسبی در (شکل ۳) آورده شده است.

در این مطالعه از مدل پنمن-مونتیث- فائقو استفاده شد. این مدل مقادیر تبخیر تعرق مرجع را در تمامی مناطق و اقلیم‌ها اعمال فرضیات مدل محاسبه می‌کند. پس از مشاهده تغییرات روزانه تبخیر تعرق مرجع در ایستگاه‌های مطالعاتی، به تحلیل حساسیت معادله پنمن-مونتیث- فائقو بر اثر تغییر هر یک از متغیرهای ورودی آن (دمای هوا، سرعت باد در ارتفاع دو متری، تابش خالص و رطوبت نسبی) در ایستگاه‌های مطالعاتی پرداخته شد.

ضرایب حساسیت روزانه پارامترهای هواشناسی در ایستگاه‌های نمونه، تغییرات متفاوتی در طول دوره آماری مورد مطالعه دارند که برای نمونه ضرایب حساسیت ۶ ایستگاه بر روی شکل ۲ نشان داده شده است. نتایج نشان می‌دهد که ضریب حساسیت میانگین دما ( $S_T$ ) در بین کلیه ایستگاه‌های مطالعاتی بین ۰/۷۸ تا ۰/۲۱ تغییر نموده است که بیشترین ضریب حساسیت دما مربوط به ایستگاه بوشهر در اقلیم خشک (ماههای آوریل، می، ژوئن، ژوئیه، اکتبر و نوامبر) بود که نشان دهنده حساسیت بیشتر  $ET_{R_n}$  به متغیر مذکور می‌باشد و کمترین آن در ایستگاه شهرکرد در اقلیم نیمه‌خشک (در ماههای ژانویه، مارس، آوریل و نوامبر) می‌باشد. بیشترین و کمترین مقدار ضریب حساسیت سرعت باد در ارتفاع دو متری ( $S_{u_2}$ ) به ترتیب با مقادیر ۰/۰۷ و ۰/۰۵ مربوط به ایستگاه زاهدان و اردبیل در اقلیم فراخشک و نیمه‌خشک بوده است. بیشترین مقدار ضریب حساسیت تابش خالص ( $S_{R_n}$ ) مربوط به ایستگاه رشت در اقلیم بسیار مرطوب (الف) و کمترین آن مربوط به ایستگاه زاهدان در اقلیم فراخشک (۰/۰۲۸) و پس از آن ایستگاه اهواز با میانگین ۰/۳۴ بوده



شکل ۲- ضرایب حساسیت در چند ایستگاه نمونه در اقالیم مختلف برای متغیرهای: (الف) تابش خالص ( $S_{R_n}$ )، (ب) سرعت باد در ارتفاع دو متری

$$(S_{RH}) \text{ و } (S_T) \text{ و } (S_{u_2}) \text{ و } (T \text{ دما}) (S_{u_2})$$

a) net radiation ( $S_{R_n}$ ), b) :Figure 2. Sensitivity coefficients in many sample stations in different climate for the parameters  
wind speed at a two meter height ( $S_{u_2}$ ), c) temperature ( $S_T$ ) and d) relative humidity ( $S_{RH}$ )

جدول ۲- مقادیر متوسط حداقل، حداقل و میانگین سالانه ضرایب حساسیت براساس نوع اقلیم ایستگاه‌های مورد مطالعه

Table 2. Mean values of maximum, minimum and mean annual sensitivity coefficients based on the study of climate of stations

ماه Month	حداقل ضریب حساسیت Minimum sensitivity of coefficient	ماه Month	حداکثر ضریب حساسیت Maximum sensitivity of coefficient	میانگین سالانه ضریب حساسیت The mean annual sensitivity of coefficient	ضرایب حساسیت Sensitivity coefficients	ایستگاه Station
دسامبر Dec.	0.40	ژانویه Jan.	0.60	0.50	$S_{Rn}$	
ژانویه Jan.	0.21	اکتبر Oct.	0.44	0.34	$S_{u2}$	یزد Yazd
ژانویه Jan.	0.15	مای May.	0.49	0.38	$S_T$	
آگوست Aug.	0.10	ژانویه Jan.	0.36	0.20	$S_{RH}$	
ژوئن و ژوئیه Jun. & Jul.	0.15	ژانویه Jan.	0.60	0.34	$S_{Rn}$	
ژانویه Jan.	0.24	آگوست Aug.	0.59	0.46	$S_{u2}$	اهواز Ahvaz
آگوست Aug.	-0.38	نومبر Nov.	0.79	0.31	$S_T$	
ژوئن و ژوئیه Jan. & Jul.	0.15	ژانویه Jan.	0.43	0.28	$S_{RH}$	
نومبر Nov.	0.29	آگوست Aug.	0.60	0.47	$S_{Rn}$	
مارس Mar.	0.21	نومبر Nov.	0.44	0.31	$S_{u2}$	بوشهر Bushehr
ژانویه Jan.	0.58	اکتبر Oct.	1.05	0.78	$S_T$	
مای May.	0.34	دسامبر Jan. & Dec.	0.43	0.39	$S_{RH}$	
ژانویه Jan.	0.18	ژانویه Jan.	0.43	0.31	$S_{RH}$	
اکتبر Oct.	0.52	ژانویه Jan.	0.88	0.70	$S_{Rn}$	شهرکرد Shahrekord
ژانویه Jan.	0.08	اکتبر Oct.	0.32	0.19	$S_{u2}$	
دسامبر Dec.	-0.28	مای و ژوئیه May. & Jul.	0.36	0.21	$S_T$	
اکتبر Oct.	0.48	ژانویه Jan.	0.73	0.58	$S_{Rn}$	
ژانویه Jan.	0.17	اکتبر Oct.	0.41	0.30	$S_{u2}$	شیراز Shiraz
ژانویه Jan..	0.16	مای May.	0.46	0.35	$S_T$	
ژوئن Jun.	0.15	ژانویه Jan.	0.39	0.26	$S_{RH}$	

## ادامه جدول ۲

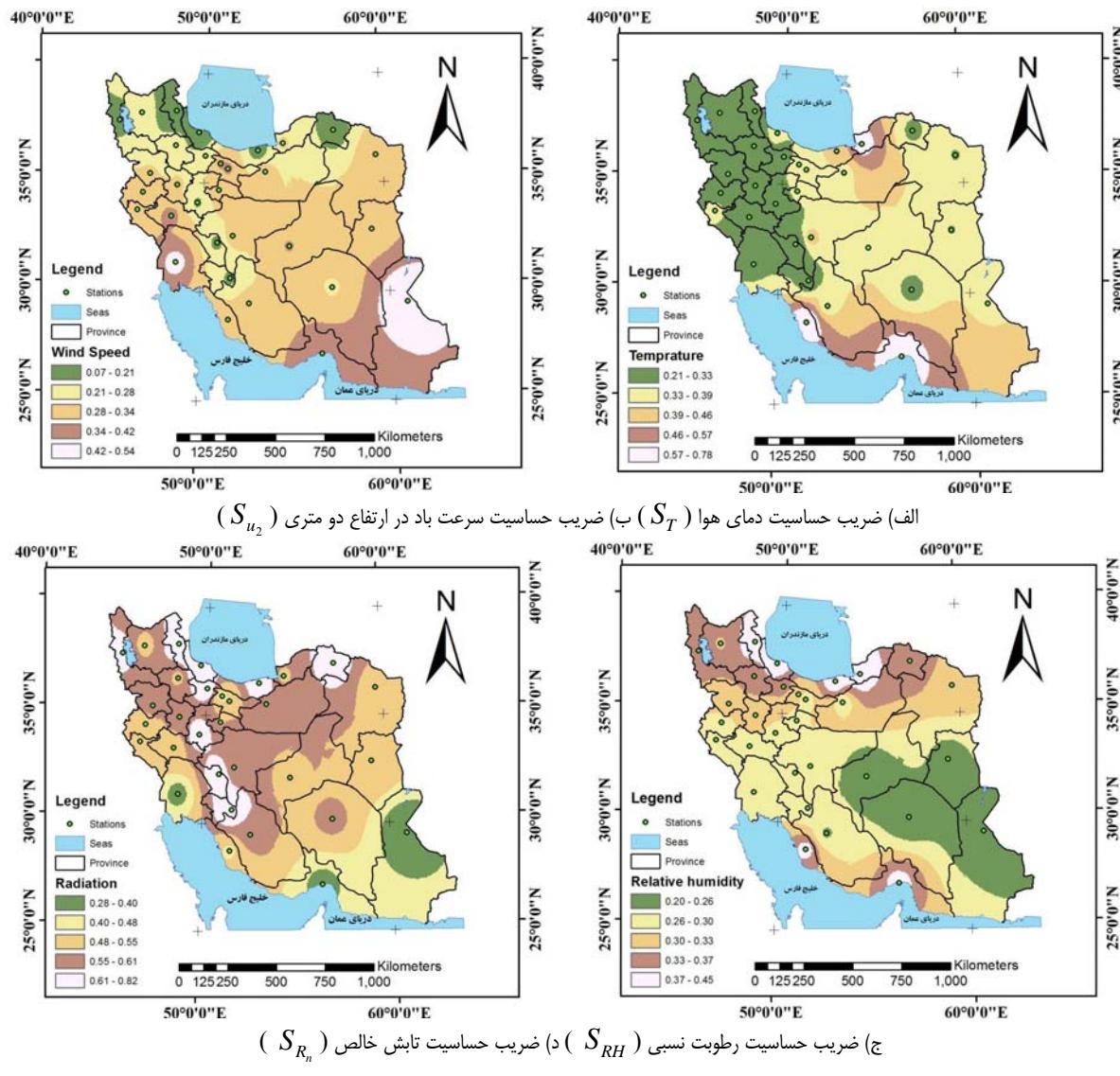
ماه Month	حداقل ضریب حساسیت Minimum sensitivity of coefficient	ماه Month	حداکثر ضریب حساسیت Maximum sensitivity of coefficient	میانگین سالانه ضریب حساسیت The mean annual sensitivity of coefficient	ضرایب حساسیت sensitivity coefficients	ایستگاه Station
دسامبر Dec.	0.35	آوریل Apr.	0.72	0.52	$S_{Rn}$	
آوریل Apr.	0.16	اکتبر Oct.	0.47	0.33	$S_{u2}$	ایلام Ilam
ژانویه Jan.	0.10	ژوئن، ژوئیه و آگوست Jun., Jul. & Aug.	0.47	0.35	$S_T$	
ژوئن، ژوئیه و آگوست Jun., Jul. & Aug.	0.15	ژانویه Jan.	0.41	0.27	$S_{RH}$	
دسامبر Dec.	0.33	آوریل Apr.	0.77	0.54	$S_{Rn}$	
مارس و آوریل Mar. & Apr.	0.08	دسامبر Dec.	0.49	0.28	$S_{u2}$	گرگان Gorgan
ژانویه Jan.	0.27	آگوست Aug.	1.07	0.67	$S_T$	
ژوئن Jun.	0.37	مارس، آوریل و دسامبر Mar., Apr. & Dec.	0.46	0.42	$S_{RH}$	
دسامبر Dec.	0.35	آوریل Apr.	0.72	0.52	$S_{Rn}$	
دسامبر Dec.	0.49	ژوئیه Jul.	0.84	0.72	$S_{u2}$	ساری Yasouj
مارس و آوریل Mar. & Apr.	0.05	دسامبر Dec.	0.38	0.16	$S_T$	
دسامبر Dec.	0.23	می، ژوئن و آگوست May, Jun. & Aug.	0.48	0.40	$S_{RH}$	
اکتبر Oct.	0.58	ژانویه Jan.	0.82	0.71	$S_{Rn}$	
ژانویه Jan.	0.08	اکتبر Oct.	0.32	0.20	$S_{u2}$	یاسوج Yasouj
ژانویه Jan.	0.04	می، ژوئیه و آگوست May, Jun. & Aug.	0.35	0.27	$S_T$	
ژوئن Jun.	0.17	ژانویه Jan.	0.42	0.8	$S_{RH}$	
دسامبر Dec.	0.53	سپتامبر Sep.	0.92	0.82	$S_{Rn}$	
آوریل و اکتبر Apr. & Oct.	0.00	دسامبر Dec.	0.27	0.08	$S_{u2}$	رشت Rasht
ژانویه Jan.	0.19	ژوئن، ژوئیه و سپتامبر Jun., Jul. & Sep.	0.44	0.36	$S_T$	
دسامبر Dec.	0.42	نوامبر Nov.	0.48	0.45	$S_{RH}$	

است. این مقدار به سمت مرکز کشور اندازی کاهش می‌یابد و به حدود  $40^{\circ}\text{C}$  می‌رسد و سپس به سمت نواحی مرفوع ساحلی شمالی و

با توجه به شکل (۳)، بیشترین مقدار ضریب حساسیت دمای هوا در مناطق ساحلی جنوبی و جنوب غرب کشور در حدود  $78^{\circ}\text{C} - 71^{\circ}\text{C}$  است.

(ایستگاه اردبیل و پس از آن ایستگاه رشت) داشته و بیشترین حساسیت مربوط به  $R_n$  با میانگین ۸۲٪ در ایستگاه رشت بوده است، مناطق ساحلی شمالی حساسیت بیشتری نسبت به متغیر  $RH$  (۴۵٪-۴۲٪) نشان داده‌اند.

شمال غرب به مقدار ۱۵٪ کاهش می‌یابد. بنابراین  $S_T$  در مناطق ساحلی شمالی دارای کمترین مقدار بوده و بیشترین مقدار آن مربوط به مناطق ساحلی جنوبی و جنوب غربی کشور می‌باشد. هم‌چنین، کمترین حساسیت را نسبت به  $u_2$  در مناطق ساحلی شمالی  $ET_0$



ج) ضریب حساسیت رطوبت نسبی (  $S_{RH}$  ) ( د) ضریب حساسیت تابش خالص (  $S_{R_n}$  )

( ب) ضریب حساسیت دمای هوا (  $S_T$  ) ( س) ضریب حساسیت سرعت باد در ارتفاع دو متری (  $S_{u_2}$  )

شکل ۳- توزیع مکانی ضرایب حساسیت در طول دوره آماری (۱۹۹۶-۲۰۱۵)

Figure 3- Spatial distribution of sensitivity coefficient during the period (1996-2015)

نوسانات شاید به این دلیل باشد که متغیرهای هواشناسی تحت تأثیر توپوگرافی منطقه، پوشش گیاهی منطقه و خصوصیات خاک در مناطق مختلف تغییر می‌کنند.

به طور کلی، نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که  $ET_0$  نسبت به متغیرهای هواشناسی نوسانات متفاوتی در بین مناطق مختلف داشته است. به طور مشابه این نتیجه در مطالعات گونگ<sup>۱</sup>، هاپت و وانگلوستر<sup>۲</sup> (۱۰) و لیانگ<sup>۳</sup> (۱۱) مشاهده شد. دلیل اصلی

## نتیجه‌گیری کلی

همه ایستگاه‌ها دارای بیشترین تأثیر بر روی  $ET_0$  بوده است. در نمونه‌های اقلیم مدیترانه‌ای، در ایستگاه گرگان، متغیر دما (روز جولیوسی ۱۰۷ و ۱۱۵ ماه آوریل منطبق بر ۱۷-۲۴-۲۵ ام) و در ایستگاه ایلام،  $R_n$  (در ماه‌های زانویه، مارس، می، زوئن، ژوئیه، نوامبر و دسامبر) مؤثرترین متغیرها بودند. در هر ۲ نمونه‌های اقلیم مرطوب (ایستگاه ساری و یاسوج) و بسیار مرطوب (الف) (ایستگاه رشت) بیشترین حساسیت مربوط به  $R_n$  مشاهده شد. در ایستگاه ساری در ماه‌های فوریه، مارس، آوریل، اکتبر و نوامبر، در ایستگاه یاسوج از ماه ژانویه تا دسامبر (دی تا بهمن) و در ایستگاه رشت در ماه‌های فوریه، مارس، آوریل، اکتبر و نوامبر، در ایستگاه یاسوج از ماه ژانویه تا دسامبر (دی تا بهمن) و در ایستگاه رشت در ماه‌های فوریه، مارس، آوریل، اکتبر و نوامبر بیشترین حساسیت را داشته است. بنابراین  $ET_0$  محاسبه شده در تمامی اقلیم بیشترین حساسیت را نسبت به  $R_n$  و پس از آن دما داشته است. ضریب حساسیت دما در ماه‌های آوریل، می، زوئن، ژوئیه، اکتبر و نوامبر بالاترین مقدار و  $R_n$  در ماه‌های مارس، آوریل، اکتبر و نوامبر بیشترین مقدار را داشته بنابراین، ضریب حساسیت  $R_n$  در اکثر ماه‌های بهار و پاییز بزرگتر و طی ماه‌های زمستان کوچکتر بود. در حالی که کمترین مقدار  $S_{u_2}$  با مقدار  $0/07$  در همه ماه‌ها به جزء ماه می (۱۱ اردیبهشت تا ۱۰ خرداد) و ژوئیه (۱۰ تیر تا ۱۰ مرداد) و بیشترین آن با مقدار  $0/54$  در ماه‌های ژانویه، ژوئیه، آگوست و سپتامبر بوده است. کمترین مقدار  $S_{RH}$  در ماه‌های مارس، آوریل و اکتبر و بیشترین آن در ماه‌های ژانویه، فوریه، می و زوئن به ترتیب با میانگین مقادیر  $0/20$  و  $0/45$  می‌باشد. ضریب حساسیت مربوط به میانگین دما طی ماه‌های تابستان بزرگتر و طی ماه‌های زمستان کوچکتر بود. مقدار افزایش  $ET_0$  با توجه به افزایش هر یک از متغیرهای اقلیمی در هر ماه تغییر نمود.

انجام تحلیل حساسیت بر روی پنمن- مونتیث- فائو از کارآمدترین روش‌ها برای شناخت درجه تأثیر پارامترهای مختلف اقلیمی بر روی تبخیر- تعرق مرجع است. این کار علاوه بر شناخت بهتر پدیده تبخیر- تعرق، به شناخت عوامل تأثیرگذارتر در هر منطقه کمک فراوان می‌نماید. تحلیل حساسیت محلی، تأثیر عوامل را بر خروجی مدل نشان می‌دهد. در این تحلیل، از روش مشتقات جزئی توابع دیگر ورودی ثابت نگاه داشته می‌شوند. در این مطالعه، نتایج نشان داد که در نمونه‌های اقلیم فراخشک که شامل ایستگاه‌های بندرعباس، بیزد و زاهدان می‌باشد،  $ET_0$  محاسبه شده در ایستگاه بیزد، بیشترین حساسیت را به  $S_{R_n}$  با مقدار  $0/50$  داشته و در ایستگاه زاهدان (در ماه‌های ژانویه، ژوئیه، آگوست و سپتامبر) بیشترین حساسیت مربوط به  $S_{u_2}$  با مقدار  $0/54$  بوده و همچنین در ایستگاه بندرعباس، حساسیت‌ترین متغیر،  $S_T$  با مقدار  $0/71$  بوده است. در نمونه‌های اقلیم خشک (تعداد ۱۰ ایستگاه)  $ET_0$  محاسبه شده در مرتبه اول به متغیر  $R_n$  در ۸ ایستگاه (بیرجند، اصفهان، قم، کرج، کرمان، مشهد، سمنان و تهران) بیشترین حساسیت را نشان داده و سپس در ۲ ایستگاه دیگر (اهواز و بوشهر) بیشترین حساسیت را به ترتیب به سرعت باد (در ماه‌های ژانویه، می، اکتبر و نوامبر) و دما (در ماه‌های آوریل، می، ژوئن، ژوئیه، اکتبر و نوامبر) داشته است. همچنین در نمونه‌های اقلیم نیمه‌خشک که شامل ۱۳ ایستگاه می‌باشد، ضریب حساسیت  $R_n$  در

## منابع

- Alizadeh A., Kamali GH.A., Khanjani M.J and Rahnavard, M.R. 2004. Evaluation of evapotranspiration in arid regions of Iran. Journal of Geographical Research, 2(73): 97-105. (in Persian)
- Alizadeh A. 2006. Designing of Irrigation Systems. First Volume, Publishers of Astan Quds Razavi, p. 460.
- Allen R.G., Pereira L.S., Raes D., and Smith M. 1998. Crop evapotranspiration: Guidelines for Computing Crop Water Requirements. FAO Irrigation and drainage paper (FAO), 56: 1- 300.
- Bakhtiari B., and Liaghat A.M. 2011. Seasonal sensitivity analysis for climatic variables of ASCE- Penman-Monteith in a Semi-arid climate. Journal of Agricultural Science and Technology, 13: 1135-1145.
- Beven K. 1979. A Sensitivity analysis of the Penman- Monteith actual evapotranspiration estimates. Journal of Hydrology, 44: 169-190.
- Coleman G., and DeCoursey D.G. 1976. Sensitivity and model variance analysis applied to some evaporation and evapotranspiration models. Water Resour Research, 12: 873-879.
- Estevez J., Gavilan P., and Berengena J. 2009. Sensitivity analysis of a Penman-Monteith type equation to estimate reference evapotranspiration in southern spain. Published online in Wiley InterScience, Hydrology Process, 23:3342-3353.
- Gong L.B., Xu C.Y, Chen D.L., Halldin S., and Chen Y.D. 2006. Sensitivity of the Penman- Monteith reference evapotranspiration to key climatic variables in the changjiang (Yangtze River) basin. Journal of Hydrology, 329: 620-629.
- Hargreaves G.H. 1994. Defining and using reference evapotranspiration. Irrigation and Drainage Engineering, ASCE, 120(6): 1132- 1139.

10. Hupet F., and Vanclooster M. 2001. Effect of the sampling frequency of meteorological variables on the estimation of the reference evapotranspiration. *Journal of Hydrology*, 243: 192-204.
11. Liang L.Q., Li L.J., Zhang L., Li, J.Y., and Li B. 2008. Sensitivity of the Penman- Monteith reference crop evapotranspiration in Tao'er River basin of Northeastern China. *Chinese Geographical Science*, 18: 340-347.
12. Liu Q., Yang Z., Cui., B., and Sun T. 2010. The temporal trends of reference evapotranspiration and its sensitivity to key meteorological variables in the YellowRiver Basin. *Hydrological Processes*, 24: 2171- 2181.
13. Mamassis N., Panagoulia D., Novkovic A. 2014. Sensitivity analysis of Penman evaporation method. *Global NEST*, 16(4): 628- 639.
14. McCuen R.H. 1974. A sensitivity and error analysis of procedures used for estimating evaporation. *Water Resource Bulletin*, 10: 486-498.
15. Rana G. and Katerji N. 1998. A Measurement based sensitivity analysis of the Penman- Monteith actual evapotranspiration model for crops of different heights and in contrasting water status. *Theoretical and Applied Climatology*. 60: 141-149.
16. Saltelli A., and Bolado R. 2000. An Alternative way to compute fourier amplitude sensitivity test (FAST). *Computational Statistics and Data Analysis*, 26(4): 445-460.
17. Saxton K.E. 1975. Sensitivity analysis of the combination evapotranspiration equation. *Agricultural Meteorology*, 15: 343-353.
18. Sharifi A.R., and Dinpazhoh Y. 2014. Sensitivity analysis reference crop evapotranspiration Penman-Monteith model to climatic variables in Iran. *Journal of Water Resources Management*, 28: 5465-5476. (in Persian)
19. Zhao J., Xu Z.x., Zuo D.p., and Wang X.m. 2015. Temporal variations of reference evapotranspiration and its sensitivity to meteorological factors in Heihe River Basin, china. *Water Sciences and Engineering*, p. 1-8.



## Sensitivity Analysis of FAO Penman-Monteith Model in Daily Reference Evapotranspiration Estimation and Zoning Sensitivity Coefficients across Iran

F. Khadempour<sup>1</sup>, B. Bakhtiari<sup>2\*</sup>, S. Golestani<sup>3</sup>

Received: 01-11-2016

Accepted: 14-02-2017

**Introduction:** In drainage and irrigation network capacity design and determination, reference evapotranspiration ( $ET_o$ ) plays significant role. Methods applied for estimated reference evapotranspiration classified in two direct and computational methods. Amongst computational methods it might point to Penman-Monteith method. This method requires radiation, temperature, humidity and wind speed data with high reliability rate in vast ranges of climates and areas represent precise outcome from reference plant Evapotranspiration.

**Materials and Methods:** Study stations in De Martonne classification system are divided into 6 climates such as Hyper-arid, Arid, Semi-arid, Mediterranean, Humid and Very humid (a) climates. Study stations statistical span during 19 years (1996-2015) were selected and temperature, relative humidity, sunshine hours, and wind speed in 2 meter height daily data were used. Figure 1 showed studied stations position all over the country. In this study, in order to obtain daily  $ET_o$ , Penman-Monteith standard method represented by FAO-56 was used. In local sensitivity analysis, factors local influences on model output were shown. Such an analysis usually carried out through output functions minor deviants computation due to input variables. In this analysis, usually it was used one-factor- at-a- time method (OAT), so that, one variable factor and other input factors kept constant.

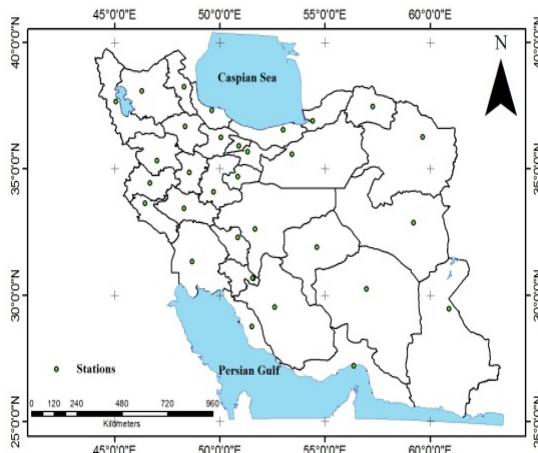


Figure 1. The geographical location of weather stations

The FAO-56 PM model for estimating  $ET_o$  is as follows (3).

1, 2 and 3- M. Sc. Student in Water Resource Engineering and Assistant Professors, Water Engineering Department, Faculty of Agriculture, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran

(\*- Corresponding Author Email: Email: Drbakhtiari@uk.ac.ir)

$$ET_o = \frac{0.408\Delta(R_n - G) + \gamma(\frac{900}{T + 273})u_2e_s(1 - \frac{RH}{100})}{\Delta + \gamma(1 + 0.34u_2)} \quad (1)$$

where  $ET_o$  is reference crop evapotranspiration ( $\text{mm day}^{-1}$ ),  $\Delta$  is the slope of vapor pressure versus temperature curve at temperature  $T_{\text{mean}}$  ( $\text{kPa}^{\circ}\text{C}^{-1}$ ),  $\gamma$  is the psychometric constant ( $\text{kPa}^{\circ}\text{C}^{-1}$ ),  $u_2$  is the wind speed at a 2 m height ( $\text{m s}^{-1}$ ),  $R_n$  is the net radiation at crop surface ( $\text{MJ m}^{-2} \text{d}^{-1}$ ),  $G$  is the soil heat flux density ( $\text{MJ m}^{-2} \text{d}^{-1}$ ),  $T$  is the mean daily air temperature at 2 m height ( $^{\circ}\text{C}$ ), and  $(e_s - e_a)$  is the saturation vapor pressure deficit ( $\text{kPa}$ ).

**Results and Discussion:** Weather parameters in stations showed that mean temperature sensitivity coefficient ( $S_T$ ) in all study stations varied between 0.21 to 0.78 so that the maximum temperature sensitivity coefficient related to Bushehr station in arid climate (in April, May, June, July, October and November) and minimum temperature sensitivity coefficient related to Shahrekhordstation in semi-arid climate (in January, March, April and November). Maximum and minimum net radiation sensitivity coefficient value ( $S_{R_n}$ ) related to Rasht and Zahedanstations respectively. Also, maximum and minimum wind speed sensitivity coefficient value ( $S_{u_2}$ ) related to Zahedan and Ardebilstations are 0.54 and 0.07 respectively. Yazd station in Hyper-arid climate showed minimum relative humidity sensitivity coefficient value ( $S_{RH}$ ) about 0.20 and Rasht station in very-humid (a) showed the maximum values 0.45. So the northern coastal areas are more sensitive to  $S_{R_n}$  and  $S_{RH}$ . The highest value  $S_{R_n}$  is in northern coastal areas and lowest in southern coastal and southwest areas of the country. Some other studies showed that in many climates evapotranspiration was more sensitive to  $R_n$  (6, 14 and 17). In current study, also,  $S_{R_n}$  showed the highest sensitivity in Very-humid climate (a) includes Rasht station in February, March, April, October and November. For example,  $S_{R_n} = 0.82$  means that 100% increase in  $R_n$  parameter result in 82% increase in  $ET_o$ .

**Conclusion:** Sensitivity analysis experiment on FAO Penman-Monteith standard method is one of the most efficient methods to understand various climate parameters influence on reference evapotranspiration ( $ET_o$ ). In this study, results showed that computed  $ET_o$  in all climates showed highest sensitivity to  $R_n$  and temperature respectively. Temperature sensitivity coefficient showed the highest value at April, May, June, July, October and November and  $R_n$  showed its highest value at March, April, October and November. While, minimum  $S_{u_2}$  in all of months but May and July and maximum value showed in January, July, August and September by 0.07 and 0.54 respectively. So,  $S_{R_n}$  in most months of the spring and the fall was larger and smaller during the winter months. Sensitivity coefficient related to mean temperature is higher during summer season and lower during winter season. Results of this study may be useful for assessing the response of the standardized FAO Penman-Monteith model in different climatic conditions. The results can also be used to predict changes in  $ET_o$  values with respect to climatic variable changes obtained from climate change models.

**Keywords:** FAO Penman- Monteith, Reference evapotranspiration, Sensitivity analysis, ET



## مقایسه کارائی روش‌های آبیاری کوزه‌ای، قطره‌ای ثقلی و تراوا در محدوده فشارهای ثقلی

مجید عرب فرد<sup>۱</sup>-علی شاهنظری<sup>۲\*</sup>-میرخالق ضیاتبار احمدی<sup>۳</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۹/۲۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۱/۲۴

### چکیده

مشکلات اجرای آبیاری کوزه‌ای همچون هجوم ریشه گیاه به سمت کوزه و مشکل پرکردن دستی کوزه‌ها از آب، منع از توسعه کاربرد این روش آبیاری شده است. لذا بررسی کارائی روش جایگزین آبیاری کوزه‌ای آبیاری تراوا و قطره‌ای ثقلی، می‌تواند به عنوان راهکاری برای بروز رفت از معطل تأمین کمبود آب و انرژی مطرح شود. به این منظور تحقیقی آزمایشگاهی با هدف شناسایی خصوصیات هیدرولیکیابین سه روش آبیاری انجام شد. در این تحقیق در قالب طرح آزمایشی بلوک‌های کامل تصادفی، برخی از مشخصات هیدرولیکی سه تیمار روش آبیاری فوق الذکر در سه فشار آب ۰/۵ متر، ۱/۵ متر و ۳ متر بررسی شد و با اندازه‌گیری حجم آب خارج شده تحت فشار ثابت آبیاریدر مدت یک ساعت، دبی ۱۰ نمونه از هر تیمار، در طی هفت تکرار محاسبه شد و نتایج حاصله با استفاده از نرم‌افزار آماری SPSS مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. بر اساس نتایج تجزیه واریانس، مشخص شد که بیشترین یکنواختی توزیع بین نمونه‌ها در آبیاری قطره‌ای ثقلی بوده و در آبیاری تراوا ضمن بالابودن ضریب تغییرات ساخت، کمترین یکنواختی توزیع بین نمونه‌ها مشاهده شده است. همچنین با مقایسه میانگین اثر سطوح فشار آبیاری در یکنواختی توزیع در سطح احتمال پنج درصد به روش دانکن، مشخص شد که با افزایش فشار، یکنواختی توزیع بیشتر خواهد شد. لذا به جهت حفظ یکنواختی توزیع بالاتر پیشنهاد می‌شود که بیشترین فشارهای ثقلی جهت طراحی و اجرا انتخاب شود. در این تحقیق طی دو ماه کارکرد تیمارهای طور متوسط دبی لوله تراوا کم شد و با افزایش ضریب تغییرات ساخت و کم شدن یکنواختی توزیع، عملکرد ضعیف این روش‌آبیاری در محدوده فشارهای ثقلی نتیجه گرفته شد. این در حالی است که تیمار قطره‌ای ثقلی در کلیه تکرارها از ثبات مشخصات هیدرولیکی برخوردار بوده و در تیمار کوزه‌ای نیز حتی با گذشت زمان، دبی نمونه‌ها به طور متوسط افزایش یافته است. لذا با منظور کردن پایین‌بودن ضریب تغییرات ساخت و بالابودن یکنواختی توزیع به عنوان مشخصه‌های برتری هیدرولیکی، از بین سه روش مذکور به ترتیب روش آبیاری قطره‌ای ثقلی، روش‌آبیاری کوزه‌ای و روش آبیاری تراوا و از بین فشارهای ثقلی مورد بررسی نیز، فشار ۳ متر به عنوان فشار مناسب توصیه می‌شوند.

### واژه‌های کلیدی: آبیاری تحت فشارهای ثقلی، ضریب تغییرات ساخت، یکنواختی توزیع

### مقدمه

پروفیل رطوبت، آشوبی می‌شود. همچنین تحقیق جواهری (۱۰) در زمینه آبیاری کوزه‌ای نشان داد که مشکلات اجرایی همچون هجوم ریشه گیاه به سمت کوزه، مشکل پرکردن دستی کوزه‌ها و کم آبیاری ناشی از مشخصات تراواش از کوزه‌های معمول، منع از توسعه کاربرد این روش آبیاریمی‌شود. لیکن با توجه به اهمیت افزایش راندمان آبیاری و جلوگیری از تلفات آب و با هدف رفع مشکلات این تکنیک آبیاری، قربانی واقعی (۹) با تغییر در ساختار فیزیکی کوزه، نشان داد که می‌توان بسیاری از مسائل و معضلات فاروی این تکنیک آبیاری را مرتفع کرد.

از سوی دیگر در آبیاری تحت فشار قطره‌ای، هدف از کاربرد گسیلنده آن است که فشار نسبتاً زیاد جریان آب در شبکه خطوط لوله به فشار اتمسفری تبدیل شود تا جریان آب به صورت قطره قطره

نشست کم آب از کوزه و امکان استفاده از آن در توزیع آرام آب مورد نیاز گیاه و استفاده از آن در توسعه جنگل کاری و فضای سبز، باعث رویکرد نیاکان ما به استفاده از آبیاری کوزه‌ای به عنوان یکی از روش‌های آبیاری گیاهانشد (۴، ۱۱ و ۲۰). عالمی (۴) در جریان مطالعه آبیاری کوزه‌ای به این نتیجه رسید که انتقال نمک‌های محلول خاک در آبیاری کوزه‌ای تا عمق بیشتری نسبت به قطره‌ای انجام می‌شود و با مقدار یکسان آب کاربردی، در آبیاری کوزه‌ای نمک اضافی از

۱، ۲ و ۳- به ترتیب دانشجوی دکتری آبیاری و زهکشی، دانشیار و استاد گروه مهندسی آب، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری (Email: aliponh@yahoo.com)؛ \*- نویسنده مسئول؛ DOI: 10.22067/jsw.v31i4.60460

آمده بود، ارزیابی شد. در این تحقیق تعدادی از شاخص‌های ارزیابی یکنواختی شامل دبی میانگین، انحراف معیار، ضریب تغییرات ساخت و ضریب یکنواختی کاربرد آب کریستین سنم‌محاسبه شد. اگرچه این شاخص‌ها وضعیت سیستم را در حد بسیار مطلوب توصیف نمی‌کنند اما در کنار سایر مزایای این سیستم از جمله کاهش هزینه‌ها و مصرف انرژی می‌توان این مقادیر را قابل قول ارزیابی کرد. نتایج این مطالعه نشان داد که هزینه‌ها در سیستم کم‌فشار به حدود نصف میزان آن در آبیاری تحت‌فشار متداول کاهش یافته است.

از یک طرف با توجه به آنکه آبیاری کوزه‌ای از قدیم به عنوان یکی از روش‌های آبیاری با راندمان بالا معرفی شده ولیکن بررسی مشخصات هیدرولیکی این سیستم به عنوان یکی از کمودهای مطالعاتی آن بیان شده است (۶ و ۸) و از طرف دیگر با توجه به نقش موثر انرژی در مسائل اقتصادی پروژه‌ها منجمله پروژه‌های آبیاری، مقرر شد که با استفاده از فشارهای ثقلی، برخی از مشخصات هیدرولیک آبیاری کوزه‌ای و آبیاری قطره‌ای ثقلی به عنوان روشی جدید در آبیاری موضعی مورد بررسی قرار گیرد. لذا با بررسی و مقایسه دو خصوصیت عمده از مشخصات هیدرولیکی یک قطره‌چکان (ضریب تغییرات ساخت و یکنواختی توزیع) و نیز تعیین خصوصیات هیدرولیکی آبیاری تراویه عنوان روش پیشنهادی جایگزین آبیاری کوزه‌ای در مقایسه با آبیاری قطره‌ای ثقلی و آبیاری کوزه‌ای آن هم با استفاده از فشارهای ثقلی (فشارهای ستون آب قابل تامین در اکثر واقعی آبیاری بدون نیاز به پمپ در حد کمتر از سه متر)، می‌توان به انتخاب راهکاری برای بروز رفت از معضل توانمند کمبود آب و انرژی دست یافت (۵، ۷، ۱۲، ۱۳، ۱۴، ۱۵ و ۱۹). در تحقیق حاضر با رویکردی به استفاده از فشارهای ثقلی و با هدف تعیین ضریب تغییرات ساخت و ضریب یکنواختی توزیع، به شناخت نقش فشار آب در حد فشارهای ثقلی در تعیین خصوصیات هیدرولیکی این روش‌ها، پرداخته شده است.

## مواد و روش‌ها

این تحقیق در قالب طرح آزمایشی بلوک‌های کامل تصادفی و در فاصله زمانی شهریور تا آذر سال ۱۳۹۴ در آزمایشگاه گروه مهندسی آب دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری انجام پذیرفته است. مشخصات هیدرولیکی سه تیمار روش آبیاری کوزه‌ای، قطره‌ای ثقلی و تراوا تحت آبیاری باسه تیمار فشار آب معادل  $0.5 / 1/5$  متر و  $3$  متر، به عنوان فشارهای ستون آب قابل تامین در اکثر واقعی آبیاری، بررسی شد. در هر یک از فشارهای ستون آب، دبی هر تیمار با اندازه‌گیری حجم آب خروجی از  $10$  نمونه هر یک از تیمارهای روش آبیاری مورد نظر، طی هفت تکرار هر کدام در مدت یک ساعت در طول حدود دو ماه اندازه‌گیری شد. در این آزمایش جهت تامین فشار

امکان پذیر باشد لذا از یک طرف با استفاده از پمپ، حداقل فشار مورد نیاز کارکرد گسیلنده و افت‌های سیستم شامل افت‌های مسیر و افت تاسیسات فیلتراسیون تامین می‌شود و از طرف دیگر با کاربرد گسیلنده مناسب، فشار شبکه به فشار انمسفری تبدیل می‌شود تا جریان خروجی آب از گسیلنده به صورت قطره‌قطره برقرار شود. لذا در صورت داشتن قطره‌چکان‌هایی که توانایی خروج آب در فشار کمتر را دارند اگر بتوان با اعمال نیروی کمتری توزیع آب در این سیستم‌ها را انجام داد، لزومی به افزایش فشار توسط پمپ و کاهش فشار توسط گسیلنده نخواهد بود.

احمدی و معراجی (۲) برای اولین بار با معرفی قطره‌چکان‌های ثقلی<sup>۱</sup> GDI و پس از آن عرب‌فرد (۶) با استفاده از قطره‌چکان‌های معمول در آبیاری قطره‌ای، به معرفی توانایی‌های سیستم آبیاری قطره‌ای ثقلی اقدام نمودند. در همین زمینه با توجه به کاربرد آبیاری قطره‌ای ثقلی در فضاهای محدود و با توجه به مطالعاتی پیرامون طراحی قطره‌چکان‌های مناسب سیستم قطره‌ای ثقلی، می‌توان با کاربرد نیروی نقل و یا فشارهای پائین بدون نیاز به نیروی محركه پمپ در آبیاری قطره‌ای ثقلی برای استفاده در فضاهای وسیع‌تر همچون باغات و اراضی زراعی نیز اقدام نمود (۲، ۷، ۱۵ و ۱۶). این سیستم از نظر اقتصادی مفرون به صرفه و از نظر بهره‌برداری زارع آسان و نزدیک به روش‌های معمولی آبیاری می‌باشد. با حذف ایستگاه پمپاژ، ضمن حذف هزینه‌های مربوطه، هزینه‌های جاری تأمین انرژی و بهره‌برداری و نگهداری ایستگاه پمپاژ حذف می‌گردد (۱۸). لوله‌های مورد استفاده در این سیستم‌ها با توجه به فشار کار بسیار پائین می‌تواند کاملاً با لوله‌های مورد استفاده در آبیاری تحت‌فشار متفاوت باشد و می‌توان در این سیستم از لوله و اتصالات با تحمل فشار پایین تر (PN کمتر) و در نتیجه ضخامت و هزینه کمتر استفاده کرد. همچنین از دیگر مزایای این سیستم نصب ساده و آسان با توجه به فشار بسیار پایین سیستم می‌باشد. مبانی اصلی عملکرد این سیستم بر تقلیل فشار مورد نیاز قطره‌چکان قرار دارد و بدین لحاظ کل شبکه با فشار کم قابل طراحی است (۲).

عرب‌فرد و همکاران (۷) با بررسی مشخصات هیدرولیکی تعدادی از قطره‌چکان‌های مناسب آبیاری قطره‌ای ثقلی به مطالعه در زمینه تعیین ضریب یکنواختی پرداخته‌اند. براساس نتایج این تحقیق قطره‌چکان‌های میکروفلاپر و قطره‌چکان‌های GDI برای شبکه آبیاری قطره‌ای ثقلی مناسب‌ترین قطره‌چکان‌شیخیص داده شدند.

صالحی و مهدوی‌مزده (۱۸) نیز طی یک پژوهش به ارزیابی فنی و اقتصادی یک سیستم آبیاری‌قطرهای کم‌فشار در کشت و صنعت مگسال قزوین پرداختند. در این پژوهش قسمتی از سیستم آبیاری‌قطرهای کم‌فشار که در زمینی به وسعت هشت هکتار به اجرا در

تیمار تراوا، به مسیر انتقال آب متصل شدند. ظروف کوزهای از جنس گل رس سلولزی و به شکل استوانه با قطر ۱۵ سانتیمتر، ارتفاع ۸۹۰ پنج سانتیمتر، ضخامت حدود نیم سانتیمتر و سطح تراوش حدود ۸۹۰ سانتیمترمربع بوده است. با توجه به نتایج بررسی تعدادی از گسیلندهای که در محدوده فشارهای ثقلی قابلیت کاربرد دارند (۷)، از گسیلندهای ثقلی مدل GDI در این تحقیق استفاده شد. لوله‌های تراوای تراواستفاده در این تحقیق نیز از نمونه لوله‌های ۱۶ میلیمتر وارداتی شرکت آناهیتا تأمین شد.

ثابت هریک از تیمارهای فشار (سطوح مختلف ستون آب)، پس از قرار دادن منبع آب در ارتفاع مناسب به گونه‌ای که سطح آب داخل این منبع نسبت به سطح مبنای قرارگیری تیمارها معادل فشار آب مورد نظر(۵/۰ - ۳/۰ متر) باشد، از شناوری در مخزن آب با ارتفاع مناسب استفاده شد. با انشعاب لوله ۱۶ میلی‌متر پلی‌اتیلن از مخزن آبیه عنوان مسیر انتقال آب و یا لوله آبرسان به تیمارهای موردنظر، در هر سری آزمایش، ۱۰ نمونه از تیمارها شامل ظروف از جنس کوزه (شکل ۱)، گسیلندهای ثقلی و هر یک متر لوله تراوا به عنوان یک نمونه از



شکل ۱-نمایی از ظروف کوزهای با جنس گل سلولزی  
Figure 1-the vision of cellulosic material pots

ضریب یکنواختی توزیع (درصد):  $EU$

$$EU = 100 \times (1 - 1.27 \times v) \frac{qn}{qa} \quad (1)$$

ضریب تغییرات ساخت (اعشار):

$$v = \frac{s}{\mu} \quad (2)$$

$$s = \sqrt{\frac{\sum(x-\mu)^2}{N-1}} \quad (3)$$

$s$  = انحراف از معیار (لیتر در ساعت)  $N$  = تعداد نمونه‌ها = ۱۰

$x$  = متوسط دبی اندازه‌گیری شده تکرارهای مختلف هر نمونه در هر تیمار فشار (لیتر در ساعت)

$\mu$  = متوسط دبی‌های ۱۰ نمونه مورد استفاده در هر فشار (لیتر در ساعت)

$$qa = \text{متوسط دبی (لیتر در ساعت)}$$

$$qn = \text{حداقل دبی (لیتر در ساعت)}$$

براساس استاندارد انجمن مهندسان کشاورزی آمریکا، در قطره‌چکان‌های نقطه‌ای، ضریب تغییرات ساخت کوچکتر از ۰/۰۵ به عنوان خوب، بین ۰/۰۵ تا ۰/۱۰ متوسط، ۰/۱۰ تا ۰/۱۵ نسبتاً بد و

پس از استقرار تیمارها و از طریق بازکردن شیفرلکه مسیر انتقال آب به لوله آبرسان، جریان آب به تیمارها برقرار شد. با خروج آب از تیمارها و در نتیجه کاهش سطح آب در مخزن آب و افت شناور نصب شده، آب از طریق لوله ورودی به مخزن آب منتقل شد و بدین ترتیب در طی مدت یک ساعت آبیاری، همواره سطح آب در مخزن ثابت می‌ماند. پس از یک ساعت آبیاری، حجم آب خارج شده از نمونه‌های مورد آزمایش تحت فشار ثابت آبیاری پس از جمیع آوری در ظروف مناسب، توسط ظرف مدرج، اندازه‌گیری و دبی هر یک از نمونه‌ها محاسبه شد. این آزمایش برای هر تیمار روش آبیاری و در هر فشار ستون سطح آب (تیمار فشار) در هفت تکرار انجام شد.

به منظور محاسبه ضریب تغییرات ساخت و ضریب یکنواختی توزیع فرمول‌های متعددی وجود دارد (۵ و ۱۷). در این میان می‌توان به ضریب یکنواختی کربیستیانسن، ضریب یکنواختی هارت و رینولدز، ضریب یکنواختی کارملی و توزیع یکنواختی هاوائی اشاره کرد. در این تحقیق از فرمول ضریب یکنواختی کربیستیانسن استفاده شده است (۳).

در طبقه خوب قرار می‌گیرند و ضریب یکنواختی توزیع بیش از ۹۰ درصد نشان از قابلیت بالای این نوع قطره‌چکان در محدوده فشارهای ثقلی دارد.

نتایج ذکر شده در جدول ۲ نیز نشان می‌دهد که در فشار ۵۰، ۱۵۰ و ۳۰۰ سانتیمتر، دبی متوسط لوله تراوا به ترتیب  $0/031$ ،  $0/031$  و  $0/031$  لیتر در ساعت در متر، متوسط ضریب تغییرات ساخت به ترتیب  $0/088$ ،  $0/083$  و  $0/081$  و متوسط یکنواختی توزیع نیز به ترتیب  $0/062$ ،  $0/062$  و  $0/062$  درصد می‌باشد. در هر تیمار فشار، تغییرات دبی نمونه‌ها در طی تکرارهای مختلف به حدی زیاد است که ضریب تغییرات ساخت آنها را بیش از حد متعارف بالا برده (بیشتر از  $0/06$ ) و به همین دلیل در گروه گسیلندهای غیرقابل قول طبقه‌بندی می‌شوند. در این تیمار، یکنواختی توزیع نیز به حدی پائین بوده است که استفاده از این روش آبیاری را در محدوده فشارهای ثقلی نمی‌توان توصیه کرد.

جدول ۳ نیز نشان می‌دهد که در فشار ۵۰، ۱۵۰ و ۳۰۰ سانتیمتر، دبی متوسط ظروف کوزه‌ای به ترتیب  $0/031$ ،  $0/031$  و  $0/031$  لیتر در ساعت، متوسط ضریب تغییرات ساخت به ترتیب  $0/052$ ،  $0/052$  و  $0/052$  و متوسط یکنواختی توزیع نیز به ترتیب  $0/09/9$ ،  $0/09/9$  و  $0/09/9$  درصد می‌باشد.

بیشتر از آن به عنوان غیرقابل قبول طبقه‌بندی می‌شود. در قطره‌چکان‌های خطی نیز ضریب بیشتر از  $0/020$  در گروه نسبتاً بد طبقه‌بندی می‌شود (۱).

پس از اتمام آزمایشات و داده‌برداری‌ها و پس از محاسبه معیارهای سنجش شامل ضریب تغییرات ساخت و ضریب یکنواختی توزیع، نتایج حاصله با استفاده از نرم‌افزار آماری SPSS و از طریق آزمون توکی در سطح احتمال ۱ درصد و ۵ درصد مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

## نتایج و بحث

خلاصه نتایج داده‌برداری آزمایشات این تحقیق در جداول ۱ تا ۳ ارائه شده است. در این جداول و در خانه مربوط به هر تکرار، متوسط داده‌های ۱۰ نمونه آزمایش گزارش شده است.

همان‌گونه که از اعداد ذکر شده در جدول ۱ مشخص می‌شود، در فشار ۵۰، ۱۵۰ و ۳۰۰ سانتیمتر، دبی متوسط قطره‌چکان‌ها به ترتیب  $0/031$ ،  $0/031$  و  $0/031$  لیتر در ساعت، متوسط ضریب تغییرات ساخت به ترتیب  $0/052$ ،  $0/052$  و  $0/052$  و متوسط یکنواختی توزیع نیز به ترتیب  $0/09/9$ ،  $0/09/9$  و  $0/09/9$  درصد می‌باشد. با توجه به آنکه در هریک از تیمارهای فشار، ضریب تغییرات ساخت قطره‌چکان‌های ثقلی (GDI) مورد استفاده در این تحقیق، کمتر از  $0/05$  می‌باشد، این نوع قطره‌چکان‌ها

جدول ۱- تغییرات دبی، ضریب یکنواختی توزیع و ضریب تغییرات ساخت در روش آبیاری قطره‌ای ثقلی در طول دوره مطالعه

Table 1- Changes in Discharge, coefficient of distribution uniformity and coefficient of manufacturing variation in the Gravity Drip Irrigation methods during the study period

ستون آب Head	Treatment Repeat	تیمار Q(lph)	Gravity Driper						
			1	2	3	4	5	6	7
۵۰ (cm) سانتیمتر	Q(lph)	دبی	1.54	1.51	1.48	2.01	2.08	2.09	2.04
		انحراف میانگین	0.06	0.06	0.04	0.04	0.09	0.09	0.05
	Standarddeviation								
	Variationcoefficient	تغییرات ساخت	0.036	0.037	0.028	0.019	0.041	0.042	0.026
	Distribution Uniformity	یکنواختی توزیع	90.48	88.60	91.85	92.77	87.59	89.29	91.47
۱۵۰ (cm) سانتیمتر	Q(lph)	دبی	4.39	4.86	4.88	5.21	4.98	5.43	5.16
		انحراف میانگین	0.08	0.10	0.09	0.10	0.06	0.18	30.1
	Standarddeviation								
	Variationcoefficient	تغییرات ساخت	0.018	0.020	0.019	0.019	0.013	0.032	0.025
	Distribution Uniformity	یکنواختی توزیع	94.31	94.17	94.76	94.38	94.81	93.22	93.28
۳۰۰ (cm) سانتیمتر	Q(lph)	دبی	7.61	7.77	7.50	7.67	7.81	7.96	8.00
		انحراف میانگین	0.27	0.21	0.19	0.20	0.23	0.10	0.08
	Standarddeviation								
	Variationcoefficient	تغییرات ساخت	0.035	0.026	0.026	0.026	0.029	0.012	0.010
	Distribution Uniformity	یکنواختی توزیع	94.30	92.40	94.45	92.34	91.89	95.12	95.80

## Distribution Uniformity

جدول ۲- تغییرات دبی، ضریب یکنواختی توزیع و ضریب تغییرات ساخت در روش آبیاری تراوا در طول دوره مطالعه

Table 2- Changes in Discharge, coefficient of distribution uniformity and coefficient of manufacturing variation in the Porous Pipe Irrigation methods during the study period

ستون آب Head	تیمار Treatment	لوله تراوا						
		1	2	3	4	5	6	7
۵۰ (cm) (سانتیمتر)	Q(lph) دبی	0.71	0.67	0.17	0.14	0.16	0.17	0.15
	انحراف میانگین Standarddeviation	0.57	0.50	0.19	0.16	0.15	0.17	0.17
	تغییرات ساخت Variationcoefficient	0.805	0.745	1.100	1.167	0.928	1.016	1.126
	یکنواختی توزیع Distribution Uniformity	0.92	0.98	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	Q(lph) دبی	3.20	1.94	1.83	0.82	0.91	0.52	0.71
۱۵۰ (cm) (سانتیمتر)	انحراف میانگین Standarddeviation	1.25	1.06	1.03	0.74	0.81	0.52	0.68
	تغییرات ساخت Variationcoefficient	0.389	0.546	0.562	0.905	0.886	1.008	0.953
	یکنواختی توزیع Distribution Uniformity	13.51	5.71	5.39	4.53	4.06	4.71	5.18
	Q(lph) دبی	4.00	4.86	4.19	3.81	3.86	4.70	4.10
	انحراف میانگین Standarddeviation	3.61	3.50	3.39	3.28	3.14	3.87	3.57
۳۰۰ (cm) (سانتیمتر)	تغییرات ساخت Variationcoefficient	0.903	0.721	0.810	0.862	0.814	0.824	0.870
	یکنواختی توزیع Distribution Uniformity	1.42	2.00	1.74	1.56	1.54	1.61	1.45

می باشد اما این روند در لوله های تراوا دیده نمی شود.

براساس نتایج تجزیه آماری طرح بلوک های کامل تصادفی و با مقایسه میانگین اثر سطوح مختلف تیمارها (تیمار روش آبیاری و تیمار فشار آب) در سطوح احتمال پنج درصد با استفاده از روش دانکن، نتایج زیر به دست آمده است:

افزایش فشار در آبیاری قطره ای ثقلی بیشترین تاثیر و در آبیاری کوزه ای کمترین تاثیر را در تغییرات دبی داشته است و به عبارتی دیگر تاثیر تغییرات فشار بر تغییرات دبی در آبیاری قطره ای ثقلی به مراتب بیشتر از تیمارهای دیگر بوده است. به این ترتیب با مقایسه میانگین اثر سطوح فشار آبیاری در دبی، مشخص شده که در سه روش آبیاری مورد استفاده، به احتمال ۹۵ درصد افزایش فشار در حد فشارهای ثقلی باعث افزایش دبی شده است. به علاوه بیشترین یکنواختی توزیع بین نمونه ها در آبیاری قطره ای ثقلی بوده در حالی که در آبیاری تراوا ضمن بالابودن ضریب تغییرات ساخت، کمترین یکنواختی توزیع بین نمونه ها مشاهده شده است.

با مقایسه میانگین اثر سطوح فشار آبیاری در ضریب تغییرات ساخت در سطح احتمال پنج درصد به روش دانکن، مشخص شده که با افزایش فشار، ضریب تغییرات ساخت کمتر دستخوش تغییر می شود

در هر تیمار فشار، تغییرات دبی نمونه ها در طی تکرارهای مختلف زیاد است لذا ضریب تغییرات ساخت آن ها نیز در حد ۵/۰ بوده است به همین دلیل این تیمار به دلیل ضریب تغییرات ساخت بالا در گروه گسیلندهای غیرقابل قبول طبقه بندی می شوند. در این تیمار نیز، یکنواختی توزیع در محدوده ۱۰ تا ۱۵ درصد می باشد که محدوده قابل قبول نیست.

براساس اعداد سه جدول مذکور می توان نتیجه گیری کرد که ضریب تغییرات ساخت نمونه های مورد آزمایش در تیمارهای ظروف کوزه ای و آبیاری تراوا بالا بوده که نشان دهنده عدم یکنواختی ساخت کمترین ضریب تغییرات ساخت مشاهده شده و این عامل بیشترین ثبات را داشته و تغییرات کمتری از نظر مشخصات هیدرولیکی در این تیمار حادث شده است.

رابطه دبی فشار تیمارها و روند تغییرات آن ها در شکل ۲ نشان داده شده است. براساس این شکل در قطره چکان های ثقلی و نیز در ظروف کوزه ای مورد نظر در این تحقیق، رابطه دبی فشار از یک روند پکسان باتابع نمائی لگاریتمی همسان و ضریب رگرسیون بالای ۰/۹۹ پیروی می کند و این نشان دهنده افزایش دبی با افزایش فشار

هیدرولیکی تیمار قطره‌ای ثقلی در تکرارهای مختلف ثابت ماند است. بدین ترتیب با منظور کردن پائین‌بودن ضریب تغییرات ساخت و بالابودن یکنواختی توزیع به عنوان مشخصه‌های برتری هیدرولیکی، از بین سه روش مذکور به ترتیب روش آبیاری قطره‌ای ثقلی و روش آبیاری کوزه‌ای (با اعمال فشار ثقلی) قابل توصیه هستند.

با توجه به تاثیر زیاد تغییرات فشار در حد فشارهای ثقلی در مشخصات هیدرولیکی سه روش آبیاری موردنظر، از بین فشارهای ثقلی مورد بررسی در این تحقیق، فشار سه متر به عنوان فشار مناسب در حد فشارهای ثقلی توصیه می‌شود.

به دلیل نقش موثر انرژی در مسائل اقتصادی و با توجه به نتایج مثبت مشخصات هیدرولیکی قطره‌چکان‌های ثقلی مورد استفاده در این تحقیق، توصیه می‌شود با رویکردی مثبت به توسعه کاربرد آبیاری قطره‌ای ثقلی در طرح‌های وسیع اراضی باگی و زراعی نیز توجه خاص شود.

و در فشارهای پائین‌تر، تغییرات ساخت بین نمونه‌های مورد آزمایش بیشتر مشهود بوده است.

همچنین مشخص شده که افزایش فشار بیشترین تاثیر را در افزایش دبی و یکنواختی توزیع داشته در حالی که با افزایش فشار کمترین تغییر در ضریب تغییرات ساخت مشاهده شده است. لذا به جهت حفظ یکنواختی توزیع بالاتر پیشنهاد می‌شود که از بین فشارهای ثقلی امکان پذیر در هر پروژه، بیشترین فشار جهت طراحی و اجرا انتخاب شود.

با جمع‌بندی مطالب فوق می‌توان موارد زیر را به عنوان نتایج نهایی تحقیق مطرح کرد:

در روش آبیاری تراوا، کاهش دبی نمونه‌های مورد استفاده در طی مراحل این تحقیق با گذشت زمان مشهود بوده است و این پدیده به عنوان یکی از معایب این تیمار، حداقل در محدوده فشارهای ثقلی، قابل بیان‌نمایش در حالی که در جریان این تحقیق، مشخصات

### جدول ۳- تغییرات دبی، ضریب یکنواختی توزیع و ضریب تغییرات ساخت در روش آبیاری کوزه‌ای در طول دوره مطالعه

Table 3- Changes in Discharge, coefficient of distribution uniformity and coefficient of manufacturing variation in the Pot Irrigation methods during the study period

ستون آب Head	Treatment تکرار	تیمار ظروف کوزه‌ای Pots						
		1	2	3	4	5	6	7
۵۰ (cm) (سانتیمتر)	Q(lph) دبی	0.20	0.26	0.31	0.34	0.34	0.37	0.37
	انحراف میانگین	0.12	0.18	0.17	0.16	0.15	0.17	0.18
	Standarddeviation							
	تغیرات ساخت	0.595	0.674	0.546	0.461	0.455	0.46 7	0.492
	Variationcoefficient							
۱۵۰ (cm) (سانتیمتر)	یکنواختی توزیع							
	Distribution Uniformity	16.74	14.29	16.85	15.10	12.28	13.0 6	13.06
	Q(lph) دبی	1.51	1.61	1.70	1.72	1.73	1.61	1.63
	انحراف میانگین	0.68	0.80	0.85	0.96	0.97	0.84	0.85
	Standarddeviation							
۳۰۰ (cm) (سانتیمتر)	تغیرات ساخت	0.449	0.498	0.499	0.559	0.559	0.52 2	0.519
	Variationcoefficient							
	یکنواختی توزیع							
	Distribution Uniformity	11.41	10.66	10.12	8.99	8.98	9.63	10.19
	Q(lph) دبی	2.81	2.90	2.54	2.79	2.80	2.77	2.74
	انحراف میانگین	1.22	1.48	1.29	1.26	1.25	1.28	1.26
	Standarddeviation							
	تغیرات ساخت	0.433	0.509	0.509	0.451	0.446	0.46 3	0.458
	Variationcoefficient							
	یکنواختی توزیع							
	Distribution Uniformity	17.37	16.85	16.02	16.08	17.45	16.1 7	17.82

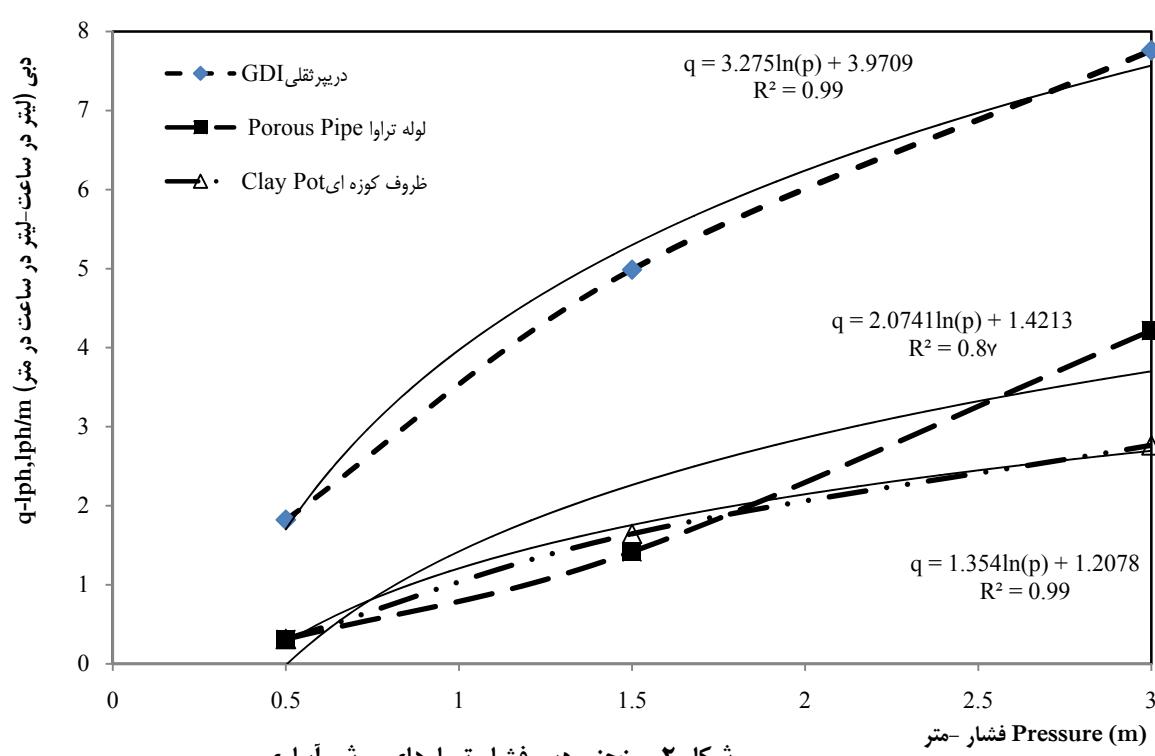


Figure 2-Discharge Pressure Curve In Irrigation Methods

## منابع

1. Ahmadi M.KH., 1992. Drip irrigation. Mazandaran University Publishing.
2. Ahmadi R., and Mearaji D. 1998. Gravity drip irrigation (GDI). Proceedings of 9<sup>th</sup>National Committee of Irrigation and Drainage Conference, 333-352.
3. AivaziHasanabadiM., and et al. 2013.Determination of uniformity coefficient (CU) and distribution uniformity (DU) for Ahwazregion.The National Conference on Sustainable Agricultural Development and a Healthy Environment.
4. Aleimi M.H. 1980.Distribution of water and salt in soil under trickle and pot irrigation regimens. Agricultural water management.3(3):195-203.
5. Alizadeh A. 2006. Irrigation system design principles. Imam Reza University Publishing.
6. Arabfard M.1999. Evaluation efficiency and distribution of irrigation water in the pot irrigation compared to a few irrigation systems in a pharmaceutical plant. Master Thesis, ShahidChamran University of Ahwaz. (in Persian with English abstract).
7. ArabfardM.,and et al. 2015.Hydraulic properties study of number of emitters in the range of gravity pressures. Proceedings of the First International Conference on Advances in Biological and Agricultural Sciences. Tehran. Iran. (in Persian with English abstract).
8. Behnia A.K., and Arabfard M. 2005.Determinatio of the relationship between dischargepressure in pots that used in pot irrigation. Journal of Science Industries Ferdowsi University of Mashhad. 19(1) 1-12. (in Persian with English abstract).
9. GhorbaniVaghaeiH., and Bahrami H. 2012. The use of porous clay capsules for soil moisture supply in arid and semi-arid. Proceedings of the National Conference on combating desertification and sustainable development of wetlands desert of Iran, Arak.(in Persian with English abstract).
10. Jvaheri P. 1976. Pot irrigation the possibility of using clay pots in irrigation. Institute of Soil and soil fertility,

- journal No.486. (in Persian with English abstract).
11. Mahdizadeh P. 1977. Research on water saving for the reforestation and creation of green space in arid regions of the country. The Research Institute of Forests and Rangelands, Publication No. 21. (in Persian with English abstract).
  12. Memon A.H., and Soomro A.G., and Gadehi M.A. 2010. Water use efficiency and saving through pitcher and polyethylene bag irrigation. Pak. J. Agri., Agril. Eng., Vet. Sci., 2010, 26 (1): 16-29.
  13. Padma V., DastidaM.G. andSenP.K. 2007. Pitcher of clay pot irrigation for water conservation. The International Conference on Mechanical Engineering (ICME2007) 29-31 December 2007, Dhaka, Bangladesh.
  14. VasudavenP.,BhumijaK.,SrivastavaR.K., Tandon M. 2011. Buried clay pot irrigation using saline water. Journal of Scientific and Industrial Research. 70: 653-655.
  15. PatilAshish P, GeeteMandar H. 2013. Cost less individual portable drip irrigation system gravity system. International Journal of Engineering and Science.3(5): 42-46.
  16. Sadeqi Z. 2003. Evaluate the possibility of reducing the amount of energy in drip irrigation (gravity drip irrigation). Master Thesis, ShahidChamran University of Ahwaz.
  17. Sahhaf Amin B.,andFarshiA.A.Drip irrigation-Drip Irrigation network design principles. Publication of Agricultural Education. (in Persian with English abstract).
  18. Salehi M., MahdaviMazdeh A. 2014. Technical and economical evaluation of a low pressure drip irrigation system (Qazvin - Magsal Agro-Industry Case Study).The 2<sup>nd</sup> National Conference on Applied Research in Agricultural Sciences. (in Persian with English abstract).
  19. SohrabiT., and Gazor N. 1996. Evaluation of underground irrigation with permeable pipes. 2<sup>nd</sup>National Congress of Soil and water issues, pp93-117. (in Persian with English abstract).
  20. Unonymous. 1977.Three species compatibility test with drip irrigation and comparison with pot irrigation. Publishing Research Institute of Forests and Rangelands. 21: 45-48. (in Persian with English abstract).



## Effectiveness Comparison of Pot, Porous Pipe and Gravity Drip Irrigation Methods in the Range of Gravity Pressures

M. Arabfard<sup>1</sup> - A. Shahnazari<sup>2\*</sup> - M. ZiatabarAhmadi<sup>3</sup>

Received:13-12-2016

Accepted:12-02-2017

**Introduction:** Practical problems such as rushing roots toward pot, difficulty of manually filling with water and deficit irrigation due to permeation from regular pots prevents the development of pot irrigation. With regard to increasing irrigation efficiency importance and preventing water loss to fix the problems of this irrigation method. Changing physical structure of pot could solve many problems and issues which this irrigation technique is facing. Comparison of the two major characteristics of localized irrigation hydraulic characteristics (coefficient of variation and distribution uniformity) and also using gravity pressure can achieve a solution for water and energy shortage problems. So far, with knowledge of the role of water pressure at gravitational pressures in hydraulic properties of these methods, some effective features in these methods application is specified.

**Material and Methods:** This study was carried out in randomized complete block at water engineering department of Sari Agriculture Science and Natural Resources university laboratory from September to December 2015. In this study, in the form of randomized complete block, hydraulic specifications of three treatments of pot irrigation, gravity drip irrigation and porous pipe irrigation investigated under water pressure of 0.5, 1.5 and 3 m. In each of the water column pressure, output water volume from 10 samples of each irrigation method treatments calculated from 7 replicates during one hour in about two months. Porous pipes which used in this study were imported 16mm sample pipes from Anahita Company. GDI gravitational emitter model, porous pipe and containers made of cellulose clay pots in the form of cylinder shape with diameter of 15 cm were used. Thus, within one hour of irrigation, water volume withdrawn from tested samples under constant pressure of irrigation were collected by suitable containers and measured by graded container and flow rate of each samples were calculated. Christensen distribution uniformity coefficient was calculated with Christensen distribution uniformity coefficient formula. Based on USA agronomical engineers, a pointed emitters with variation coefficient less than 0.05 is good, with cv of 0.05-0.10 is medium and with cv of 0.10-0.15 is weak. After calculating evaluation parameters, the results were analyzed with SPSS statistical software and Tukey test at 1 % and 5 % level of probability.

**Results and Discussion:** The results of statistical analysis of randomized complete block design and mean comparison of different level of treatments effects with Duncan test (irrigation method treatment and water pressure treatment) at 5 % level of probability showed that maximum distribution uniformity achieved in gravitational drip irrigation among samples. With increasing pressure, coefficient of variation was less affected and at lower pressures, coefficient of variation among tested samples were more evident. In addition, it is indicated that increasing pressure have maximum effect on flow rate and distribution uniformity increment while with increasing pressure, minimum changes observed in coefficient of variation. Therefore, among possible gravitational pressures in each project, maximum pressure should be selected for design and implementation. Result showed that in porous pipes and in pressures of 50, 150 and 300 cm, average flow rate were 0.31, 1.4 and 4.2 liter per hour in meter, average coefficient of variation were 0.88, 0.61 and 0.83 and average distribution uniformity were 2.2, 6.2 and 1.6 percent, respectively. In the main-treatment and in each pressure sub-treatment, samples flow rate changes at different replicates is so high that coefficient of variation was more than conventional coefficient (more than 0.6) and thus classified in unacceptable emitters. In this treatment, distribution uniformity was so low that using this irrigation method at gravitational pressures range cannot be recommended. Based on statistical analysis results, it is indicated that increasing pressure in gravitational drip irrigation have maximum effect and in pot irrigation, have minimum effect on flow rate changes, and in addition, maximum distribution uniformity among samples was in gravitational drip irrigation while in porous pipe irrigation besides high coefficient of variation, minimum

1, 2 and 3- Ph.D. student of Irrigation and Drainage Engineering, Associate Professor and Professor of Water Engineering Department Sari Agricultural Sciences and Natural Resources University

(\*- Corresponding Author Email: aliponh@yahoo.com)

distribution uniformity among samples were observed.

**Conclusion:** Due to the high influence of pressure changes in gravitational pressures on hydraulic characteristics of mentioned three irrigation method, among investigated gravitational pressures in this study, pressure of 3m as appropriate pressure at gravitational pressures and among localized irrigation methods, gravitational drip irrigation were recommended. It is recommended to paying attention to the development of gravitational drip irrigation application in large-scale garden and agriculture projects with positive approach.

**Keywords:** Coefficient of Variation Manufacturing, Distribution Uniformity, Gravitational Pressurized Irrigation



## بررسی اثر پلی‌اکریل آمید در کتترل فرسایش بادی خاک شنی دشت آزادگان

فاطمه ارزاقی<sup>۱</sup>-احمد فرخیان فیروزی<sup>۲\*</sup>-نعمیمه عنایتی ضمیر<sup>۳</sup>-بیژن خلیلی مقدم<sup>۴</sup>

تاریخ دریافت: 1392/12/19

تاریخ پذیرش: 1396/05/22

### چکیده

فرسایش بادی از عوامل اصلی تخریب محیط زیست، فقر خاک، آودگی هوا و پراکندن گرد و غبار می‌باشد. فرسایش بادی باعث خسارات زیادی به محصولات کشاورزی، ساختمان‌ها، تأسیسات و وسائل نقلیه می‌شود. در این تحقیق پلی‌اکریل آمید به عنوان یک ترمیم کننده خاک در دو سطح ۰/۵ و ۱ درصد به ماسه بادی منطقه دشت‌آزادگان افزوده شد. برخی ویژگی‌های فیزیکی خاک و مقاومت در برابر فروروی خاک در ۳ فاصله زمانی ۱۵، ۳۰ و ۴۵ روز پس از تیمار مورد بررسی قرار گرفت. اثر این پلیمر در کنترل میزان فرسایش بادی به صورت آزمایشگاهی و با تونل باد مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد بین خاک‌های تیمار شده با سطوح مختلف پلیمر، تفاوت معنی‌داری از نظر چگالی ظاهری وجود ندارد اما کاربرد پلیمر نسبت به تیمار شاهد باعث کاهش چگالی ظاهری نمونه‌ها شد. کاربرد پلیمر مقاومت فروروی را به صورت معنی‌داری افزایش داد. همچنین بین دو سطح پلیمر تفاوت معنی‌داری وجود داشت. با گذشت زمان مقدار مقاومت فروروی خاک ابتدا افزایش و سپس کاهش یافت. مقاومت فروروی در روز ۱۴۵ م به کمتر از مقاومت فروروی خاک در روز ۱۵۱ م رسید. نتایج حاصل از آزمایشات فرسایش در تونل باد در شرایط باد با سرعت ۱۲ متر بر ثانیه، نشان داد که افزودن ماده پلیمری پس از ۳۰ روز در سطح ۱ درصد میزان فرسایش بادی را در نمونه‌های ماسه بادی به صفر درصد کاهش داد.

**واژه‌های کلیدی:** تونل باد، رطوبت خاک، زمان، مقاومت فروروی

### مقدمه

نقاط جهان از جمله ایران می‌باشد بنابراین چالشی جدی در برابر تولید پایدار و مدیریت اراضی کشاورزی محسوب می‌شود. با توجه به شرایط اقلیمی ایران، بخش‌های زیادی از مرکز و جنوب و شرق ایران تحت فرسایش بادی قرار دارد. در ایران ۹/۱۱ درصد از سطح اراضی متاثر از فرسایش بادی بوده و ۱۴ استان که در مناطق خشک و نیمه‌خشک واقع شده‌اند با معضل فرسایش بادی روبرو هستند (۱۰). در اثر فرسایش بادی سالیانه حدود یک هزار میلیارد ریال خسارت به صورت مستقیم و نیمه مستقیم بر منابع طبیعی کشور وارد می‌شود (۱). تثبیت مهندسی ماسه‌های بادی اساساً شامل ۳ نوع مواد مکانیکی، تثبیت بیولوژیکی و تثبیت شیمیایی ماسه است (۲۰). پلی‌اکریل آمید به عنوان یک ترمیم کننده خاک به سبب ایجاد پایداری ساختمان خاک (۲۲)، حفظ رطوبت و افزایش حاصل خیزی (۲۴) در سطح وسیعی استفاده می‌شود. مطالعات زیادی نشان داده است پلی‌اکریل آمید مقاومت خاک در برابر فرسایش بادی را به وسیله‌ی افزایش نیروی اتصال بین ذرات خاک و پیوند آنها با یکدیگر به شکل یک ساختمان پایدار افزایش می‌دهد. استیون گرین و استات (۲۳) گزارش کردند پلی-اکریل آمید موجب افزایش پایداری خاکدانه‌ها در حالت خشک و مرطوب می‌شود که میزان این افزایش به چگالی بار پلیمر، میزان

فرسایش بادی عبارت از کنده شدن، انتقال و رسوب خاک بوسیله‌ی باد می‌باشد، که نه تنها فرآیند فرسودن و تغییر شکل دادن زمین است، بلکه عامل اصلی ایجاد بیابان‌های ماسه‌ای در مناطق خشک و فرا خشک و از فاکتورهای اصلی در تنزل رتبه‌ی محیط زیست، فقر خاک، آودگی هوا و پراکندن گرد و غبار می‌باشد. به همین دلیل مطالعات زیادی به منظور درک بهتر چگونگی رخداد این پدیده انجام شده است (۱۸). فرسایش بادی باعث خسارات زیادی به محصولات کشاورزی، ساختمان‌ها، تأسیسات و وسائل نقلیه می‌شود (۱۷). در سطح جهان حدود ۵۴۹ میلیون هکتار در اثر فرسایش بادی مورد تخریب قرار گرفته (۲۴) که ۲۹۶ میلیون هکتار آن دارای فرسایش بادی شدید می‌باشد (۱۶). این در حالی است که فرسایش بادی یکی از عوامل اصلی محدود کننده حاصل خیزی در بسیاری از

۱- ۲ و ۳- به ترتیب دانشجوی کارشناسی ارشد و دانشیاران گروه علوم خاک، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شهید چمران اهواز (\*-نویسنده مسئول: Email: a.farrokhan@scu.ac.ir)

۴- دانشیار گروه علوم خاک، دانشگاه کشاورزی و منابع طبیعی رامین خوزستان DOI: 10.22067/jsw.v31i4.32428

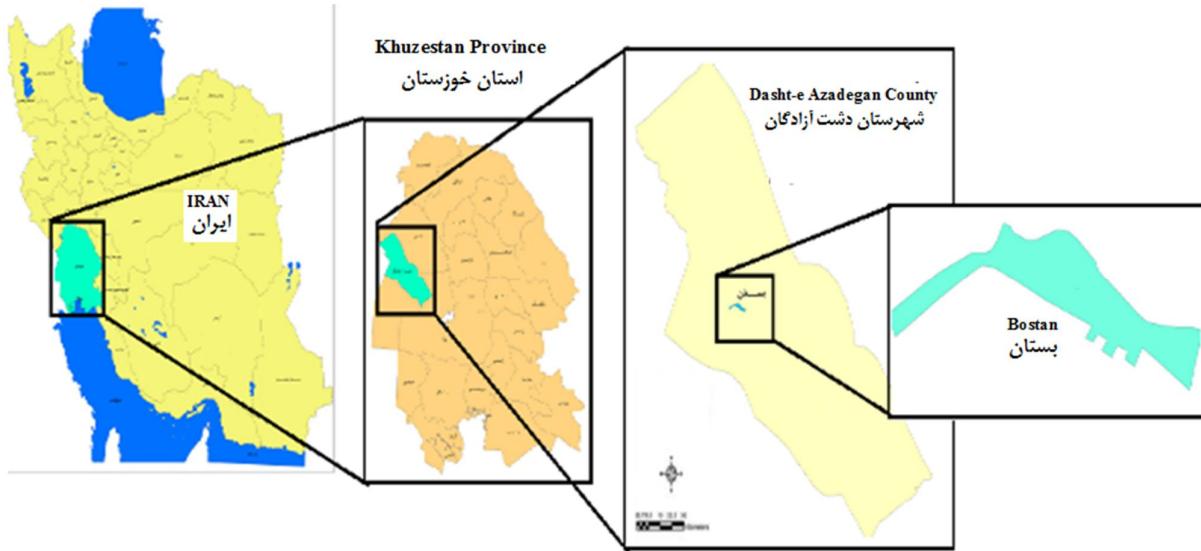
متزمربع پلی‌اکریل آمید بر سطح خاک‌های لوم‌شنی و لومی، فرسایش بادی را به صورت موثر و اقتصادی کنترل می‌کند. این پژوهش در راستای ارزیابی تأثیر پلی‌اکریل آمید بر کنترل فرسایش‌بزیری خاک‌ها و دوام آن در خاک صورت گرفت. بدین منظور با افزودن این ماده در دو سطح مختلف بر ماسه بادی، قابلیت کنترل فرسایش بادی و دوام آن به صورت آزمایشگاهی در سه تیمار زمانی مورد بررسی قرار گرفت.

## مواد و روش‌ها

### نمونه‌برداری از منطقه مورد مطالعه

نمونه‌های مرکب خاک بصورت تصادفی از عمق 3 سانتی‌متری منطقه‌ای صاف در شهرستان دشت آزادگان (تبه‌های شنبیستان) جمع‌آوری شد. منطقه مورد مطالعه از کانون‌های بحرانی فرسایش بادی خوزستان است و با وسعت 2884 هکتار در فاصله حدوداً 20 کیلومتری شهرستان بستان واقع شده است. این منطقه دارای مختصات جغرافیایی 47 درجه و 59 دقیقه تا 48 درجه و 3 دقیقه طول شرقی و 31 درجه و 40 دقیقه تا 31 درجه و 46 دقیقه عرض شمالی می‌باشد.

روطوبت خاک و نوع یون تبادلی موجود در خاک بستگی دارد. کوچک‌زاده و همکاران (8) گزارش کردند که پلی‌اکریل آمید میزان نگهداری روطوبت در خاک‌های سبک را افزایش داده و مشکل نفوذ‌بزیری خاک‌های ریز بافت را برطرف می‌نماید. تحقیقات انجام شده توسطنی‌شوا و شولگا (25) نشان داد استفاده از پلیمرهای Si-Ad محلول در آب محتوی 0/5 تا 0/8 درصد سیلیکون و با میزان کاربد 375 گرم بر متزمربع بر روی ماسه، باعث اتصال ذرات ماسه شده و یک لایه به ضخامت 14-4 میلی‌متر با مقاومت به نفوذ 0/49-2/90 مگاپاسکال ایجاد نمود. بر اساس بررسی دو محقق مذکور، ماده پلیمری اضافه شده تبخیر از سطح خاک و میزان فرسایش بادی را کاهش داد (میزان فرسایش بادی کمتر از 0/11-0/09 کیلوگرم بر متزمربع در ساعت) و بر جوانه زنی و رشد بذرها هم اثرات نامطلوبی نداشت. چن و همکاران (13) گزارش کردند کاربد پلی‌اکریل آمید می‌تواند سرعت آستانه باد در سطح خاک ماسه‌ای را افزایش دهد. وقتی که خاک سست با پیش از یک گرم بر متزمربع نباشد، مقاومت خاک در برابر فرسایش بادی به صورت معنی‌داری افزایش می‌یابد. هی و همکاران (15) دریافتند کاربد 2 گرم بر



شکل 1 - موقعیت جغرافیایی منطقه  
Figure 1-Geographical location of the region

ارتفاع 5 سانتی‌متر به 54 گلدان منتقل شد (750 گرم خاک در هر گلدان). پلیمر آئیونی پلی‌اکریل آمید که از بخش بازرگانی پلیمر ایران خریداری شد به صورت امولسیون 0/5 و 1 درصد (به ترتیب 5 و 10 کیلوگرم در هکتار) تهییه و به میزان 18 درصد وزنی خاک (مقدار رطوبت خاک در حد گنجایش زراعی) به هر گلدان اضافه شد. به

آماده‌سازی نمونه‌های خاک برای آزمایش‌های فیزیکی و شیمیایی

نمونه‌های خاک از الک 2 میلی‌متری ببور داده شده و به مدت 24 ساعت در حرارت 105 درجه سانتی‌گراد جهت استریل شدن در آون قرارداده شد. پس از خروج از آون درون گلدان‌هایی به قطر 15 و

### تولید باد

در نهایت پس از انجام کلیه آزمایش‌ها، تیمار بهینه که دارای بیشترین مقاومت در برابر فرودگاهی بود انتخاب و نمونه برای آزمایش تولید باد آماده شد. بدین منظور نمونه‌های آزمایشی مشابه روش قبل تهیه و در ظرف‌های فلزی با ابعاد ۱۰۰ در ۳۰ سانتی‌متر ریخته شد و امولسیون پلیمری به میزان مورد نظر به نمونه‌ها اضافه شد و در محل مورد نظر در داخل تولید باد نصب و مورد آزمایش فرسایش بادی قرار گرفت<sup>(9)</sup>. تولید باد مورد استفاده از ۳ قسمت شامل (۱) مولد باد، (۲) سطح مورد آزمایش خاک و (۳) نمونه‌گیر روب (به طول ۱۰ متر) تشکیل شده است. تولید باد مجهز به یک پنجره در یکی از دیوارهای بود که با نوار لاستیکی درز بندی شد. این پنجره نصب باد سنج، نصب نمونه‌های آزمایشی و مشاهده تغییرات در طول آزمایش فرسایش بادی را امکان پذیر می‌کرد. همچنین به منظور بررسی رفتار خاک در برابر وزش باد، از یک سینی به ابعاد ۱۰۰ در ۳۰ سانتی‌متر برای قرار دادن نمونه‌های خاک استفاده می‌شد. ابعاد قسمت فلزی تولید ۲۵۰×۳۰ سانتی‌متر است و در قسمت انتهای دستگاه، نمونه‌گیر روب مشکل از یک محفظه پلاستیکی دو جداره نصب شده که همراه با جریان رفت و برگشتی باد، ذرات روب در آن جمع-آوری و هوای صاف خارج می‌شود. این شیوه ساز قادر است سرعت-های مختلف باد تا حداقل ۱۲ متر بر ثانیه در ارتفاع ۲۰ سانتی‌متری را ایجاد کند. زمان مورد نظر برای آزمایش با توجه به سرعت باد حداقل در تولید و اندازه نمونه‌ها تعیین گردید که با توجه با بالا نبودن سرعت باد و نیز کوچک بودن ابعاد نمونه، زمان لازم برای آزمایش ۱۰ دقیقه در نظر گرفته شد. پس از اتمام این زمان، نمونه‌ها از تولید خارج و مجددأ توزین گردید. اختلاف وزن نمونه در ابتدا و انتهای آزمایش به عنوان میزان فرسایش در نظر گرفته شد.

منظور یکنواختی پاشش، از یک پاشنده دستی که مخزن آن توسط یک پمپ به صورت دستی تحت فشار قرار می‌گرفت، استفاده گردید. نیمی از گلدان‌ها با توجه به اختلاف وزنی روزانه آبیاری شدند (به صورت مه‌پاش) به‌طوریکه رطوبتشان در حد گنجایش زراعی (۱۸ درصد وزنی) حفظ شود و به سایر گلدان‌ها بجز شروع آزمایش رطوبتی اضافه نشد. برخی خصوصیات فیزیکی و شیمیایی خاک از جمله واکنش و هدایت الکتریکی در عصاره ۲ به ۱ خاک، چگالی ظاهری به روش سیلندر و رطوبت گنجایش زراعی با دستگاه صفحات فشاری اندازه‌گیری شد. همچنین پابنداری خاک دانه‌ها توسط ۴ الک (۰/۵ و ۰/۲۵ میلی‌متر) به روش الک خشک به مدت ۳ دقیقه با ۶۰ دور در دقیقه<sup>(26)</sup> و مقاومت مکانیکی خاک در سه تیمار زمانی ۱۵، ۳۰ و ۴۵ روز توسط نفوذسنج جیبی با مخروط استاندارد ASAE ساخت شرکت Eijkenkamp هلند (مدل ۰۶/۰۳) اندازه‌گیری شد<sup>(5)</sup>. نمونه‌های مرطوب چند روز قبل از هر آزمایش آبیاری نشدنده تا سطح نمونه‌ها کاملاً خشک باشد. برای هر آزمایش نمونه شاهد بدون اضافه کردن پلیمر در نظر گرفته شد. فاکتور میانگین وزنی قطر خاکدانه با فرمول زیر محاسبه گردید.

$$MWD = \sum_{i=1}^{i=4} x_i w_i \quad (1)$$

که در آن  $x_i$ : میانگین قطر خاکدانه‌ها (سانتی‌متر) و  $w_i$ : نسبت وزن ذرات باقی مانده روی هر الک به وزن کل ذرات است. نتایج با سه سطح پلیمر (صفر، ۰/۵ و ۱ درصد)، سطح رطوبت (گنجایش زراعی، خشکی)، ۳، ۱۵، ۳۰، ۴۵ روز و در ۳ تکرار به صورت فاکتوریل در قالب طرح کاملاً تصادفی با استفاده از نرم‌افزارهای SAS نسخه ۹ و گروه‌بندی میانگین‌ها به روش آزمون دانکن با نرم‌افزار 2.0 MSTATC مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. اشکال نیز به وسیله نرم‌افزار EXCEL ترسیم گردید.



شکل ۲- نمایی از تولید باد آزمایش

Figure 2- View of wind tunnel test



شکل 3- نمایی از بادسنج دستی دستگاه تونل باد  
Figure 3- The Handheld anemometer of wind tunnel



شکل 4- نمایی از سرعت سنج دستگاه تونل باد  
Figure 4- The speedometer of wind tunnel

گردیده است. دانه‌بندی نمونه‌های شنی نشان داد که نمونه‌های شنی مورد استفاده شامل ذرات شن با قطر یکنواخت بوده به طوری که حدود 60 درصد ذرات دارای قطر بین 0/25 و 0/5 میلی‌متر و 40 درصد دارای قطر کمتر از 0/25 میلی‌متر بودند. نتایج تجزیه آماری تأثیر پلی‌اکریل آمید بر برخی خصوصیات خاک در جدول 2 ارائه شده است. بر اساس نتایج تجزیه آماری انجام شده بر روی داده‌های pH مشاهده می‌شود بین خاک‌های تیمار شده با سطوح مختلف پلیمر، تفاوت معنی‌داری از نظر میزان pH وجود دارد.

در این دستگاه سرعت باد توسط بادسنج دستی اندازه‌گیری شد و حداقل سرعت تولیدی توسط فن هواده 50 متر بر ثانیه بود و به سبب فاصله بین فن و محل قرارگیری نمونه در دستگاه و کاهنده موجود در مسیر برای به دست آوردن سرعت دقیق باد در سطح نمونه از نمودار کالیبراسیون دستگاه شبیه‌ساز باد استفاده شد.

## نتایج و بحث

برخی از ویژگی‌های خاک منطقه مورد مطالعه در جدول 1 ارائه

جدول 1- مشخصات خاک منطقه مورد مطالعه  
Table 1- Properties of the soil of studied area

چگالی ظاهری Bulk density (g cm <sup>-3</sup> )	pH	اسیدیتۀ Electrical conductivity (dS m <sup>-1</sup> )	هدایت الکتریکی Sand (%)	سیلت (%)	رسن (%)
1.55	7.6	0.2	94	0.9	5.1

تجزیه پلیمر می‌باشد که در نتیجه pH افزایش یافت. ذیبی و همکاران (3) دلیل کاهش pH را تفکیک پروتون به وسیله گروه‌های عاملی فعال پلیمری دانند. بر اساس نتایج تجزیه آماری انجام شده (جدول 2) بر روی

مقایسه میانگین به وسیله آزمون دانکن در شکل (5) نشان می‌دهد با افزایش زمان میزان اسیدیتۀ خاک در هر دو سطح پلیمر کاهش یافته و همچنین اثر کاهشی در تیمارهای مرطوب بیشتر از تیمار خشک است. کمترین مقدار pH در تیمار 30 روزه مرطوب در سطح 1 درصد پلیمر بدست آمد و از روز 30م به بعد اثر پلیمر کاهش یافت که این امر احتمالاً به دلیل

داده‌های هدایت الکتریکی خاک مشاهده می‌شود بین خاک‌های تیمار وجود دارد.  
شده با سطوح مختلف پلیمر، تفاوت معنی‌داری از نظر هدایت

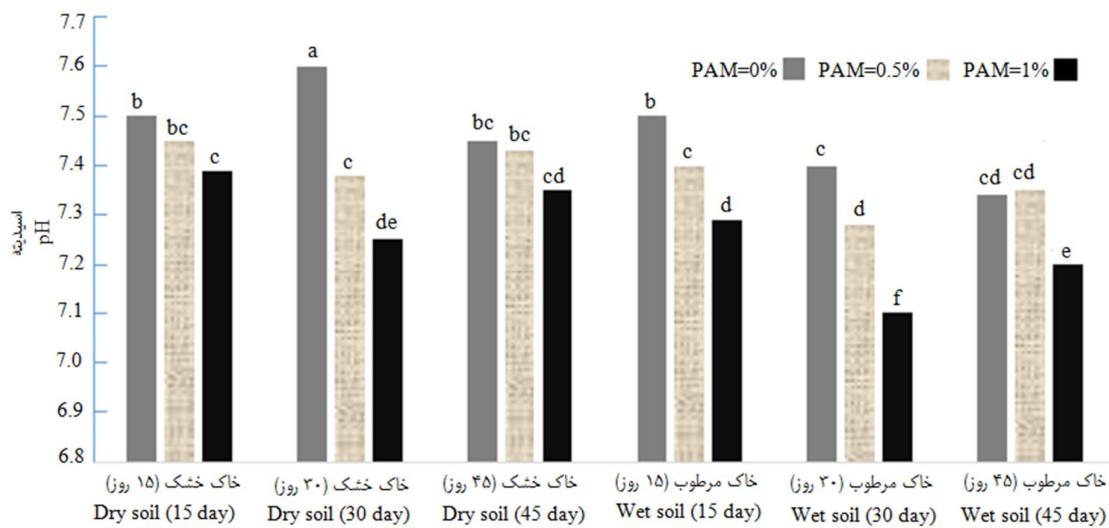
جدول 2- نتایج تجزیه واریانس اثر پلیمر، رطوبت و زمان بر خصوصیات فیزیکی، شیمیایی و مکانیکی خاک

Table 2- Analysis of variance for the effect of polymer (P), moisture (M) and time (T) on some soil physical, chemical and mechanical properties

منبع تغییرات Source of variation	درجه آزادی df	اسیدیته pH	هدایت الکتریکی EC	میانگین مربعات (Mean of Squares)		
				چگالی ظاهری density	مقاومت فروروی Penetration resistance	MWD <sup>1</sup>
Polymer پلیمر	2	0.157 **	0.001 *	0.029 *	31.601 **	3.668 **
Moisture رطوبت	1	0.135 **	0.001	0.001	2.245 **	0.002 **
Time زمان	2	0.025 **	0.014 **	0.004	3.903 **	0.166 **
(M×T) رطوبت×زمان	2	0.005 *	0.001 *	0.005	0.029	0.054 **
(P×M) پلیمر × رطوبت	2	0.011 **	0.002 *	0.001	0.765 *	0.001 **
(P×T) پلیمر × زمان	4	0.008 **	0.002 *	0.004	0.667 *	0.042 **
پلیمر (P×M×T) × رطوبت×زمان	4	0.004 **	0.001	0.006	0.074	0.017 **
Error خطای	18	2.86x 10 <sup>-5</sup>	0.002	0.005	0.156	2.86x 10 <sup>-5</sup>

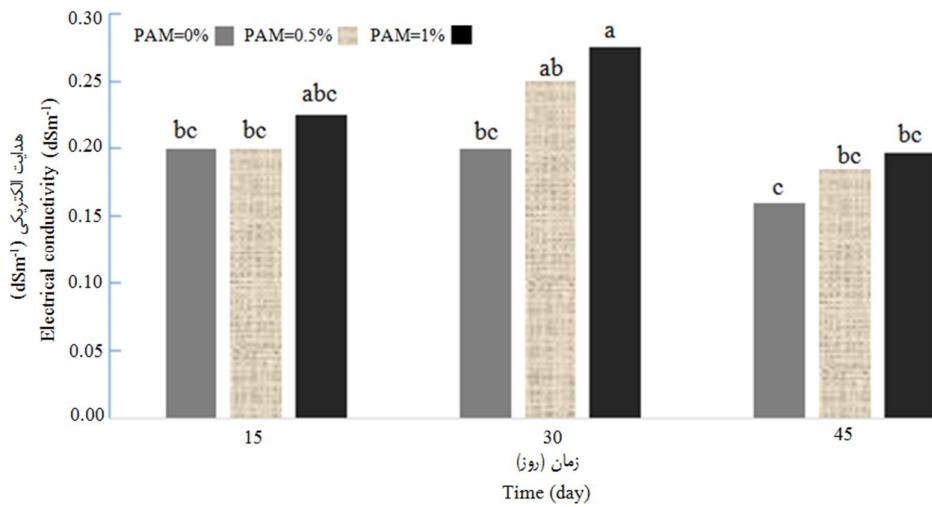
\*, \*\* به ترتیب اختلاف معنی‌دار در سطح احتمال 1 و 5 درصد

\*, \*\* Significant differences at probability level of 1 and 5%, respectively



شکل 5- اثر پلیمر در زمان‌ها و رطوبت‌های مختلف بر اسیدیته خاک

Figure 5- The effect of the polymer (PAM) at different time and moisture on soil pH



شکل 6- اثر پلیمر در زمان‌های مختلف بر هدایت الکتریکی خاک

Figure 6- The effect of the polymer (PAM) at different time on soil Electrical conductivity ( $dSm^{-1}$ )

خاصیت جذب خود را ازدست داده و این امر به کاهش بیشتر هدایت الکتریکی در این تیمار منجر شد.

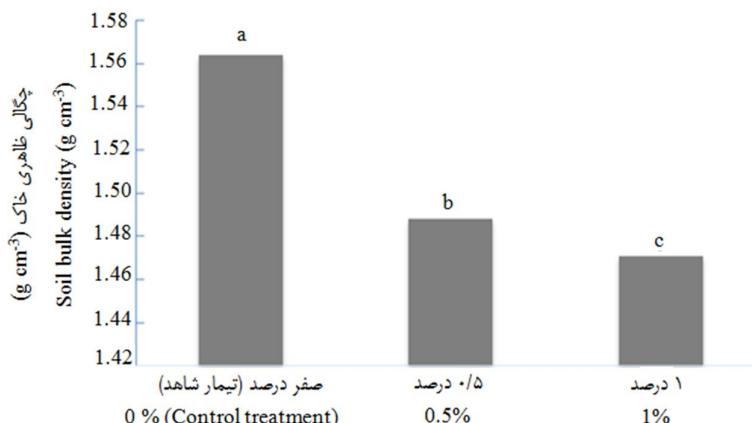
نتایج تجزیه آماری انجام شده بر روی داده‌های چگالی ظاهری (جدول 2) نشان می‌دهد بین خاک‌های تیمار شده با سطوح مختلف پلیمر، تفاوت معنی‌داری از نظر چگالی ظاهری وجود ندارد اما کاربرد پلیمر باعث افزایش تخلخل خاک (7) نسبت به تیمار شاهد شده و در نتیجه سبب کاهش چگالی ظاهری نمونه‌ها شده است (شکل 7).

شرفا (6) تأثیر ماده جاذب رطوبت هیدروپلاس را بر تخلخل دو نوع خاک نسبتاً سنگین و سبک مورد آزمون قرار داد و نشان داد که افزودن هیدروپلاس تخلخل در خاک‌های سبک بافت را افزایش می‌دهد. همچنین نتایج بررسی حاضر با نتایج زنگوبی نسبت و همکاران (4) مطابقت دارد. آنها در تحقیقی اثر پلیمر سوپرجاذب استاکوزب را بر خصوصیات فیزیکی خاک بررسی کردند و مشاهده کردند کاربرد پلیمر بر چگالی ظاهری در سطح 1 درصد معنی‌دار بوده و کاربرد پلیمر باعث کاهش وزن چگالی ظاهری خاک شد. آزم (12) و ال هاربی و همکاران (11) طی آزمایشی مشاهده کردند که 1/616 پلیمرهای سوپرجاذب وزن مخصوص ظاهری خاک شنی را از 1/585 به 1/203 گرم بر سانتی‌متر مکعب و چگالی ظاهری خاک رسی را به 1/331 به 1/203 گرم بر سانتی‌متر مکعب کاهش می‌دهد.

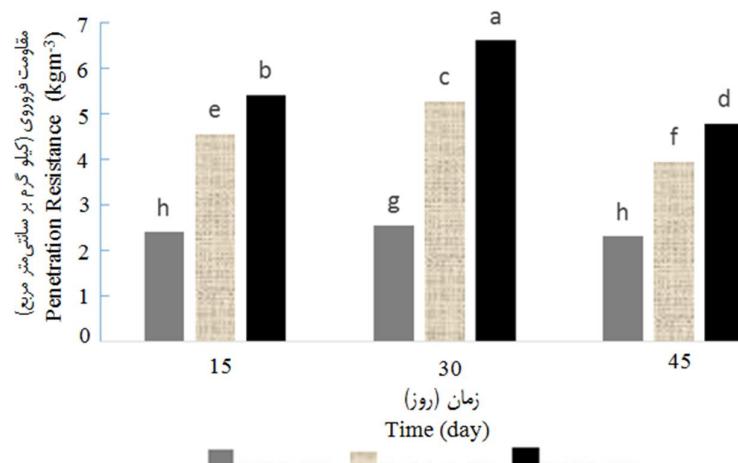
#### مقاومت فروروی خاک

بر اساس نتایج تجزیه آماری انجام شده (جدول 2) مشاهده می‌شود بین خاک‌های تیمار شده با سطوح مختلف پلیمر، معنی‌داری از نظر مقاومت فروروی وجود دارد. به عبارت دیگر از نظر آماری تأثیر پلیمر در افزایش مقاومت خاک در سطح 1 درصد معنی‌دار است.

مقایسه میانگین بوسیله آزمون دانکن (شکل 6) نشان داد با گذشت زمان میزان هدایت الکتریکی خاک در هر دو سطح پلیمر افزایش یافته و از روز 30م به بعد اثر پلیمر کم شده که این امر در تیمارهای مرطوب ممکن است به این دلیل رخ دهد؛ واحدهای آب دوست پلیمر به تدریج خاصیتشان کمتر شده و مقدار آب کمتری جذب کرده یا این که املاح محلول خاک به بوسیله ذرات پلیمر جذب شده و در نتیجه هدایت الکتریکی خاک کاهش یافته است. در تیمار خشک نیز که گلدان‌ها دارای رطوبت اولیه هستند و پس از آن هیچ آبیاری صورت نگرفته است پلیمر به تدریج آب اولیه را پس می‌دهد تا اینکه در روز 30 ام پلیمر تمام آب خود را از دست داده است. وانگ و همکاران (27) زه‌آب حاصل ازآشوبی خاک حاوی پلیمر سوپرجاذب را مورد بررسی قرار دادند و مشاهده کردند که این زه‌آب از هدایت الکتریکی پایینی برخوردار است و علت آن را جذب و نگهداری کودها و نمک‌های اضافه شده به ماتریکس خاک به بوسیله پلیمر سوپرجاذب ذکر کردند. مقایسه میانگین بوسیله آزمون دانکن (داده‌ها نشان داده نشده است) نشان داد با افزایش زمان میزان هدایت الکتریکی خاک در هر دو سطح 0/5 و 1 درصد پلیمر افزایش یافت. تیمارهای مرطوب دارای روند افزایشی بیشتری نسبت به تیمارهای خشک بودند و بیشترین هدایت الکتریکی مربوط به تیمار مرطوب روز 30 ام در سطح پلیمر 1 درصد بود. از روز 30 ام به بعد اثر پلیمر کم شد و احتمالاً مورد تجزیه قرار گرفت و هدایت الکتریکی روند کاهشی یافت. همچنین روند کاهشی روز 45م در تیمارهای مرطوب بیشتر از تیمارهای خشک بود و این امر به دلیل تأثیر پلیمر بر افزایش هدایت هیدرولیکی می‌باشد. در واقع با اثر واحدهای آب دوست پلیمر بر افزایش بیشتر هدایت هیدرولیکی در تیمارهای مرطوب نسبت به تیمارهای خشک، واحدهای آب دوست تیمارهای مرطوب زودتر



شکل 7- اثر مقدار پلیمر (صفر، ۰/۵ و ۱ درصد) بر چگالی ظاهری خاک

Figure 7- The effect of amount of the polymer (0, 0.5, and 1%) on soil bulk density ( $\text{g cm}^{-3}$ )

شکل 8- اثر پلیمر در زمان‌های مختلف بر مقاومت فروروی خاک

Figure 8- The effect of the polymer (PAM) at different time on soil penetration resistance

با گذشت زمان مقاومت فروروی خاک ابتدا افزایش و سپس کاهش یافت (شکل 8). در روز ۳۰م در هر دو سطح پلیمر بیشترین مقاومت فروروی مشاهده شد و پس از آن به شدت کاهش یافت به طوری که مقاومت فروروی در روز ۴۵م به کمتر از مقاومت فروروی خاک در روز ۱۵م رسید.

#### پایداری خاکدانه‌ها

فاکتور میانگین وزنی قطر خاکدانه (MWD) شاخص بسیار مناسبی جهت بررسی پایداری خاکدانه‌ها و همچنین متوسط قطر خاکدانه‌های موجود در خاک می‌باشد (19) که نتایج توزیع دانه‌بندی خاک در جداول ۳ و ۴ آورده شده است. نتایج مطالعات ایسا و همکاران (19) نشان می‌دهد با افزایش میزان رس در خاک، MWD خاکدانه‌ها

همانطوری که در شکل 8 ملاحظه می‌گردد در تمامی زمان‌ها با افزایش مقدار پلیمر مقاومت فروروی افزایش یافته است. بیشترین مقاومت مربوط به تیمار پلیمر در سطح ۱ درصد و روز ۳۰م به دست آمد. مطابق جدول ۱ بافت خاک مورد مطالعه شنی بوده و دارای مقدار اندکی رس است (۵/۱ درصد) لذا افزودن پلیمر سبب افزایش هماوری ذرات شن و چسبندگی آنها به همدیگر و در نتیجه افزایش مقاومت فروروی خاک شده است. این یافته با نتایج اسماعیلی دستجردی پور و همکاران (2) مطابقت دارد. این پژوهشگران میزان مقاومت پوسته‌های حاصل از کاربرد پلیمر پلی‌الکترولیت آئیونی با پایه پلی‌اکریل آمید را در یک خاک شنی مورد بررسی قرار دادند و مشاهده کردند کاربرد پلیمر باعث افزایش هماوری ذرات و تشکیل پوسته شده و میزان مقاومت فروروی را از ۳ به ۶ کیلوگرم بر متر مربع افزایش داده است.

به طور معنی‌داری افزایش می‌یابد.

جدول 3- توزیع تجمعی دانه‌بندی خاک با مقدار پلیمر 0/5 درصد

Table 3- Cumulative distribution of soil aggregate with 0.5% polymer content

تیمار Treatment	0.25	0.5	1	2	2<	MWD (mm)
شاهد Control Treatment	38	99	100	100	100	0.279
خشک 15 dry 15 days	14.1	28.27	36.75	55.35	100	1.039
مرطوب 15 wet 15 days	12.75	20.05	26.03	34.6	100	0.946
خشک 30 dry 30 days	8.2	21.43	31.58	40.4	100	1.249
مرطوب 30 wet 30 days	9.31	20.01	23.85	30.53	100	1.033
خشک 45 dry 45 days	7.4	39.95	43.5	47.05	100	0.637
مرطوب 45 wet 45 days	16.8	47.43	52.58	55.65	100	0.91

جدول 4- جدول توزیع تجمعی دانه‌بندی خاک با مقدار پلیمر 1 درصد

Table 4- Cumulative distribution of soil aggregate with 1% polymer content

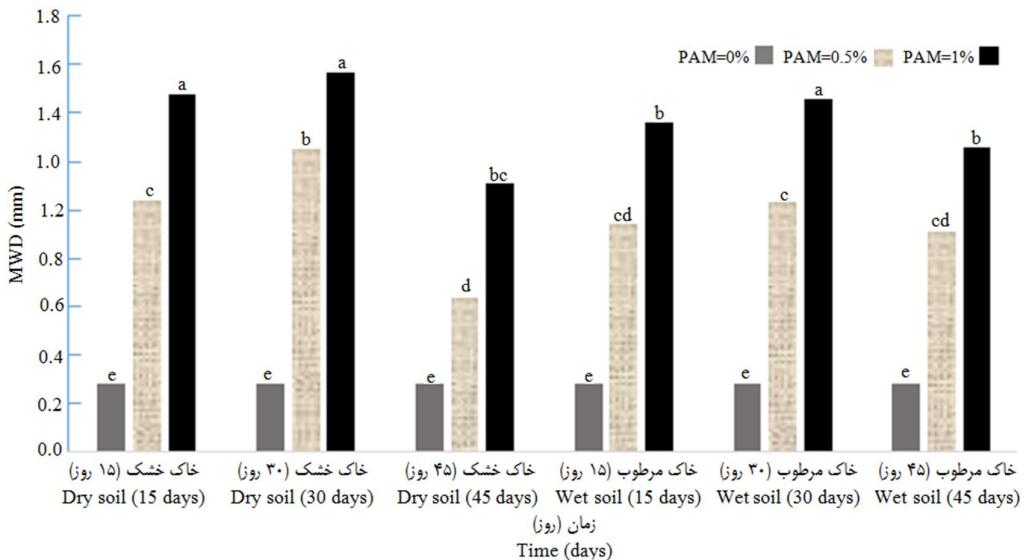
تیمار Treatment	0.25	0.5	1	2<	2	2<	MWD (mm)
شاهد Control Treatment	38	99	100	100	100	100	0.279
خشک 15 dry 15 days	32.3	45.82	54.43	100	60	100	1.48
مرطوب 15 wet 15 days	36.17	52.35	58.97	100	65.05	100	1.36
خشک 30 dry 30 days	17.38	34.52	43.75	100	50.03	100	1.57
مرطوب 30 wet 30 days	16.75	44.37	50.87	100	56.67	100	1.46
خشک 45 dry 45 days	32.77	74.95	79.1	100	85.35	100	1.11
مرطوب 45 wet 45 days	25.22	57.9	63.43	100	66.7	100	1.26

واقع با اعمال تیمار پلیمر و گذر زمان قطر خاکدانه‌ها بزرگ‌تر و خاکدانه‌سازی صورت گرفته است. در این آزمایش نیز همانند خصوصیات قبلی بیشترین اثر پلیمر در افزایش قطر خاکدانه‌ها در تیمار 30 روزه و بیشترین MWD نیز مربوط به پلیمر در سطح 1 درصد و روز 30 ام بود. پس از گذشت سی روز احتمالاً به دلیل تجزیه پلیمر تاثیر آن کاهش یافته است. همچنین با افزایش مقدار پلیمر پایداری خاکدانه‌ها افزایش یافته است به طوری که در تمامی زمان‌ها سطوح مختلف مقدار پلیمر کاربردی (شاهد، 0/5 و 1 درصد) تقاضوت معنی‌داری با هم دارند. کاظمی و همکاران (7) نشان دادند با افزایش مقدار پلیمر تا 6 گرم بر هر متر مربع خاک،

با توجه به نتایج مندرج در جداول 3 و 4 پلی‌اکریل آمید با خاصیت چسبندگی موجب اتصال ذرات خاک به یکدیگر و تشکیل خاکدانه‌های درشت شده است. قطر تمام ذرات در خاک شاهد کمتر از 1 میلی‌متر بوده است اما با افزایش پلیمر، قطر ذرات بیشتر از 1 میلی‌متر در سطح 0/5 درصد پلیمر به 56/23 درصد افزایش داشته است (در تیمار 30 روزه خشک) و در سطح 1 درصد به 76/15 درصد افزایش یافت (در تیمار 30 روزه مرطوب). همانطوری که در شکل 9 نیز مشاهده می‌گردد با گذشت زمان تا روز سیام میانگین وزنی قطر خاکدانه‌ها (MWD) نیز افزایش یافته و پس از آن کاهش یافته است. در

اضافه شده به این خاک‌ها سبب زیاد شدن خربی آبگذری اشباع، افزایش پایداری خاکدانه‌ها در حالت خشک و تر، کاهش رس قابل پراکش و کاهش چگالی ظاهری خاک گردید. میزان افزایش افزایش پایداری خاکدانه‌ها با افزایش غلظت پلیمرها بیشتر شد.

میانگین وزنی قطر خاکدانه‌ها افزایش یافت. همچنین نتایج پژوهش سمایی و همکاران (1391) نشان داد در خاک‌های دارای ماده آلی کم، برای بهبود ساختمان از پلیمرهای مصنوعی می‌توان استفاده کرد. در آزمایش این محققان، مواد پلیمری بر روی نمونه خاک‌های شن لومی، لومی و لوم رسی سیلتی هواخشک پاشیده شد. پلیمرهای



شکل ۹- اثر پلیمر در زمان‌ها و رطوبت‌های مختلف بر میانگین وزنی قطر خاکدانه‌ها (MWD)  
Figure 9- The effect of the polymer (PAM) at different time and humids on MWD

نشد در حالی که میزان خاک فرسایش یافته از نمونه تیمار شده با آب (تیمار شاهد) 3800 گرم معادل  $75/9 \text{ kg/m}^2/\text{hr}$  بود. این امر به دلیل آن است که پلی‌اکریل آمید مقاومت خاک در برابر فرسایش بادی را بوسیله افزایش نیروی اتصال بین ذرات خاک و پیوند آنها با یکدیگر به شکل یک ساختمان پایدار افزایش می‌دهد. سرعت آستانه باد نمونه شاهد توسط نمودار کالیبراسیون بدست آمد که معادل  $5/7$  متر بر ثانیه بود. یکی از راههای مرسم در کنترل گرد و غبار و فرسایش بادی، پاشش مداوم آب بر بستر خاک است که بسته به موقعیت منطقه و نیروی کارگری مورد نیاز می‌تواند کاملاً پرهزینه باشد. با توجه به نتایج این پژوهش مواد پلیمری می‌توانند با بهبود ویژگی‌های فیزیکی برای کنترل فرسایش بادی مورد استفاده قرار گیرند. چن و همکاران (13) در آزمایش تونل باد دریافتند کاربرد پلی‌اکریل آمید به صورت مایع در سطح خاک ماسه‌ای، سرعت آستانه باد خاک تیمار شده را به صورت معنی‌داری افزایش داد. ھی و همکاران (15) در آزمایش تونل باد مشاهده کردند کاربرد پلی‌اکریل آمید در سطح دو خاک لومی و لومشنی توانست فرسایش بادی را به طور معنی‌داری کاهش دهد.

## تونل باد

فرسایش خاک به وسیله باد یکی از مهمترین فرآیندهای تخریب خاک در مناطق خشک و نیمه‌خشک است. مقدار فرسایش بادی تابعی از فرسایندگی باد و فرسایش‌پذیری خاک است. در سال‌های اخیر استفاده از مواد پلیمری، به منظور بهبود پایداری ساختمان، افزایش قطر خاکدانه‌ها، تثبیت خاک و کاهش فرسایش‌پذیری آن مورد توجه قرار گرفته است. هدف از انجام این پژوهش بدست اوردن تیماری بوده است که ضمن بهبود ویژگی‌های فیزیکی خاک در درازمدت بیشترین اثر را بر کاهش فرسایش بادی داشته باشد. نتایج پژوهش‌های قبلی نشان داده است که با افزایش مقدار رطوبت خاک فرسایش بادی کاهش می‌یابد. وقتیکه مقدار رطوبت خاک به 4 تا 6 درصد بر سرده فرسایش بادی به مقدار زیادی کاهش می‌دهد (19). لذا در این پژوهش برای آزمایش تونل باد از بین تیمارهای مرطب و خشک، تیمار مرطب انتخاب شد و از آنجا که تیمار 30 روزه مرطب با یک درصد پلیمر در مقایسه با دو تیمار دیگر 15 و 45 روزه به مقدار بیشتری پایداری خاکدانه‌ها را افزایش داده بود لذا این تیمار به عنوان تیمار بهینه برای آزمایش تونل باد انتخاب شد. نتایج مربوط به تونل باد نشان داد نمونه مرطب با یک درصد پلیمر اصلاً دچار فرسایش

مرتبه نیاز به تجدید دارد و یا مانند بسیاری از روش‌های متناول برای کنترل فرسایش همراه با کاشت گیاهان اعمال شود. پیشنهاد می‌شود به منظور بررسی مدت زمان اثر حفاظتی پلی‌اکریل آمید، این ماده همراه با پوشش‌های گیاهی مختلف و یا اعمال مکانیکی حفاظتی در مزرعه اعمال شود.

### نتیجه‌گیری

نتیجه آزمایش بر روی تأثیر پلی‌اکریل آمید بر مقاومت نفوذ خاک نشان داد پلی‌اکریل آمید به صورت معنی‌داری مقاومت نفوذ ماسه بادی را افزایش داد و در سرعت باد 12 متر بر ثانیه از فرسایش آن جلوگیری کرد. اما نتایج مربوط به مدت زمان اثر پلی‌اکریل آمید نشان داد این پلیمر دارای اثری موقتی است و برای پایداری دائم خاک

### منابع

- Ahmadi H., Ekhtessasi M.R., Feiznia S., and Ghanei Bafghi M.J. 2002. Control Methods of Wind Erosion for Railroads Protection (Case study: Bafgh Region). *Iranian Journal of Natural Resources*, 3: 327-338. (in Persian with English abstract)
- Al-Harbi A.R., Al-Omran A.M., Shalalay A.A., and Choudhary M.L. 1999. Efficacy of a hydrophilic polymer declines with time in greenhouse experiments. *HortScience*, 34(2): 223-224.
- Azzam R.A. 1980. Tailoring polymeric gels for soil reclamation and hydroponics. *Communications. Soil Science and Plant Analysis*, 16(10): 1123-1138.
- Chen Q.C., Jiang P.F., Lei T.W., Li R.P., and Tang Z. J. 2006. Wind tunnel experiment on the impacts of polyacrylamide on wind erosion of loosens soil materials. *Transactions of the CSA*, 22: 7-11 (in Chinese with English Abstract)
- Chepil W.S. 1945. Dynamics of wind erosion: I. Nature of movement of soil by wind. *Soil Science*, 60: 305-320.
- Esmaili Dastjerdipor A., Farpor H.M., and Sarcheshmeh pour M. 2011. Comparison of crust strength derived from cyanobacteria inoculation and polymers in a sandy soil. The 5<sup>th</sup> National Conference and Exhibition of Environmental Engineering, 21-22 Nov. 2011. Tehran University, Iran.
- He J.J., Cai G.Q., and Tang Z.J. 2007. Wind tunnel experimentalstudy on the effect of PAM on soil wind erosioncontrol. *Environmental Monitoring and Assessment*, 145:185-193.
- Kazemi A., Darbandi S., and Ahmadi A. 2011. Investigation of the effect of a new polymer on soil infiltration and soil aggregate stability against erosion. 1<sup>th</sup> National Congress on New Science and Technology, 10-12 Sept. 2011. Zanjan, Iran (in Persian).
- Kouchakzadeh M., Sabagh Foroush E.I., and Ganji Khoramdel N. 2000. The effect of water superabsorbent polymer on some physical properties of soil. *Journal of Soil and Water Sciences*, 14(2): 176-186 (in Persian with English abstract).
- Lal R. 2003. Soil erosion and global carbon budget, *International Environment*, 29: 437-450.
- Lian-You L., Shang-Yu G., Pei-Jun S., Xiao-Yan L., and Zhi-Bao D. 2003. Wind tunnel measurements of adobe abrasion by blown sand: profile characteristics in relation to wind velocity and sand flux. *Journal of Arid Environments*, 53(3): 351-363.
- Mahdian M. 2005. Investigating the status of land degradation in Iran. 3<sup>th</sup> National Conference on Erosion and Sediment, 18-31 Aug. 2005. Soil Conservation and Watershed Management Research Institute, Tehran, Iran (in Persian).
- Modaresnia A.R., Sadeghi M.M., Abtahi S.M., and Emtiazi G. 2011. Performance Evaluation of the Microbiology Stabilization of sand dunes using wind tunnel (case study: Segzi, Isfahan). 2<sup>th</sup> International conference on sustainable development and urban construction, 1-2 Dec. 2011, Isfahan, Iran (in Persian).
- Nordstrom K.F., and Hotta S. 2004. Wind erosion from cropland in the USA: a review of problems, solutions and prospects. *Geoderma*, 121: 157-167.
- Oumarou Malam Issa O., De'farge C., Bissonnais Y L., Marin Be., Duval O., Bruand A., D'Acqui., Nordenberg S., and Annerman M. 2007. Effects of the inoculation of cyanobacteria on the microstructure and the structural stability of a tropical soil. *Plant Soil*, 290: 209-219.
- Samaei H.R., Golchin A., Mosadeghi M.R., and Ahmadi Sh. 2012. The Effects of Water Soluble Polymers on Physical Properties of the Soils with Different Texture in Hamedan. *Journal of Water and Soil*, 26 (4): 809-817.
- Sekhavatian A., and Eslami A. 2010. Comparisons of in situ and laboratory tests for evaluation of non-drainage shear strength of Rasht claysoil. 4<sup>th</sup> International Conference on Geotechnical Engineering and Soil Mechanics, 2-3 NOV. 2010. Tehran, Iran.

18. Shorafa M. 1987. The effect of perlite and hydroplas on porosity, water retention and soil hydraulic conductivity. M.Sc. thesis, College of Agriculture and Natural Resources, University of Tehran. Iran (in Persian with English abstract).
19. Skidmore E. L. 1986. Wind erosion control. *Climatic Change*. 9: 209–218.
20. Sojka R.E., and Lentz R.D. 1997. Reducing furrow irrigation erosion with polyacrylamide (PAM). *Journal of Production Agriculture*, 10: 47–52
21. Sojka R.E., Bjorneberg D.L., Entry J.A., Lentz R.D., and Orts W.J. 2007. Polyacrylamide in agriculture and environmental land management. *Advances in Agronomy*, 92: 75–162.
22. Steven Green V., and Stott D.E. 2001. Polyacrylamid: A review of the use, effectiveness, and cost of a soil erosion control amendment. *Hort Science*, 36: 384-389.
23. Subramaniam N., and Chinappa G.P. 2002. Remote sensing and GIS techniques for land degradation assessment due to water erosion, in: 17th WCSS (Thailand): 815-819.
24. Telysheva G., and Shulga G. 1995. Silicon-containing polycomplexes for protection against wind erosion of sandysoil. *Journal of agricultural engineering research*, 62(4):221-227.
25. Tisdall J., Nelson S., Wilkinson K., Smith S., and Mckenzie B. 2012. Stabilization of soil against erosion by six saprotrophic fungi. *Soil Biology and Biochemistry*, 50: 134-141.
26. Wang Y., and Boogher C.A. 1987. Effect of medium-incorporated hydrogel on plantgrowth and water use of two foliage species. *Journal of Environmental Horticulture*, 5:125-127.
27. Zabihi F., Neyshabouri M.R., and Dalalian M.R. 2013. Effects of Polyacrylamide, Pumice and Municipal Compost on Some Physical and Chemical Characteristics of a Saline-Sodic Clay Soil. *Water and Soil Science*, 23(3): 79-92. (in Persian with English abstract)
28. Zangooi Nasab Sh., Emami H., Astaraei A., and Yari A. 2012. The Effect of different levels of superabsorbent and irrigation duration on some soil physical properties and growth indices of *Atriplex* plant. *Journal of Water Research in Agriculture*, 26 (2): 211-223. (in Persian with English abstract)
29. Zhao H.L., Yi X.Y., Zhou R.L., Zhao X.Y., Zhang T.H., and Drake S. 2006. Wind erosion and sand accumulation effects on soil properties in Horqin Sandy Farmland, Inner Mongolia, *Catena*, 65: 71-76.



## Effect of Polyacrylamide Polymer on Wind Erosion Control of Sandy Soil in Azadegan Plain

F. Arzaghi<sup>1</sup> · A. Farrokhan Firouzi<sup>2\*</sup> · N. Enayatizamir<sup>3</sup> · B. Khalilimoghaddam<sup>4</sup>

Received: 10-03-2014

Accepted: 13-08-2017

**Introduction:** Wind erosion is the most important agent of environmental degradation, poverty of soil, air pollution and the dust spread. Wind erosion is causing a lot of damage to crops, buildings, facilities and vehicles. The first step of the wind erosion control is the stabilization of soil particles. Soil stabilizing methods to control wind erosion can be classified into mechanical, biological and chemical stabilization. Mechanical soil stabilization type is relatively time-consuming and costly. Biological stabilization is a traditional way that exhibits a long-term validity but sandy soil cannot provide essential water and nutrition elements needed by plant. Recently, chemical stabilization such as high-molecular-weight anionic polyacrylamide (PAM) has attracted the attention of researchers because of its advantages in easy and quick construction, and the improvement of the growing conditions for plant. However PAM has been mainly used to control water erosion and there is still little available information regarding the effectiveness of PAM on preventing soil loss by wind erosion. The main objective of this study was to investigate the feasibility of using PAM in wind erosion controlling. Also, effects of PAM on some soil physical and chemical properties and their temporal variability were evaluated.

**Materials and Methods:** In this study polyacrylamide polymer was used as a restoration of soil and soil structure stabilizer on sandy soil of Azadegan Plain (Khuzestan province, Iran). Consequently, an experiment was conducted as factorial based on completely randomized design with three replicates. The experimental treatments were consist polyacrylamide polymer (PAM) at three levels (0, 0.5, and 1 %), soil moisture at two levels (80% FC and dry) and time duration at three levels (15, 30 and 45 days). The emulsion of PAM was sprayed homogeneously on the soil surface. After passing each time treatment, penetration resistance and some physical and chemical properties of soil was measured. Finally after doing all measurements, the treatment with maximum penetration resistance were selected and the sample was prepared for wind tunnel testing. The wind erosion experiments were conducted in a wind tunnel. Soil samples were located in removable trays. The width and length of the trays was 30 and 100 cm, respectively. The wind erosion experiments were performed under wind velocity of  $12 \text{ m s}^{-1}$  according to the actual situation of study area.

**Results and Discussion:** The results indicated that in comparison to control, soil acidity decreased at both levels of the polymer with increasing time. The decreasing of soil acidity in wet treatments was more than dry treatment. The lowest amount of pH was obtained in the 30-day wet treatment at 1% polymer level. The results show from the 30th day onwards, soil pH increased, which is probably due to the polymer degradation. With passing time, soil electrical conductivity (EC) at both levels of the polymer (0.5 and 1%) increased and decreased respectively after 30 days. These observations are probably because after 30 days the properties of polymer-hydrophilic units gradually decrease and water adsorption was reduced or that soil soluble salts were adsorbed by polymer particles. The results also showed with passing time, *Mean Weight-Diameter of Soil Aggregates* (MWD) increased and then after 30 days declined. The largest MWD was observed in 30 days treatment at 1% polymer level. After thirty days, its effect has probably diminished due to polymer degradation. Furthermore, the results showed no significant difference of bulk density among treated soil with different level of polymer, but application of polymer caused to decrease bulk density comparison to control. Polymer application increased soil penetration resistance significantly. Using 1% of polymer increased it to  $6 \text{ kg/m}^2$ . The results also indicated that the soil resistance at first increased with time and then decreased significantly. The amount of soil penetration resistance at 45-day was less than 15-day. The results of wind tunnel with a maximum  $12 \text{ m/s}$  wind velocity showed that application of the polymer reduced the erosion of sands samples to zero.

**Conclusion:** The research results indicated that PAM application increased soil penetration resistance and MWD. The polymer could improve the structure of soil aggregates and increase the amount of dry-stable aggregates and therefore decrease soil bulk density. Spraying PAM solution on the surface of soil significantly

1, 2 and 3- MSc Student and Associate Professors, Department of Soil Science, Faculty of Agriculture, Shahid Chamran University of Ahvaz, Respectively

4- Associate Professor, Ramin Agriculture and Natural Resources University of Khuzestan

(\*- Corresponding Author Email: a.farrokhan@scu.ac.ir)

decreased the wind erosion amounts. Therefore, this inexpensive and easily usable polymer can be considered as a soil stabilizer to control wind erosion in arid and semiarid areas.

**Keywords:** Penetration resistance, Soil moisture, Time, Wind tunnel



## بررسی جمعیت باکتری‌های اکسید کننده آهن و گوگرد در خاک معدن مس میدوک شهربابک

مهدى حسن شاهيان<sup>۱\*</sup> - سميه قربانى<sup>۲</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۲/۱۱

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۴/۰۷

### چکیده

یکی از شاخص‌های مهم در ارتباط با صنعت، اقتصاد و محیط زیست دستیابی به بیشترین بازیابی با حداقل هزینه و کمترین میزان آلودگی است. امروزه استفاده از میکروارگانیزم‌های کمولیتوروف مزو菲尔 در استخراج فلزاتی چون مس، اورانیوم، طلا، کیالات و مولیبدن معروف به پدیده استخراج بیولوژی در سنگهای کم عیار معمول شده است. هدف از انجام این تحقیق شمارش دو دسته مهم از باکتری‌های اکسید کننده آهن و گوگرد در مناطق مختلف معدن میدوک شهربابک در استان کرمان می‌باشد. برای دستیابی به این هدف از هفت نقطه مختلف معدن میدوک نمونه‌های خاک جمع آوری شد. تعداد باکتری‌های اوتوفروف اکسید کننده آهن و گوگرد با تهیه سریال رقت از نمونه‌ها و کشت در محیط نه کی حاوی آهن و گوگرد عنصری بترتیب انجام شد. باکتری‌های هتروتروروف نیز با کشت در محیط نوترینت براث شمارش شدند. تعداد حداقل احتمالی باکتری‌های اوتوفروف و هتروتروروف نیز با کشت رقت‌های اعشاری از نمونه‌ها در محیط اختصاصی درون میکروبیلت‌های ۲۴ خانه انجام شد. نتایج حاصل از این تحقیق نشان داد که بیشترین میزان باکتری‌های هتروتروروف مربوط در نمونه OP پد اکسیدی بود. بالاترین تراکم اکسید کننده‌های آهن مربوط به نمونه OP پد اکسیدی بود و کمترین تراکم نیز مربوط به YP نمونه خاک زرد رنگ نزدیک به تنشک PLS بود. تنوع نسبتاً پایینی در نمونه‌های معدن در خصوص اکسید کننده‌های آهن وجود داشت. بالاترین تراکم اکسید کننده‌های گوگرد مربوط به YP خاکهای زرد رنگ اطراف تنشک PLS بود و کمترین تراکم باکتری‌های اکسید کننده گوگرد مربوط به OP پد اکسیدی معدن بود. تنوع مناسبی از انواع اکسید کننده‌های گوگرد در معدن میدوک در مقایسه با اکسید کننده‌های آهن وجود دارد. با بکارگیری نتایج حاصله از این تحقیق و باکتری‌های اوتوفروف بدست آمده می‌توان جهت افزایش فرایندهای بیولیچینگ در معدن میدوک بهره برد.

**واژه‌های کلیدی:** اوتوفروف، بیولیچینگ، تراکم آهن و گوگرد، معدن میدوک

### مقدمه

معدن است که امروزه مورد توجه زیادی قرار گرفته است. توجه به بازیابی مواد از ضایعات جانبی صنایع مختلف و جلوگیری از به هدر رفتن منابع اولیه در فرایندهای مختلف معدنی و متالوژی، محور دیگر این تحولات است. امروزه حجم عظیم مواد زايد، به عنوان منبعی برای تأمین مواد صنعتی مطرح است. فرایندهای مؤثر جذبی برای بازیافت یون‌های فلزی از پساب فرایندهای مختلف صنعتی حاصل تلاش‌های علمی و صنعتی در این رابطه است (۶).

امروزه جهت گیری و رویکرد صنعت مس به سوی روش‌های هیدرومتوالوژی از جمله زیست فروشویی است. این امر با توجه به هزینه‌های سنگین مواد اولیه و آلودگی‌های زیست محیطی اهمیت خاصی دارد. تحولات و پیشرفت‌های هیدرومتوالوژی ناشی از سازگاری بیشتر این روش با محیط زیست و مصرف کمتر انرژی است که گسترش آن مرهون کشف، ساخت حلال‌ها و کاربرد ریز جانداران می‌باشد. آمار و اطلاعات نیز نشان می‌دهد که فرایندهای هیدرومتوالوژی در سال‌های اخیر افزایش چشمگیری داشته است به طوری که سهم

نیاز روزافزون به مواد اولیه، کاهش ذخایر معدنی با عیار بالا، ضرورت مصرف بهینه انرژی و رعایت دقیق معیارهای زیست محیطی بروز تحولاتی در عرصه فراوری مواد معدنی و استخراج فلزات را به دنبال داشته است. این امر سبب بروز مشکلات جدی در تولید فلزات شده است چون ذخیره سیاری از منابع معدنی فلزی با عیار بالا به سرعت در حال تمام شدن است و آنچه باقی مانده است کانی‌های مخلوط یا کانی‌های با عیار پایین فلز و همچنین باطله‌های سنگ

۱- دانشیار میکروبیولوژی، گروه زیست شناسی، دانشکده علوم، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران  
کرمان، کرمان، ایران  
\* نویسنده مسئول:  
۲- کارشناس ارشد میکروبیولوژی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد سیرجان، سیرجان، ایران  
DOI: 10.22067/jsw.v31i4.53663

هوایی، کمولیتوتروف و مزوویل هستند. این باکتری‌ها انرژی مورد نیاز برای رشد خود را از اکسیداسیون ترکیبات گوگردی به دست می‌آورند.<sup>(۲)</sup>

مهمنتین باکتری صنعتی مزوویل از جنس اسیدوتیوباسیلوس فرواسیدانس می‌باشد، که به نام اختصاری Tf نامیده می‌شود. این باکتری اولین بار در سال ۱۹۴۷ توسط Colmer و Hinkle از معدن زغال سنگ جداسازی شد. این باکتری نه تنها توانایی اکسید کردن آهن فرو را دارد بلکه می‌تواند ترکیبات گوگردی را نیز اکسید کند و در دمای ۲۵ تا ۳۵ درجه رشد می‌کند.<sup>(۳)</sup>

هدف از انجام این تحقیق شناسایی و بررسی کمیت این دو دسته مهم از باکتری‌های اکسید کننده آهن و گوگرد در مناطق مختلف معدن میدوک شهربابک در استان کرمان می‌باشد که می‌توان راه حل جامعی از جهت استفاده از آن‌ها بعنوان سویه‌های بومی در روش بیولیچینگ بهره گرفت.

## مواد و روش‌ها

### نمونه برداری و آماده سازی خاک معدن

در این تحقیق از ۸ منطقه مختلف معدن میدوک نمونه برداری خاک صورت گرفت. در هنگام نمونه برداری سعی شد که نمونه‌ها خشک باشند و با آب باران مخلوط نشده باشند. ابتدا سطح خاک را کمی کنار زده شد و سپس نمونه برداری از عمق ۱۰ سانتی‌متری خاک انجام شد. بعد از نمونه برداری، نمونه‌ها با الک (۲ میلی‌متر) غربال شدند در جدول (۱) مکان‌های مختلف نمونه برداری همراه با نام اختصاری که به آنها داده شده آمده است.

### محیط کشت‌های مورد استفاده

به منظور شمارش باکتری‌های اتوتروف اکسید کننده آهن و گوگرد در این تحقیق از محیط کشت ۹K حاوی آهن و گوگرد به ترتیب استفاده گردید. این محیط کشت بصورت دو محلول جداگانه تهییه گردید و پس از توکلاو با هم مخلوط شدند. ترکیبات این محیط کشت در بک لیتر عبارتند از: محلول (A) شامل:  $(\text{NH}_4)_2\text{SO}_4$  ۳ گرم،  $\text{MgSO}_4 \cdot 7\text{H}_2\text{O}$  ۰/۵ گرم،  $\text{K}_2\text{HPO}_4$  ۰/۵ گرم،  $\text{KCl}$  ۰/۱ گرم، آب مقطر ۷۰۰ میلی‌لیتر و محلول (B) شامل:  $\text{Ca}(\text{NO}_3)_2$  ۰/۰۱ گرم، آب مقطر ۴۴ گرم،  $\text{FeSO}_4 \cdot 7\text{H}_2\text{O}$  ۱۰ میلی‌لیتر، آب مقطر ۲۹۰ میلی‌لیتر بود. برای تهییه محیط کشت ۹K گوگردی محلول (B) بجای آهن دارای گوگرد عنصری به میزان ۳۰ گرم بر لیتر بود. برای شمارش باکتری‌های هتروتروف از محیط کشت نوترینت آکار طبق دستورالعمل شرکت سازنده استفاده گردید.<sup>(۱)</sup>

تولید مس به کمک هیدرомуتالوژی از ۱۵ درصد در سال ۱۹۹۸ به ۳۰ درصد در سال ۲۰۱۳ رسیده است<sup>(۸)</sup>.

زیست فروشوبی فرایندی است که بوسیله آن میکروب‌ها با افزایش انحلال پذیری فلزات در کانسنگ‌ها کم عیار منجر به افزایش استخراج فلزات می‌شوند. زیست فروشوبی نوعی جداسازی پاک می‌باشد بدین معنی که در مقایسه با دیگر فرایندهای جداسازی آلودگی بسیار کمتری را به وجود می‌آورد. امروزه استفاده از میکرووارگانیسم‌های شیمیولیتوتروف مزوویل دراستخراج فلزاتی چون مس، اورانیوم، طلا، کبالت و مولیبدن در کشورهای مانند استرالیا، کانادا، شیلی، امریکا، چین و پرو در سنگهای کم عیار معمول شده است. خاک‌های دارای پتانسیل سولفاتی، غنی از پیریت ( $\text{FeS}_2$ ) می‌باشند. پیریت یکی از سولفیدهای معدنی رایج در سطح زمین می‌باشد. زمانی که پیریت در معرض هوا قرار می‌گیرد به اسید سولفوریک اکسید می‌شود و خاک‌های سولفاتی شکل می‌گیرند. زیست توده میکروبی خاک نیروی محرکه کلیدی در پشت همه تحولات گوگرد است و باکتری‌ها از شرکت کنندگان اصلی در چرخه کربن، گوگرد، نیتروژن و فسفر می‌باشند.<sup>(۱۱)</sup>

آهن یکی از عناصر فراوان بر روی زمین است و به طور گسترده برای استفاده‌های متعدد شناخته شده می‌باشد. آهن فرو به آسانی به آهن فریک اکسید می‌شود و به عنوان یک دهنده الکترون می‌تواند استفاده شود. استفاده از آهن به عنوان دهنده الکترون فقط در تنفس هوایی اتفاق می‌افتد. به هر حال تحت شرایط هوایی و در محیط pH محيط پایین باشد آهن فرو خودیه خود به آهن فریک اکسید می‌شود. بنابراین باکتری‌هایی که به شدت اسید دوست هستند قادر به استفاده از آهن به عنوان دهنده الکترون می‌باشند در حالی که این امکان برای باکتری‌هایی که در pH خنثی فعالیت دارند میسر نمی‌شود.<sup>(۱۲)</sup>

گوگرد در مقیاس وسیعی در طبیعت پراکنده است. این عنصر یکی از ۳ عنصری است که به فراوانی در ساختمان پوسته زمین شرکت می‌نماید. گوگرد در طبیعت به فرم آزاد و ترکیب وجود دارد. هرگاه گوگرد به فرم ترکیب با سایر عناصر باشد، به یکی از اشکال آلی یا غیر آلی مشاهده خواهد شد. سولفیدها و سولفاتها احتمالاً مهمترین ترکیبات غیر آلی می‌باشند که تحت تاثیر تغییرات بیولوژی توسط باکتری‌ها قرار می‌گیرند.<sup>(۱۳)</sup>

باکتری‌های اکسید کننده گوگرد مانند تیوباسیلوس thioparos<sup>۱</sup>، تیوباسیلوس thiobacillus thiooxidans<sup>۲</sup> و باکتری‌های اکسید کننده آهن مانند اسیدوتیوباسیلوس ferrooxidans<sup>۳</sup> در خاک‌های سولفاتی جداسازی و مورد بررسی قرار گرفته‌اند. این گروه از باکتری‌ها گرم منفی،

1- Acidithiobacillus thioparus

2- Thiobacillus thiooxidans

3- Acidithiobacillus ferrooxidans

جدول ۱- مکان های مختلف نمونه برداری خاک معدن  
Table 1- Different Soil Sampling Zone of Mine

مکانهای نمونه برداری (Sampling location)	اسم نمونه (Sample name)
Sulfuric PAD	SP
(Oxidic PAD)	OP
(Sedimentation Barrier)	BP
(Hipe Pound)	PLS
(Yellow Soil near to PLS pound)	YP
(Oxicid Dump)	SM
(Sulfuric Dump)	DS

نارنجی رنگ در محیط 9K آهنی و برای برای باکتری‌های اتوتروف اکسید کننده گوگرد مشاهده کدورت در محیط 9K گوگردی بود (۵).

شمارش باکتری‌های هتروتروف به روش سری رقت به منظور بدست آوردن نسبت باکتری‌های اتوتروف به هتروتروف این کار انجام شد. بطوریکه ابتدا ۱۰ گرم نمونه خاک در ۱۰۰ میلی لیتر بافر فسفات استریل با pH=۷ محلول گردید و ۱ میلی لیتر از آن را به ۹ میلی لیتر بافر فسفات استریل با pH=۷ اضافه گردید تا رقت‌های موردنظر ساخته شوند. سپس از رقت‌های ۱۰-۲-۱-۱۰-۳-۱۰-۴-۱۰-۵-۱۰-۶ به اندازه ۱۰۰ میکرولیتر روی محیط کشت نوتربینت آگار کشت سفره‌ای انجام شد. پلیت‌ها و داخل انکوباتور در دمای ۳۰ درجه سانتیگراد به مدت ۴۸ ساعت قرار داده شدند تا کلونی تشکیل شود و شمارش انجام گردید (۷).

شمارش باکتری‌های هتروتروف به روش MPN میزان ۱۰ گرم از نمونه خاک را در ۱۰۰ میلی لیتر بافر فسفات استریل با pH=۷ ریخته و مخلوط گردید سپس ۱ میلی لیتر از آن را درون ۹ میلی لیتر بافر فسفات ریخته و تا رقت ۱۰-۴ عمل رقت سازی صورت گرفت. درون هر چاهک میکروپلیت میزان ۱۷۰۰ میکرولیتر از محیط کشت نوتربینت براث اضافه شد و به هر چاهک میزان ۲۰۰ میکرولیتر از رقت‌های ۱۰-۲، ۱۰-۳، ۱۰-۴، ۱۰-۵-۱۰-۶ اضافه شد. میکروپلیت‌ها با پارافیلم بسته شدند و به مدت ۷۲ ساعت داخل انکوباتور در دمای ۳۰ درجه سانتیگراد قرار گرفتند و پس از گذشت زمان انکوباسیون با در نظر گرفتن کدورت بعنوان شاخص مثبت در شمارش MPN نتایج حاصله ثبت گردیدند (۱۴).

تجزیه و تحلیل شاخص‌های تنوع زیستی در نمونه‌ها  
جهت بررسی تنوع زیستی جمعیت میکروبی در نمونه‌های خاک معدن اطلاعات بدست آمده از شمارش کلیه گروه‌های میکروبی در

شمارش باکتری‌های اتوتروف اکسید کننده آهن و گوگرد به روش لام نئوبار

محیط کشت 9K آهنی و گوگردی بصورت جداگانه تهیه شد و با اسید سولفوریک ۱ نرمال اسیدیته در ۲ تنظیم گردید. سپس در ۷ ارلن ۲۵۰ سی سی محیط کشت 9K آهنی حاوی آهن ریخته و در ۷ ارلن ۲۵۰ میلی لیتر دیگر محیط کشت 9K گوگردی ریخته و از هر نمونه خاک میزان ۱۰ گرم به ارلن‌ها اضافه شد. ارلن‌ها داخل انکوباتور شیکردار در دمای ۳۰ درجه سانتیگراد با دور ۱۶۰Rpm قرار گرفتند و بعد از گذشت پنج روز با استفاده از سیمپلر مقداری نمونه از ارلن‌ها روی لام نئوبار ریخته شد و بعد از قرار دادن لام بر روی آن لام را زیر میکروسکوپ قرار داده و شمارش باکتری‌های زنده متحرک انجام شد (۴).

شمارش باکتری‌های اتوتروف اکسید کننده آهن و گوگرد به روش شمارش حداقل تعداد احتمالی

میزان ۱۰ گرم خاک داخل ۱۰۰ میلی لیتر محیط 9K آهنی و ۱۰ گرم خاک دیگر داخل ۱۰۰ میلی لیتر محیط 9K گوگردی ریخته و به مدت ۱ ساعت شیک گردیدند، سپس از هر کدام یک میلی لیتر به لوله‌های حاوی ۹ میلی لیتر بافر فسفات ریخته و تا رقت ۱۰-۴ رقت سازی انجام شد. میزان ۱۷۰۰ میکرولیتر از محیط 9K براث ۹K آهنی و گوگردی بطور جداگانه داخل میکروپلیت ۲۴ خانه (هر چاهک میکروپلیت ۲۰۰۰ میکرولیتر طرفیت دارد) و میزان ۲۰۰ میکرولیتر هم از رقت‌های ۱۰-۲، ۱۰-۳، ۱۰-۴ به هر چاهک اضافه شد. در نهایت جهت جلوگیری از تبخير محیط در طی انکوباسیون اطراف میکروپلیت با پارافیلم بسته شد و در دمای ۳۰ درجه سانتیگراد داخل انکوباتور گذاشته بعد از ۷ روز نتایج ۱MPN خوانده شد. شاخص مثبت برای باکتری‌های اتوتروف اکسید کننده آهن مشاهده رسواب

مربوط به دامپ اکسیدی (SM) می باشد. با استفاده از محیط 9K حاوی آهن بعنوان منبع انرژی و رسوب زرد رنگ بعنوان شاخص مثبت کمیت حداکثر احتمالی باکتری های اکسید کننده آهن در نمونه های خاک معدن تعین گردید. نتایج حاصله در جدول (۳) آمده است. همانطور که در این جدول گزارش گردیده است، بالاترین شمارش بیشترین تعداد احتمالی باکتری های اکسید کننده آهن مربوط به نمونه OP (پد اکسیدی) با ارزش  $10^8 \times 10^{-1}$  می باشد. کمترین تراکم نیز مرتبط با نمونه YP (خاک زرد نزدیک به تشک PLS) با ارزش  $10^7 \times 10^{-3}$  می باشد.

#### شمارش باکتری های اتوتروف اکسید کننده گوگرد در خاک معدن

انوتروف های اکسید کننده گوگرد در نمونه های مختلف معدن با روش کشت در محیط اختصاصی 9K حاوی گوگرد عنصری بعنوان منبع انرژی شمارش گردیدند. نتایج حاصله در جدول (۴) آمده است. با توجه به آنچه که در جدول (۴) مشاهده می گردد، بالاترین تراکم اکسید کننده های گوگرد مربوط به نقطه YP (خاک زرد نزدیک به تشک PLS) معدن می باشد. البته در بقیه نقاط معدن نیز تراکم مناسبی از اکسید کننده های گوگرد مربوط به نقطه OP (پد اکسیدی) باکتری های اکسید کننده گوگرد مربوط به نقطه YP (خاک زرد نزدیک به تشک PLS) معدن می باشد. با استفاده از محیط 9K حاوی گوگرد بعنوان منبع انرژی و ایجاد کدورت بعنوان شاخص مثبت تراکم باکتری های اکسید کننده گوگرد در نمونه های خاک معدن مشخص شد. نتایج حاصله در جدول (۴) آمده است. همانطور که در این جدول ملاحظه می شود، بالاترین کمیت حداکثر احتمالی باکتری های اکسید کننده گوگرد مربوط به نمونه YP (خاک زرد نزدیک به تشک PLS) با ارزش  $10^9 \times 10^{-2}$  می باشد. کمترین تراکم نیز مرتبط با نمونه OP (پد اکسیدی) با ارزش  $10^7 \times 10^{-3}$  در هر گرم خاک می باشد.

#### تعداد باکتری های هتروتروف در نمونه های خاک معدن

کلیه نمونه های خاک جمع آوری شده از لحاظ جمعیت باکتری های هتروتروف با روش سریال رقت مورد بررسی قرار گرفتند. نتایج حاصله در جدول (۵) نشان داده شده است. همانطور که در این جدول آمده است، بیشترین میزان باکتری های هتروتروف مربوط به نمونه YP (خاک زرد نزدیک به تشک PLS) و کمترین تراکم باکتری های هتروتروف در نمونه SP (پد سولفوری) می باشد. بالاترین کمیت حداکثر احتمالی باکتری های هتروتروف مربوط به نمونه YP (خاک زرد نزدیک به تشک PLS) با ارزش  $10^6 \times 10^{-3}$  و کمترین آن مربوط به نمونه OP (پد اکسیدی) با ارزش  $10^5 \times 10^{-1}$  می باشد.

نرم افزار PAST ۱ وارد و شاخص های تنوع زیستی محاسبه شد. در ادامه هر یک از این شاخص ها بطور جزیی توضیح داده می شود.

غالبیت ۲ (D): این شاخص از عدد صفر تا یک متغیر است. حالت صفر بدین معنی است که همه جنس های میکروبی به اندازه یکسان وجود دارند و در حالت ۱ یک گروه میکروبی به کل جامعه میکروبی غالب است.

تنوع ۳ (H): این شاخص بازگو کننده تنوع در جوامع میکروبی است و از عدد صفر تا ۱۰ متغیر است. عدد صفر به معنی وجود تنها یک گروه میکروبی (عدم تنوع) در جامعه است. بنابراین هر چه این عدد بزرگتر باشد گستردگی گروه های میکروبی در جامعه میکروبی بیشتر است.

همسانی ۴ (D-1): این شاخص باقیمانده کل جامعه میکروبی بجز گروه های غالب در آن است. منظور از این شاخص نشان دادن این واقعیت است که مابقی جامعه از فراوانی یکسانی نسبت به هم برخوردارند. بنابراین نباید این طور تلقی شود که جوامع شبیه هم هستند. لغت همسانی فقط به دارا بودن فراوانی همسان گروه های میکروبی در جمعیت اشاره دارد. بنابراین هر چه این عدد بزرگتر باشد غالبیت کمتری در جوامع میکروبی وجود دارد (Willner ۱۵).

#### نتایج

**میزان عناصر در خاک های مورد بررسی**  
غلظت دو عنصر آهن و گوگرد توسط ازمایشگاه مکانیک خاک در نمونه های مورد مطالعه محاسبه گردید که در جدول ۲ آمده است. همانطور که در این جدول دیده می شود بالاترین میزان گوگرد مربوط به نمونه خاک YP و بالاترین میزان آهن مربوط به نمونه خاک SM می باشد.

#### کمیت باکتری های اتوتروف اکسید کننده آهن در خاک معدن

باکتری های اکسید کننده آهن در نمونه های مختلف معدن با روش کشت در محیط اختصاصی 9K حاوی آهن بعنوان منبع انرژی شمارش گردیدند. نتایج حاصله در جدول (۳) آمده است. با توجه به آنچه که در جدول (۳) مشاهده می گردد، بالاترین شمارش جمعیت اکسید کننده های آهن مربوط به نقطه تشک هیپ (PLS) می باشد. البته در بقیه نقاط معدن نیز تراکم مناسبی از اکسید کننده های آهن دیده می شود. اما کمترین تراکم باکتری های اکسید کننده آهن

1- Paleontological Statistics Software

2- Dominance

3- Shannon

4- Simpson

**جدول ۲- میزان آهن و گوگرد در مکان‌های مختلف نمونه برداری خاک معدن**

Table 2- The concentration of Iron and sulfur at different Soil Sampling Zone of Mine

مکانهای نمونه برداری (Sampling location)	اسم نمونه Sample ) (name	میزان گوگرد (mg/Kg soil)	میزان آهن (mg/Kg soil)	pH
(Sulfuric PAD) سولفوری PAD	SP	48	43	5.8
اکسیدی PAD	OP	24	53	4.8
(Sedimentation Barrier) سد رسوب گیر	BP	62	28	6.6
(Hipe Pound) تشتک هیپ	PLS	39	68	4.2
Yellow Soil near to PLS ) PLS خاک زرد نزدیک تشتک (pound	YP	89	18	4.6
دامپ اکسیدی (Oxidic Dump)	SM	55	12	3.9
دامپ سولفوری (Sulfuric Dump)	DS	41	32	4.5

**جدول ۳- باکتری‌های اکسید کننده آهن در نمونه‌های خاک معدن (CFU/g)**

Table 3- The quantity of Iron oxidizing bacteria in soil mine samples

شمارش با روش لام نئوبار	كمیت حد اکثر احتمالی	منطقه نمونه برداری	Sampling zone	Most Probable Number	Enumeration with Neobar Lam
YP	3.3 × 107			6 × 106	
SM	8.7 × 107			1.7 × 106	
SP	6.6 × 107			2.6 × 106	
PLS	5.1 × 108			4.6 × 107	
DS	1.1 × 108			1.4 × 107	
OP	7.1 × 108			3.1 × 107	
BP	3.5 × 107			6.5 × 106	

**جدول ۴- باکتری‌های اکسید کننده گوگرد در نمونه‌های خاک معدن**

Table 4- The quantity of sulfur oxidizing bacteria in soil mine samples

شمارش با روش لام نئوبار	كمیت حد اکثر احتمالی	منطقه نمونه برداری	Sampling Zone	(Most Probable Number)	(Enumeration with Neobar Lam)
WM	2 × 109			2.4 × 108	
YP	8.2 × 109			2.9 × 108	
SM	8.4 × 108			3.9 × 107	
SP	1.1 × 108			1 × 107	
PLS	8.3 × 108			1.8 × 108	
DS	4.3 × 108			4 × 107	
OP	9.3 × 107			2.8 × 106	
BP	4.6 × 109			2 × 108	

**جدول ۵- کمیت هتروتروف‌ها در خاک معدن**

Table 5- The quantity of heterotrophic bacteria in soil mine samples

كمیت هتروتروف‌ها با روش سریال رقت	كمیت حد اکثر احتمالی	منطقه نمونه برداری	(Sampling Zone)	(Most Probable Number)	(Enumeration with Neobar Lam)
WM	3 × 106			3.5 × 105	
YP	3.3 × 106			9 × 105	
SM	2.9 × 105			3 × 104	
SP	1.1 × 106			1 × 104	
PLS	3.5 × 105			6 × 104	
DS	2 × 105			5 × 104	
OP	1 × 105			4 × 104	
BP	2 × 105			2 × 104	

های اکسید کننده آهن این جدول نشان می دهد که یکسانی جنس-های میکروبی اتوتروف اکسید کننده آهن و غالبیت پایین یک جنس در جمعیت میکروبی اتوتروف معدن مشهود است. در مورد اتوتروف های اکسید کننده گوگرد شاخص تنوع بیانگر این است که تنوع نسبتا بالایی ( $H=0.83$ ) در نمونه های معدن در خصوص اکسید کننده های گوگرد وجود دارد. در واقع بالاترین میزان تنوع در سه گروه باکتری مطالعه شده در معدن میدوک در تحقیق حاضر مربوط به اتوتروف های اکسید کننده گوگرد می باشد.

## شاخص های تنوع زیستی اتوتروف ها و هتروتروف های خاک معدن

تعدادی از شاخص های مهم تنوع زیستی جوامع میکروبی اتوتروف و هتروتروف برای نمونه های خاک معدن با استفاده از نرم افزار PAST محاسبه شد. نتایج بدست آمده در جدول (۶) نشان داده شده است. همانطور که در این جدول دیده می شود، تنوع پایینی از باکتری های هتروتروف در نقاط مختلف معدن میدوک وجود دارد و غالبیت گروه های میکروبی هتروتروف کم است. در خصوص اتوتروف

جدول ۶- نتایج حاصل از شاخص های تنوع زیستی برای باکتری های اتوتروف و هتروتروف  
Table 6- The results of biodiversity indexes for autotrophic and heterotrophic bacteria

Diversity Index	شاخص تنوع	اتوتروف های اکسید کننده گوگرد Sulfur-oxidizing autotroph	اتوتروف های اکسید کننده آهن Iron-oxidizing autotroph	باکتری های هتروتروف Heterotrophic bacteria
(Dominance)	غالبیت	0.1488	0.1405	0.1796
(Diversity Shannon, H)	تنوع	3.83	2.02	1.75
(Identity Simpson, 1-D)	همسانی	0.8512	0.8595	0.8204

اختصاصی مربوط به خود انجام شد.

نتایج حاصل از این تحقیق نشان داد که بالاترین تراکم اکسید کننده های آهن مربوط به نقاط تشک هیپ و پد اکسیدی می باشد. این نتیجه در خصوص باکتری های اکسید کننده آهن تایید کننده این واقعیت است که حضور اکسیژن و اسیدیته پایین (pH برابر با ۴ بود) در این دو نقطه تاثیر بسیار زیادی بر روی افزایش تراکم این باکتری ها در این مناطق داشته است. زیرا اکسید کننده های آهن از لحاظ فیزیولوژیکی نیازمند محیط هوایی و pH پایین می باشند و این شرایط در این دو نقطه از خاک معدن نشیت به نقاط دیگر معدن بیشتر فراهم است.

در خصوص باکتری های اکسید کننده گوگرد ما به این نتیجه رسیدیم که تراکم بالایی از این باکتری ها در خاک زرد نزدیک به تشک هیپ وجود دارد. بطوریکه با هر دو روش شمارش (لام نئوبار و MPN) این منطقه واجد بالاترین شمارش بود. این نتیجه تا حدودی قابل انتظار می باشد. زیرا بالا بودن میزان عنصر گوگرد و از طرفی پایین بودن اسیدیته محیط (pH برابر ۴) در این نقطه می تواند شرایطی اختیابی برای افزایش اکسید کننده های گوگرد فراهم نماید. باکتری های هتروتروف در معادن از اهمیت چندانی برخوردار نیستند. هر چند اخیرا بحث بیولیچینگ هتروتروفوی نیز مطرح شده است و دانشمندان امید دارند که شاید بتوان در اینده از باکتری های هتروتروف برای اهداف افزایش استخراج کانسنسگ های کم عیار استفاده کرد ولی تا به امروز پیشرفت چندانی در این زمینه صورت نگرفته است (۶).

## بحث و نتیجه گیری

امروزه با توجه به ذخایر رو به کاهش معادن معدنی بسیاری از کشورهای جهان حرکت به سمت استفاده از کانسنسگ های کم عیار را آغاز کرده اند، تا با استفاده از روش های مختلف هیدرومالتالوژی کارایی استخراج فلزات را افزایش دهند. یکی از مهمترین روش های هیدرومالتالوژی که در دهه های اخیر مورد توجه زیادی قرار گرفته است روش فروشویی زیستی یا بیولیچینگ می باشد. جهت دستیابی به یک بیولیچینگ موثر و کارا در یک معدن بایستی شرایط مختلفی را در نظر گرفت. یکی از مهمترین این شرایط توجه به وضعیت میکروب های بومی آن معدن و امکان سنجی استفاده از آنها در فرایند بیولیچینگ می باشد. زیرا چنانچه از میکروب های بومی یک اکسیسیتم در فرایند های افزایش استخراج فلزات استفاده شود بدليل سازگاری و تطابق این میکروب ها با محیط معدن کارایی روش استخراج به میزان قابل توجهی بالا خواهد رفت و امکان شکست فرایند به حداقل می رسد (۱ و ۱۰).

این دو گروه از باکتری ها از مهترین میکرواگانیسم های موثر در فرایند بیولیچینگ هستند و لذا درک مناسبی از نحوه پراکنش آنها در نقاط مختلف معدن می تواند به انتخاب بهتر روش های بیولیچینگ در آینده کمک شایانی نماید.

جهت دستیابی به این هدف از نقاط مهم معدن میدوک که هم اکنون فرایند استحصال فلزات (مس و آهن) از خاک های این مناطق با روش های پیرومالتالوژی صورت می گیرد صورت گرفت. و شمارش باکتری های اتوتروف اکسید کننده گوگرد و آنها هریک در محیط

استفاده در روش زیست فروشوبی هستند. بطور مثال یکی از روش‌های زیست فروشوبی اضافه کردن باکتری خارجی به جمعیت باکتری درونی در خاک است. اما روش دیگر تقویت جمعیت باکتری درونی می‌باشد. حال اگر قبل از انجام این روش‌ها تعیین کمیت باکتری‌ها صورت گیرد می‌توان بهترین روش را برای زیست فروشوبی انتخاب کرد.

با بکارگیری نتایج حاصل از این تحقیق در فرایندهای بیولیچینگ این معدن می‌توان روش کارایی برای استحصال کانسنگ‌های کم عیار این معدن بدست آورد. از طرفی با جداسازی، شناسایی و انتخاب بهترین سویه‌های اتوتروف اکسید کننده می‌توان از سویه‌های بومی برای اهداف بیولیچینگ در این معدن بهره جست.

### نتیجه‌گیری کلی

نتایج حاصل از این تحقیق تایید کرد که باکتری‌های اکسید کننده آهن و گوگرد از تراکم و تنوع مطلوبی در خاک معدن میدوک شهریابک برخوردار هستند و چنانچه رش‌های غنی سازی جداسازی برای کشت خالص این باکتری‌ها انجام شود می‌توان سویه‌های بسیار موثر بومی برای فرایندهای فروشوبی زیستی جهت استحصال مس از سنگ‌های کم عیار بدست آورد و میزان تولید مس در این معدن را با روش‌های کم هزینه افزایش داد. هر چند این امر نیازمند تحقیقات بیشتر در این زمینه است.

### تشکر و قدردانی

این تحقیق با حمایت مالی معدن مس میدوک شهریابک و دانشگاه شهید باهنر کرمان انجام شده است. در اینجا از این دو نهاد قدردانی می‌شود. همچنین نویسندهای از خانم مهندس لونا ابراهیمی مشاور صنعتی این تحقیق نیز کمال تشکر را دارند.

نتایج حاصل از تعیین باکتری‌های هتروتروف در معدن میدوک نشان داد که خاک زرد نزدیک به تشتک هیپ بالاترین میزان را دارد و با توجه به اینکه همین خاک از نظر اتوتروف‌های اکسید کننده گوگرد دارای بالاترین بود ممکن است یک رابطه سینرژیسمی بین این دو گروه از باکتری‌ها در این نقطه وجود داشته باشد. هر چند که در این تحقیق ازمایشی برای اثبات این فرضیه وجود این رابطه انجام نگردید.

ویلنر و همکاران (۱۵) در طی یک بررسی با استفاده از روش رقت پی در پی (لام نؤبار) بر روی تراکم باکتری‌های اتوتروف و اسیدوفیل در معدن مس در شیلی نشان دادند که جمعیت میکروبی اتوتروف وابسته به میزان تراکم فلزات و مقدار اسیدیته نمونه‌های آزمایش شده است به طوری که میزان اتوتروف‌ها در نقاط با تراکم بالای فلزات یا اسیدیته بالا بیشتر است در حالی که تعداد باکتری‌های هتروتروف اسیدوفیل در محل اسیدی معدن بسیار بیشتر است (۱۵). نانسی و همکاران (۱۰) در طی یک بررسی با استفاده از روش MPN بر روی تراکم باکتری‌های اتوتروف در معدن سنگ آهن در بزرگ نشان دادند که فراوانترین باکتری‌ها در جمعیت میکروبی مورد مطالعه مربوط به باکتری‌های هوایی اجباری اسیدوفیل در هیپ‌های لیچینگ نسبت به دامپ‌ها می‌باشد (۹) و همکاران نیز با روش MPN به بررسی تراکم باکتری‌های اتوتروف در آب‌های زیرزمینی پرداختند و مشخص شد که بیشترین مقدار MPN برای باکتری‌های اکسید کننده سولفات می‌باشد (۹). در مجموع نتایج این تحقیق نشان داد که باکتری‌های اتوتروف اکسید کننده آهن و گوگرد از تراکم مناسبی در خاک معدن میدوک شهریابک برخوردار هستند. در این بین تراکم و تنوع باکتری‌های اتوتروف اکسید کننده گوگرد بیشتر از اکسید کننده‌های آهن بود.

چنانچه کمیت باکتری‌های اکسید کننده آهن و گوگرد در یک معدن مشخص گردد، می‌توان با تقویت این باکتری‌ها در مکان‌هایی که تراکم بالایی دارند از انها برای روش زیست فروشوبی استفاده کرد. زیرا این دو گروه از باکتری‌ها از مهمترین باکتری‌های مورد

### منابع

- 1- Auld R.R., Myre M., Mykytczuk N.C., Leduc L.G. and Merritt T.J. 2013. Characterization of the microbial acid mine drainage microbial community using culturing and direct sequencing techniques, *Journal of Microbiological Methods*, 93(2): 108-115.
- 2- Behera B.C., Patra M., Dutta S.K. and Thatoi H.N. 2014. Isolation and characterization of sulphur oxidising bacteria from mangrove soil of mahanadi river delta and their sulphur oxidising ability, *Journal of Applied & Environmental Microbiology*, 2(1): 1-5.
- 3- Bosecker K. 1997. Bioleaching metal solubilization by microorganisms, *FEMS Microbiology Reviews*, 54: 591-604.
- 4- Errico G. 2006. Identification and characterization of a novel bacterial sulfite oxidase with No Heme binding domain from *Deinococcus radiodurans*, *Journal of Bacteriology*, 87: 694-701.
- 5- Gadd GM. 2010. Metals, minerals and microbes: Geomicrobiology and bioremediation *Microbiology*, 156(3): 609-643.

- 6- Hallberg K.B. 2010. New perspectives in acid mine drainage microbiology *Hydrometallurgy*, *Hydrometallurgy*, 104 (3): 448-453.
- 7- Hirotomo O.H.B.A. and Naoto O.W.A. 2005. Isolation and Identification of sulfur-oxidizing bacteria from the Buried layer containing Reduced sulfur compounds of a paddy field on sado Island, *Bulletin Agriculture*, 58(1): 55-61.
- 8- Jiang C., Ying L., Yanyang L., Xu G. and Shuang-Jiang L. 2009. Isolation and characterization of ferrous-and sulfur-oxidizing bacteria from Tengchong solfataric region, *China Journal of Environmental Sciences*, 21(9): 1247-1252.
- 9- Karsten A., Breuker A., Blazejak A., Bosecker K., Kock D. and Wright T.L. 2007. The biogeochemistry and microbiology of sulfidic mine waste and bioleaching dump sand heaps, and novel Fe(II)-oxidizing bacteria, *Hydrometallurgy*, 104 (3): 342–350
- 10- Nancy C., Ying L., Yanyang L., Xu G. and Shuang-Jiang L. 2009. Isolation and characterization of ferrous-and sulfur-oxidizing bacteria from Tengchong solfataric region, *Journal of Environmental Sciences*, 21(9): 1247-1252.
- 11- Parvathi A., Krishna K., Jose J., Joseph N. and Nair S. 2009. Biochemical and molecular characterization of *Bacillus pumilus* isolated from coastal environment in Cochin, India. *Brazilian Journal of Microbiology*, 40(2): 269-275.
- 12- Rawlings E. 2005. Characteristics and adaptability of iron-and sulfur-oxidizing microorganisms used for the recovery of metals from minerals and their concentrates, *Microbial cell factories*, 4: 13-21.
- 13- Valente T. M. and Gomes C. L. 2009. Occurrence, properties and pollution potential of environmental minerals in acid mine drainage, *Science of the Total Environment*, 407(3): 1135-1152.
- 14- Vardanyan N.S. 2014. New sulphur oxidizing bacteria isolated from bioleaching pulp and copper concentrates universal, *Journal of Microbiology Research*, 2(2): 27-31.
- 15- Willner J. and Fornalczky A. 2013. Extraction of metals from electronic waste by bacterial leaching, *Environment Protection Engineering*, 39(1): 197-208.



## Study the Population of Iron and Sulfur Oxidizing Bacteria in the Soil of Miduk Cooper Mine in Shahrebabk

M. Hassanshahian<sup>1\*</sup>- S. Ghorbani<sup>2</sup>

Received: 30-04-2016

Accepted: 28-06-2017

**Introduction:** One of the most important indicators in relation to industry, economy and environment is to achieve the most recovery with the least cost and minimum pollution. Today, the use of chemolithotrophic microorganisms is common for extraction of some metals such as cooper, uranium, gold, cobalt and molybdenum in bioleaching process of low-grade rocks. Attention to the bioleaching of heavy metals such as copper, nickel, cobalt, zinc, and molybdenum has been increased in recent years because of its application to low-grade ores. The variety of microbes identified as being capable of growth in situations that simulate biomining commercial processes is rapidly growing. This is partly because of an increase in the number of environments being screened for such organisms, partly because of an increase in the variety of minerals being tested, and most importantly because of new techniques available to screen for the presence of organisms. The aim of the present research was to study the quantity of two important autotrophic bacteria, iron and sulfur oxidizing bacteria, in different regions of Miduk mine in Shahrbabak, Kerman province.

**Materials and Methods** The soil samples were collected from different locations of Miduk cooper mine such as: Sulfuric Pool Acid Discharge (PAD), Oxidic PAD, Sulfuric damp, Pool Leaching Sulfuric (PLS) and leaching hip. Top layer of mine soil (about 1 cm) was removed. In each site, soil samples were collected from five different spots. The quantity of iron and sulfur oxidizing bacteria were measured by culture of serial dilutions of samples in 9K medium with Iron and sulfur as electron sources, respectively. The 9K medium was used for enrichment of iron and sulfur oxidizing bacteria in collected mine samples. These two important groups of bacteria have autotrophic growth but the energy sources for these two bacteria are different. Iron oxidizing bacteria use ferrous ion in form of  $\text{FeSO}_4$  but sulfur oxidizing bacteria use inorganic sulfur and sulfur compounds as a source of energy and obtain the carbon from the reduction of the  $\text{CO}_2$  of the atmosphere, in autotrophic growth. Heterotrophic bacteria were quantified by culture in nutrient broth medium. Most probable number (MPN) method was used to enumeration the autotrophic and heterotrophic bacteria by culture of samples in 24 well microplates with specific medium. The positive index for enumeration iron and sulfur oxidizing bacteria in these experiments were red color and turbidity, respectively. The microplates were incubated for 21 days for autotrophic bacteria and 7 days for heterotrophic bacteria.

**Results and Discussion:** The results of this research showed that the highest quantity of heterotrophic bacteria related to soil near to PLS and the lowest quantity belonged to sulfuric PAD. Iron oxidizing bacteria had the highest density on oxidizing Pad (OP) and the lowest density of these bacteria found in soil near to PLS. The diversity of iron oxidizing bacteria was low in the mine. The lowest quantity of sulfur oxidizing bacteria related to oxidizing PAD. Although appropriate diversity of sulfur oxidizing bacteria in compare to iron oxidizing bacteria was observed in the Miduk mine. These results about quantity of iron oxidizing bacteria confirmed this truth that the presence of oxygen and also low acidity in oxidizing Pad (OP) has major effect on the distribution and quantity of iron oxidizing bacteria. Because, the optimum condition for growth of iron oxidizing bacteria is low acidity and abundance of oxygen that these two factors provided in oxidic Pad (OP).

The quantity of sulfur oxidizing bacteria was high in yellow soil near to PLS. These results obtained by enumeration with MPN and Newbar lam methods. This result can be interpreted as the high concentration of sulfur element in this region has a selection force to prevalent the sulfur oxidizing bacteria in compare to iron oxidizing bacteria in this region. Because, when the sulfur is high, the bacteria that can use this element as their only energy source for fixation of  $\text{CO}_2$  is dramatically increased.

**Conclusions:** In the present research, the quantity and distribution of iron and sulfur oxidizing bacteria of Miduk cooper mine were studied. Based on the results, iron and sulfur oxidizing bacteria had the highest density on oxidizing Pad (OP) and in yellow soil near to PLS, respectively. Although sulfur oxidizing bacteria had an

1- Department of Biology, Faculty of Science, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran

(\*-Corresponding Author Email: mshahi@uk.ac.ir)

2- Department of Microbiology, Islamic Azad University, Sirjan Branch, Sirjan, Iran

appropriate diversity compared to iron oxidizing bacteria in Miduk mine. However, the results obtained in this study confirmed that the sufficient quantity of iron and sulfur oxidizing bacteria were present in this mine. Then, the soil bacteria of this mine can be used to enhance the bioleaching process in Miduk mine.

**Keywords:** Bioleaching, Iron, Oxidizing bacteria, Sulfur



## تأثیر مدیریت تلفیقی محصول بر کربن و اشکال نیتروژن خاک

امیر صالح بغدادی<sup>۱\*</sup> - مهیار بالازاده<sup>۲</sup> - علی کاشانی<sup>۳</sup> - فرید گل زردی<sup>۴</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۵/۱۴

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۲/۱۱

### چکیده

به منظور بررسی تأثیر مدیریت تلفیقی محصول بر میزان کربن آلی، نیتروژن نیتراتی و نیتروژن آمونیومی خاک بعد از برداشت گیاه ذرت سیلویی در دو عمق خاک، آزمایشی مزروعه‌ای به صورت کرت‌های خردشده بر پایه طرح بلوک‌های کامل تصادفی در چهار تکرار در سال زراعی ۹۳-۱۳۹۲ در کرج اجرا شد. فاکتور اصلی شامل تیمارهای پیش‌کاشت در چهار سطح آیش، کود دامی، کود سبز پرکو (Perko PVH) و بوکو (Buko) از خانواده براسیکاسه، فاکتور فرعی کود نیتروژن در سه سطح ۱۲۰، ۲۴۰ و ۳۶۰ کیلوگرم در هکتار از منبع اوره در نظر گرفته شد. نتایج تجزیه واریانس و مقایسه میانگین داده‌ها نشان داد برهمکنش تیمارهای پیش‌کاشت و سطوح نیتروژن اثر معنی‌دار بر میزان کربن آلی، نیتروژن نیتراتی و آمونیومی خاک و محتوای نیتروژن ذرت داشت. بیشترین میزان کربن آلی (۱۰۸ و ۹۷/۰ درصد)، نیتروژن کل (۱۰۲ و ۰/۰۸۷ درصد)، نیتروژن نیتراتی (۲۶/۹ و ۲۱/۸۱ میلی‌گرم در کیلوگرم) و نیتروژن آمونیومی (۰/۰۵ و ۱/۹۵ میلی‌گرم در کیلوگرم) خاک پس از برداشت ذرت سیلویی در تیمار پیش‌کاشت پرکو و بوکو به همراه ۳۶۰ کیلوگرم نیتروژن در هکتار مشاهده شد و کمترین میزان کربن آلی (۵۸/۰ درصد) و نیتروژن کل (۴۷/۰ درصد) خاک در تیمار پیش‌کاشت کود دامی به همراه ۱۲۰ کیلوگرم نیتروژن در هکتار مشاهده شد. بیشترین عملکرد علوفه و محتوای نیتروژن ذرت با کاربرد کود سبز پرکو و بوکو به دست آمد. با توجه به نتایج به دست آمده از این پژوهش، گیاهان پرکو و بوکو به عنوان بهترین پیش‌کاشت در منطقه کرج می‌باشند و می‌توانند تیمارهای امیدبخشی به منظور کاهش مصرف کود نیتروژن شیمیایی باشند.

واژه‌های کلیدی: بوکو، پرکو، ذرت، کود دامی، کود سبز

### مقدمه

وضعیت آینده جهان نگران کرده است. تأثیرات نامطلوب کودها و آفت‌کش‌ها بر محیط‌زیست منجر به توجه بیشتر و استفاده از روش‌هایی گردیده که در آن نیازی به مصرف مواد شیمیایی نبوده یا کم باشد و این هدف موجب شده که با توجه به کشاورزی بوم‌شناختی، بحث پایداری در کشاورزی مورد توجه قرار گیرد (۶).

یکی از راهکارهای عملی برای رسیدن به این هدف، زراعت گیاهان پوششی و کود سبز است که می‌تواند جایگزین مناسبی برای کودهای شیمیایی باشد. استفاده از کودهای شیمیایی برای تولید محصولات در سراسر جهان در حال افزایش است که ادامه استفاده از آن‌ها باعث خطرات جدی برای محیط و سلامتی بشر خواهد شد (۱) (۷).

برگشت گیاهان کود سبز در خاک باعث افزایش کربن و ماده آلی، نیتروژن کل و حاصل خیزی خاک شده که این پدیده درنتیجه فرآیندهای میکروبیولوژیکی اتفاق افتاده و باعث آزادسازی عناصر غذایی برای گیاهان می‌شود (۱۷).

کود سبز در کشور ما تنها در بعضی مناطق و در حد بسیار

یکی از مهم‌ترین عوامل در توسعه کشاورزی و تأمین غذای بشر، حفظ، نگهداری و باروری خاک است. در ازدیاد حاصل خیزی زمین‌های زراعی غیر از کودهای شیمیایی، عوامل بیولوژیک نیز بسیار مؤثر می‌باشند. با توسعه و پیشرفت صنعت کشاورزی، کودها و سموم شیمیایی به طور چشمگیری مورد استفاده قرار گرفته‌اند، اما نتایج تحقیقات در مورد اثرات نامطلوب آن‌ها در تعادل محیط‌زیست و اکوسیستم‌های طبیعی، بسیاری از دانشمندان محیط‌زیست را در مورد

۱ و ۳- به ترتیب دانشجوی دکتری تخصصی و استاد گروه زراعت، واحد کرج، دانشگاه آزاد اسلامی، کرج، ایران

(\*)- نویسنده مسئول: (Email: amirsaleh.baghdadi@kiau.ac.ir)  
۲- دانشجوی دکتری تخصصی، گروه زراعت، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

۴- استادیار بخش تحقیقات ذرت و گیاهان علوفه‌ای، مؤسسه تحقیقات اصلاح و تهییه نهال و بذر، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، کرج، ایران

DOI: 10.22067/jsw.v31i4.57204

در مزارع ارگانیک و پایدار به عنوان گیاه پوششی و کود سبز مورداستفاده قرار گیرد (۱۴).

در مطالعات انجام شده توسط میکس تینین و آرلاسکین (۱۲)، در مورد اثر گیاهان شبدر قرمز، یونجه معمولی، ماشک و یولاف به عنوان کود سبز بر میزان نیتروژن بیولوژیک خاک، مشاهده شد که میزان نیتروژن خاک بعد از افزودن بقایا یونجه معمولی به خاک افزایش زیادی نشان داد. متوس و همکاران (۱۳) در مطالعات خود نشان دادند که با استفاده از کودهای سبز لگوم، میزان عناصر غذایی خاک و نیتروژن معدنی افزایش یافته است. این در حالی است که تونیسن و همکاران (۱۸)، بیان کردند که کارایی کود سبز در افزایش عناصر غذایی به نوع خاک، دما محیط، اسیدیته و سیستم بهویشه در هفته‌های اول C/N مدیریتی خاک بستگی دارد. همچنین معدنی شدن نیتروژن به نسبت کمتر باشد، کربن آلی کم و محتوا C/N تجزیه وابسته است (۴). هر چه نسبت نیتروژن بالا بوده و نیتروژن زیادی در اثر معدنی شدن کود سبز آزاد خواهد شد (۱۱). ندزینسکین و همکاران (۱۵)، در آزمایشی که در خاک‌های شنی لومی انجام دادند، مشاهده کردند که میزان نیترات و عناصر غذایی حتی در مدت کوتاه دو ماه بعد از برگ‌داندن گیاه به خاک افزایش یافته است. هانسن و جورهیوس (۸) با اختلال کود سبز شبدر با خاک، افزایش میزان نیترات خاک را چهار ماه بعد از برگ‌داندن بقایا گزارش نمودند.

در سال‌های اخیر بهره‌برداری مستمر و عدم رعایت تناوب زراعی موجب تخریب ماده آلی خاک گردیده به نحوی که ماده آلی موجود در مناطق خشک و نیمه‌خشک کشور از حداقل ممکن برخوردار می‌باشد. لذا این پژوهش با هدف بررسی مدیریت تلفیقی محصول بر خصوصیات عناصر غذایی خاک و معدنی شدن نیتروژن طی دوره بعد از افزودن بقایای سبز گیاهان به خاک در منطقه کرج به اجرا گذاشته شد.

## مواد و روش‌ها

این آزمایش در مزرعه پژوهشی دانشکده کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی کرج در سال زراعی ۱۳۹۲-۹۳ اجرا شد. آزمایش در قالب اسپلیت پلات در قالب طرح پایه بلوک‌های کامل تصادفی با چهار تکرار به اجرا درآمد. فاکتور اصلی شامل تیمارهای پیش کاشت در ۴ سطح (آیش، کود دامی، کود سبز پرکو و بوکو و فاکتور فرعی شامل سطوح کود نیتروژن در سه سطح (۱۲۰، ۲۴۰ و ۳۶۰ کیلوگرم اوره در هکتار) بود. قبل از اجرای آزمایش نمونه مرکبی از خاک تهیه و پیشگاهی فیزیکی و شیمیایی آن اندازه‌گیری شد.

بعد از عملیات آماده‌سازی زمین شامل شخم، دیسک و تسطیح، پیش‌کاشت‌های پرکو و بوکو در اواخر اسفندماه به صورت همزمان در کرت‌هایی به طول ۶ و عرض ۳/۶ متر به صورت خطی در عمق ۰/۵

محدودی استفاده می‌گردد. کودهای حیوانی نیز به طور صحیحی نگهداری و مصرف نمی‌شوند. گران بودن کودهای دامی و عدم رواج مصرف آن‌ها نیز مزید بر علت شده و موجب نقش بسیار ناچیز کودهای آلی در افزایش حاصل خیزی و اصلاح خاک‌های ایران می‌گردد. از طرفی کودهای نیتروژن به صورت یک‌دفعه و در شروع رشد گیاه استفاده می‌شوند که باعث افزایش در رشد رویشی شده و عملکرد افزایش و کیفیت محصول کاهش می‌یابد که این موضوع به خصوص در زراعت‌های وسیع می‌تواند مشکلات جدی در برنامه‌ریزی و عملیات زراعی به وجود آورد (۳).

امروزه استفاده از سیستم‌های زراعی کم نهاده و ابداع شیوه‌های نوین مدیریت بهره‌برداری از منابع به منظور دستیابی به اهداف کشاورزی پایدار اهمیت ویژه‌ای یافته است. استفاده از کودهای بیولوژیک و سبز به منظور کاهش مصرف کودهای شیمیایی و افزایش عملکرد گیاهان یک مساله مهم در جهت حرکت به سمت کشاورزی پایدار می‌باشد. استفاده مداوم کشاورزان از خاک باعث کاهش میزان مواد آلی آن می‌شود. بسیاری محققان پیشنهاد نموده‌اند که کشت و به کارگیری گیاهان به عنوان کود سبز در پاییز، باعث ایجاد نیتروژن معدنی در مواد آلی و درنتیجه کاهش شستشوی نیترات شود (۲۰).

به همین منظور امروزه پیش‌کاشت‌ها را می‌توان برای اهداف خاص نظیر حفظ و اضافه کردن نیتروژن و کربن در سیستم‌های کشاورزی، بهبود نسبت C/N و کترنل فراسایش خاک کشت نمود. سه گروه عده از گیاهان شامل علفهای چمنی، بقولات و شب بوئیان را به عنوان کود سبز مورداستفاده قرار می‌دهند. شب بوئیان در بسیاری موارد به عنوان جایگزینی مناسب برای بقولات و علفهای چمنی کشت می‌گردد، که علاوه بر خاصیت کود سبز می‌تواند به طور قابل توجهی کربن آلی خاک و تخلخل خاک را افزایش دهد (۵). از جمله این دورگه‌ها می‌توان به پرکو و بوکو اشاره نمود. گیاه Brassica napus L. var.napus و پرکو هیبریدی از تلاقی بین Brassica campestris L. var.sensulato و گیاه بوکو آمفی‌پلائید Brassica campestris L. var.rapa است که حاصل تلاقی تراپلائید کلزای پائیزه Brassica campestris L. var napus و کلم چینی Brassica campestris L. var.sensulato و شلغم علفهای var.rapa می‌باشد که از جهات زیادی نسبت به والدین خود برتری دارد، این هیبریدها علاوه بر این به علت خوش‌خوارک بودن مورد تغذیه دام نیز قرار می‌گیرد، همین‌طور این گیاهان دارای سیستم ریشه عمیق می‌باشند که می‌توانند نیتروژن غیرقابل استفاده را باز جذب کنند و از طرفی دارای نسبت C/N پایین می‌باشند در محدوده یک به پانزده و همین‌طور میزان پروتئین بالایی دارند که در نوع خود بسیار جالب است. محتوای نیتروژن اندام هوایی پرکو در محدوده ۲۳ و بوکو ۲۹ درصد می‌باشد و با توجه به رشد و ایجاد پوشش سریع در سطح خاک و از طرفی عملکرد بالای اندام‌های هوایی آن می‌تواند

نمونه‌های خاک به طور جداگانه هوا خشک شده و از الک ۲ میلی‌متری عبور داده شدند. کربن آلی نمونه‌های خاک به روش اکسیداسیون در مجاورت بی کرومات پتابسیم و اسیدولوفوریک غلیظ (Hsse، ۱۹۷۱) و نیتروژن کل با استفاده از روش کلدل<sup>۲</sup> تعیین گردید (Hsse، ۱۹۷۱) و برای اندازه‌گیری نیتروژن معدنی خاک، از نمونه‌های مورد آزمایش به وسیله محلول ۲ مولار KCl عصاره گیری و آمونیوم و نیترات نمونه‌ها به وسیله روش تقطیر و تیتراسیون با HCl اندازه‌گیری شدند. تجزیه داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار آماری SAS (Version 9.1.3) و مقایسه میانگین‌ها با استفاده از آزمون LSD در سطح ۵ درصد انجام شد.

## نتایج و بحث

### نتایج تجزیه خاک و کود دامی

نتایج تجزیه شیمیایی خاک محل آزمایش و کود دامی موردادستفاده به ترتیب در جدول ۱ و ۲ ارائه شده است، بر اساس نتایج به دست آمده خاک موردنظر دارای بافت شنی رسی با کربن آلی و نیتروژن کم، فسفر نسبتاً کم و پتابسیم نسبتاً بالا بود (جدول ۱). کود دامی موردادستفاده نیز دارای حدود ۹۲ درصد ماده خشک و یک درصد نیتروژن کل بود (جدول ۲). کود گاوی استاندارد دارای ۲/۲۶ درصد نیتروژن و ۸۵ درصد ماده آلی است؛ بنابراین کود دامی استفاده شده در این آزمایش میزان نیتروژن و ماده آلی پایینی داشت. این موضوع می‌تواند به علت استفاده دامداران و تولیدکنندگان کود از آهک جهت تسريع در فرایند پوسیدگی کود دامی باشد، که این موضوع اخیراً بسیار شایع شده است و کیفیت کود دامی به طور قابل توجهی کاهش یافته است.

### نتایج تجزیه کمی و کیفی کود سبز

نتایج تجزیه کمی و کیفی کود سبز موردادستفاده به ترتیب در جدول ۳ و ۴ ارائه شده است، بر اساس نتایج به دست آمده عملکرد تر پرکو بیشتر از بوکو و درصد ماده خشک بوکو بالاتر از پرکو بود (جدول ۳). بنابراین پوسیدگی پرکو سریع‌تر از بوکو اتفاق خواهد افتاد. میزان نیتروژن و پروتئین خام در بوکو بیشتر از پرکو بود، درحالی که درصد خاکستر کل و ماده خشک در پرکو بیشتر از بوکو بود (جدول ۴).

### نیتروژن کل خاک

نتایج تجزیه واریانس نشان داد اثرات اصلی تیمارهای پیش‌کاشت و کود نیتروژن و همچنین اثر متقابل آن‌ها بر نیتروژن کل خاک در دو

تا ۱ سانتی‌متر و فاصله خطوط از هم ۱۵ سانتی‌متر کاشته شدند. در طول دوره رشد گیاهان پیش‌کاشت به هیچ‌عنوان از کود نیتروژن استفاده نشد و همین طور به علت اینکه بیشتر دوره رشدی گیاهان پیش‌کاشت در اوخر زمستان تا اواسط بهار بود بیشتر نیاز آمیز طریق نزولات آسمانی تأمین شد، روش آبیاری گیاهان پیش‌کاشت به صورت کرتی بود. گیاهان پیش‌کاشت قبل از رفتن به مرحله ساقه گل دهنده مصادف با پایان دوره رویشی، دو هفته قبل از کشت ذرت از سطح خاک کفیر شدند و بقایای آن‌ها توسط روتیواتور زراعی با خاک مخلوط شد. نمونه‌هایی از گیاهان پیش‌کاشت پرکو و بوکو به منظور تعیین میزان عملکرد تر و خشک، درصد ماده خشک و میزان پارامترهای کیفی استفاده شد. پارامترهای کیفی پرکو و بوکو به وسیله دستگاه طیفسنج مادون قرمز نزدیک (NIR)<sup>۱</sup> که دارای دقیق‌ترین و درعین حال سریع‌ترین تکنیک برای تخمین ترکیبات شیمیایی فرآورده‌های کشاورزی می‌باشد، استفاده شد. تکنولوژی NIR بر اساس جذب و انکاس اشعه مادون قرمز در طول موج‌های بین ۷۰۰-۲۵۰۰ نانومتر استوار است. در این روش اشعه بر جسم تابانیده می‌شود و انرژی منعکس شده (R) از نمونه بر اساس LogL/R می‌شود و بر اساس برآش معادلات خطی رگرسیونی چند متغیره بین انرژی‌های منعکس شده از جسم و داده‌های شیمیایی دستگاه کالیبره می‌شود.

بر اساس توصیه‌های حاصل از آزمون خاک مقدار ۵۰ کیلوگرم در هکتار فسفر از منبع سوپر فسفات تریپل و ۷۰ کیلوگرم در هکتار پتابسیم از منبع سولفات پتابسیم قبل از کشت ذرت اضافه شد. همچنین جهت اعمال تیمار کود دامی در کرت‌های موردنظر مقدار ۷ تن در هکتار قبل از کاشت ذرت به خاک داده شد. کاشت ذرت در ۱۵ تیرماه ۱۳۹۳ به صورت مکانیزه با دستگاه ردیف کار پنوماتیک انجام پذیرفت بدین صورت که به منظور حذف اثرات تشعشعات نوری و کاهش اثرات حاشیه‌ای و نشت نیتروژن تمام مساحت زمین مورد آزمایش به شکل شرایط طبیعی مزارع کشاورزی مورد کشت قرار گرفت. بذر ذرت رقم سینگل کراس ۷۰۴ با فاصله ردیف ۶۵ سانتی‌متر و تراکم ۱۲ بوته در مترمربع بود. کود نیتروژن در ۳ نوبت تقسیط و به صورت سرک به میزان‌های ۱۰، ۷۰ و ۲۰ درصد در مراحل پنچ برگ، طوبی شدن ساقه و مرحله ظهور گل تاجی اعمال شد. آبیاری به روش جوی پشت‌های و زمان آبیاری ذرت بر اساس نیاز گیاه زراعی و شرایط محیطی که توسط تانسیومتر به دست آمد، در اوایل دوره رشد ۷ روز یکبار و در اوخر دوره رشد ۱۰ روز یکبار انجام گرفت. در طول دوره رشد برای مبارزه با علف‌های هرز و جین با دست اعمال شد. بعد از برداشت ذرت سیلولی، نمونه‌هایی از عمق صفر تا ۳۰ و ۶۰ سانتی‌متری خاک و از چهار مکان در هر کرت برداشته شده و باهم مخلوط شدند.

1- Near infrared spectroscopy

کیلوگرم نیتروژن در هکتار حاصل شد. پس از این تیمار، پیش کاشت پرکو به همراه ۲۴۰ کیلوگرم نیتروژن و بوکو به همراه ۳۶۰ کیلوگرم نیتروژن در هکتار توانست بیشترین نیتروژن کل خاک را تولید کند.

عمق ۰ تا ۳۰ و ۳۰ تا ۶۰ سانتی‌متری، در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار بود (جدول ۵). بیشترین نیتروژن کل خاک در دو عمقد (۰/۰۸۲ و ۰/۱۰۲ درصد) در تیمار پیش کاشت پرکو و میزان ۳۶۰

جدول ۱- نتایج اندازه‌گیری برخی خواص فیزیکی و شیمیایی خاک قبل از انجام آزمایش

Table 1- The results of some soil physical and chemical properties in before experiment

عمق خاک Soil depth (Cm)	بافت خاک Soil Texture	عصاره اشبع pH <sub>CaCl<sub>2</sub></sub>	هدایت الکتریکی EC (dS.m <sup>-1</sup> )	کربن آلی OC (%)	نیتروژن نیتراتی NO <sub>3</sub> <sup>-</sup> (%)	نیتروژن آمونیومی NH <sub>4</sub> <sup>+</sup> (%)	نیتروژن کل Total N (%)	پتاسیم فسفر P K	
								(mg.kg <sup>-1</sup> )	
0 - 30	شنی رسی Sandy-Clay	7.8	2.83	0.81	18.2	1.82	0.08	11.8	342
30 - 60	شنی رسی Sandy-Clay	7.6	3.7	0.63	20.2	1.71	0.06	9.8	298

جدول ۲- میزان عناصر کود دامی.

Table 2. Properties of the manure.

پتاسیم K (%)	فسفر P (%)	ماده خشک Dry matter (%)	کربن آلی OC (%)	نیتروژن کل Total N (%)
1.25	1.07	91.74	21.12	1.11

جدول ۳- میزان پارامترهای کمی گیاهان پیش کاشت قبل از برگرداندن به خاک

Table 3- The rate of quantitative parameters of pre-sowing plants before being returned to the soil

پیش کاشت Pre-sowing	عملکرد نیتروژن Nitrogen yield (Kg ha <sup>-1</sup> )	دوره رشد Duration growth (Day)	درصد ماده خشک Dry matter (%)	عملکرد خشک Dry yield (Ton ha <sup>-1</sup> )	پیش کاشت Fresh yield (Ton ha <sup>-1</sup> )
بوکو Buko	150.47	90	14.68	3.25	22.33
پرکو Perko PVH	82.42	90	13.53	2.49	23.89

جدول ۴- میزان پارامترهای کیفی گیاهان پیش کاشت قبل از برگرداندن به خاک

Table 4- The rate of qualitative parameters of pre-sowing plants before being returned to the soil

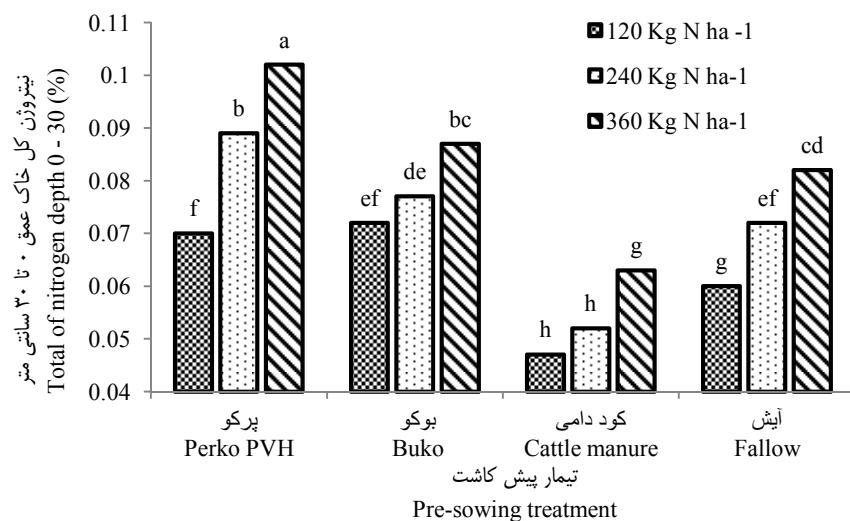
پیش کاشت Pre-sowing	ماده خشک Dry matter (%)	فیبر قابل حل در شوینده Fibres soluble in shaking fluid (%)	فیبر قابل حل در شوینده Fibres soluble in shaking fluid (%)	نیتروژن خام Nitrogen (%)	پروتئین خام CP (%)	خاکستر کل Ash (%)
	DMD (%)	ADF (%)	NDF (%)			
بوکو Buko	52.98	39.10	32.58	4.63	28.91	7.63
پرکو Perko PVH	59.41	27.93	22.27	3.31	20.69	9.27

پوسیدگی کود دامی باشد، که این موضوع اخیراً بسیار شایع شده است و کیفیت کود دامی به طور قابل توجهی کاهش یافته است، علاوه بر این جمعیت علف‌های هرز در تیمار کود دامی بیشتر از سایر تیمارها بود و همان‌طور که می‌دانیم گیاهان هرز با خاصیت تجمع لوکس اکثر نیتروژن خاک را جذب و ذخیره می‌کنند. تیمار پیش کاشت پرکو به

کمترین نیتروژن کل خاک در دو عمقد (۰/۰۴۷ و ۰/۰۳۲ درصد) در پیش کاشت کود دامی و ۱۲۰ کیلوگرم نیتروژن در هکتار حاصل شد؛ هرچند پیش کاشت کود دامی به همراه ۲۴۰ کیلوگرم نیتروژن نیز در پایین‌ترین گروه آماری قرار گرفت. این موضوع می‌تواند به علت استفاده دامداران و تولیدکنندگان کود از آنکه جهت تسريع در فرایند

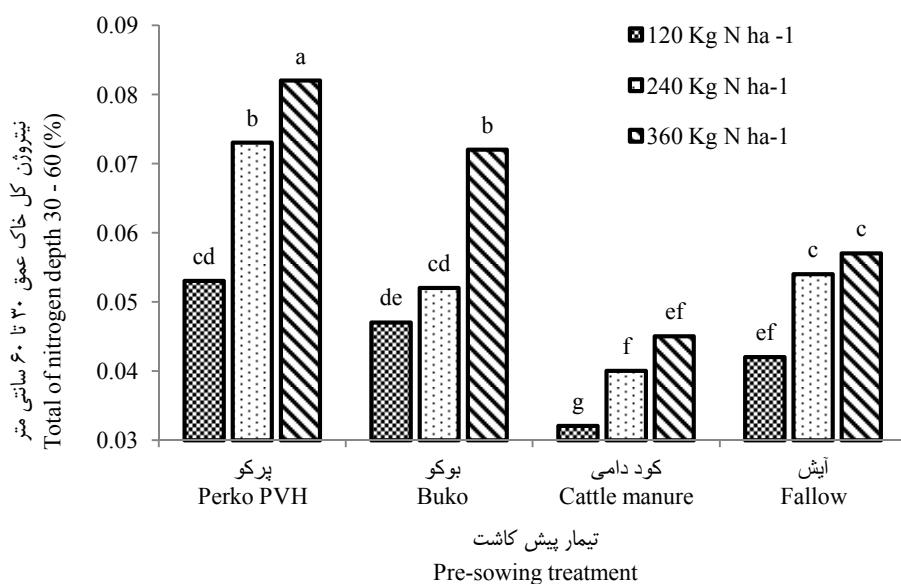
برتری پرکو بر بوكو را در افزایش نیتروژن کل خاک توجیه می‌نماید. استفاده از گیاهان به عنوان کود سبز تأثیر مثبت روی افزایش میزان نیتروژن کل خاک دارد (۱۶) که نتایج حاصل از تحقیق حاضر نیز مؤید همین امر است.

همراه ۳۶۰ کیلوگرم نیتروژن در هکتار (۷۰ و ۹۵/۲۳ درصد) میزان نیتروژن کل خاک در دو عمق را نسبت به تیمار شاهد که همان آیش و ۱۲۰ کیلوگرم نیتروژن در هکتار می‌باشد افزایش داد (شکل ۱ و ۲). با توجه به جدول ۳ و ۴ میزان ماده خشک پرکو کمتر از بوكو بوده و بنابراین پوسیدگی و معدنی شدن آن زودتر اتفاق می‌افتد، این موضوع



شکل ۱- مقایسه میانگین تأثیر متقابل تیمارهای پیش کاشت و سطوح نیتروژن بر نیتروژن کل خاک عمق ۰ تا ۳۰ سانتی متر (آزمون LSD در سطح ۵ درصد)

Figure 1- Mean comparison for interaction of pre-sowing treatments and nitrogen effects on total of nitrogen depth 0-30 cm ( $P \leq 0.05$ ) based on LSD test.



شکل ۲- مقایسه میانگین تأثیر متقابل تیمارهای پیش کاشت و سطوح نیتروژن بر نیتروژن کل خاک عمق ۳۰ تا ۶۰ سانتی متر (آزمون LSD در سطح ۵ درصد)

Figure 2- Mean comparison for interaction of pre-sowing treatments and nitrogen effects on total of nitrogen depth 30-60 cm ( $P \leq 0.05$ ) based on LSD test.

جدول ۵- نتایج تجزیه واریانس تأثیر تیمارهای پیش کاشت و سطح نیتروژن بر صفات کمی مورد ارزیابی خاک  
Table 5- Results of variance analysis the pre-sowing impact and nitrogen levels on quality traits assessment of soil

		میانگین مرتعات					
		Means Squars					
مانع تجزیه	d.f.	نیتروژن کل	نیتروژن نیتراتی	نیتروژن آمونیومی	نیتروژن سازنی متری	کربن آلی سازنی متری	محواز نیتروژن گیاه
عمق ۰-۳۰	۲	عمق ۰-۳۰	عمق ۰-۳۰	عمق ۰-۳۰	عمق ۰-۳۰	عمق ۰-۳۰	عمق ۰-۳۰
سازنی متری	۱	سازنی متری	سازنی متری	سازنی متری	سازنی متری	سازنی متری	سازنی متری
Total		Total	NO <sub>3</sub>	NH <sub>4</sub> <sup>+</sup>	NO <sub>3</sub>	Organic Carbon	Plant nitrogen content
nitrogen		nitrogen	NO <sub>3</sub>	NH <sub>4</sub> <sup>+</sup>	NO <sub>3</sub>	Carbon	
۰-۳۰ cm		۰-۳۰ cm	۰-۳۰ cm	۰-۳۰ cm	۰-۳۰ cm	30-60 cm	30-60 cm
نیتروژن	3	0.000008 <sup>NS</sup>	0.00008 <sup>NS</sup>	0.51 <sup>**</sup>	0.005 <sup>NS</sup>	0.0014 <sup>NS</sup>	0.00004 <sup>NS</sup>
پیش کاشت	3	0.002356 <sup>**</sup>	0.00191 <sup>**</sup>	153.65 <sup>**</sup>	79.008 <sup>**</sup>	0.7586 <sup>**</sup>	0.70731 <sup>**</sup>
Pre-sowing							
خطای اصلی	9	0.00001	0.00004	0.41	0.011	0.0006	0.00019
Main error							
نیتروژن	2	0.00186 <sup>**</sup>	0.00168 <sup>**</sup>	74.43 <sup>**</sup>	21.752 <sup>**</sup>	0.2750 <sup>**</sup>	0.17316 <sup>**</sup>
آз مترال	6	0.00007 <sup>**</sup>	0.00011 <sup>**</sup>	8.13 <sup>**</sup>	5.07 <sup>**</sup>	0.0363 <sup>**</sup>	0.023338 <sup>**</sup>
Interaction							
خطای فرعی	24	0.00001	0.00001	0.22	0.013	0.0002	0.00017
Sub error							
ضریب تغییرات	C.V. (%)	5.52	6.33	2.6	1.73	2.06	1.89

n.s: not significant. \*, \*\*: Statistically significant at P < 0.05, 0.01, respectively.  
 ۱: در سطح احتمال ۰.۰۵ درصد، ۲: در سطح احتمال ۰.۰۱ درصد.

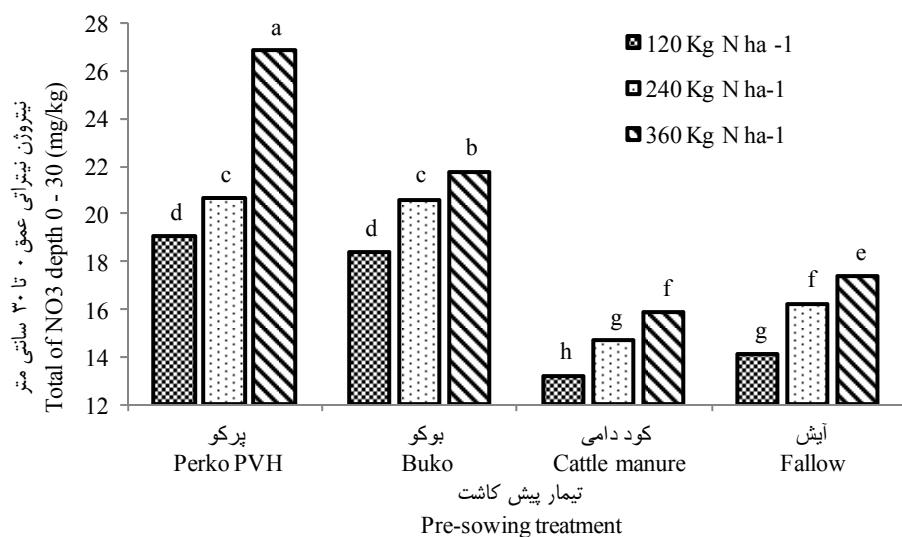
نیتراتی خاک را تولید کند. کمترین نیتروژن نیتراتی خاک در دو عمق ۱۲/۲۵ و ۱۲/۱۵ میلی گرم در کیلوگرم) در پیش کاشت کود دامی و ۱۲۰ کیلوگرم نیتروژن در هکتار حاصل شد؛ هرچند پیش کاشت کود دامی به همراه ۲۴۰ کیلوگرم نیتروژن و پیش کاشت آیش به همراه ۱۲۰ کیلوگرم نیتروژن در هکتار نیز در پایین ترین گروه آماری قرار گرفتند، تیمار پیش کاشت پرکو به همراه ۳۶۰ کیلوگرم نیتروژن در هکتار ۹۰/۵ و ۴۹/۹۶ میلی گرم در کیلوگرم) میزان نیتروژن نیتراتی خاک در دو عمق را نسبت به تیمار شاهد که همان آیش و ۱۲۰ کیلوگرم نیتروژن در هکتار می باشد افزایش داد (شکل ۳ و ۴). بسیاری از محققان افزایش در محتوای نیترات خاک و آب های زهکشی شده بعد از استفاده از کود سبز را گزارش کرده اند. در تحقیقی در لیتوانی اعلام شد که افزایش پایداری در میزان نیترات خاک تقریباً یک ماه بعد از افزایش کود سبز به خاک مشاهده شده است (۱۵). هانسن و جورهیوس (۸) نشان دادند که اختلاط کود سبز شبدر، چهار ماه بعد به طور قابل ملاحظه ای میزان نیترات را در لایه صفر تا ۹۰ سانتی متری خاک افزایش داد همچنین افزودن چاودار زمستانی در خاک باعث افزایش نیترات تا میزان ۹۰ کیلوگرم در هکتار شده و ترکیب یولاف و ماشک معمولی حتی تا ۱۸۰ کیلوگرم در هکتار، ازت را افزایش داده است. در تحقیقی که توسط تراپیولسکایا و رومنوسکایا (۲۰) انجام شد، میزان معدنی شدن نیتروژن نشان داد که آبشویی نیتروژن در لایه ۲۵ تا ۱۰۰ سانتی متری خاک در زمستان در اثر استفاده از کود سبز شبدر سفید نسبت به چاودار کمتر بوده است.

در تحقیقی که توسط میکس تینین و آرلاسکین (۱۲) در مورد انتخاب بهترین کود سبز در خاک های لوم رسی انجام شد، با در نظر گرفتن میزان نیتروژن کل افزوده شده به خاک به عنوان معیار انتخاب گیاه به عنوان کود سبز مشخص شد که نیتروژن حاصل از کود سبز بونجه بیشترین مقدار را داشته (۱۳۸ درصد) و درنتیجه گیاه کاشته شده بعد از نیز دارای عملکرد دانه و محتوای پروتئین بالاتری بوده است.

از طرفی وید و سانچز (۲۱) نیز در مطالعات خود نشان دادند که اهمیت افزودن گیاهان کود سبز در خاک آزادسازی عناصری مانند نیتروژن از مواد غیرقابل تجزیه می باشد. نیتروژن آزادشده از گیاهان کود سبز می تواند توسط گیاهان کشت بعدی مورد استفاده قرار گیرد و چون این میزان نیتروژن به تدریج از مواد آلی رها می شود بنابراین خطر آبشویی آن کاهش می یابد.

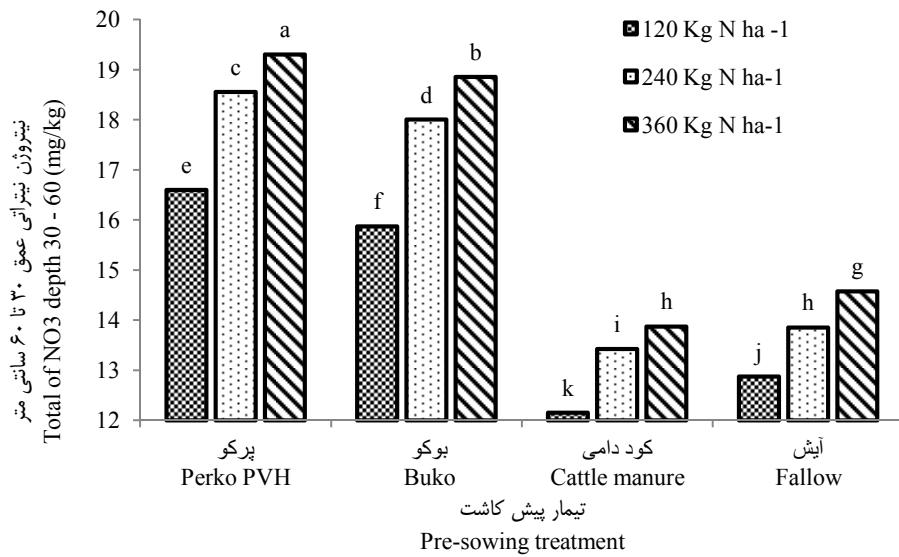
### نیتروژن نیتراتی خاک

نتایج تجزیه واریانس نشان داد اثرات اصلی تیمارهای پیش کاشت و کود نیتروژن و همچنین اثر متقابل آن ها بر نیتروژن نیتراتی خاک در دو عمق ۰ تا ۳۰ و ۳۰ تا ۶۰ سانتی متری، در سطح احتمال یک درصد معنی دار بود (جدول ۵). بیشترین نیتروژن نیتراتی خاک در دو عمق ۲۶/۹ و ۱۹/۳ میلی گرم در کیلوگرم) در تیمار پیش کاشت پرکو و میزان ۳۶۰ کیلوگرم نیتروژن در هکتار حاصل شد. پس از این تیمار، پیش کاشت پرکو به همراه ۲۴۰ کیلوگرم نیتروژن و بوکو به همراه ۳۶۰ کیلوگرم نیتروژن در هکتار توانست بیشترین نیتروژن



شکل ۳- مقایسه میانگین تأثیر متقابل تیمارهای پیش کاشت و سطوح نیتروژن نیتراتی عمق ۰ تا ۳۰ سانتی متر (آزمون LSD در سطح ۵ درصد)

Figure 3- Mean comparison for interaction of pre-sowing treatments and nitrogen effects on  $\text{NO}_3^-$  depth 0-30 cm ( $P \leq 0.05$ ) based on LSD test.



شکل ۴- مقایسه میانگین تأثیر متقابل تیمارهای پیش کاشت و سطح نیتروژن بر نیتروژن نیتراتی عمق ۳۰ تا ۶۰ سانتی متر (آزمون LSD در سطح ۵ درصد)

Figure 4- Mean comparison for interaction of pre-sowing treatments and nitrogen effects on NO<sub>3</sub><sup>-</sup> depth 30-60 cm ( $P \leq 0.05$ ) based on LSD test.

کیلوگرم نیتروژن در هکتار می باشد افزایش داد (شکل ۵ و ۶)، جذب نیتروژن غیرقابل استفاده در خاک و پس دادن آن به شکل قابل جذب تر در مورد گیاهان غیر لگوم مانند جو، توسط سوراپ- کریستنسن و همکاران (۱۹) گزارش شده است که با نتایج به دست آمده از این پژوهش مطابقت دارد. در مطالعات انجام شده توسط میکس تینین و آرلاسکین (۱۲)، در مورد اثر گیاهان شبدر قرمز، یونجه معمولی، ماشک و یولاف به عنوان کود سبز بر میزان نیتروژن بیولوژیک خاک، مشاهده شد که میزان نیتروژن خاک در مورد یونجه معمولی افزایش زیادی نشان داده و میزان پروتئین بذور گندم در کشت بعدی بالاترین مقدار داشته است. ماتوس و همکاران (۱۳)، نشان دادند که با استفاده از کودهای سبز لگوم، میزان عناصر غذایی خاک و نیتروژن معدنی افزایش یافته است.

### کربن آلی خاک

نتایج تجزیه واریانس نشان داد اثرات اصلی تیمارهای پیش کاشت و کود نیتروژن بر کربن آلی خاک در دو عمق ۰ تا ۳۰ و ۳۰ تا ۶۰ سانتی متری در سطح احتمال یک متقابل بر کربن آلی خاک در عمق صفر تا ۳۰ سانتی متری در سطح احتمال یک درصد معنی دار بود اما اثر متقابل بر کربن آلی خاک در عمق ۳۰ تا ۶۰ سانتی متری معنی دار نبود (جدول ۵). بیشترین کربن آلی خاک در عمق صفر تا ۳۰ سانتی متری (۱۰/۸ درصد) در تیمار پیش کاشت پرکو و میزان ۳۶۰ کیلوگرم نیتروژن در هکتار حاصل شد.

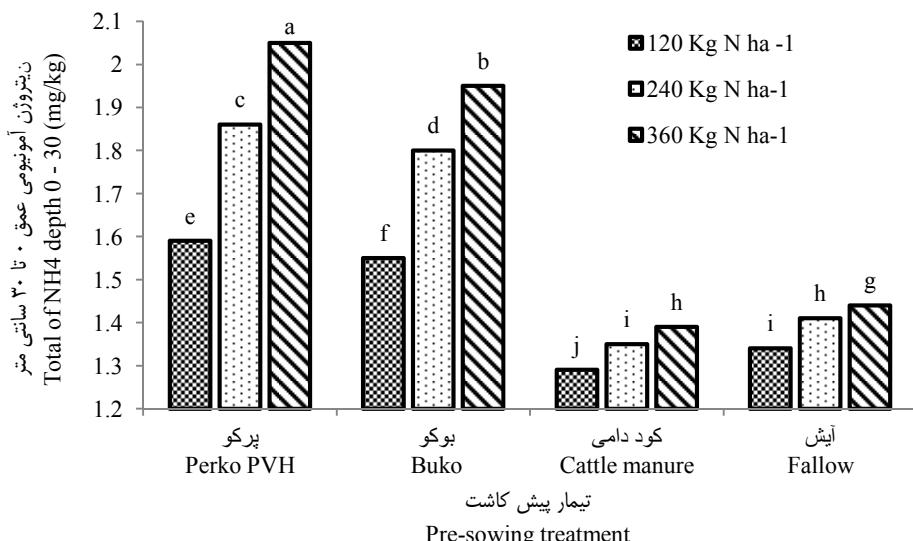
ندزینسکین و همکاران (۱۵)، در آزمایشی که در خاک های شنی لوگام دادند، مشاهده کردند که میزان نیترات و عناصر غذایی حتی در مدت کوتاه دو ماه بعد از برگرداندن مواد به خاک افزایش یافته است.

### نیتروژن آمونیومی خاک

نتایج تجزیه واریانس نشان داد اثرات اصلی تیمارهای پیش کاشت و کود نیتروژن و همچنین اثر متقابل آنها بر نیتروژن آمونیومی خاک در دو عمق ۰ تا ۳۰ و ۳۰ تا ۶۰ سانتی متری، در سطح احتمال یک درصد معنی دار بود (جدول ۵). بیشترین نیتروژن آمونیومی خاک در دو عمق ۲/۰۵ و ۱/۸۵ میلی گرم در کیلوگرم در تیمار پیش کاشت پرکو و میزان ۳۶۰ کیلوگرم نیتروژن در هکتار حاصل شد. پس از این تیمار، پیش کاشت پرکو به همراه ۲۴۰ کیلوگرم نیتروژن و بوکو به همراه ۳۶۰ و ۲۴۰ کیلوگرم نیتروژن در هکتار توانست بیشترین نیتروژن آمونیومی خاک را تولید کند. کمترین نیتروژن آمونیومی خاک در دو عمق ۱/۲۹ و ۱/۱۸ میلی گرم در کیلوگرم در پیش کاشت کود دامی و ۱۲۰ کیلوگرم نیتروژن در هکتار حاصل شد؛ هرچند پیش کاشت کود دامی به همراه ۲۴۰ کیلوگرم نیتروژن و پیش کاشت آیش به همراه ۱۲۰ کیلوگرم نیتروژن در هکتار نیز در پایین ترین گروه آماری قرار گرفتند، تیمار پیش کاشت پرکو به همراه ۳۶۰ کیلوگرم نیتروژن در هکتار (۵۲/۹۸ و ۵۰/۴ میلی گرم در کیلوگرم) میزان نیتروژن آمونیومی خاک در دو عمق را نسبت به تیمار شاهد که همان آیش و ۱۲۰

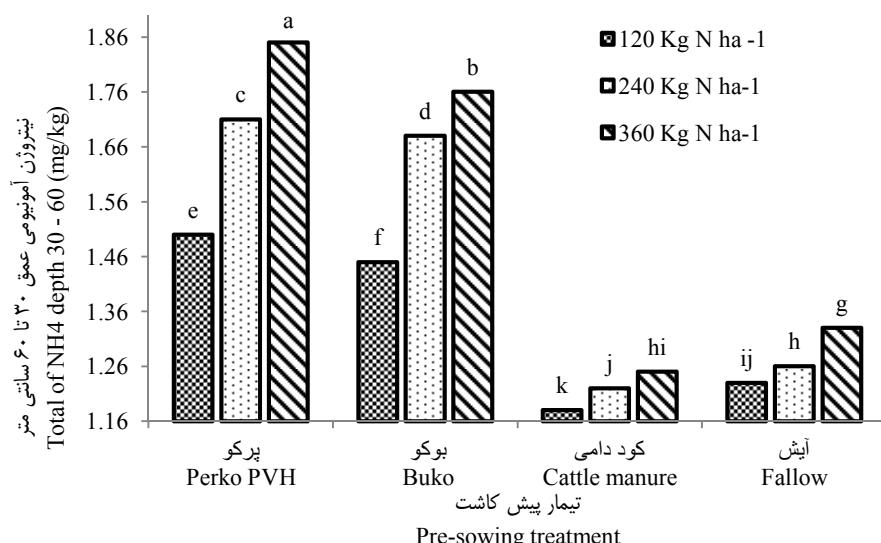
بیشترین کربن آلی خاک را تولید کند.

پس از این تیمار، پیش کاشت پرکو به همراه ۲۴۰ کیلوگرم نیتروژن و ۲۶۰ کیلوگرم نیتروژن در هکتار توانست



شکل ۵- مقایسه میانگین تأثیر متقابل تیمارهای پیش کاشت و سطوح نیتروژن بر نیتروژن آمونیومی عمق ۰ تا ۳۰ سانتی متر (آزمون LSD در سطح ۵ درصد)

Figure 5- Mean comparison for interaction of pre-sowing treatments and nitrogen effects on  $\text{NH}_4^+$  depth 0-30 cm ( $P \leq 0.05$ ) based on LSD test.



شکل ۶- مقایسه میانگین تأثیر متقابل تیمارهای پیش کاشت و سطوح نیتروژن بر نیتروژن آمونیومی عمق ۳۰ تا ۶۰ سانتی متر (آزمون LSD در سطح ۵ درصد)

Figure 6- Mean comparison for interaction of pre-sowing treatments and nitrogen effects on  $\text{NH}_4^+$  depth 30-60 cm ( $P \leq 0.05$ ) based on LSD test.

نیتروژن و پیش کاشت آیش به همراه ۱۲۰ کیلوگرم نیتروژن در هکتار نیز در باسین ترین گروه آماری قرار گرفته است، تیمار پیش کاشت پرکو به همراه ۳۶۰ کیلوگرم نیتروژن در هکتار (۸۳/۰۵ درصد) میزان کربن

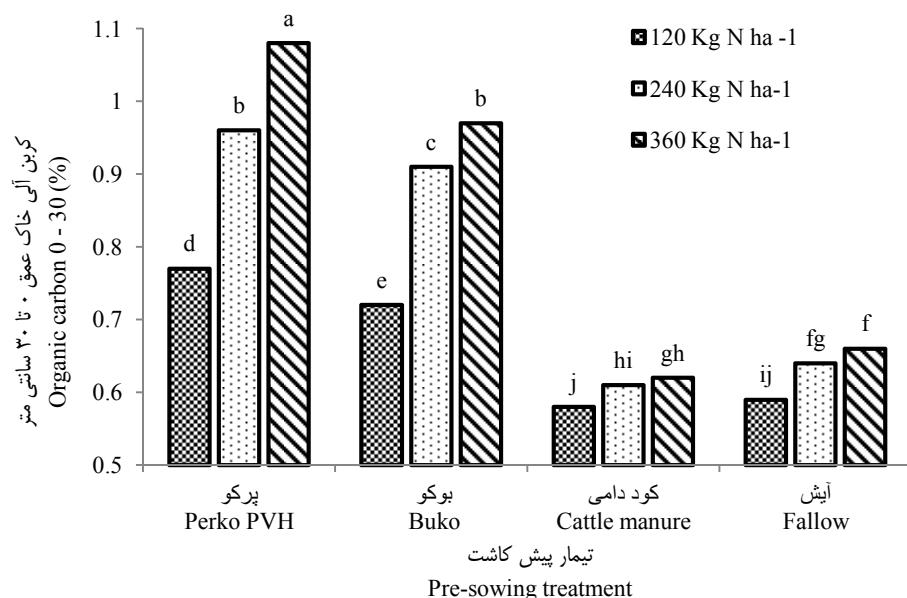
کمترین کربن آلی خاک در عمق صفر تا ۳۰ سانتی متری (۰/۵۸) درصد) در پیش کاشت کود دامی و ۱۲۰ کیلوگرم نیتروژن در هکتار حاصل شد؛ هرچند پیش کاشت کود دامی به همراه ۲۴۰ کیلوگرم

به طور کلی هدف از کاربرد گیاهان کود سبز افزایش مواد آلی و عناصر غذایی خاک است که با توجه به نتایج حاصل از این تحقیق گیاه شبدر سفید به دلیل تثبیت بالای نیتروژن و داشتن کیفیت بالا، C/N پایین حتی یک ماه بعد از برگ‌داندن این گیاه به خاک و درنتیجه افزایش نیتروژن معدنی قابل استفاده برای گیاه بعدی، به عنوان بهترین کود سبز در بین گیاهان موردمطالعه معروفی می‌گردد. کودهای سبز سریع الرشد نظیر خردل، کلزا و منداب، نیتروژن را سریع‌تر جذب و آن را به شکل آلی در بافت‌های خود ذخیره می‌کنند و از خطر آبسیوی آن جلوگیری می‌نمایند. این گیاهان به هنگام برگ‌داندن در خاک با سرعت بیشتری تجزیه می‌شوند (۱۰). کودهای سبزی که در افزایش کربن آلی خاک مؤثرترند ممکن است نیتروژن چندانی را آزاد نسازند بنابراین تصمیم‌گیری در مورد هر کدام از گیاهان به عنوان کود سبز به هدف کاربرد (افزایش ماده آلی یا نیتروژن خاک) بستگی دارد (۱۰).

#### عملکرد علوفه ذرت

نتایج تجزیه واریانس نشان داد اثرات اصلی تیمارهای پیش‌کاشت و کود نیتروژن بر عملکرد علوفه، در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار بود (جدول ۵). مقایسه میانگین‌ین تیمارهای پیش‌کاشت نشان داد که بیشترین عملکرد علوفه (۷۸/۲۳ تن در هکتار) در تیمار پیش‌کاشت پرکو حاصل شد.

آلی خاک در عمق صفر تا ۳۰ سانتی‌متری را نسبت به تیمار شاهد که همان آیش و ۱۲۰ کیلوگرم نیتروژن در هکتار می‌باشد افزایش داد (شکل ۷). مقایسه میانگین‌ین تیمارهای پیش‌کاشت نشان داد که کربن آلی خاک در عمق ۳۰ تا ۶۰ سانتی‌متری (۶۶/۰ درصد) در تیمار پیش‌کاشت پرکو حاصل شد. پس از این تیمار، پیش‌کاشت بوکو توانست بیشترین کربن آلی خاک را تولید کند. کمترین کربن آلی خاک در عمق صفر تا ۳۰ سانتی‌متری (۶۲/۰ درصد) در پیش‌کاشت کود دامی حاصل شد؛ هرچند پیش‌کاشت آیش نیز در پایین‌ترین گروه آماری قرار گرفت. پیش‌کاشت‌های پرکو و بوکو به ترتیب (۷۶/۴ و ۱۷/۳) درصد میزان کربن آلی خاک در عمق صفر تا ۳۰ سانتی‌متری را نسبت به تیمار شاهد (آیش) افزایش دادند، مقایسه میان تیمارهای نیتروژن نشان داد که بیشترین کربن آلی خاک در عمق صفر تا ۳۰ سانتی‌متری تحت تأثیر تیمار نیتروژن ۳۶۰ و ۲۴۰ کیلوگرم در هکتار به میزان‌های (۶۵/۰ و ۶۴/۰ درصد) و کمترین کربن آلی خاک (۶۳/۰ درصد) در تیمار ۱۲۰ کیلوگرم نیتروژن در هکتار مشاهده شد (جدول ۶). استفاده از گیاهان به عنوان کود سبز تأثیر مثبت روی افزایش کربن آلی خاک دارد (۱۶)، که نتایج حاصل از تحقیق حاضر نیز مؤید همین امر است. بیدریک (۲) نشان داد که به علت زیست‌توده بالای نخود خوارکی و ماشک و ذخیره مقادیر بیشتری از عناصر غذایی، این گیاهان گزینه‌های مناسبی برای استفاده به عنوان کود سبز می‌باشند. دلیل انتخاب ماشک به عنوان بهترین گیاه می‌تواند گلدهی سریع، مقاومت بالا به خشکی و توانایی بالای تثبیت نیتروژن آن باشد.



شکل ۷- مقایسه میانگین تأثیر متقابل تیمارهای پیش‌کاشت و سطوح نیتروژن بر کربن آلی خاک عمق ۰ تا ۳۰ سانتی‌متر (آزمون LSD در سطح ۵ درصد)

Figure 7- Mean comparison for interaction of pre-sowing treatments and nitrogen effects on organic carbon depth 0-30 cm ( $P \leq 0.05$ ) based on LSD test

جدول ۶- اثرات اصلی تیمارهای پیش کاشت و نیتروژن بر کربن آلی خاک عمق (۰-۳۰ سانتی متر) و عملکرد علوفه ذرت

Table 6- The main effect of pre-sowing treatments and nitrogen on organic carbon (depth 0-30 cm) and forage yield of corn

تیمارهای آزمایشی Treatments	کربن آلی خاک		عملکرد علوفه ذرت (تن در هکتار) Forage Yield of Corn (Ton ha <sup>-1</sup> )
	(درصد) OC (%)		
	تیمارهای پیش کاشت Pre-sowing treatments		
پرکو Perko PVH	0.66 a		78.23 a
بوکو Buko	0.65 b		74.31 ab
کود دامی	0.62 c		63.71 c
Cattle manure			
آیش	0.63 c		68.58 bc
Fallow			
نیتروژن Nitrogen (Kg ha <sup>-1</sup> )			
120	0.63 c		62.92 b
240	0.64 b		74.31 a
360	0.65 a		76.42 a

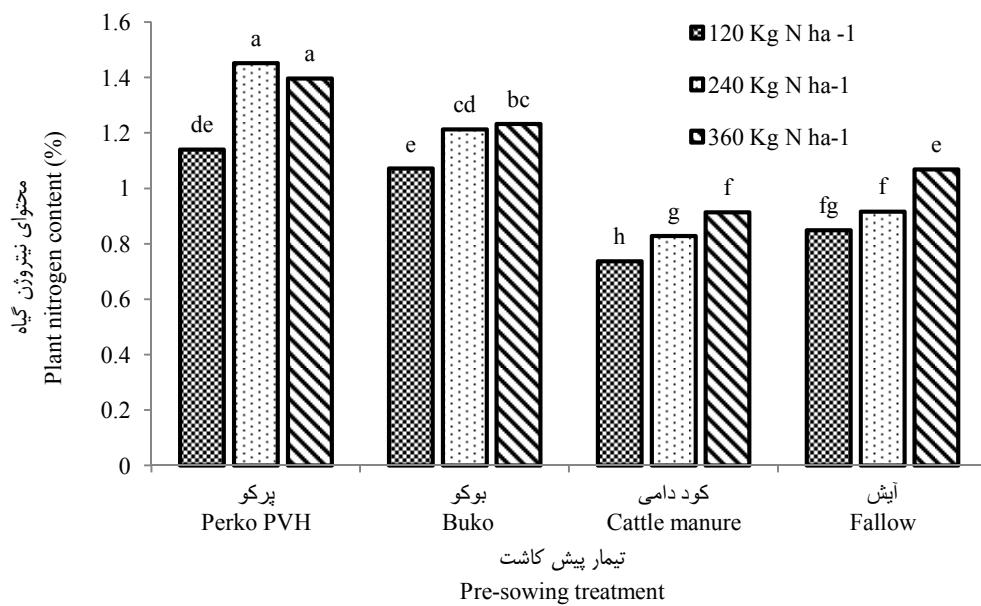
میانگین های دارای حروف مشترک طبق آزمون LSD در سطح ۵٪ اختلاف معنی داری ندارند.

The treatments with a common letter have no significantly different(LSD test, P&gt;0.05).

### محتوای نیتروژن ذرت

نتایج تجزیه واریانس نشان داد اثرات اصلی تیمارهای پیش کاشت و کود نیتروژن و همچنین اثر متقابل آن ها بر درصد محتوای نیتروژن گیاه، در سطح احتمال یک درصد معنی دار بود (جدول ۵). بیشترین محتوای نیتروژن گیاه (۱/۴ درصد) در تیمار پیش کاشت پرکو و میزان ۲۴۰ و ۳۶۰ کیلوگرم نیتروژن در هکتار حاصل شد. پس از این تیمار، بوکو به همراه ۳۶۰ و ۲۴۰ کیلوگرم نیتروژن در هکتار توانست به شهد (آیش) افزایش دادند (جدول ۶). احتمالاً دلیل این افزایش بیشترین درصد محتوای نیتروژن گیاه را تولید کند. کمترین درصد محتوای نیتروژن گیاه (۰/۰۷ درصد) در پیش کاشت کود دامی و ۱۲۰ کیلوگرم نیتروژن در هکتار حاصل شد؛ تیمار پیش کاشت پرکو به همراه ۲۴۰ کیلوگرم نیتروژن در هکتار میزان محتوای نیتروژن گیاه را در کوتاه مدت می باشد. مقایسه بین تیمارهای نیتروژن نشان داد که بیشترین عملکرد علوفه تحت تأثیر تیمار نیتروژن ۳۶۰ و ۲۴۰ کیلوگرم در هکتار به میزان های (۷۶/۴۲ و ۷۶/۳ تن در هکتار) و کمترین عملکرد علوفه (۶۲/۹ تن در هکتار) در تیمار ۱۲۰ کیلوگرم نیتروژن در هکتار مشاهده شد (جدول ۶). نتایج تانیسن و همکاران (۲۰۰۰) نشان داد که با مصرف نیتروژن بیشتر و گیاهان پوششی، عملکرد علوفه به طور قابل توجهی افزایش یافت که با نتایج بررسی حاضر مطابقت کامل دارد (۱۸). بیدریک (۱۹۹۳) دلیل افزایش عملکرد گیاهان پس از کشت گیاهان پوششی و کود سبز را، افزایش نیتروژن ذرت افزایش محتوای نیتروژن گیاه می شود.

پس از این تیمار، پیش کاشت بوکو توانست بیشترین عملکرد علوفه را تولید کند. کمترین عملکرد علوفه (۶۳/۷۱ تن در هکتار) در پیش کاشت کود دامی حاصل شد؛ هر چند پیش کاشت آیش نیز در پایین ترین گروه آماری قرار گرفت. پیش کاشتهای پرکو و بوکو به ترتیب (۱۴/۰۷ و ۸/۳۵ درصد) میزان عملکرد علوفه را نسبت به تیمار شهد (آیش) افزایش دادند (جدول ۶). احتمالاً دلیل این افزایش عملکرد، به دلیل بهبود کیفیت فیزیکی و شیمیایی خاک می باشد و گیاه توانسته نیازهای غذایی خود را تأمین کند، که یکی از دلایل برتری گیاهان پرکو و بوکو نسبت به گیاهان پوششی دیگر سیستم ریشه ای عمیق که نیتروژن تثبیت شده در اعمق خاک را باز جذب و برای گیاه قابل استفاده می کند، نسبت C/N پایین و سرعت رشد بالا در کوتاه مدت می باشد. مقایسه بین تیمارهای نیتروژن نشان داد که بیشترین عملکرد علوفه تحت تأثیر تیمار نیتروژن ۳۶۰ و ۲۴۰ کیلوگرم در هکتار به میزان های (۷۶/۴۲ و ۷۶/۳ تن در هکتار) و کمترین عملکرد علوفه (۶۲/۹ تن در هکتار) در تیمار ۱۲۰ کیلوگرم نیتروژن در هکتار مشاهده شد (جدول ۶). نتایج تانیسن و همکاران (۲۰۰۰) نشان داد که با مصرف نیتروژن بیشتر و گیاهان پوششی، عملکرد علوفه به طور قابل توجهی افزایش یافت که با نتایج بررسی حاضر مطابقت کامل دارد (۱۸). بیدریک (۱۹۹۳) دلیل افزایش عملکرد گیاهان پس از کشت گیاهان پوششی و کود سبز را، افزایش نیتروژن ذرت اخک بیان نموده اند (۲).



شکل ۸- مقایسه میانگین تأثیر متقابل تیمارهای پیش کاشت و سطوح نیتروژن بر محتوای نیتروژن خاک (آزمون LSD در سطح ۵ درصد)  
Figure 8- Mean comparison for interaction of pre-sowing treatments and nitrogen effects on plant nitrogen content ( $P \leq 0.05$ ) based on LSD test.

کاهش داد. نتایج آزمایش نشان داد پیش کاشت های پرکو و بوکو تأثیر مثبت و قابل توجهی بر افزایش کربن و نیتروژن خاک داشته و در نتیجه عملکرد گیاه زراعی افزایش یافته است. به طور کلی می توان گفت که استفاده از کود سبز و برگشت بقایای گیاهی به خاک موجب افزایش حاصلخیزی خاک شده و می تواند میزان پایداری را در اکوسیستم های زراعی افزایش دهد.

### نتیجه گیری کلی

با توجه به نتایج این پژوهش اثر مدیریت تلفیقی محصول با کاربرد تلفیقی کودهای آلی و کود شیمیایی نیتروژن، باعث افزایش کربن و آشکال نیتروژن خاک و در نتیجه حاصلخیزی آن شده است و به دنبال آن عملکرد علوفه و محتوای نیتروژن ذرت افزایش یافته است. از این رو با کاربرد کودهای آلی، ضمن کاهش قابل توجه در مصرف کود شیمیایی نیتروژن می توان اثرات سوء زیست محیطی را

### منابع

- 1- Abril A., Baleani D., Casado-Murillo N., and Noe L. 2007. Effect of wheat crop fertilization on nitrogen dynamics and balance in the Humid Pampas, Argentina. *Agriculture, Ecosystems and Environment*, 119:171-176.
- 2- Biederbeck V.O. 1993. Productivity of four annual legumes as green manure in dryland cropping systems. *Agronomy Journal*, 85:1035-1043.
- 3- Brown B., Westcott M., Christensen N., Pan B., and Stark J. 2007. Nitrogen management for hard wheat protein enhancement. Available at <http://info.ag.uidaho.edu/PDF/PNW/PNW0578.pdf> (visited 20 February 2007).
- 4- Cabrera M.L., Kissel D.E., and Vigil M.F. 2005. Nitrogen mineralization from organic residues. Research opportunities. *Journal of Environmental Quality*, 34:75-79.
- 5- Collins H.P., Delgado J.A., Alva A.K., and Follett R.F. 2007. Use of nitrogen-15 isotopic techniques to estimate nitrogen cycling from a mustard cover crop to potatoes. *Agronomy Journal*, 99(1):27-35.
- 6- Food and Agricultural Organization of the United Nation. 2004. Available at <http://faostat.fao.org/faostat/collections>. subset= Agriculture. ( visited 8 November 2004).
- 7- Graham Ph., and Vanca C.P. 2000. Nitrogen fixation in perspective: an overview of research and extension needs. *Field Crops Research*, 65:93-106.
- 8- Hansen E.M., and Djurhuus J. 1997. Nitrate leaching as influenced by soil tillage and catch crop. *Soil and Tillage Research*, 41:203-219.
- 9- Hesse P.R. 1971. A text book of soil chemical analysis. John Murray. London.

- 10- Koocheki A., Nakhforosh A.R., and Zarif Ketabi H. 1997. Organic farming. Ferdowsi University of Mashhad Publisher. 331Pp. (in persian).
- 11- Kumar K., and Goh K.M. 2002. Management practices of antecedent leguminous and non-leguminous crop residues in relation to winter wheat yields, nitrogen uptake, soil nitrogen mineralization and simple nitrogen balance. European Journal of Agronomy, 16:295-308.
- 12- Maiksteniene S., and Arlauskienė A. 2004. Effect of preceding crops and green manure on the fertility of clay loam soil. Agronomy Research, 2(1):87-97.
- 13- Matos E.D.S., Mendonça E.D.S., Lima P.C.D., Coelho M.S., Mateus R.F., and Cardoso I.M. 2008. Green manure in coffee system in the region of Zona Da Mata, Minas Gerais: Characteristics and kinetics of carbon and nitrogen mineralization. Brazilian Journal of Soil Science, 32:2027-2035.
- 14- Mihailovic V., Eric P., Marinkovic R., Cupina B., Marjanovic-Jeromela A., Krstic D., and Cervenski J. 2008. Potential of Some Brassica Species as Forage Crops. Cruciferae Newsletter, 27:39-40.
- 15- Nedzinskienė T., Nedzinskė A., and Pranaitis K. 2002. Augalų parinkimo žaliajai trąšai tyrimai ekologiniams ūkiams priesmelio dirvoje. Baltijos region šalių ekologino žemes ūkio būkle, problemos ir perspektyvos. Kaunas. Pp:80-85.
- 16- Sabiene N., Kusliene G. and Zaleckas E. 2010. The influence of land use on soil organic carbon and nitrogen content and redox potential. Zemdirbyste Agriculture, 97(3):15-24.
- 17- Talgre L., Lauringson E., Roostalu H., and Astover A. 2009. The effects of green manures on yields and yield quality of spring wheat. Agronomy Research, 7(1):125-132.
- 18- Thonnissen C., Midmore D.J., Ladha J.K., Olk D.C., and Schmidhalter U. 2000. Legume decomposition and nitrogen release when applied as green manure to tropical vegetable production system. Agronomy Journal, 92:253-260.
- 19- Thorup-Kristensen K., and Magid J. 2003. Catch crops and green manures as biological tools in nitrogen management in temperate zones. Advances in Agronomy, 79:227-302.
- 20- Tripolskaya L. and Romanovskaya D. 2006. A study of nitrogen migration affected by different plants for green manure in sandy loam soil. Ekologija, 4:89-97.
- 21- Wade M.K., and Sanchez P.A. 1983. Mulching and green manure applications for continuous crop production in the Amazon Basin. Agronomy Journal, 75:39-45.



## Integrated Crop Management Effect on Carbon and Nitrogen of Soil

A. Baghdadi<sup>1\*</sup> - M. Balazadeh<sup>2</sup> - A. Kashani<sup>3</sup> - F. Golzardi<sup>4</sup>

Received: 25-07-2016

Accepted: 01-05-2017

**Introduction:** Recently, destruction of soil organic matter and its has caused by continuous utilization of soil and disregarding crop rotation , especially in arid and semiarid regions such as Iran. Considering hazards and contamination caused by the application of chemical fertilizers, reducing consumption of these inputs, finding ecological methods to provide crop nutrition supplies, increasing and maintaining soil fertility is consequential. Cultivation of the appropriate pre-sowing plants, is one of these methods which can act as green manure to maintain soil fertility by recycling carbon, organic matter and total nitrogen in the soil due to increase in microbiological activity and release nutrients for plants uptake. Therefore, this study aimed to investigate the effects of integrated crop management on soil nutrients characteristics and nitrogen mineralization during the period after adding green plant residues was conducted in Karaj.

**Materials and Methods:** This research is performed during growing season 2013-14 at the Agricultural Research Station of Islamic Azad University, Karaj, Iran. The experiment was conducted as a split plot based on a randomized complete block design with four replications. Main factors included pre-sowing treatments in 4 levels (Perko PVH, Buko, Cattle manure and Fallow) and sub factors also included nitrogen levels (120 and 240 and 360 kg ha<sup>-1</sup>, utilized urea source). Perko PVH and Buko belong to Brassicaceae family which can increase the soil organic matter content when ploughed directly into the soil as green manure. Pre-sowing of Perko PVH and Buko were planted in the middle of March. Pre-sowing plants were removed before flowering stem emergence coincide with the end of the vegetative stage, two weeks before the corn was planted and plant residues were rotated and mixed with soil. In order to apply cattle manure treatments in intended plots the amount of 7 ton ha<sup>-1</sup> was given to the soil prior to corn. On July 6, 2014 corn planting was done by pneumatic machine. Nitrogen fertilizer split and applied in 3 rounds as topdressing in the amount of 10, 70 and 20 percentage in the five-leaf stage, Stem elongation and tassel emergence stage, Samples were randomly taken after harvesting corn silage from zero to 30 and 30 to 60 cm depths in each plot and mixed together. Soil samples separately were dehumidified by air and were passed from 2 mm sieve. Organic carbon content of soil samples was determined by oxidation in the presence of potassium dichromate and concentrated sulfuric acid (Hesse, 1971) and total nitrogen amount was determined by Kjel method (Hesse, 1971) and to measure soil mineral nitrogen, samples were extracted by the 2 molar KCl solution, and ammonium nitrate samples were measured using distillation and titration with HCl. Data analyses are done using SAS (Version 9.1.3) statistic software and mean comparison was done using the LSD test at probability level of 5%.

**Results and Discussion:** Analysis of variance illustrated that the effect of pre-sowing on organic carbon, total nitrogen, nitrate nitrogen and soil ammonium nitrogen in 5% probability level was significant. So for all traits, Perko PVH and Buko were more effective than the fallow and animal manure treatments. The effects of nitrogen levels on all traits were significant in 1% probability level, so that elevation in nitrogen usage increased the rate of these traits. The interaction between pre-sowing treatments and nitrogen levels on soil organic carbon, total nitrogen, nitrate nitrogen and ammonium nitrogen in the soil were highly significant at 1% probability level. So Perko PVH pre-sowing treatment along with application of 360 kg ha<sup>-1</sup> nitrogen of urea source resulted to the highest values among traits. The highest percentage of soil organic carbon content was obtained by Perko PVH pre-sowing treatment and adjustment of 360 kg ha<sup>-1</sup> nitrogen in a rate of 1.08% and the lowest percentage of soil organic carbon was obtained by application of cattle manure treatment and adjustment of 120 kg ha<sup>-1</sup>

1 and 3- PhD. Student and Professor, Department of Agronomy, Karaj Branch, Islamic Azad University, Karaj, Iran  
(\*- Corresponding Author Email: amirsaleh.baghdadi@kiau.ac.ir)

2- PhD. Student, Department of Agronomy, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran

4- Assistant Professor, Maize and Forage Crops Research Department, Seed and Plant Improvement Institute, Agricultural Research, Education and Extension Organization (AREEO), Karaj, Iran

nitrogen in a rate of 0.58%. The highest percentage of total soil nitrogen gained by Perko PVH pre-sowing treatment and adjustment of 360 kg ha<sup>-1</sup> nitrogen in a rate of 0.102% and the lowest percentage of total soil nitrogen was gained by cattle manure treatment and usage of 120 and 240 kg ha<sup>-1</sup> nitrogen in rates of 0.052% and 0.047%.

**Conclusions:** According to the results, utilization of integrated crop management with integrated application of organic fertilizers of chemical nitrogen fertilizer, improved soil chemical properties and soil fertility. Hence applying organic fertilizers can significantly reduce the usage of nitrogen fertilizer while reducing their environmental impacts. The result of the study indicated that pre-sowings of Perko PVH and Buko plants had a positive and significant effect on soil chemical parameters, whereas soil chemical characteristics reaction on pre-sowing yield is totally diverse. In general, it can be concluded that planting the pre-sowing plants and ploughing their residues into the ground can maintain and increase soil fertility and consequently causing the increment of crop quantity and quality proportions and can be considered as a one way to achieve sustainable agriculture.

**Keywords:** Buko, Cattle manure, Corn, Green manure, Perko PVH



## اثر سکوسترین آهن بر رشد گیاه سویا و توزیع شکل‌های شیمیایی آهن در خاک‌های استان فارس

لیلا تابنده<sup>\*</sup> - محمد رضا بخشی<sup>۲</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۵/۱۷

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۲/۲۸

### چکیده

از بین عناصر کم مصرف مورد نیاز گیاهان، آهن، محدودیت‌های زیادی را برای محصولات کشاورزی استان فارس به خود اختصاص داده است. در یک آزمایش گلخانه‌ای، اثر کود سکوسترین‌آهن ۱۳۸ بر رشد و ترکیب شیمیایی رقم ویلیامز (*Glycine max L.*) سویا به صورت فاکتوریل و در قالب طرح کاملاً تصادفی و با سه تکرار، مورد مطالعه قرار گرفت. تیمارها شامل ۳ سطح کودی از منبع سکوسترین آهن (شاهد، ۵ و ۱۰ میلی‌گرم بر کیلوگرم خاک) و ۱ نمونه خاک‌می‌باشند. کاربرد آهن، منجر به افزایش معنی دار وزن خشک، غلظت و جذب آهن و کاهش معنی دار غلظت و جذب روی، مس و منگنز در گیاه سویا گردید. سکوسترین آهن، اثر معنی داری بر شکل‌های قابل استخراج باعصاره‌گیرهای دی‌تی‌بی، ای‌دی‌تی‌بی، شکل‌های آلی و تبادلی آهن نشان داد. شکل‌آلی آهن، با مقدار آهن قابل استفاده گیاهی (اعصاره‌گیری شده با دی‌تی‌بی)، همبستگی مثبت معنی دار داشت. همچنین، بسیاری از ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی خاک‌های آهکی مورد مطالعه، با برخی از شکل‌های شیمیایی و مقدار جذب آهن گیاهی، همبستگی معنی داری نشان دادند.

واژه‌های کلیدی: آهن، ای‌دی‌تی‌بی، اعصاره‌گیری دنباله‌ای، ویژگی‌های فیزیکی شیمیایی خاک

### مقدمه

زراعی در خاک‌های آهکی با کربنات کلسیم بالا (بیش از ۲۰ درصد)، ظهور کلروز آهن یا زرد برگی در اثر آهک می‌باشد (۲۲). در خاک‌های آهکی، یون بی‌کربنات، مهمترین عامل ایجاد سبز زردی در رقمهای حساس سویا بوده و منجر به کاهش قابلیت جذب آهن می‌گردد (۹). سیدروفورهای گیاهی (فیتوسیدروفور) ترکیباتی هستند که در شرایط کمبود آهن، از ریشه گیاهان ترشح می‌شوند. از ترکیب فیتوسیدروفور با آهن، کمپلکس‌های محلولی تشکیل می‌شود که سبب افزایش پویایی آهن خاک و نهایتاً افزایش آهن قابل جذب توسط گیاهان همراه می‌شود (۷، ۳۵). یکی از مهمترین مشکلات تولید سویا در خاک‌های آهکی، کمبود آهن و در نتیجه کاهش فتوستتر و عملکرد سویا می‌باشد. منابع آلی (سکوسترین) و معدنی (سولفات) آهن، برای تغذیه گیاهان در شرایط کمبود آهن به کاربرده می‌شود. ولیکن، ترکیبات آلی یا کلاته آهن (سکوسترین)، بهترین راه حل برای برطرف کردن کلروز آهن در همه خاک‌ها، بخصوص، خاک‌های آهکی می‌باشد (۲۳). در شرایط متغیر خاکی، یک عصاره‌گیر مناسب، باید بتواند تمام یا قسمتی از شکل‌های قابل استفاده گیاهی را از خاک‌هایی با ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی مختلف، خارج نماید و از طرفی، مقدار عنصر استخراج شده با یک عصاره‌گیر مناسب،

کلروز ناشی از آهک، اصلی‌ترین مساله و معضل تولید سویا در مناطق آهکی است. از آنجا که زردبرگی به طور مستقیم کمبود غیر مستقیم یا فیزیولوژیک آهن می‌گردد، از این‌رو، تغذیه صحیح گیاه، یکی از عوامل مهم، در بهبود کمی و کیفی محصول به شمار می‌آید (۲۲). در تغذیه صحیح، علاوه بر اینکه عناصر ضروری به اندازه کافی در اختیار گیاه قرار می‌گیرد، بلکه ایجاد تعادل و نسبت مناسب میان همه عناصر ضروری، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار می‌باشد. در حالت عدم تعادل تغذیه‌ای، اضافه کردن عناصر ضروری، نه تنها باعث افزایش عملکرد نمی‌شود، بلکه اختلالاتی در رشد گیاه و نهایتاً کاهش عملکرد را باعث می‌شود (۱۸). شایع‌ترین کمبود تغذیه‌ای گیاهان

۱- کارشناس ارشد پخش تحقیقات خاک و آب، مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی استان فارس، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، شیراز، ایران

(\*)- نویسنده مسئول: Email:ltabande@yahoo.com

۲- کارشناس ارشد گروه خاک و آب سازمان جهاد کشاورزی زنجان، ایران  
DOI: 10.22067/jsw.v31i4.56933

۳۰ سانتی‌متری)، تعداد ۱۰ نمونه خاک با ویژگی‌های مختلف فیزیکی و شیمیایی انتخاب گردید. خاک‌های منتخب، از شهرستان‌های مرودشت (کامفیروز)، سپیدان، فسا و سروستان که به ترتیب در قسمت‌های شمال، شمال غرب، جنوب و جنوب شرق شیراز واقع شده‌اند، جمع آوری شدند. نمونه‌های خاک، پس از خشک کردن در هوای آزاد، از الک ۲ میلی‌متری عبور داده شدند و طبق نتایج مندرج در جدول ۱، ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی خاک‌های منتخب، به روش‌های مختلف اندازه‌گیری گردید. بافت خاک به روش هیدرومتری (۴)، ماده‌آلی به روش اکسیداسیون (۳۷)، ظرفیت تبادل کاتیونی به روش استات سدیم (۱۰)، کربنات کلسیم معادل با استفاده از اسید کلریدریک (۳)، واکنش خاک در خمیر اشباع با الکترود شیشه‌ای، قابلیت هدایت الکتریکی عصاره اشباع به وسیله دستگاه هدایت‌سنگ و مقدار آهن خاک توسط عصاره‌گیرهای DTPA (۱۹) (۶) DTPA، اندازه‌گیری گردید. به منظور بررسی اثر کاربرد کود سکوسترین آهن بر پاسخ‌های گیاهی (عملکرد و ترکیب شیمیایی سویا)، از سه سطح آهن (۰، ۵ و ۱۰ میلی‌گرم آهن در کیلوگرم خاک) به صورت سکوسترین ۱۳۸ آهن (Fe-EDDHA) و در سه تکرار استفاده شد. آزمایش گلخانه‌ای به صورت فاکتوریل (فاکتور اول، ۱۰ نمونه خاک و فاکتور دوم، سطوح مختلف سکوسترین آهن) و در قالب طرح کاملاً تصادفی، به اجرا در آمد. از این‌رو، مقدار ۲ کیلوگرم از هر نمونه خاک انتخاب شده، داخل کیسه‌های پلاستیکی ریخته و جهت جلوگیری از کمبود احتمالی سایر عناصر غذایی، به تمامی آنها مقدار ۴۰ میلی‌گرم در کیلوگرم فسفر به شکل<sub>2</sub> CaH<sub>4</sub>(PO<sub>4</sub>) می‌گرم در کیلوگرم نیتروژن به شکل اوره، ۵/۲ و ۱۰ میلی‌گرم در کیلوگرم روی، مس و منگنز به شکل سولفاته داده شد و تمامی این عناصر به صورت محلول به خاک اضافه شدند. پس از کاشت شش عدد از بذر سویا (Glycine max L.) رقم ویلیامز در عمق حدود یک سانتی‌متری، رطوبت تمام گلدان‌ها با آب مقتصر (به روش وزنی) به حد ظرفیت مزرعه رسانده شد و در حدود ۲ هفته پس از کاشت، تعداد بوته‌ها در هر گلدان به ۳ عدد کاهاش داده شد. هشت هفته پس از تاریخ کاشت، گیاهان از محل طوقه قطع و دوبار در آب مقطر شسته و در آون در دمای ۶۵ درجه سلسیوس به مدت ۴۸ ساعت خشک شدند. پس از توزین، نمونه‌های گیاهی بوسیله آسیاب برقی پودر شدند. سپس، خاک هر گلدان، پس از خشک شدن کامل، از گلدان خارج و پس از کوبیدن، جدا کردن ریشه‌ها و عبور از الک ۲ میلی‌متری، حدود ۵۰۰ گرم از خاک‌ها به آزمایشگاه منتقل شدند. استخراج شکل‌های شیمیایی آهن به روش عصاره‌گیری دنبالهای (۳۲) انجام شد و با دستگاه جذب اتمی قرائت و اندازه‌گیری گردید. شرح روش مذکور در جدول ۲ به اختصار آورده شده است.

می‌باشد، بیشترین همبستگی را با پاسخ‌های گیاهی از جمله، عملکرد، غلظت و یا مقدار جذب کل عنصر در گیاه را نشان دهد (۵). محمودی و همکاران (۲۱) و قاسمی (۱۵) در بررسی اثر کاربرد کود سکوسترین آهن در خاک‌های آهکی تحت کشت سویا، گزارش کردند که با افزایش سطح آهن از تیمار شاهد تا سطح ۵ میلی‌گرم در کیلوگرم آهن خاک، منجر به افزایش معنی‌دار عملکرد، غلظت و جذب آهن در سویا شده است. شریفی و همکاران (۲۶) بیان کردند که، از بین شکل‌های شیمیایی آهن، شکل متصل به ماده آلی و اکسیدهای منگنز به ترتیب با وزن خشک و جذب آهن در سویا، همبستگی مشت معتبر داری نشان داده است. در گزارشی نشان داده شد که، آهن‌قابل‌استخراجا DTPA با شکل‌های تبادلی، متصل به اکسیدهای منگنز و اکسیدهای آهنهای متنبلور (بهتر ترتیب  $^{**} / ۵۴$  و  $^{**} / ۶۰ = ۱ = ۰ / ۴۱$ ) همبستگی مشت معتبر داری داشته است و از بین ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی خاک‌های تحت کشت سویا، درصد رس، با شکل‌های شیمیایی آهن (تبادلی، متصل به ماده آلی، کل و باقیمانده) همبستگی مشت معتبر داری نشان داد (۲۶). محققان در نتایج آزمایشات خود، رابطه همبستگی مشت معتبر داری با آهن‌قابل‌استخراجا DTPA و شکل‌های شیمیایی آهن تبادلی، متصل به ماده آلی و آهن متصل به اکسیدهای آهن و منگنز گزارش کردند (۳۰).

برخلاف نقش مهمی که عنصر آهن در گیاه به عهده دارد، هنوز اطلاع دقیقی از مقادیر آن در خاک‌های کشور وجود ندارد و معلوم نیست که سرنوشت کودهای آهن اضافه شده به خاک‌هایی با کمبود آهن، به کجا ختم می‌شود. آهکی بودن بیشتر خاک‌های استان فارس و کمبود آهن در این خاک‌ها، نیاز به تحقیقات در این زمینه را دو چندان می‌کند. از این‌رو، با توجه به کمبود و توصیه‌های بی‌رویه این عنصر غذایی در خاک‌های آهکی، انجام پژوهش‌هایی جهت بررسی پاسخ‌های سویا به کاربرد سطوح مختلف کود سکوسترین آهن، به منظور تغذیه متعادل گیاه و استفاده بهینه از کود و رسیدن به عملکردهای اقتصادی و کشاورزی پایدار، از اولویت و اهمیت‌های خاصی برخوردار می‌باشد. بنابراین از هدف‌های این تحقیق، ارزیابی اثر کاربرد سطوح مختلف کود سکوسترین آهن بر رشد و ترکیب شیمیایی سویا (غلظت و جذب عناصر آهن، روی، منگنز و مس گیاهی) و نحوه توزیع شکل‌های قابل استخراج با عصاره‌گیرهای دی‌تی‌ای، دی‌تی‌او و سایر شکل‌های شیمیایی آهن (عصاره‌گیری دنباله‌ای) می‌باشد. نهایتاً در صورت معتبر دار بودن، همبستگی بین پاسخ‌های گیاهی سویا و شکل‌های شیمیایی آهن، با ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی در خاک‌های آهکی، تحت مطالعه و بررسی قرار می‌گیرد.

## مواد و روش‌ها

از بین ۲۰ سری خاک مختلف استان فارس (افق سطحی) تا

جدول ۱- ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی خاک‌های مورد مطالعه  
Table 1 - Physical and chemical characteristics of studied soils

شماره خاک	OM %	Clay %	Silt %	Sand %	EC (dS m <sup>-1</sup> )	CCE (%)	CEC (Cmol Kg <sup>-1</sup> )	pH	Fe-EDT A	Fe-DTPA (mg Kg <sup>-1</sup> )
1	1.53	61.5	36	2.48	0.49	25.04	25.33	7.59	15.9	11.5
2	1.87	52.5	34	14.48	0.46	27.66	32.41	8.52	36.4	22
3	1.94	37.5	50	12.48	0.99	47.65	11.83	7.37	34	29.5
4	2.21	33.5	44	22.48	1.15	55.5	12.48	7.61	38.3	7.7
5	1.97	21.5	42	26.48	1.19	50.74	11.83	7.55	13.8	8.2
6	2.31	45.5	42	12.48	0.64	36.94	17.53	7.54	21.1	17
7	1.36	37.5	38	24.48	1.11	17.47	11.19	7.76	9.9	6.5
8	0.75	16.0	34	49.92	0.68	71.45	7.6	7.49	6.06	3.2
9	1.53	47.5	30	22.48	1.51	43.84	14.53	7.64	8.08	5.7
10	1.7	51.5	32	16.48	0.49	32.89	31.34	7.52	31.8	18.6

جدول ۲- مراحل مختلف عصاره‌گیری دنباله‌ای  
Table 2 – Different stages of sequential extraction

شکل‌های شیمیایی Chemical forms	مدت تکان دادن (دقیقه) Shaking time (min)	میلی لیتر در گرم خاک (ml) per Soil weight (g)	عصاره‌گیر Extractant
آهن تبدیلی Exch- Fe	120	10:40	1 M Mg(NO <sub>3</sub> ) <sub>2</sub>
آهن کربناتی Car- Fe	300	10:40	1 M NaOAc
آهانی OM-Fe	30 minutes in boiling water	10:20 Double Repeat	0.7 M NaOCl
اکسیدهای آهن بی‌شکل AFeOX-Fe	30 minutes in boiling water	5:50	0.25 M NH <sub>2</sub> OH.HCl + 0.25 M HCl
اکسیدهای آهن کربیتانی CFeOX-Fe	30 minutes in boiling water	5:50	0.2 M (NH <sub>4</sub> ) <sub>2</sub> C <sub>2</sub> O <sub>4</sub> + 0.2 M H <sub>2</sub> C <sub>2</sub> O <sub>4</sub> + 0.1 M ascorbic acid

مختلف کود سکوسترین آهن، تاثیر معنی‌داری بر عملکرد، غلظت و جذب کل عناصر آهن، روی، منگنز و مس در سویا نشان داده است ( $p<0.01$ ). این در حالی است که اثر نوع خاک زراعی، بر غلظت آهن گیاهی تاثیر معنی‌داری نشان نداد و در سایر پارامترهای مذکور، در سطح آماری یک درصد اختلاف معنی‌داری داشتند. نتایج مربوط به اثر کاربرد کود آهن بر وزن خشک گیاه (جدول ۳) نشان داد که، کاربرد کود سکوسترین آهن در سطح ۵ و ۱۰ میلی‌گرم در کیلوگرم خاک، منجر به افزایش معنی‌دار، ماده خشک اندام هوایی سویا در مقایسه با شاهد شده، اما تفاوت معنی‌داری بین دو سطح ۵ و ۱۰ میلی‌گرم آهن در کیلوگرم خاک وجود نداشت. همچنین، در این تحقیق مشخص گردید که، با افزایش سطح ۵ و ۱۰ میلی‌گرم آهن در کیلوگرم خاک، غلظت و جذب آهن در سویا، به طور معنی‌داری، نسبت به شاهد، روند افزایشی نشان داده است (جدول ۳). این یافته، مشابه با نتایج محمودی و همکاران (۲۱) و قاسمی (۱۵) می‌باشد. عباسپور و همکاران (۱) گزارش کردند که سکوسترین آهن سبب افزایش جذب

جهت تجزیه شیمیایی نمونه‌های گیاهی، یک گرم از ماده خشک گیاهی در کوره الکتریکی با دمای ۵۵۰ درجه سانتی‌گراد خاکستر شده، سپس در ۵ میلی‌لیتر اسید کلریدریک ۲ مولار حل و پس از صاف کردن به حجم رسانده شدن. غلظت آهن، منگنز، مس و روی با استفاده از دستگاه جذب اتمی مدل (GBC Avanta P) اندازه‌گیری گردید (۱۴). در پایان، مقایسه میانگین بین نتایج حاصل از تجزیه نمونه‌های گیاه و خاک، با استفاده از نرم افزار کامپیوتری MSTATC و بررسی همبستگی بین پارامترهای مورد نظر، با استفاده از مدل‌های رگرسیونی ساده و چند متغیره گام به گام (Stepwise) با نرم افزار SPSS صورت گرفت.

## نتایج و بحث

اثر کاربرد سکوسترین آهن بر عملکرد و ترکیب شیمیایی گیاه سویا (غلظت و جذب عناصر آهن، منگنز، مس و روی) با توجه به نتایج جدول تجزیه واریانس (جدول ۱۱)، سطوح

رومی‌زاده و کریمیان (۲۹) مشاهده کردند که مصرف ۱۰ یا ۲۰ میلی‌گرم آهن در کیلوگرم خاک، سبب کاهش وزن ماده خشک سویا (رقم پرشینگ) نسبت به شاهد گردید. چن و همکاران (۱۱) نشان دادند که با اضافه کردن کلات آهن FeEDDHA وزن خشک و جذب کل آهن افزایش یافته است.

آهن شده و این کلات با قدرت زیادی آهن سه ظرفیتی را نگه می‌دارد و از رسوب آن در خاک جلوگیری می‌کند و بدین ترتیب غلظت آهن محلول در خاک افزایش می‌یابد. چاکرالحسینی (۸) گزارش کرد که، کاربرد آهن به مقدار ۲/۵ میلی‌گرم در کیلوگرم خاک، سبب افزایش معنی‌دار وزن ماده خشک سویا (رقم ویلیامز) گردید ولی کاربرد سطوح بالاتر آهن، میانگین وزن ماده خشک را کاهش داد.

جدول ۳- تأثیر سطوح آهن (میلی‌گرم در کیلوگرم خاک) بر وزن خشک، غلظت و جذب کل آهن در اندام هوایی سویا

Table 3- Effect of Fe levels ( $\text{mg Kg}^{-1}$  soil) on dry matter weight, Fe concentration and uptake in aerial parts of soybean

سطوح آهن Fe-levels ( $\text{mg Kg}^{-1}$ )	غلظت آهن Fe-concentration ( $\text{mg Kg}^{-1}$ )	وزن خشک Dry matter ( $\text{g Pot}^{-1}$ )	جذب کل آهن Fe-uptake ( $\mu\text{g Pot}^{-1}$ )
0	55.36 <sup>B</sup>	11.33 <sup>B</sup>	623.5 <sup>B</sup>
5	60.56 <sup>AB</sup>	12.4 <sup>A</sup>	753.6 <sup>A</sup>
10	65.48 <sup>A</sup>	12.07 <sup>A</sup>	787.9 <sup>A</sup>

در هر سوتون میانگین‌های دارای حروف مشترک تفاوت معنی‌دار ندارند ( $p \leq 0.05$ ).

In each column, mean with the same letters are not significantly different ( $p \leq 0.05$ ).

میزان ۲۹/۲ و ۲۸/۴ درصد نسبت به شاهد گردید. ولیکن، آهن اثر معنی‌داری بر غلظت و جذب کل مس نشان نداد. از آنجا که عناصر کم مصرف ضروری، توسط ناقل‌های مشابهی جذب می‌شوند، لذا تحت شرایط کمبود آهن، تجمع منگنز، روی و مس در ریشه و بخش هوایی گیاه افزایش می‌یابد (۱۲). محققان، دلیل این امر را به وجود یک سیستم انتقال عمومی در سطح غشا پلاسمایی و وجود روابط بین عناصر مذکور برای انتقال توسط این سیستم گزارش کردنداند (۱۷). چاکرالحسینی (۸) گزارش کرد که کاربرد آهن به میزان ۲/۵ میلی‌گرم بر کیلوگرم خاک، سبب افزایش معنی‌دار جذب کل روی و مس در سویا شد و آن را ناشی از افزایش وزن خشک حاصل از کاربرد کود آهن دانست.

با توجه به نتایج مندرج در جدول ۴، مصرف آهن، با کاهش معنی‌دار غلظت و جذب کل عناصر مس، منگنز و روی همراه بوده است. به طوریکه، در سطح کودی ۵ میلی‌گرم آهن بر کیلوگرم خاک، به ترتیب منجر به کاهش ۲۵,۸۸ و ۳۱,۷ درصدی غلظت مس، منگنز و روی و کاهش جذب کل عناصر مس، منگنز و روی به ترتیب برابر با ۱۶، ۸۴/۳ و ۲۳ درصد در گیاه سویا گردید.

رومی‌زاده و کریمیان (۲۹) گزارش کردند که کاربرد آهن، منجر به اختلال در جذب منگنز توسط ریشه سویا یا انتقال آن از ریشه به اندام هوایی شده است. قاسمی فساپی (۱۵) نتیجه‌گیری کرد که کاربرد ۲/۵ میلی‌گرم آهن بر کیلوگرم خاک، سبب کاهش معنی‌دار میانگین غلظت و جذب کل روی در اندام هوایی ژنتیپ‌های سویا به

جدول ۴- اثر سطوح آهن (میلی‌گرم در کیلوگرم خاک) بر غلظت (میلی‌گرم در گلدان) منگنز، مس و روی در اندام هوایی سویا

Table 4- Effect of iron levels ( $\text{mg kg}^{-1}$  soil) on the concentration( $\text{mg kg}^{-1}$ ) and total uptake ( $\mu\text{g pot}^{-1}$ ) of Mn, Cu and Zn in aerial parts of soybean plant.

سطوح آهن Fe-levels	Zn		Cu		Mn	
	جذب uptake	غلظت concentration	جذب uptake	غلظت concentration	جذب uptake	غلظت concentration
		uptake				uptake
0	483.6 <sup>A</sup>	44.03 <sup>A</sup>	74.84 <sup>A</sup>	6.66 <sup>A</sup>	827.3 <sup>A</sup>	87.95 <sup>A</sup>
5	371.7 <sup>B</sup>	30.07 <sup>B</sup>	62.81 <sup>B</sup>	4.99 <sup>B</sup>	129.8 <sup>B</sup>	10.43 <sup>B</sup>
10	371.1 <sup>B</sup>	31.18 <sup>B</sup>	51.31 <sup>C</sup>	4.26 <sup>C</sup>	129.4 <sup>B</sup>	10.50 <sup>B</sup>

در هر سوتون میانگین‌های دارای حروف مشترک تفاوت معنی‌دار ندارند ( $p \leq 0.05$ ).

In each column, mean with the same letters are not significantly different ( $p \leq 0.05$ ).

جذب شده در سویا، رابطه مثبت معنی‌داری با مقدار آهن استخراج شده با DTPA و EDTA نشان داده است. این درحالی است که، هیچ همبستگی معنی‌داری بین غلظت آهن در گیاه با مقدار آهن قابل

همبستگی بین غلظت و جذب کل آهن در گیاه سویا با شکل‌های قابل استخراج (عصاره‌گیرهای EDTA و DTPA) با توجه به معادلات رگرسیونی مندرج در جدول ۵، مقدار کل آهن

رقیق شدن، ممکن است نشان دهنده واقعی اثر تیمارها بر گیاه نباشد. در این موارد، در نظر گرفتن جذب این عناصر توسط گیاه، می‌تواند فاکتور مناسبی برای ارزیابی اثر تیمارها باشد.

استخراج توسط دو عصاره‌گیر دی‌تی‌پی‌ا و ای‌دی‌تی‌ا به دست نیامد. این یافته، مشابه با نتایج ملکوتی و همکاران (۲۲) است. آنها گزارش کردند که غلظت عناصر غذایی در بعضی موارد از جمله در اثر پدیده

جدول ۵- رابطه آهن کل جذب شده در گیاه سویا با آهن عصاره‌گیری شده توسط DTPA و EDTA

Table 5 - Relationship between Fe total uptake in soybean plant with Fe extracted by DTPA and EDTA

معادله Equation	ضریب تبیین (R <sup>2</sup> )
FeU = 478.548 + 11.1 * FeDTPA	0.764**
FeU = 479.42 + 6.69 * FeEDTA	0.61**
FeU = 637.155 - 38.212 (FeEDTA) + 3.151(FeEDTA) <sup>2</sup> - 0.057(FeEDTA) <sup>3</sup>	0.95**

\*\*معنی‌دار در سطح احتمال ۱٪ درصد FeUp: مخفف جذب کل آهن در سویا

\*\*Significant at P < 0.01 FeUp: abbreviation of total uptake of Fe in soybean

### عصاره‌گیرهای EDTA و DTPA

طبق نتایج جدول تجزیه واریانس (جدول ۱۱)، سطوح مختلف کود سکوسترین آهن و نوع خاک زراعی، اثر معنی‌داری بر غلظت آهن عصاره‌گیر شده بوسیله دو عصاره‌گیر دی‌تی‌پی‌ا و ای‌دی‌تی‌ا نشان داده است ( $p<0.01$ ). بنابراین، همانطور که در جدول ۶ ملاحظه می‌گردد، سکوسترین آهن، منجر به افزایش معنی‌دار غلظت آهن قابل استخراج بوسیله عصاره‌گیرهای دی‌تی‌پی‌ا و ای‌دی‌تی‌ا شده است، به طوریکه با کاربرد ۵ و ۱۰ میلی‌گرم آهن در کیلوگرم خاک (از منبع سکوسترین)، منجر به افزایش  $\frac{7}{3}$  و  $\frac{18}{6}$  درصدی غلظت آهن قابل استخراج با عصاره‌گیر DTPA و افزایش  $\frac{1}{8}$  و  $\frac{1}{10}$  درصدی غلظت آهن استخراجی با عصاره‌گیر EDTA نسبت به سطح شاهد (بدون کاربرد کود سکوسترین) گردید. بنابراین طبق نتایج به دست آمده، کاربرد آهن تاثیر بیشتری بر آهن قابل استخراج با عصاره‌گیر DTPA نشان داده است عباسپور و همکاران (۱) گزارش کردند که کاربرد سکوسترین، سبب افزایش جذب آهن شده و این کلات با قدرت زیادی آهن سه ظرفیتی را نگه می‌دارد و از رسوب آن در خاک جلوگیری می‌کند و بدین ترتیب غلظت آهن محلول در خاک، افزایش می‌یابد.

### رابطه بین غلظت و جذب کل فلزات در گیاه با

#### ویژگی‌های خاک

طبق نتایج بدست آمده، از بین ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی خاک‌های مورد نظر، ماده‌آلی، همبستگی مثبت و بی‌هاش، همبستگی منفی با جذب کل آهن در سویا نشان داده است. این یافته، مشابه با نتایج عباسپور و همکاران (۱) می‌باشد. به طوریکه، آنها افزایش  $\frac{1}{3}$  برابری جذب آهن نسبت به شاهد و رفع کلروز آهن گیاه را در اثر استفاده از کاربرد آهن (لجن معادن آهن)، مربوط به اثرات مثبت ماده آلی در افزایش آهن قابل جذب دانستند. از عوامل خاکی موثر بر بروز کمبود آهن، می‌توان به عدم توازن بعضی عناصر غذایی مانند مس، روی و منگنز، مقدار زیاد فسفر و کربنات کلسیم و دمای پایین خاک، غلظت زیاد بی‌کربنات در محیط ریشه، میزان رطوبت کم در خاک، میزان کم ماده آلی و بالا بودن pH خاک اشاره کرد (۲۹).

$$\text{FeUp} = \frac{365}{372} + \frac{150}{358} * \text{OM} \quad R^2 = 0.404^*$$

$$\text{FeUp} = \frac{550}{222} + \frac{139}{558} * \text{OM} - \frac{678}{54} * \text{pH} \quad (2)$$

$$R^2 = 0.692^*$$

### تأثیر سکوسترین آهن بر شکل‌های قابل استخراج با

جدول ۶- تأثیر سطوح آهن (میلی‌گرم در کیلوگرم خاک) بر آهن قابل استخراج با عصاره‌گیر EDTA و DTPA

Table 6- The effect of iron levels (mg kg<sup>-1</sup> soil) on Fe extracted by DTPA and EDTA extractants

Fe-levels (mg Kg <sup>-1</sup> )	Fe-DTPA (mg Kg <sup>-1</sup> )	Fe-EDTA (mg Kg <sup>-1</sup> )
0	13.06 <sup>C</sup>	21.54 <sup>B</sup>
5	14.01 <sup>B</sup>	21.94 <sup>B</sup>
10	15.49 <sup>A</sup>	23.75 <sup>A</sup>

در هر سوتون میانگین‌های دارای حروف مشترک تفاوت معنی‌دار ندارند ( $p\leq 0.05$ ).

In each column, mean with the same letters are not significantly different ( $p\leq 0.05$ ).

در کیلوگرم خاک، روند افزایشی معنی‌داری نشان داده است. همچنین، کاربرد کود آهن، منجر به افزایش سایر شکل‌های شیمیایی آهن از جمله، شکل‌های متصل به اکسیدهای کربیتالی، بی‌شکلو تتمه گردید و مصرف ۱۰ میلی‌گرم در کیلوگرم آهن در خاک نسبت به سطح شاهد، به ترتیب، منجر به افزایش  $4/5$ ،  $1/9$ ،  $5/65$  درصدی شکل‌های شیمیایی تتمه، اکسیدهای آهن کربیتالی و بی‌شکل شده است. ولیکن، این افزایش از نظر آماری، معنی‌دار، نبود (جدول ۱۰). همچنین، با توجه به نتایج تجزیه واریانس (جدول ۱۱)، نوع خاک، تاثیر معنی‌داری ( $p < 0.01$ ) بر مقدار شکل‌های شیمیایی مذکور، نشان داده است که می‌توان آن را معلول ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی متفاوت خاک‌ها دانست.

### تاثیر کود سکوسترین آهن بر توزیع شکل‌های شیمیایی آهن به روش عصاره‌گیری دنباله‌ای

طبق نتایج مندرج در جدول ۷، از بین شکل‌های شیمیایی قابل استخراج با روش عصاره‌گیری دنباله‌ای سینگ و همکاران (۳۲)، کاربرد سطوح مختلف کود سکوسترین آهن، منجر به افزایش معنی‌دار شکل آهن تبادلی و آلی گردید و این اختلاف از نظر آماری، در سطح احتمال ۱ درصد ( $p < 0.01$ ) معنی‌دار بود (جدول ۱۰). به طوریکه، کاربرد بالاترین سطح کود آهن (۱۰ میلی‌گرم در کیلوگرم خاک)، نسبت به سطح شاهد (بدون کود سکوسترین آهن)، منجر به افزایش ۲۷ درصدی شکل آهن متصل به ترکیبات آلی گردید و شکل آهن تبادلی از حد ناچیز و غیر قابل اندازه‌گیری به  $2/03$  میلی‌گرم

جدول ۷- اثر سطوح آهن بر توزیع شکل‌های شیمیایی آهن به روش سینگ و همکاران (۳۲)

Table 7- Effect of Fe levels on distribution of chemical forms of Fe by Singh et al method (32)

سطح آهن Fe-levels	آهن تتمه Res-Fe	اکسیدهای آهن بی- کربیتالی CFeOX-Fe	اکسیدهای آهن بی- شکل AFeOX-Fe	آهن آلی OM-Fe	آهن کربناتی Car- Fe	آهن تبادلی Exch- Fe
0	<sup>A</sup> 27115	<sup>A</sup> 7268	<sup>A</sup> 152.2	<sup>C</sup> 0.5569	<sup>A</sup> 1.833	<sup>C</sup> nd
5	<sup>A</sup> 27475	<sup>A</sup> 7240	<sup>A</sup> 156.6	<sup>B</sup> 0.6260	<sup>A</sup> 1.842	<sup>B</sup> 0.6977
10	<sup>A</sup> 28346	<sup>A</sup> 7404	160.8 <sup>A</sup>	<sup>A</sup> 0.7070	<sup>A</sup> 1.704	<sup>A</sup> 2.03

در هر ستون میانگین‌های دارای حروف مشترک تفاوت معنی‌دار ندارند ( $p \leq 0.05$ ).

In each column, mean with the same letters are not significantly different ( $p \leq 0.05$ ).

نظر، همبستگی مثبت و منفی معنی‌دار به دست آمد. طبق نتایج مندرج در جدول ۸ در خاک‌های آهکی تحت مطالعه، همبستگی منفی معنی‌داری بین آهن قابل استفاده گیاهی (DTPA) با pH به دست آمد ( $r = -0.72^{**}$ ). لوسنا (۲۰) گزارش کرد که در خاک‌های با پی‌هاش بین ۷/۵ تا ۸/۵، بدلیل غلظت بالای بی‌کربنات در محلول خاک، معمولاً حلالیت آهن کاهش یافته و در نتیجه آهن عمدتاً به صورت اکسی هیدروکسیدها رسوب کرده و مقدار آهن قابل استفاده در این خاک‌ها کاهش می‌یابد. یلویکار و همکاران (۳۴) همبستگی منفی بین آهن قابل عصاره‌گیری با DTPA و pH به دست آوردند.

در این تحقیق، بین آهن استخراج شده بوسیله عصاره‌گیر EDTA و ماده آلی، همبستگی مثبت معنی‌دار مشاهده شد ( $r = 0.75^{**}$ ) که مشابه با نتایج یلویکار و همکاران (۳۴) بود و همگی گویای آن است که، یک همبستگی مثبتی بین آهن قابل استخراج با عصاره‌گیر مذکور و ماده آلی خاک، وجود دارد. ماده آلی، تامین کننده الکترون، جهت احیاء آهن در خاک بوده و موجب کاهش پتانسیل رداکس و افزایش حلالیت آهن می‌شود.

همچنین، بین برخی از شکل‌های شیمیایی آهن (قابل استخراج به روش عصاره‌گیری دنباله‌ای) با ویژگی‌های خاک، همبستگی مثبت یا منفی معنی‌دار به دست آمده است (جدول ۹).

### رابطه آهن عصاره‌گیری شده (DTPA و EDTA) با سایر شکل‌های شیمیایی آهن

با توجه به معادله رگرسیونی به دست آمده، از بین شکل‌های مختلف شیمیایی آهن به روش عصاره‌گیری دنباله‌ای سینگ و همکاران (۳۲)، شکل آلی آهن، همبستگی مثبت معنی‌داری با آهن قابل جذب گیاهی (استخراجی با عصاره‌گیر دی‌تی‌پی) نشان داده است. بنابراین، می‌توان چنین استنباط کرد که شکل آلی آهن، منبع بالقوه‌ای از آهن قابل استفاده خاک‌های آهکی استان فارس را تشکیل داده است. این در حالی است که آهن استخراج شده با عصاره‌گیری دی‌تی‌ا، با هیچ یک از شکل‌های شیمیایی رابطه رگرسیونی معنی‌داری نشان نداد.

$$\text{FeDTPA} = 17.10 + 7.253 * \text{FeOMR}^2 = 0.189 * (3)$$

همبستگی بین شکل‌های قابل استخراج با عصاره‌گیرهای EDTA و سایر شکل‌های شیمیایی (عصاره‌گیری دنباله‌ای) با ویژگی‌های خاک

بین شکل‌های قابل استخراج با عصاره‌گیرهای دی‌تی‌پی وای- دی‌تی‌ا با برخی از ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی خاک‌های مورد

جدول ۸ - رابطه بین شکل‌های استخراجی آهن (عصاره‌گیرهای DTPA و EDTA) با ویژگی‌های خاکها

Table 8- The relationship between extractive forms of Fe( DTPA and EDTA extractants) with soil properties

معادله Equation	ضریب تبیین (R <sup>2</sup> )
FeDTPA=550.62 - 71.2*pH	0.514*
FeDTPA=553.517-70.504*pH- 0.402*Sand	0.871**
Ln(FeEDTA)= -0.9763+ *OM1.1101	0.564*
FeEDTA=-9.304+*OM17.939	0.428*

\*,\*\* Significant at P< 0.05 and P< 0.01 at respectively \* , \*\* به ترتیب معنی دار در سطح احتمال ۵٪ و ۱٪ است

شکل‌های مختلف عناصر و ویژگی‌های خاک، مرتبط با ظرفیت تبادل کاتیونی می‌باشد.

بین اکسیدهای آهن کریستالی و ظرفیت تبادل کاتیونی، رابطه مثبت و با شوری خاک و سیلت، همبستگی منفی معنی دار مشاهده شد. ادھیکاری و همکاران (۲) گزارش کردند که آهن کریستالی با مقدار رس در خاک رابطه مثبت معنی داری نشان داده است. همچنین، مقدار آهن تتمه و کل، با درصد سیلت و ماده آلی همبستگی مثبت معنی داری بدست آمد. همبستگی بین آهن تتمه با مقدار سیلت و ماده آلی، موافق با نتایج بسیاری از محققین از جمله سینگ و همکاران (۳۲) می‌باشد. مطالعات متعدد در این باره حاکی از آن است که رابطه مثبتی بین مقدار آهن کل با مقدار رس (۲۷، ۱۳، ۳۷، ۳۸، ۳۴) و همچنین همبستگی مثبت معنی داری بین آهن کل با ماده آلی (۳۴) بدست آمده است. آنها گزارش کردند که با افزایش درصد رس و ماده آلی خاک‌های مورد مطالعه، شکل آهن کل، روند افزایشی نشان داده است.

#### همبستگی بین شکل‌های مختلف شیمیایی آهن

در ارتباط بین شکل‌های شیمیایی آهن مشخص گردید که مقدار آهن کربناتی با اکسیدهای آهن بی‌شکل و اکسیدهای آهن کریستالی همبستگی منفی معنی دار نشان داده است و همچنین همبستگی منفی معنی دار بین آهن متصل به مواد آلی با اکسیدهای آهن بی‌شکل نیز بدست آمد (جدول ۱). این در حالی است که بین اکسیدهای آهن بی‌شکل و کربستالی همبستگی مثبت معنی دار نشان داده شد و همچنین بین مقدار آهن کل با آهن تتمه همبستگی مثبت معنی داری گزارش گردید. بنابراین وجود یک همبستگی معنی دار بین شکل‌های مختلف آهن، دلیلی بر وجود رابطه پویا بین این شکل‌های شیمیایی در خاک‌های مورد مطالعه می‌باشد.

شکل آهن کربناتی استخراج شده بواسیله استات سدیم با ظرفیت تبادل کاتیونی رابطه منفی و با کربنات کلسیم معادل رابطه مثبت نشان داد. همبستگی مثبت بین کربنات کلسیم خاک با شکل کربناتی آهن توسط هان و بنین (۱۶) گزارش شده است. آنها چنین استنباط کردند که شکل کربناتی فلزات، در خاک‌های آهکی با کربنات کلسیم در ارتباط مستقیم بوده و در سطوح این ترکیبات کربناته جذب می‌شوند. سینگ و همکاران (۳۲) همبستگی آهن کربناتی را با مقدار رس و سیلت، مثبت و با مقدار شن، منفی گزارش کردند. طبق گزارشات ریحانی تیار و همکاران (۲۸)، اندازه ذرات کربنات کلسیم خاک، همبستگی بیشتری با عناصر کم مصرف در خاک‌ها، نسبت به اندازه ذرات کربنات کلسیم معادل نشان داده اند، که این گویای اهمیت می‌باشد.

در این تحقیق، همبستگی بین شکل آلی آهن (عصاره‌گیری با هیپوکلریت سدیم) با پی‌هاش مثبت و معنی دار نشان داده شد. ناگانوما و همکاران (۲۴) گزارش کردند که با افزایش پی‌هاش، بر اثر حل شدن مواد آلی، منجر به افزایش شکل متصل به ترکیبات آلی می‌شود. بنابراین، می‌توان چنین استنباط کرد که از بین ویژگیهای فیزیکی و شیمیایی خاک‌های مورد مطالعه، پی‌هاش، تاثیر بسزایی در مقدار شکل آلی استخراج شده با هیپوکلریت سدیم نشان داده است. نیمان و همکاران (۲۵) گزارش کردند که ترکیبات محلول و نامحلول مواد آلی خاک، تاثیر بسزایی در افزایش یا کاهش حلایت آهن به عهده دارند. تحرک آهن و ارتباط آن با مواد آلی خاک، به خواص ترکیبات آلی از جمله، گروه‌های عاملی مواد آلی و همچنین ویژگیهایی از خاک مانند پی‌هاش و ظرفیت تبادل کاتیونی و قدرت یونی وابسته می‌باشد.

اکسیدهای آهن بی‌شکل، با ظرفیت تبادل کاتیونی و رس رابطه مثبت معنی دار و با کربنات کلسیم معادل شوری خاک همبستگی منفی معنی دار نشان دادند. رابطه مثبت بین اکسیدهای بی‌شکل آهن و رس در پژوهش‌های سایر محققین نیز گزارش شده است (۳۲، ۳۳). شومان (۳۱) بیان کرد که یکی از قوی‌ترین همبستگی‌های بین

جدول ۹- همبستگی بین شکل‌های شیمیایی آهن با ویژگیهای فیزیکی و شیمیایی خاک‌ها

Table 9- The correlation between the chemical forms of Fe with physiol and chemical properties of soils

ویژگیهای خاک Soil properties	آهن تنمه Res-Fe	آهن کل T-Fe	آهن کریستالی CFeOX-Fe	اکسیدهای آهن بی‌شکل AFeOX-Fe	اکسیدهای آهن بی‌شکل AFeOX-Fe	آهن کربناتی Car-Fe	آهن آلی OM-Fe
ماده آلی OM	*0.754	<b>*0.749</b>	-0.253	-0.092	-0.019	<b>0.207</b>	
pH پی‌هاش	-0.172	-0.179	0.020	0.014	-0.086	0.682*	
ظرفیت تبادل کاتیونی CEC	-0.154	-0.206	0.834**	0.801**	-0.78**	-0.262	
کربنات کلسیم معادل CCE	-0.405	-0.153	-0.623	-0.737*	0.764*	0.082	
هدایت الکتریکی EC	0.132	0.012	-0.78**	-0.695*	0.551	0.621	
Sand شن	-0.320	0.38	-0.221	0.547	0.461	0.086	
Silt سیلت	*0.718	<b>*0.647</b>	-0.71*	-0.385	0.462	-0.101	
Clay رس	-0.152	-0.064	0.571	0.708*	-0.598	-0.088	

\* , \*\* Significant at P< 0.05 and P< 0.01 at respectively      \* , \*\* به ترتیب معنی‌دار در سطح احتمال ۵٪ و ۱٪ است

جدول ۱۰- همبستگی بین شکل‌های شیمیایی آهن به روش سینگ و همکاران (۱۹۸۸)

Table 10- The correlation between the chemical forms of Fe by method of Singh et al (1988)

شکل‌های شیمیایی Chemical forms	آهن کربناتی Car-Fe	آهن آلی OM-Fe	آهن بی‌شکل Aox-Fe	اکسیدهای آهن بی‌شکل Cox-Fe	آهن تنمه Res-Fe
آهن آلی OM-Fe	0.289 ns				
اکسیدهای آهن بی‌شکل AFeOX-Fe	-0.765*	-0.507**			
اکسیدهای آهن کریستالی CFeOX-Fe	-0.754**	-0.229ns	0.738*		
آهن کل T-Fe	-0.124ns	-0.1ns	0.037ns	-0.277ns	
آهن تنمه Res-Fe	-0.003ns	-0.047ns	-0.08ns	-0.413*	0.99*

\* , \*\* Significant at P< 0.05 and P< 0.01 at respectively      \* , \*\* به ترتیب معنی‌دار در سطح احتمال ۵٪ و ۱٪ است

های مورد نظر، دو پارامتر ماده‌آلی و پی‌هاش، بر مقدار آهن در گیاه تاثیر بسزایی داشتند. به نحویکه، با افزایش قیائیت و کاهش ماده‌آلی خاک، مقدار جذب آهن در سویا روند کاهشی نشان داده است. از آنجا که، کاربرد کود سکوسترین آهن، با افزایش معنی‌دار، شکل‌های آلی آهن و قابل استفاده گیاهی (دی‌تی‌پی‌ا) همراه بوده است و از سوی دیگر به دلیل رابطه رگرسیونی معنی‌دار ( $r^2=0.435^*$ ) بین دو شکل شیمیایی آلی و قابل جذب گیاهی (عصاره‌گیری با دی‌تی‌پی‌ا)، می‌توان چنین استنباط کرد که، شکل‌آلی، قسمت عمده آهن قابل جذب گیاهی را به خود اختصاص داده و یکی از دلایل عکس العمل مثبت پاسخ گیاه به کاربرد کود سکوسترین در خاک‌های مورد مطالعه (pH=۷/۳-۸/۵)، منوط به افزایش معنی‌دار شکل‌های قابل جذب آهن خاک می‌باشد.

کاربرد کود سکوسترین آهن، منجر به افزایش معنی‌دار برخی از پاسخ‌های گیاهی (عملکرد، غلظت و جذب آهن) و شکل‌های قابل استخراج با عصاره‌گیرهای دی‌تی‌پی‌ا، ای‌دی‌تی‌ا و علی‌الخصوص شکل‌های تبادلی و آلی آهن خاک گردید. از آنجا که نتایج نشان داد، کمتر از یک درصد از شکل‌های شیمیایی آهن خاک، در شکل‌های تبادلی، کربناتی، آلی و متصل به اکسیدهای آهن بی‌شکل به دست آمد. از این رو، قسمت عمده شکل‌های شیمیایی آهن، در شکل‌کل و تنمه گزارش شد و این شکل‌های شیمیایی، همبستگی مثبت معنی‌داری با مقدار ماده‌آلی خاک نشان دادند. همچنین، مقدار آهن قابل استخراج با عصاره‌گیرهای دی‌تی‌پی‌ا، ای‌دی‌تی‌ا و مقدار جذب کل آهن گیاهی، با پی‌هاش همبستگی منفی و با ماده‌آلی همبستگی مثبت داشتند. در نتیجه، از بین ویژگیهای فیزیکی و شیمیایی خاک-

جدول ۱۱- نتایج تجزیه واریانس اثر تیمارهای مختلف بر عملکرد، غلظت و جذب کل عناصر کم مصرف و شکل‌های مختلف شیمیابی آهن

Table 11- Analysis of variance of different treatments on yield, concentration and total uptake of micronutrients and different chemical forms of Fe

منابع تغییرات Sources of variety	خطا Error	آهن		
		خاک*آهن Fe*Soil	آهن Fe	خاک Soil
درجه آزادی Degrees of freedom				
		60	18	2
				9
آهن عصاره‌گیری با دی‌تی‌پی‌آ Fe-DTPA	2.032	1.14 <sup>Ns</sup>	44.9**	611.6**
آهن Res-Fe	21036273	407628615**	12004251 <sup>Ns</sup>	242806121**
غلظت آهن Fe-concentration	134.2	167.3 <sup>Ns</sup>	768.3**	113.1 <sup>Ns</sup>
غلظت منگنز Mn-concentration	124.4	4317.2**	60038	4731.1**
غلظت روی Zn-concentration	46.95	93.5*	1807.09*	512.2**
غلظت مس Cu-concentration	1.49	7.11**	45.55**	16.76**
ماده خشک Dry matter	1.7	4.12**	8.89**	11.14**
جذب آهن Fe-uptake	25400.5	16799 <sup>Ns</sup>	225518.7**	86027.5**
جذب منگنز Mn-uptake	10047.4	192231.1	5515843.7**	220409**
جذب روی Zn-uptake	6303.01	7665.9 <sup>Ns</sup>	125881.9**	68316.2**
جذب مس Cu-uptake	237.3	938.6**	4155.6**	3189.9**
آهن تبادلی Exch-Fe	0.0522	0.344**	31.81**	0.742**
آهن کربناتی Car-Fe	0.0486	0.0685 <sup>Ns</sup>	0.178 <sup>Ns</sup>	1.28**
آهن آلی OM-Fe	0.0102	0.07**	0.169**	2.08**
آکسیدهای آهن بی‌شكل AFeOX-Fe	3140.012	4624.61 <sup>Ns</sup>	559.51 <sup>Ns</sup>	381000**
آکسیدهای آهن کربستالی CFeOX-Fe	316458	543436.1*	231496.1 <sup>Ns</sup>	42628620.2**
آهن عصاره‌گیری با ای دی‌تی‌آ Fe-EDTA	1.482	2.989*	41.48**	1418.5**

.\*\*\*، به ترتیب غیر معنی‌داری و معنی‌دار در سطح احتمال ۵ و ۱ درصد.

Ns, \*, \*\* not significant and significant at P&lt; 0.05 and P&lt; 0.01 at respectively

## منابع

- Abbaspour A., Kalbasi M. and Shariatmadari H. 2004. Effect of steel converter sludge as iron fertilizer and amendment in some calcareous soil, Journal of Plant Nutrition, 27(2): 377-394.
- Adhikari M. and Si S.K. 1991. Studies on different forms of iron and aluminum and their release in relation to acidity of some acid soils, Journal of Indian Societyand Soil Science, 39: 252- 255.
- Alison L.E. and Moodie C.D. 1965. Method of soil analysis. Part II, Monograph No. 9. American Society of Agronomy. Madison, WI.
- Bouyoucos C.J. 1962. Hydrometer method improved for making particle – size analysis of soils, Agronomy Journal, 54:464-465.
- Bray R.H. 1945. Soil-plant relationships: II. Blanced fertilizer use through soil tests for K and P. Soil Science, 60:463-473.
- Brown A.L., Quick J. and Eddings J.L. 1971. A comparison of analytical methods for soil zinc, Soil Science Society of American, 35: 105- 107.
- Cakmack I. and Braun H.J. 2001. Genotypic variation for Zinc efficiency. In: Reynolds MP, Ortiz- Monaterio JI, McNabA(ed.) Application of physiology in Wheat breeding. Mexico, pp.175-188.
- Chackerolhoseini M.R. 2001. Effect of P and Fe on yield and concentration of corn and soybean. Master's thesis, Department of Soil Science, College of Agriculture, Shiraz University. (in Persian with English abstract)
- Chaney R.L., Hamze M.H. and Bell P.F. 1992. Screening chickpea for iron chlorosisresistantance using bicarbonate in nutrient solution to simulate calcareous soils, Journal of Plant Nutrition, 15: 2045- 2062.
- Chapman H.D. 1965. Cation exchange capacitiy.P.811- 903. In: C.A. Black. et al(ed). Methods of soil analysis. Part II. Monograph No.9, American Society of Agronomy. Madison, WI.
- Chen L, Warren Streeter A.W.J.G. and Horitionk H.A.J.1998. Fe chelates form compost microorganism improve Fe nutrition of soybean and oat, Plant and Soil, 200: 139- 147.

- 12- Chen Y., Shi J., Tin G., Zheng S. and Lin Q. 2004. Fe deficiency induces Cu uptake and accumulation in commeliacommunis, *Plant Science*, 166:1371-1377.
- 13- Dolui A.K. and Mustafi S.C., 1997. Forms of extractable iron in relation to soil characteristics of some alfisols. *Journal of Indian Society and Soil Science*, 45, 192- 194.
- 14 -Emame A. 1998. Methods of plant chemical analysis, *Soil & Water Research Institute, Karaj*. (in Persian)
- 15- Ghasemiphasae R. 2002. Response of soybean genotypes to iron. Master's thesis, Department of Soil Science, College of Agriculture, Shiraz University. (in Persian with English abstract)
- 16- Han F.X. and Banin A. 1995. Selective sequential dissolution techniques for trace metals in arid-zone soils: The carbonatedissolutionstep, *Communication and Soil Science and Plant Analysis*, 26, 553-576.
- 17- Koleli N., Eker S. and Cakmak I. 2004. Effect of zinc fertilization on cadmium toxicity in durum and bread wheat grown in zinc- deficient soil, *Environmental Pollution*, 131:453-459.
- 18- Kumar Das D. 1997. Introductory soil science. KalyanPublishers, India.
- 19- Lindsay W.L., and Norvell W.A. 1978. Develeptment of a DTPA soil test for zinc, iron, manganese, and copper. *Soil Sci Society of American Journal*, 42: 421- 428.
- 20- Lucena J.J. 2000. Effects of bicarbonate, nitrate and other environmental factors on iron chlorosis, A review, *Journal of Plant Nutrition*, 23:1591-1606.
- 21- Mahmoudi H., Ksouri R., Gharsalli M. and Lachaal M. 2005. Differences in responses to iron deficiency between two legums: Lentil (*Lens culinaris*) and chickpea(*Cicer arietinum*), *Journal of Plant Physiology*, 162(11):1237-1245.
- 22- Malakouti M.J., Karimian N.A. and Keshavarz P. 2006. Diagnosis and recommendation integrated system for balanced fertilization, Tarbiatmodarres university press.
- 23-Martens D.G., and Westerman D.T. 1991. Fertilizer application for correcting micronutrient deficiency.PP.549- 592.In: Mortvedt, J.J., F.R. Cox, L.M. Shuman and R.M. Welch (Eds.), *Micronutrients in Agriculture*, SSSA, Madison, WI
- 24- Naganuma K., Okazaki M., Yonebayshi K. and AbuBaker Z. 1993. Surface charge and adsorption characteristics of copper and zinc on tropical soils, *Soil Science and Plant Nutrition*, 39: 455-462.
- 25- Neaman A., Reyes L., Trolard F., Bourrie G. and Sauve S. 2009. Copper mobility in contaminated soils of the puchancavi valley, central Chile. *Geoderma*, 150: 359- 366.
- 26-Nodehsharify GH .R.,Dordipour E., BaraniMotlagh M. and Olamaee M. 2016. Distribution of soil iron chemical forms in some Golestanprovince soils, *Applied Soil Research*, 4(1):28-38.
- 27- Randhava H.S. and Singh S.P. 1997. Iron fractions in alluvium- derived soils of Punjab, *Journal of Indian Society and Soil Science*, 45:825- 827.
- 28- Reyhanitarab A., Karimian N.A., Ardalani M., Savaghebi G.H.R. and Ghanadha M.R. 2006. Zinc Fractions of Selected Calcareous Soils of Tehran Province and Their Relationships with Soil Characteristics, *Journal of Science and Technology of Agriculture and Natural Resources*, 3: 125-136.
- 29- Roomizadeh S. and Karimian N. 1996. Manganese-iron relationship in soybean grown in calcareous soils, *Journal of Plant Nutrition*, 19: 379-406.
- 30-Shuman L.M. 1991. Chemical fractions of micronutrients in soils. In: Mortve, J.J., Cox F.R., Shuman L.M. and Awetch R.M. (Eds.). *Micronutrients in Agriculture*. SSSA, Madison,WI, pp. 113-144.
- 31- Shuman L.M. 1985. Frictionation method for soil microelements, *Journal of Soil Science*, 140 (1): 11-22.
- 32- Singh J.P., Karwasra S.P.S. and Singh M. 1988. Distribution and forms of copper, iron, manganese, and zinc in calcareous soils of India, *Soil Science*, 146: 359-366.
- 33- Yerriswamy R.M., Vasuki N., Manjunathaiah H.M. and Satyanarayana T. 1995. Forms of iron and their distribution in some Vertisols of Karnataka, *Journal of Indian Society and Soil Science*, 43, 371- 374.
- 34- Yelvikar N.V., Seddiqi S.I.M., Malewar G.U. and Tajuddin G. 1996. Distribution of different forms of iron in Vertic soils and their relation with soil properties, *Journal of Indian Society of Soil Science*, 44: 781- 783.
- 35- Yousfi S., Wissal M., Mahmoudi H., Abdelly C. and Gharsalli M. 2007. Effect of salt on physiological responses of barley to iron deficiency, *Plant Physiology Biochemistry*, 45: 309-314.
- 36- Yousfi S., Rabhi M., Abdelly C. and Gharsalli M. 2009. Iron deficiency tolerance traits in wild(*Hordeummaritimum*) and cultivated barley (*Hordeumvulgare*), *Comptes Rendus Biologies*, 332(6): 523-533.
- 37- Walkley A. and Black T.A. 1934. An examination of the Deligaref method for determining organic matter and a proposed modification of chromic acid titration method, *Soil Science*, 37:29-38.
- 38- Zhang M., Alva A.K., Li Y.C. and Calvert D.V. 1997. Fractionation of iron, aluminum, and phosphorous in selected sandy soils under citrus production. *Soil Science Society and American Journal*, 61:797-801.



## Effect of Fe-EDDHA on Soybean and Distribution of Chemical Forms of Iron in Soils of Fars Province

L.Tabande<sup>1\*</sup> - M. R.Bakhshi<sup>2</sup>

Received:07-08-2016

Accepted:18-03-2017

**Introduction:** Among essential plant micronutrients, iron (Fe) exerts the highest restriction to crop production in Fars Province. Determination of iron chemical forms is one of the accurate methods to study the status of this element (Fe) in the soil. Assessment of the relationships between the chemical forms and soil characteristic helps to describe the chemical changes of iron in the soil. In this study sequential extraction to determine iron forms in soils was conducted in order to provide a clear understanding of elements mobility and availability to plants. Trace elements in the soil are classified into 5 groups of chemical forms. These are the water-soluble and variable, adsorbed, chelate creating with complex compounds, secondary clay minerals, forms of insoluble metal oxide minerals, and primary minerals. Trace elements in the forms of water-soluble, changeable, adsorbed or chelates improve elemental balance in the soil and are known important for plant nutrition.

**Materials and Methods:** In a greenhouse experiment, the effects of Fe chelate (FeEDDHA) fertilizer levels on William cultivar of soybean (*Glycine max L.*) growth and chemical composition were studied using factorial and completely randomized design with 3 replications. Treatments were consisted of 10 soil samples and 3 levels of Fe applications (control, 5 and 10 mg.kg<sup>-1</sup> as Fe EDDHA). The aerial parts of Soybean plant were harvested at 8 weeks after plant emergence. Furthermore, many physical and chemical soil properties and extractable iron content with DTPA and EDTA were determined. Furthermore, by using sequential extraction methods of Singh et al ( 1988), chemical forms of Iron for example, exchangeable iron (Exch-Fe), organic bounded iron (OM-Fe), amorph iron oxides bounded iron (AFeOX-Fe), crystal iron oxides bounded iron (CFeOX-Fe), carbonate and residual forms of iron in the studied soils, were determined. Finally, concentrations of Fe, Mn, Cu and Zn were detected in plant and soil.

**Results and Discussion:** Forms of carbonate, organic, amorphous oxide, crystalline iron oxide in the forms of bounded and residual iron showed 0.0053, 0.0016, 0.44, 21.1 and 78.6% of the total soil iron, respectively. Therefore, the content of carbonate, organically bound iron of soil, represented only a small fraction of total soil iron and was considered unimportant in the total iron. In other words, crystalline iron oxide bound iron and residual iron forms constituted an important part of total iron.

The average contents of chemical forms of iron were classified as follows:

Res-Fe>CFeOX-Fe>AFeOX-Fe>Car-Fe> OM-Fe >Exch-Fe

Applications of Fe had a significant effect on dry matter, concentration, and uptake of Fe, Zn, Cu and Mn, extractable forms via extracting DTPA, EDTA, organic and exchangeable forms in soybean, when compared to the control. Among the chemical forms of iron, organic form had a significant positive correlation with the amount of available iron plant (extraction by DTPA). Moreover, most of the physical and chemical properties of calcareous soils studied were significantly correlated with the chemical forms and amount of iron uptake by plant. DTPA extractable iron had a negative significant correlation with pH ( $R^2=0.514^*$ ) and EDTA extractable iron had a positive significant correlation with organic matter ( $R^2=0.428^*$ ). The strongest correlation among the different chemical forms was obtained between the total and residual iron forms. Furthermore, the form connected to the amorphous iron oxides (AFeOX-Fe) showed a positive significant correlation with crystalline iron oxide bound iron (CFeOX-Fe). Therefore, there were significant correlations between some chemical forms of Fe, indicating the existence of a dynamic relationship between them in soils.

**Conclusions:** Application of Fe EDDHA resulted in significant increase in the organic and plant available (DTPA) forms of iron and, then it can be inferred that due to significant regression equation ( $r=0.435^*$ ) between two chemical forms of iron (organic and DTPA extracted), the form of organically bound formed the bulk of available iron in the plant. The positive reaction of plant to the use of Fe EDDHA was attributed to a significant increase in absorbable forms of iron in the studied soils. Furthermore, the highest level of iron (10 mgkg<sup>-1</sup> as Fe EDDHA) resulted in significant decrease of yield and a sharp drop in the concentration and uptake of other

1-Master of Science, Soil and Water Research Department, Fars Agricultural and Natural Resources Research Center, AREEO, Shiraz, Iran

(\*-Corresponding Author Email: ltabande@yahoo.com)

2-Master of Science, Department of Soil & Water, Jihad Agriculture Organization, Zanjan, Iran

nutrients such as Cu, Mn and Zn in plant. Thus, production and appropriate stability of the concentration of the other nutrients and good balance should be achieved through using an optimum level of Fe EDDHA in the Soybean cultivation.

**Keywords:** Iron, EDTA, DTPA, Sequential extraction, Chemical and Physical properties of soil



## توانایی باکتری‌های حل کننده پتاسیم در افزایش رشد گندم و جذب پتاسیم در زیستگاه درون

شیشه‌ای

نعمیه عنایتی ضمیر<sup>۱\*</sup> - احمد لندی<sup>۲</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۵/۱۷

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۲/۱۱

### چکیده

هوادیدگی کانی‌های خاک، خاستگاه بسیاری از عناصر غذایی ضروری رشد گیاه مانند پتاسیم هستند. کانی‌های میکایایی خاستگاه اصلی برآورد پتاسیم در خاک‌های کشورمان هستند. این پژوهش با هدف جداسازی باکتری‌های حل کننده پتاسیم از ریزوسفر گندم و بررسی توانایی این باکتریها در بهره‌گیری از پتاسیم ساختاری کانی‌های مسکویت و ورمی‌کولیت انجام شد. این پژوهش در زیستگاه درون شیشه‌ای با آرایش فاکتوریل در قالب طرح کاملاً تصادفی در ۳ تکرار انجام شد. فاکتورهای آزمایش سه سطح باکتری (شاهد بدون مایه زنی، و مایه زنی با باکتری ۱ و ۲) و چهار گونه تیمار کانی پتاسیم (مسکویت، ورمیکولیت، مسکویت+ $K_2HPO_4$ ، ورمیکولیت+ $K_2HPO_4$ ) بود. در پایان دوره کشت، بخش هوایی گیاه برداشت و به روش خاکستر خشک پتاسیم آن به کمک فروغ سنج اندازه گیری شد. همچنین صفات وزن تر و خشک اندام هوایی و ریشه، بلندی گیاه و درازی ریشه اندازه-گیری شد. این بررسی نشان داد که پیامد مایه زنی دو باکتری برهمه و بیزگی‌های اندازه گیری شده در سطح یک درصد معنی‌دار است. همه و بیزگی‌های یاد شده در بودن *Bacillus subtilis* و کانی ورمی‌کولیت بالاترین اندازه‌ها را داشتند. اندازه پتاسیم جذب شده در گیاه به گونه معنی‌داری وابسته به بستر کشت گیاه بود. اندازه پتاسیم جذب شده در گیاه، در سطح یک درصد به گونه معنی‌داری وابسته به باکتری حل کننده پتاسیم بود. بیشترین غلظت پتاسیم اندام هوایی (۰/۰۶۲ درصد) در تیمار بستر ورمی‌کولیت به همراه پتاسیم محلول در بودن *Bacillus subtilis* بود. بیشترین اندازه جذب پتاسیم در اندام هوایی گیاه (۰/۰۴۹ میلی‌گرم در گلدان) نیز در بستر ورمی‌کولیت به همراه پتاسیم محلول در بودن *Bacillus subtilis* و پس از آن در اندام هوایی گیاه (۰/۰۳۶ میلی‌گرم در گلدان) کشت شده در بستر مسکویت به همراه پتاسیم محلول در بودن *Bacillus subtilis* با اختلاف معنی‌دار در سطح ۵ درصد اندازه گیری شد.

**واژه‌های کلیدی:** بلندی گیاه، پتاسیم نامحلول، مسکویت، ورمی‌کولیت، وزن خشک

### مقدمه

این عنصر بیشتر به سه ریخت در خاک، پتاسیم فراهم برای گیاه ( محلول و تبادلی)، پتاسیم میان‌لایه‌ای و پتاسیم درون ساختاری خاک، دیده می‌شود. در میان این سه ریخت پتاسیم در خاک، غلظت پتاسیم محلول خاک بسیار کم است (۱ تا ۲ درصد از همه آن) و بخش بزرگی از پتاسیم (۹۸ درصد پتاسیم خاک) به گونه نامحلول در خاک است (۱۲). اگر چه کمبود پتاسیم مانند کمبود نیتروژن و فسفات‌گسترده نیست اما بسیاری از خاکهای کشاورزی که در آغاز از این عنصر غنی بودند با برداشت پی در پی گیاه، رواناب، آبشوابی و فرسایش خاک با کمبود این عنصر روبرو شده‌اند (۳۰).

بخش عمده پتاسیم در خاک در ساختمان کانیهای پتاسیم دار مثل مسکویت، بیوتیت و فلدسپارها وجود دارد. به گونه معمول بیشتر

پتاسیم یکی از عناصر غذایی ضروری پرنیاز و فراوان ترین کاتیون جذب شده در بیشتر گیاهان است که نقش مهمی در رشد و دگرگونی آنها دارد. پتاسیم در فعالیت آنزیم‌ها، افزایش شادابی یاخته، افزایش فتوستنتز، کمک در جابجایی قند و نشاسته، کمک در جذب نیتروژن و برای ساخت پروتئین در گیاه نیاز است. افزون بر متabolیسم گیاه، پتاسیم مایه بهبود کیفیت محصول می‌شود، زیرا پتاسیم در پر کردن دانه، وزن دانه، افزایش پایداری به بیماری نقش داشته و افزون بر آن

۱ و ۲- به ترتیب دانشیار و استاد گروه علوم و مهندسی خاک، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شهید چمران اهواز  
(Email:n.enayatzamir@scu.ac.ir) - نویسنده مسئول:  
DOI: 10.22067/jsw.v31i4.57235

همچنین غلظت پتاسیم در پنجه ۳۱-۳۴ درصد و در کلزا ۲۸-۳۱ درصد نسبت به شاهد افزایش نشان داد. هو و همکاران (۱۳) باکتری‌های آزاد کننده پتاسیم (*Bacillus mucilaginosus*) را از خاک جداسازی کردند. این دو سویه به گونه معنی‌داری قادر به آزادسازی پتاسیم از کانی پتاسیم‌دار محیط کشت الکساندروف بودند. ساگمارن و جانارتانم (۳۴) باکتریهای آزاد کننده پتاسیم را از خاک، سنگها و نمونه‌های معدنی جداسازی کردند و تأثیر این باکتریها را در آزادسازی پتاسیم از ارتوکلاز، میکروکلین و میکائی مسکوویت مطالعه کردند. در بین جدایه‌ها *Bacillus mucilaginosus* بیشترین آزادسازی پتاسیم را داشت و در بین کانیهای پتاسیم‌دار بیشترین اندازه پتاسیم آزاد شده در تیمار میکائی مسکوویت بود. لذا، بهره گیری از باکتریهای آزاد کننده پتاسیم یک روش امیدبخش برای افزایش پتاسیم قابل بهره گیری در خاک خواهد بود. این پژوهش با هدف بررسی پیامد باکتریهای آزاد کننده پتاسیم در عرضه پتاسیم توسط کانیهای مسکوویت و ورمیکولیت در جذب پتاسیم در گیاه گندم در شرایط درون شیشه‌ای انجام شد.

## مواد و روش‌ها

### نمونه‌برداری، آماده سازی و اسیدشویی کانی‌های مسکوویت و ورمیکولیت

نمونه‌های خاک از منطقه پیرامون ریشه گندم کشت شده در دانشگاه شهید چمران اهواز تهیه گردید. برای این کار تعداد ۱۲ نمونه به صورت تصادفی برداشت و سپس نمونه مرکب از آن تهیه گردید. کانی‌ها از معدنی در یزد تهیه و سپس توسط XRF آنالیز شدند (جدول ۱).

کانی‌های پتاسیم‌دار خاک که پتاسیم مورد نیاز گیاه را از طریق آزادسازی پتاسیم تأمین می‌کنند شامل بیوتیت، مسکوویت، میکروکلین و ارتوکلاز می‌باشد (۳۲ و ۱۴). اسپارکس و هانگ (۳۳) بیان داشتند پتاسیم ساختمانی در شرایط کمبود پتاسیم اهمیت ویژه‌ای دارد. زمانی که پتاسیم محلول و تبادلی خاک به کمتر از حد کفايت گیاه کاهش می‌یابد، پتاسیم غیرتبادلی می‌تواند از بین لایه‌های کانی‌های رسی آزاد شود. امروزه مصرف بالای کودهای شیمیایی برای تامین مواد غذایی مورد نیاز گیاه نمی‌تواند راهکار مناسبی برای افزایش بهره‌وری از خاک باشد، زیرا مایه آن می‌شود که مواد مغذی اضافی از طریق آبهای مازاد به سفره‌های آبی زیرزمینی و یا رودخانه‌ها و یا در نهایت به دریاها بریزد. افت کیفیت محصولات کشاورزی در پیامد عدم مصرف بهینه کود، انباست فلزهای سنگین و نیترات در ماده خشک گیاه، از بین رفن ذخیره ماده آلی خاک، کمبود سایر عناصر مغذی ضروری رشد و به خطر افتادن سلامت مصرف کنندگان همه از مشکلات ناشی از عدم توجه به مصرف کودهای شیمیایی به لحاظ نوع، اندازه و نوع مصرف آن می‌باشد. پرداختن به راهکار زیستی با توجه به مسائل و مشکلات زیست محیطی ناشی از کاربرد کودهای شیمیایی ضروری به نظر می‌رسد.

در این شیوه می‌توان از کودهای زیستی به عنوان جایگزین کودهای شیمیایی بهره گیری نمود. بعضی میکروارگانیسم‌ها در خاک قادر به آزاد کردن پتاسیم، از کانیهای دارای پتاسیم مثل میکا، ایالیت و ارتوکلاز از طریق تولید و ترشح اسیدهای آلی و تولید کلات به داخل محلول خاک می‌باشند (۲۵). لذا بهره گیری از میکروارگانیسم‌های آزاد کننده پتاسیم یک روش امیدبخش برای افزایش پتاسیم قابل بهره گیری در خاک خواهد بود.

شنگ (۲۹) با اضافه کردن باکتری *Bacillus edaphicus* به خاک پنجه و کلزا در یک آزمایش گلدانی به ترتیب افزایش ۱۹-۲۴ درصد و ۱۹-۲۱ درصد در وزن خشک ریشه و اندام هوایی دید.

جدول ۱- ترکیب عناصر (درصد) کانی مسکوویت و ورمیکولیت با بهره گیری از فلورسانس پرنو ایکس  
Table1- Minerals component (%) of muscovite and vermiculite using fluorescence X-Ray

عنصر Element کانی کانی Mineral	Na <sub>2</sub> O	MgO	Al <sub>2</sub> O <sub>3</sub>	SiO <sub>2</sub>	K <sub>2</sub> O	CaO	Fe <sub>2</sub> O <sub>3</sub>
	اکسید سدیم	اکسید مینزیم	اکسید الومینیوم	کوارتز	اکسید پتاسیم	اکسید کلسیم	اکسید آهن
مسکوویت muscovite	0.64	0.08	33.99	48.34	9.98	0.17	1.77
ورمیکولیت vermiculite	0.64	11.78	18.08	44.09	5.50	2	15

تبادل، کانی‌ها با اسید کلریدریک ۱٪ مولار تا خروج کامل پتاسیم قابل تبادل شسته شدند. اندازه پتاسیم محلول رویی توسط دستگاه جذب اتمی خوانده شد. در این روش تقریباً ۹۰ درصد پتاسیم در همان

برای یکنواخت نمودن اندازه کانی‌ها، پودر هر کانی به گونه جداگانه از دو غربال ۲۰۰ و ۲۷۰ مش عبور داده شدند و کانی مانده بر الک زیرین برای اسیدشویی بهره گیری شد. برای زدودن پتاسیم قابل

شد و سپس ۱ میلی لیتر از سوسپانسیون خاک در لوله اول ریخته و ورتكس شد. به این ترتیب رقت  $10^{-3}$  ایجاد شد. برای ساخت رقت‌های بعدی ۱ میلی لیتر از محلول لوله اول (رقت  $10^{-2}$ ) برداشته و در لوله دوم ریخته و ورتكس شد، تا به رقت  $10^{-9}$  برسد. ۰/۱ میلی لیتر از رقت‌های تهیه شده روی محیط کشت آگار مغذی به‌گونه زیگزاگی کشت داده شد ( $\varnothing$ ). تستک‌های کشت شده در دمای ۲۸ درجه سلسیوس برای ۷۲ ساعت نگهداری شدند. پس از خالص‌سازی باکتری‌ها بر پایه ریخت پرگنه یا کلنی آن‌ها برای جداسازی باکتری‌های حل کننده پتابسیم از روش لکه‌گذاری بر روی محیط کشت جامد الکساندروف ( $pH\ 7$ ) با محتویات مندرج در جدول ۲ بهره‌گیری شد ( $10^{-1}$ ).

مرحله اول از کانی استخراج می‌شود اما برای اطمینان از خروج کامل پتابسیم قابل بهره‌گیری از کانی پودر شده سه بار به گونه متواالی اسیدشوندی انجام شد. سپس نمونه‌ها در آون در دمای ۵۰ درجه سلسیوس برای ۷۲ ساعت خشک شدند.

#### جداسازی و شناسایی باکتری‌های حل کننده پتابسیم

برای این کار ۱۰ گرم از خاک نمونه برداری شده را برداشته و با بهره‌گیری از محلول نمکی سترون  $7/0$  درصد (۷ گرم  $NaCl$  در یک لیتر آب مقطر) به حجم ۱۰۰ میلی لیتر رسانده و برای ۲ ساعت با سرعت ۱۵۰ دور در دقیقه تکان داده شد. برای آماده سازی رقت‌های متواالی، در هر لوله آزمایش ۹ میلی لیتر محلول نمکی سترون ریخته

جدول ۲- محیط کشت غربال‌گری باکتری‌های حل کننده پتابسیم

Table 2- Contents of potassium solubilizing bacteria screening medium

ترکیب Component	Glucose گلوکز	$MgSO_4 \cdot 7H_2O$ سولفات مینیزیم	$FeCl_3$ کلرید آهن	$CaCO_3$ کربنات کلسیم	$Ca(H_2PO_4)_2 \cdot H_2O$ مونوکلسیم فسفات	Mineral کانی	آگار Agar
(g L <sup>-1</sup> )	5	0.005	0.01	2	2	2	15

دیگر توالی‌های موجود مقایسه و نوع باکتری مشخص شد.

#### تهیه و آماده سازی زادمایه باکتری

دو جایه با نسبت قطر هاله به کلنی بالاتر برای تهیه زادمایه گرینش شدند. برای هر باکتری به گونه جدا از هم اندازه لازم از محیط کشت مایع مغذی در ۱۰۰ میلی لیتر آب مقطر حل شده و در دمای ۱۲۱ درجه سلسیوس برای ۲۰ دقیقه اتوکلاو شد. پس از سرد شدن ۱۵۰ دور در دقیقه تکان داده و گرمادهی شدند (۳۱). پس از این مدت محیط کشت دارای باکتری برای ۵ دقیقه با قدرت ۶۰۰۰ دور در دقیقه سانتیفیوژ شده و یاخته‌های باکتری به گونه قرص درآمدند، سپس محلول رویی دور ریخته شد و یاخته‌های باکتری دوباره در سرم فیزیولوژی استریل به صورت سوسپانسیون درآمدند. کدورت سوسپانسیون باکتری بر اساس استاندارد مکفارلند معادل نیم مکفارلند ( $1/5 * 10^8 CFU/ml$ ) بود. برای تلقیح به لوله‌های دارای گندم این سوسپانسیون تا رسیدن به جمعیت  $10^{10}$  رقیق شد.

#### کشت گیاه در زیستگاه سترون

در این آزمایش از گندم رقم چمران که داری توان جوانه زنی بالابی بودند (۹۸ درصد) واژ گروه زراعت دانشکده کشاورزی دانشگاه شهید چمران آماده گردید، بهره‌گیری شد. برای گندزدایی رویه دانه‌ها و جلوگیری از آلودگی‌های میکروبی، بذرها برای ۱۰ دقیقه در محلول

تشکیل هاله در پیرامون کلنی باکتری‌ها نشان دهنده توانایی باکتری در انحلال پتابسیم است. جدایه‌هایی که بیشترین قطر هاله را داشتند به عنوان جدایه‌های برتر گرفتند (۲). شناسایی جدایه‌های حل کننده پتابسیم بر پایه ویژگی‌های ریخت شناختی و انجام آزمون‌های بیوشیمیایی و بر پایه راهنمای گروه‌بندی باکتری‌های برگی انجام شد (۷). برای استخراج DNA باکتری از کیت شرکت سیناژن و بر پایه پروتکل درج شده بهره‌گیری شد. بعد از استخراج DNA ژنومی برای اطمینان از استخراج و بررسی کیفیت ژنوم استخراج شده، ۵ میکرولیتر از محلول دارای ژنوم با یک میکرولیتر محلول رنگی لو دینگ دای بر روی ژل آکارز یک درصد دارای stain و لیزر ۸۰ ولت و برای ۵۰ دقیقه الکتروفورز شد. برای انجام واکنش‌های زنجیره‌ای پلیمراز از پرایم‌های عمومی (RP1 و FD1) و آنژیلیت تکثیر ژنوم در ناحیه ژن  $rRNA$  را داشتند، بهره‌گیری که قابلیت تکثیر ژنوم در ناحیه ژن  $rRNA$  را داشتند، بهره‌گیری شد (۳۸). پرایم‌های فوق توسط شرکت ژن فن آوران سنتز شده و براساس دستورالعمل شرکت سازنده آماده شد. تکثیر ژنوم با  $MgCl_2$ , dNTPs,  $Taq$  DNA polymerase و آب در حجم نهایی ۵۰ میکرولیتر و با بهره‌گیری از برنامه تکثیر شامل ۵ دقیقه واسرشته سازی در ۹۴ درجه سلسیوس و ۳۰ چرخه شامل یک دقیقه واسرشته سازی در ۹۴ درجه سلسیوس، ۴۰ ثانیه اتصال پرایم در ۵۸ درجه سلسیوس و ۱۵۰ ثانیه سنتز در ۷۲ درجه سلسیوس انجام شد. نتایج مربوط به تعیین توالی قطعه تکثیر شده باکتری در کشور کره جنوبی با استفاده از نرم‌افزار Bioedit ویرایش و با برنامه Blast با

pH و EDTA نزدیک ۶/۸ (۳۶). به اندازه ۵ میلی لیتر محلول غذایی دارای پتاسیم به برخی از لوله‌ها بر پایه طرح آزمایشی و ۵ میلی لیتر از محلول غذایی یاد شده اما بدون نمک دارای پتاسیم به دیگر لوله‌ها افزوده شد. لوله‌ها در دمای ۲۵ درجه سلسیوس با دوره روشنایی ۱۶ ساعت و ۸ ساعت تاریکی برای ۱۸ روز نگهداری شدند. در پایان روز هجدهم گیاهچه‌ها برداشت شدند و شاخص‌های وزن ترا و خشک اندام هوایی و ریشه، درازی اندام هوایی و درازی ریشه اندازه‌گیری گردید. اندازه پتاسیم اندام هوایی پس از هضم خشک و عصاره‌گیری با بهره‌گیری از فلیم فتوتمتر خوانده و با بهره‌گیری از منحنی استاندارد غلظت پتاسیم محاسبه شد.

## نتایج و بحث

در این پژوهش ۱۵ جدایه بر پایه تفاوت در ویژگی‌های ریخت شناختی بر روی محیط کشت آکار مغذی جداسازی شدند. اما بر پایه نتایج حاصل از غربال‌گری انحلال پتاسیم از کانی‌های ورمیکولیت و مسکویت سه جدایه با توانایی انحلال پتاسیم شناسایی شدند و دو جدایه برای آزمایش روزی گیاه‌گزینش شدند. نتایج انحلال کانی در محیط کشت جامد کساندروف در جدول ۳ آمده است.

هپیوکلریت سدیم یک درصد قرار گرفته و سپس با آب مقطر سترون چندین بار شستشو داده شدند (۱). کشت گیاه و این آزمون در لوله‌هایی با قطر ۳ سانتیمتر و بلندی ۱۲ سانتیمتر انجام گردید. داخل هر لوله نزدیک ۱۲۰ گرم کانی آماده شده ریخته شد. دهانه لوله‌ها با کاغذ آلومنیومی بسته شد و لوله‌ها در اتوکلاو استریل شدند. سپس در زیستگاه سترون شده ۲ بذر در هر لوله کاشته شدند و در هنگام کاشت، هر بذر با اندازه ۵۰۰ میکرولیتر باکتری شناسایی شده (با فراوانی ۱۰× ۵× یاخته در هر میلی لیتر سوسپانسیون باکتری) مایه زنی گردید. برای هر تیمار ۹ لوله کشت در نظر گرفته شد. این آزمون در سه تکرار (هر تکرار شامل ۳ لوله) به صورت فاکتوریل در قالب طرح کاملاً تصادفی اجرا گردید. تیمارهای آزمایش شامل سه سطح باکتری (شاهد بدون اجرا گردید، باکتری ۱، باکتری ۲) و چهار نوع منبع پتاسیم (مسکویت، ورمیکولیت، مسکویت  $K_2HPO_4 +$ ، ورمیکولیت  $+ K_2HPO_4$ ) بود.

مجموعاً ۱۰۸ لوله در نظر گرفته شد. ترکیب محلول غذایی مورد بهره‌گیری عبارت بود از:  $0.25\text{ میلی مولار }KH_2PO_4$ ,  $2\text{ میلی مولار }Ca(NO_3)_2$ ,  $1\text{ میلی مولار }MgSO_4 \cdot 7H_2O$ ,  $0.08\text{ میلی مولار }K_2SO_4$ ,  $0.05\text{ میلی مولار }KCl$ ,  $0.01\text{ میلی مولار }MnSO_4$ ,  $0.02\text{ میکرومولار }CuSO_4$ ,  $0.02\text{ میکرومولار }H_3BO_3$ ,  $0.01\text{ میکرومولار }ZnSO_4$ ,  $0.01\text{ میکرومولار }Fe - (NH_4)_6Mo_7O_{24}$

جدول ۳-

قطر کلنی و هاله پدید آمده با سویه‌ها در پلیت دارای کانی ورمیکولیت و مسکویت

Table 3- Strains produced halo and colony diameter in plate containing vermiculite and muscovite

Bacterium	Diameter (mm) قطر باکتری	کلنی Colony	هاله Halo	هاله به کلنی Halo/Colony	کلنی Colony	هاله Halo	هاله به کلنی Halo/Colony	ورمیکولیت Vermiculite
<i>Bacillus subtilis</i>	5.4	8.1	1.5	4.5	9	2		
<i>Corynebacterium glutamicum</i>	4.4	6.1	1.3	5.5	8	1.4		
<i>P. putida</i>	8.7	6.3	0.72	6.7	5.8	0.86		

اگزوپلی‌ساقاریدها است. مطابق یافته‌های ناهر و همکاران (۲۰) کورینه‌باکتریوم به عنوان یک باکتری محرک رشد شناخته شده است چون توانست مایه افزایش وزن توده گیاه و نیز افزایش غلظت نیتروژن در گیاه گردد. کورینه‌باکتریوم‌ها در تولید سیدروفور فعال بوده و نیز گونه‌هایی از آن‌ها به دلیل داشتن توانایی انحلال فسفات‌های نامحلول و تثبیت غیرهمزیست نیتروژن به عنوان باکتری‌های افزاینده رشد گیاه معرفی شده‌اند (۳۵). رهاسازی پتاسیم از بیوپتیت توسط *P. putida* P13 با ایجاد هاله در محیط کساندروف (نسبت قطر هاله به کنی نزدیک ۱/۳) توسط ساریخانی (۲۶) گزارش شده است. براساس نتایج بدست آمده از مقایسه توالی rRNA ۱۶S، جدایه‌ها، تشابه ۹۸ درصدی با نام‌های یاد شده در جدول ۴ داشتند که با آزمون‌های بیوشیمیابی نیز همخوانی داشت.

همچنین برخی ویژگی‌های ریخت شناختی و بیوشیمیابی جدایه‌های قادر به انحلال پتاسیم در جدول ۴ ارایه شده است. بر پایه نتایج شناسایی بیوشیمیابی جدایه‌ها از جنس‌های باسیلوس، کورینه‌باکتریوم و پسودوموناس بودند. *Bacillus subtilis* را بسیاری از گروه باکتری‌های ریزوسفری افزاینده رشد گیاه به ویژه از دیدگاه حل فسفات‌های نامحلول و نیز تولید سیدروفور گزارش کرده‌اند (۲۴ و ۳۵). بر پایه یافته‌ها *Bacillus subtilis* توانایی بالاتری در برابر دو سویه دیگر در انحلال پتاسیم داشت. گروه گسترده‌ای از باکتریها از *circulans* *Bacillus edaphicus*, *Pseudomonas*، *Bacillus* توان رهاسازی پتاسیم از کانیهای پتاسیم دارند (۱۸). لیو و همکاران (۱۹) نشان دادند *Bacillus mucilaginosus* دارای توانایی آزادسازی پتاسیم از کانی میکا با تولید اسیدهای آلی و همچنین

## جدول ۴- نتایج آزمون‌های بیوشیمیابی و مشخصات جدایه‌های قادر به آزادسازی پتاسیم

Table 4- Biochemical tests results and characteristics of potassium solubilizing isolates

آزمون Test	نتایج Results		
	باسیل Rod shaped	باسیل با قطر زیاد و گرزی Coryne form	کوکوباسیل Coccobacill
شکل Shape			
واکنش گرم Gram staining	+	+	-
تست اسانت Ksnot	+	+	-
اسپور Spour	Central oval	-	-
کاتالاز Catalase	+	+	+
اکسیداز Oxidase	+	-	+
ژلاتیناز Gelatin hydrolysis	+	+	-
مصرف سیترات Citrate utilization	-	-	+
TSI	K/A	K/A	K/K
سولفید هیدروژن H <sub>2</sub> S	-	-	-
تولید اندول Indole	-	-	-
حرکت Motility	+	-	+
هیدروکسی نشاسته Starch hydrolysis	+	-	-
اکسیداسیون/تخمیر گلوكر Oxidative Fermentative	+	+	+
متیل رد Methyl Red	-	-	-
وگس پرسکوئر Voges Proskaur	+	-	-
دنیتروفیکاسیون No <sub>3</sub> reduction	-	+	+
NaCl 6.5%	+	+	+
اوره آر Urease	+	+	+
مانوز Manose	+	No need	No need
ساکارز Sucrose	+	+	+
مالتوز Maltose	No need	+	-
لاکتوز Lactose	-	-	-
نام جدایه Isolate name	<i>Bacillus subtilis</i>	<i>Corynebacterium glutamicum</i>	<i>Pseudomonas putida</i>

هوایی گیاه را نشان می‌دهد. برهم کنش تیمارها برهمه ویژگی‌های اندازه‌گیری شده در سطح یک درصد معنی دار شد.

**تأثیر تیمارها بر برخی ویژگی‌های ظاهری گیاه**  
جدول ۵ تجزیه واریانس پیامد تیمارها بر بلندی گیاه، درازی ریشه، وزن تر و خشک، و غلظت پتاسیم و پتاسیم جذب شده در اندام

جدول ۵- نتایج تجزیه واریانس پیامد تیمارها بر برخی صفات گیاه و غلظت پتاسیم

Table 5- ANOVA results of treatments effects on some plant characteristics and potassium concentration

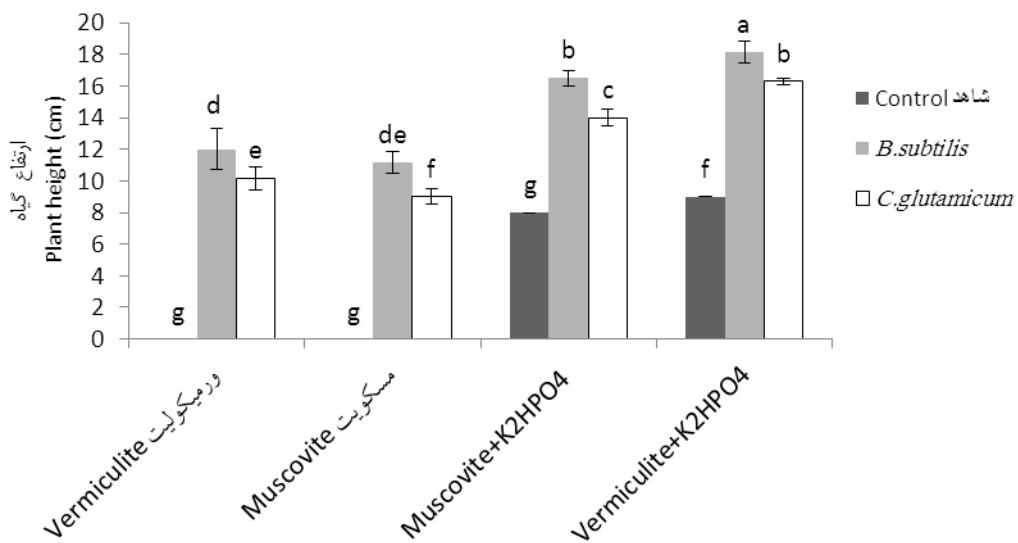
منابع تغییر SOV	درجه آزادی DF	بلندی گیاه Height	درازی Root length	وزن تر اندام هوایی Atrial wet weight	وزن خشک هوایی Atrial dry weight	وزن تر اندام هوایی Root wet weight	وزن خشک ریشه Root dry weight	غلظت پتاسیم potassium concentra- tion	پتاسیم جذب شدہ potassium uptake
<b>منع پتاسیم</b>									
Potassium source	3	150.4 **	54.1 **	22179.8 **	26008.3 **	14532.1 **	5204.05 **	0.006 **	0.0006 **
باکتری Bacterium	2	319.2 **	53.8 **	174749.1 **	34574.1 **	2726.1 **	29150.3 **	0.006 **	0.002 **
<b>منع</b>									
پتاسیم*باکتری Potassium source*Bacterium	6	4.79 **	7.8 **	1151.8 **	4699.4 **	2637.1 **	2375.1 **	0.0007 **	0.0002 **
خطا Error	24	1.1	0.75	50.3	74.3	194.2	123.4	0.00005	0.000001
ضریب تغییرات CV		9.7	16.2	3.8	12.4	20.1	17.3	7.8	8.2

\*\*significant p&lt;0.01

ریشه می‌شود (۲۱).

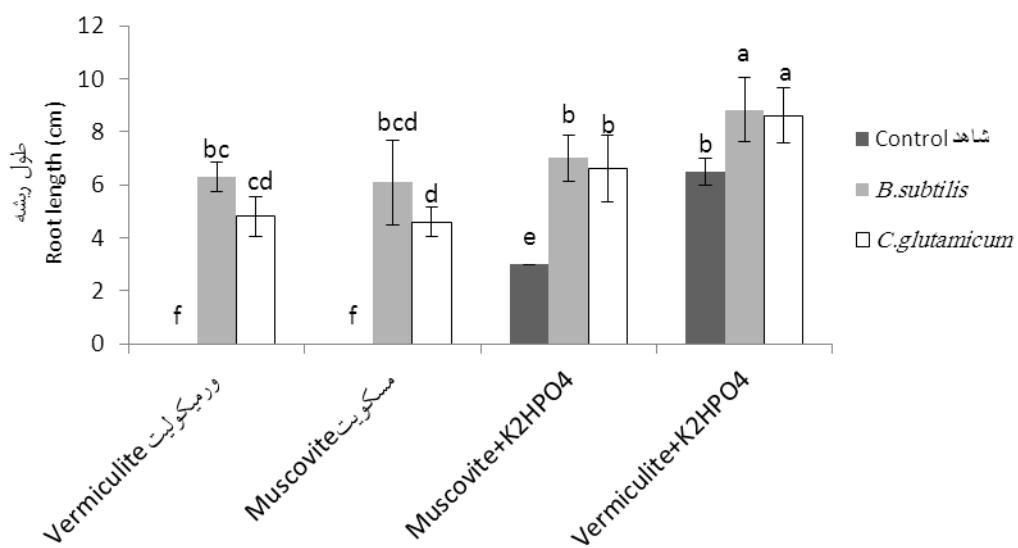
آزمون میانگین برهم کنش تیمارها بر وزن تر اندام هوایی در شکل ۳ نشان داده شده است. وزن تر اندام هوایی با کاربرد هر دو باکتری نسبت به تیمار شاهد افزایش معنی داری داشت. بیشترین اندازه وزن تر اندام هوایی به تیمار ورمی کولیت به همراه پتاسیم و در بودن *Bacillus subtilis* اختصاص داشت. طبق یافته‌های کیترشی و همکاران (۹) اندازه جوانه‌زنی در گیاهان برنج تیمار شده با *Bacillus subtilis* و وزن تر اندام هوایی در گیاهان برنج تیمار شده با این باکتری به گونه معنی داری بالاتر از تیمارهای بدون باکتری بود. یو و همکاران (۳۹) نشان دادند که در گیاهان فلفل تیمار شده با *Bacillus subtilis* اندازه وزن تر گیاه و بلندی آن به طور معنی داری بالاتر از گیاهان تیمار نشده بود. باکتریهای محرك رشد از یک طرف با بهبود وضعیت آبی گیاه و از طرفی دیگر با افزایش میزان فتوسنتز، میزان اسیمیلات تولیدی را افزایش داده و مایه افزایش زیستوده گیاه می‌شوند. نتایج حاضر نیز تفاوت معنی دار وزن تر گیاهان تیمار شده با باکتری و گیاهان تیمار نشده با باکتری را نشان می‌دهد.

آزمون میانگین برهم کنش تیمارها بر بلندی اندام هوایی و درازی ریشه در شکل ۱ و ۲ نشان داده شده است. هر دو صفت با کاربرد هر دو باکتری نسبت به تیمار شاهد افزایش معنی داری در سطح ۵ درصد داشتند. با توجه به نتایج بدون افزودن پتاسیم محلول در آغاز رشد، باکتریهای قادر به رهاسازی پتاسیم توائند پتاسیم اولیه مورد نیاز گیاه را تامین کنند. اما این آزمایش طی ۱۸ روز به اجرا درآمد و نمی‌توان اظهار داشت که آیا در درازی دوره رشد و تا رسیدن به عملکرد دانه این باکتریها می‌توانند پتاسیم مورد نیاز را تامین نمایند. بیشترین بلندی اندام هوایی و درازی ریشه به تیمار ورمی کولیت به همراه پتاسیم در بودن *Bacillus subtilis* بدست آمد. لیفشتیز و همکاران (۱۷) مشاهده کردند که مایه‌زنی بذرهای کلزا با *Pseudomonas putida* GR12-2 با توانایی تولید ایندول استیک اسید، به اندازه ۲ تا ۳ برابر مایه افزایش درازی ریشه می‌شود. افزایش رشد ریشه یکی از مهمترین معیارها برای سنجش اثرات مفید باکتریهای محرك رشد گیاه است. تولید ایندول استیک اسید توسط باکتری‌های محرك رشد گیاه مایه طوبیل شدن و تکثیر یاخته‌های



شکل ۱- آزمون میانگین پیامد تیمارها بر بلندی گیاه

**Figure 1- Mean comparison of treatments effect on plant height**  
Numbers followed by the same letter are not significantly differentns ( $P<0.05$ )



شکل ۲- آزمون میانگین پیامد تیمارها بر درازی ریشه

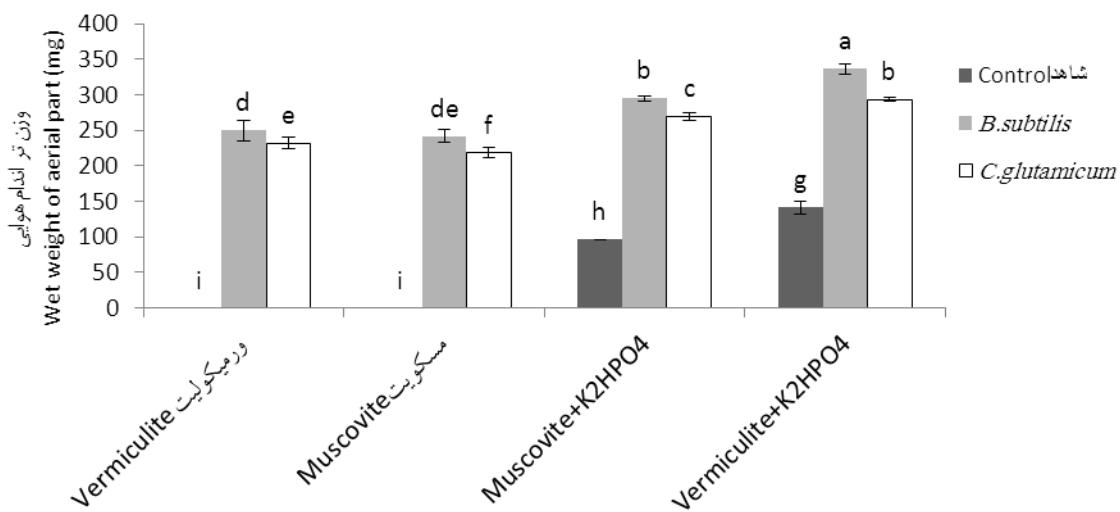
**Figure 2- Mean comparison of treatments effect on root length**

تیمارها نشان داد که با افزودن پتاسیم محلول در ابتدای کشت به لوله‌ها وزن خشک اندام هوایی در بودن هر دو کانی افزایش معنی‌داری نسبت به شاهد در سطح ۵ درصد داشت. همچنین پیامد هر دو باکتری نیز در سطح ۵ درصد بر افزایش این صفت معنی‌دار بود. به نظر می‌رسد پیامد باکتری بسیار بارزتر از پیامد پتاسیم محلول که در ابتدای کشت اضافه شد، می‌باشد. بالاترین اندازه این صفت در تیمار ورمیکولیت به همراه پتاسیم در بودن *Bacillus subtilis* به دست

باکتری‌های ریزوسفری از راه ساخت هورمون‌های رشد، افزایش حلالیت ترکیبات نامحلول فسفر و پتاسیم از راه ساخت اسیدهای آلی و معدنی، تولید سیدروفور و افزایش حلالیت آهن و روی و تولید آنزیم ACC-آمینا مؤثر در کاهش اثرات سوء اتیلن تنشی، به رشد بهتر گیاه کمک می‌کنند (۱۱). نتایج تجزیه واریانس داده‌ها نشان داد که برهم کنش تیمارها بر وزن خشک اندام هوایی گیاه در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار است (جدول ۵). نتایج آزمون میانگین برهم کنش

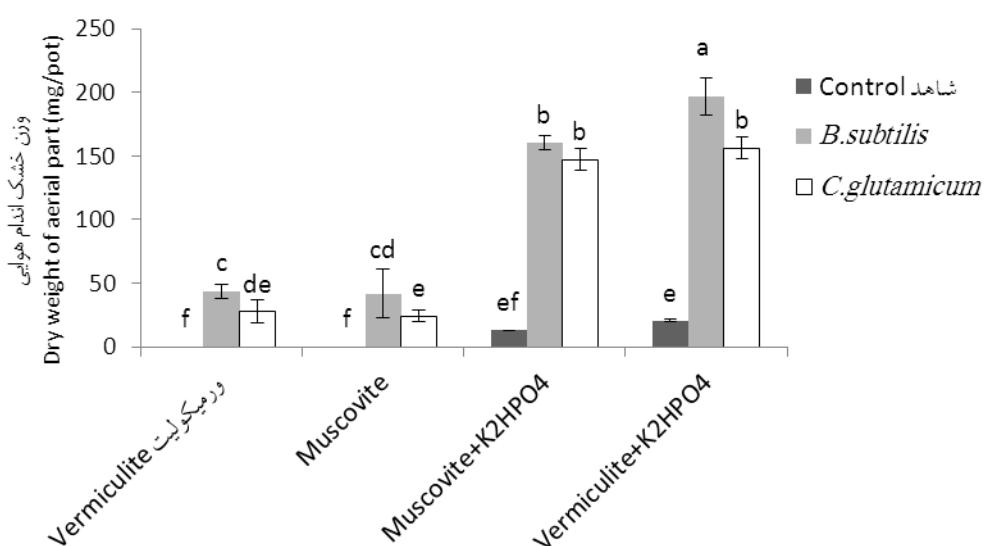
می‌تواند منجر به افزایش میزان فتوستتر و در نتیجه افزایش وزن زیستوده گیاهی می‌شود. نتایج باسیلیو و همکاران<sup>(۳)</sup> نشان داد که وزن خشک ریشه و برگ و ارتفاع گیاه در گندم تلقیح شده با باکتری محرك رشد افزایش یافت؛ آنها یکی از دلایل افزایش عملکرد این گیاهان را به افزایش جذب آب در گیاه نسبت دادند.

آمد. یکی از سازوکارهای افزایش وزن خشک اندام هوایی را می‌توان به تولید مواد محرك رشد گیاه مثل ایندول استیک اسید و جیبرلین نسبت داد. چاکرا بورتی و همکاران<sup>(۸)</sup> گزارش کردند که باکتری‌هایی که تولید ایندول استیک اسید که قادر به تولید ایندول استیک اسید که این ترکیب تولید شده توسط باکتری می‌تواند مایه افزایش وزن خشک اندام هوایی و عملکرد گردد. افزایش محتوای آب نسبتی برگ‌ها



شکل ۳- آزمون میانگین پیامد تیمارها بر وزن تر اندام هوایی

Figure 3- Mean comparison of treatments effect on fresh weight of aerial part



شکل ۴- آزمون میانگین پیامد تیمارها بر وزن خشک اندام هوایی

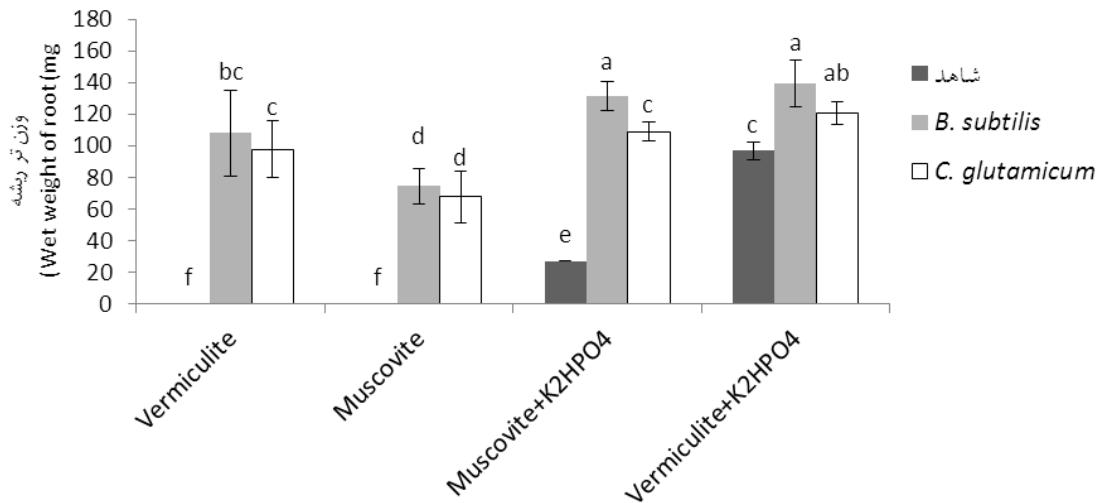
Figure 4- Mean comparison of treatments effect on dry weight of aerial part

(شکل‌های ۵ و ۶) در بودن هر دو کانی افزایش معنی‌داری نسبت به شاهد در سطح ۵ درصد داشت. همچنین اثر هر دو باکتری نیز در

نتایج آزمون میانگین برهمنکش تیمارها نشان داد که با افزودن پتاسیم محلول در ابتدای کشت به لوله‌ها وزن تر و خشک ریشه

محلول در بودن *Bacillus subtilis* با اختلاف معنی دار در سطح ۵ درصد بر قرار داشت.

سطح ۵ درصد بر افزایش این دو صفت معنی دار بود. بالاترین میزان این دو صفت در تیمار ورمی کولیت به همراه پتابسیم در بودن *subtilis* به دست آمد و پس از آن تیمار مسکویت به همراه پتابسیم *Bacillus*



شکل ۵- آزمون میانگین بیامد تیمارها بر وزن تر ریشه  
Figure 5- Mean comparison of treatments effect on fresh weight of root

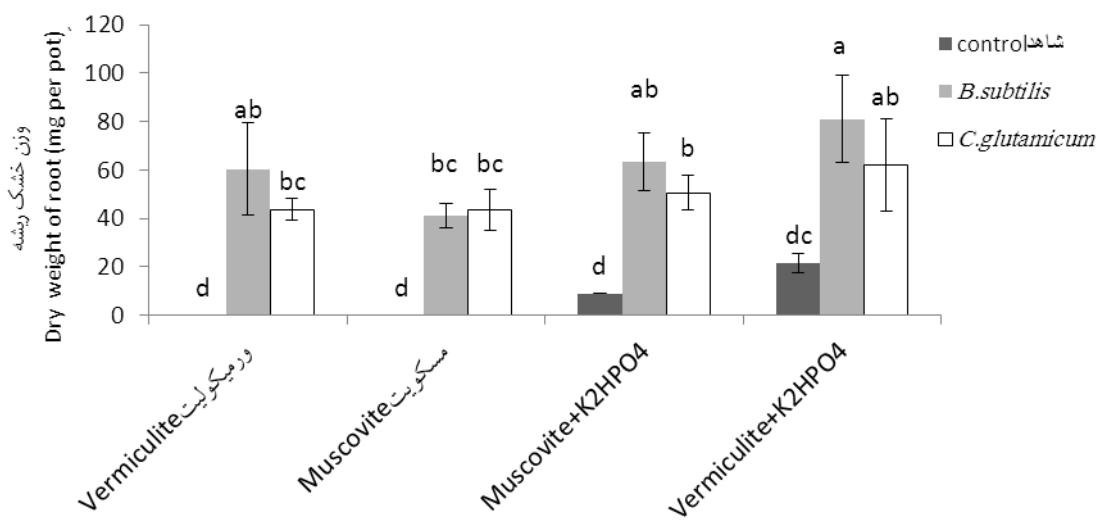
#### تاثیر تیمارها بر غلظت و جذب پتابسیم توسط اندام هوایی گیاه

نتایج تجزیه واریانس داده ها نشان داد که برهم کنش تیمارها بر غلظت و جذب پتابسیم گیاه در سطح احتمال یک درصد معنی دار است (جدول ۵). نتایج آزمون میانگین برهم کنش تیمارها (شکل های ۷ و ۸) نشان داد که با افزودن پتابسیم محلول در ابتدای کشت به لوله ها غلظت و جذب پتابسیم در بودن هر دو کانی افزایش معنی داری نسبت به شاهد در سطح ۵ درصد داشت.

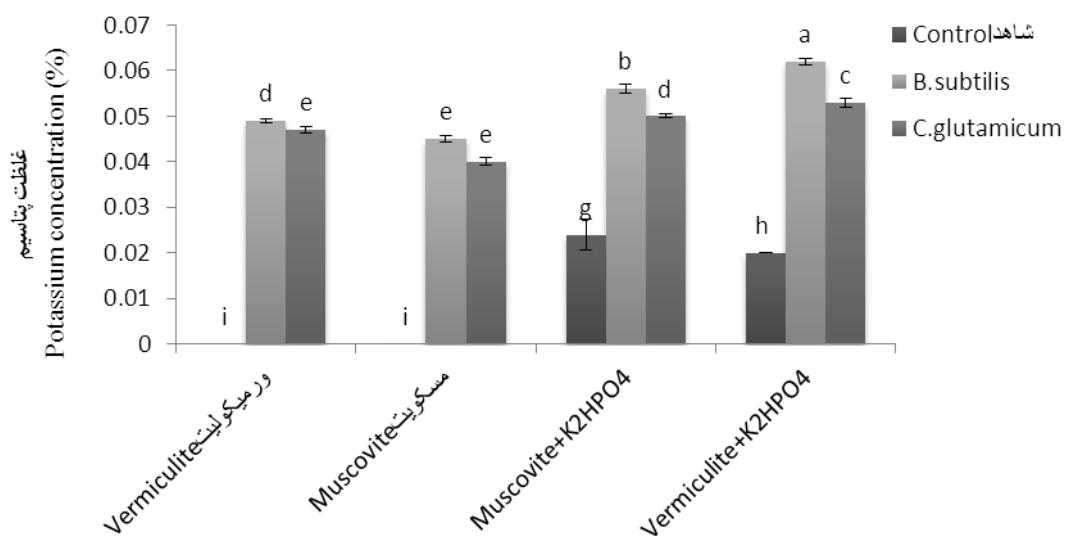
همچنین بیامد هر دو باکتری نیز در سطح ۵ درصد بر افزایش این دو صفت معنی دار بود. بیشترین غلظت و جذب پتابسیم در گیاهان کشت شده در بستر ورمی کولیت مایه زنی شده با *Bacillus subtilis* و با افزودن پتابسیم محلول در ابتدای آزمایش دیده شد. پس از آن تیمار تقدیم شده با پتابسیم محلول در بستر ورمی کولیت با بودن *Corynebacterium glutamicum* قرار داشت.

یادآور شود که غلظت پتابسیم گیاه در هر دو بستر ورمی کولیت و مسکویت در بودن هر کدام از باکتریها بدون افزودن پتابسیم به گونه معنی داری بالاتر از غلظت پتابسیم گیاه در هر دو بستر تعذیب شده با پتابسیم محلول و نبودن باکتری بود. در واقع در شرایط تعذیبی ای بدون پتابسیم، گیاهان مایه زنی شده با باکتری انحلال کننده پتابسیم جذب پتابسیم بالاتری در برابر گیاهان بدون باکتری داشتند که این ناهمانندی از دیدگاه آماری چشمگیر است.

بانچیو و همکاران (۵) بیان کردند بهره گیری از باکتری های محرك رشد سبب افزایش حجم ریشه ها گردیده که در نهایت جذب آب و مواد غذایی را افزایش داده و سبب افزایش عملکرد گیاه می شود. ساگمارن و جانارتم (۳۴) باکتری های آزاد کننده پتابسیم را از خاک جدا کرده و تأثیر آنها را بر آزادسازی پتابسیم از کانی های پتابسیم دار خاک و همچنین رشد گیاه بادام زمینی مورد مطالعه قرار دادند. نتایج آنها نشان داد باکتری *Bacillus mucilaginosus* MCRCP1 توانایی بالایی در آزادسازی پتابسیم از میکائی مسکویت داشت و اندازه فسفر و پتابسیم قابل بهره گیری در خاک به گونه چشمگیری افزایش یافت. همچنین وزن خشک ریشه، اندام هوایی و درصد روغن در نتیجه این مایه زنی به گونه معنی داری افزایش یافت (۳۴). اگرچه تولید اسیدهای آلی و معدنی در این پژوهش بررسی نشده است اما بر پایه گزارشات موجود افزایش وزن خشک ریشه و اندام هوایی نسبت به شاهد در بیامد مایه زنی با سویه های مورد آزمایش را می توان به تولید و ترشح ترکیباتی مثل اسیدهای آلی، معدنی، پلی ساکاریدها و سیدروفور توسعه این سویه ها نسبت داد که مایه آزادسازی پتابسیم از ترکیبات نامحلول شده و به شکل قابل بهره گیری برای گیاه در آمده است. شنگ و همکاران (۲۷) گزارش کردند که تجزیه کانی های پتابسیم دار و آزادسازی پتابسیم توسط *Bacillus globisporus* به علت تولید اسیدهای آلی می باشد. محققین گزارش کردند که *Bacillus megaterium* قادر به تولید سیدروفور می باشد (۸).



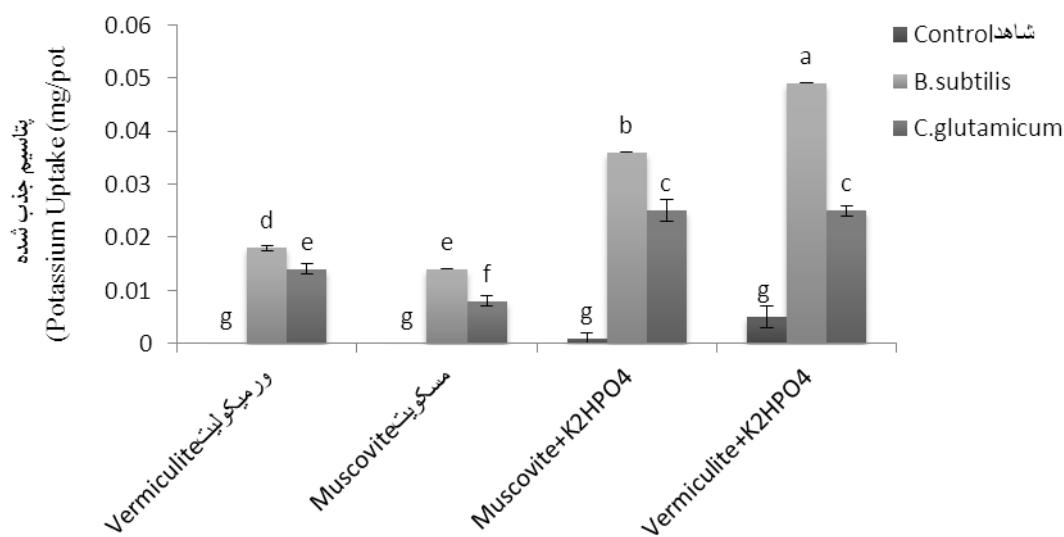
شکل ۶- آزمون میانگین پیامد تیمارها بر وزن خشک ریشه  
Figure 6- Mean comparison of treatments effect on dry weight of root



شکل ۷- آزمون میانگین پیامد تیمارها بر غلظت پتاسیم اندام هوایی  
Figure 7- Mean comparison of treatments effect on potassium concentration of aerial part

باکتری‌های آزاد کننده پتاسیم توسط محققین مختلفی گزارش شده است (۴، ۲۳ و ۲۷). شنگ و هی (۲۸) افزایش درازی ریشه و بلندی گیاه و همچنین افزایش غلظت پتاسیم را در گیاه گندم مایه زنی شده با *Bacillus edaphicus* را گزارش کردند. وسی (۳۷) گزارش نمود که باکتری‌های افزاینده رشد گیاه، نقش زیادی در جذب مواد غذایی در گیاه دارند و می‌توانند عناصر را از ریخت به گونه فراهم درآورند.

این پژوهش نشان دهنده تاثیر مثبت باکتری بر تغذیه پتاسیمی گیاه از کانیهای دارای پتاسیم است. اگرچه گیاه در این بستر کشت با پتاسیم محلول تغذیه نشده است و هیچ گونه پتاسیمی از منبع خارجی دریافت نکرده است اما ریشه گیاه به همراه باکتری اتحلال کننده پتاسیم با ترشح اسیدهای آلی و کاهش pH و ایجاد محیط ریزوسferی توانسته است کانی را هوادیده نموده و پتاسیم غیرقابلی آن را جذب کند. افزایش غلظت پتاسیم اندام هوایی و ریشه در پیامد مایه زنی با



شکل ۸- آزمون میانگین پیامد تیمارها بر جذب پتاسیم توسط اندام هوایی

Figure 8- Mean comparison of treatments effect on potassium uptake by aerial part

بسیار ناچیز رشد نمایند، اما با توجه به درازی دوره این آزمایش که بسیار کوتاه بود نمی‌توان اظهار داشت که آیا تا پایان رشد قادر خواهد بود از پتاسیم ساختاری این کانیها در پی تراوش های ریشه ای بهره‌گیری نمایند یا خیر. افزون بر نقش گیاه در بهره گیری از پتاسیم ساختمانی، اندازه آزادسازی پتاسیم از بین لایه های کانی وابسته به ریز جانداران خاک نیز می‌باشد. پژوهش انجام شده نشان داد که مایه زنی هر دو سویه به ریشه گیاه گندم حتی در صورت عدم بهره گیری از پتاسیم محلول در آغاز رشد، مایه جذب بیشتر پتاسیم در برابر شاهد شد. رشد گیاه در پیامد مایه زنی با هر یک از این دو سویه به گونه چشمگیری افزایش پیدا کرد. چون توان آزادسازی پتاسیم در میان سویه های آزمایش شده ناهمانند بود بنابراین اندازه پتاسیم جذب شده در گیاه در پیامد مایه زنی با سویه ها نیز ناهمانند بود. همچنین اندازه رهاسازی پتاسیم از کانی ورمیکولیت در بودن و نبودن باکتری بیشتر از مسکوویت بود. بنابراین پژوهش و ارجایی که اندازه کانی ورمیکولیت در استان خوزستان بالاست و این کانی منبع سرشاری از پتاسیم برای گیاه است، و از طرفی هر دو سویه باکتری از دیدگاه توان بهبود رشد و جذب پتاسیم در گیاه کارایی خوبی داشته اند می‌توان از این سویه ها پس از تایید در پژوهش میدانی در راستای کاهش کاربرد کود پتاسیمی بهره گیری نمود.

خیامیم و همکاران (۱۶) در بررسی خود دیدند که فلوگوپیت توانست نیاز پتاسیمی گیاهان تحت کشت را به خوبی تأمین نماید به گونه ای که غلظت پتاسیم ساخسار جو در محدوده کفایت این عنصر قرار داشت. اندازه پتاسیم رها شده از کانی ورمیکولیت به گونه چشمگیری بیشتر از کانی مسکوویت بود. این تفاوت را می‌توان به فاکتورهای مختلفی مثل ماهیت کانی های پتاسیم دار که شامل ساختار کریستالی، ترکیب شیمیایی کانی، درجه تخلیه و تعییر بار لایه ای کانی نسبت داد. در مسکوویت اولاً موقعیت هیدروکسیل نسبت به ورقه های سیلیکات، مایل بوده و فاصله بین پروتون و پتاسیم زیادتر است و آزادسازی پتاسیم کمتر خواهد شد. اما در کانی ورمیکولیت این موقعیت عمودی بوده و پروتون نزدیک به پتاسیم قرار گرفته و نیروی دافعه بیشتری دارد، ثانیاً ابعاد ورقه های اکتاھدرال در کانی مسکوویت کوچکتر از کانی ورمیکولیت است. در نتیجه پتاسیم در مسکوویت با نیروی بیشتر نگهداری می شود (۱۴ و ۱۵).

### نتیجه گیری کلی

با توجه به نتایج به دست آمده در این پژوهش می‌توان دریافت که گیاه گندم در شرایط تغذیه ای بدون پتاسیم در محیط ورمیکولیت و مسکوویت نتوانسته است از پتاسیم کانی بهره گیری کند. هنگامی که بذر با محلول غذایی دارای پتاسیم در آغاز رشد تغذیه شدند، توانستند

### منابع

- Ahmad S., and Haddad R. 2011. Study of silicon effects on antioxidant enzyme activities and osmotic adjustment of wheat under drought stress. Czech Journal of Genetics and Plant Breeding, 47 (1): 17–27.
- Aleksandrov V.G., Blagodyr R.N., and Iiiev I.P. 1967. Liberation of phosphoric acid from apatite by silicate

- bacteria. *Mikrobiolichnyi Zhurnal* (Kiev), 29: 111-114.
3. Bacilio M., Rodrguez H., Moreno M., Hernandez J.P., and Bashan Y. 2004. Mitigation of salt stress in wheat seedlings by a gfp-tagged *Azospirillum lipoferum*. *Biology and Fertility of Soils*, 40: 188-193.
  4. Badr M.A. 2006. Efficiency of K-feldspar combined with organic materials and silicate dissolving bacteria on tomato yield. *Journal of Applied Sciences Research*, 2: 1191-1198.
  5. Banchio E., Bogino P.C., Zygadlo J., and Giordano W. 2008. Plant growth promoting rhizobacteria improve growth and essential oil yield in *Organum majorana* L. *Biochemical Systematics and Ecology*, 36: 766-771.
  6. Bordoloi N.K., and konwar B.K. 2008. Microbial surfactant enhanced mineral oil recovery under laboratory conditions. *Colloids Surf. B: Biointerfaces*, 63: 73-82.
  7. Cappiccini J. 1992. *Microbiology: A laboratory manual*. The Benjamin Cummings publishinig company, INC.39. Bridge parkway Redwood city, California.
  8. Chakraborty U., Chakraborty B., and Basnet M. 2006. Plant growth promotion and induction of resistance in *Camellia sinensis* by *Bacillus megaterium*. *Journal of Basic Microbiology*, 46: 186 – 195.
  9. Chithrashree A.C., Udayashankar S., Chandra Nayaka M.S., and Reddy C.S. 2011. Plant growth-promoting rhizobacteria mediate induced systemic resistance in rice against bacterial leaf blight caused by *Xanthomonas oryzae* pv. *oryzae*. *Biological Control*, 59: 114–122.
  10. Girgis M. G. Z., Khalil H.M.A., and Sharaf M.S. 2008. In Vitro evaluation of rock phosphate and potassium solubilizing potential of some *Bacillus* strains. *Australian Journal of Basic and Applied Sciences*, 2 (1):68-81.
  11. Glick B.R. 2004. Bacterial ACC deaminase and the alleviation of plant stress. *Advances in Applied Microbiology*, 56:291–312.
  12. Goldstein A.H. 1994. Involvement of the quino protein glucose dehydrogenase in the solubilization of exogeneous mineral phosphates by gram negative bacteria. Pp. 197-203. In: Torriani-Gorini. A, Yagil E and Silver S, (eds.) *Phosphate in Micro-Organisms: Cellular and Molecular Biology*. Washington DC, ASM Press.
  13. Hu X.F., Che, J., and Guo J.F. 2006. Two phosphate and potassium solubilizing bacteria isolated from Tiannumountain, Zhejiang, China. *World Journal of Microbiology and Biotechnology*, 22: 983-990.
  14. Huang P.M., and Song S. 1988. Dynamics of potassium release from potassiumbearing minerals as influenced by oxalic and citric acids. *Soil Science Society of American Journal*, 52: 383-390.
  15. Khayamim F., Khademi H., and Sabzalian R. 2011. Effect of *Neotyphodium* endophyte-tall fescue symbiosis on mineralogical changes in clay-sized phlogopite and muscovite. *Plant and Soil*, 341: 473-484.
  16. Khyamim F., Khademi H., Khoushgoftarmanesh A.H., and Ayoubi Sh. 2010. Ability of barley (*Hordeum vulgare* L.) to take up potassium from di-and tri-octahedral micas. *Journal of Water and Soil*, 23: 4. 170-178. (in Persian with English abstract)
  17. Lifshitz R., Klopper J.W., Kozlowski M., Simonson C., Carlson J., Tipping E.M., and Zaleska I. 1987. Growth promoting of canola (rapeseed) seedlings by a strain of *pseudomonas putida* under gnotobiotic conditions. *Canadian Journal of Microbiology*, 33: 390-395.
  18. Liu D., Lian B., and Dong H. 2012. Isolation of *Paenibacillus* sp. and assessment of its potential for enhancing mineral weathering. *Geomicrobiology Journal*, 29:413–421.
  19. Liu W., Xu X., Yang Q., and Chrisite P. 2006. Decomposition of silicate minerals by *Bacillus mucilaginosus* in liquid culture. *Environmental Geochemistry and Health*, 28:133–140.
  20. Naher U.A., Othman R., Shamsuddin Z.H.J., Saud H.M., and Ismail R. 2009. Growth Enhancement and Root Colonization of Rice Seedlings by *Rhizobium* and *Corynebacterium* spp. *International Journal of Agriculture and Biology*, 11(5): 1814–9596.
  21. Patten C.L., and Glick B.R. 2002. Role of *Pseudomonas putida* indole acetic acid in development of host plant root system. *Applied Environmental Microbiology*, 3795-3801.
  22. Pettigrew W.T. 2008. Potassium influences on yield and quality production for maize, wheat, soybean and cotton. *Physiologia Plantarum*, 133: 670–681.
  23. Prajapati K., Sharma M.C., and Modi H.A. 2013. Growth promoting effect of potassium solubilizing microorganisms on okra (*Abelmoschus esculentus*). *International Journal of Agricultural Sciences and Research*, 3(1): 181-188.
  24. Rai M. K. 2006. Hand book of microbial biofertilizers. Food products press, an imprint of the Haworth press, Inc, PP: 137-182.
  25. Rogers J.R., and Bennett P.C. 2004. Mineral stimulation of subsurface microorganisms: release of limiting nutrients from silicates. *Chemical Geology*, 203: 91-108.
  26. Sarikhani M.R. 2015. Increasing potassium (K) release from K-containing minerals in the presence of insoluble phosphate by bacteria. *Biological Journal of Microorganism*, 4(16): 87-96.
  27. Sheng X.F., Zhao F., He L.Y., Qiu G., and Chen L. 2008. Isolation and characterization of silicate mineral solubilizing *Bacillus globisporus* Q12 from the surfaces of weathered feldspar. *Canadian Journal of Microbiology*, 54: 1064-1068.
  28. Sheng X.F., and He L.Y. 2006. Solubilization of potassium bearing minerals by a wild type strain of *Bacillus*

- edaphicus and its mutants and increased potassium uptake by wheat. Canadian Journal of Microbiology, 52(1): 66-72.
29. Sheng X.F. 2005. Growth promotion and increased potassium uptake of cotton and rape by a potassium releasing strain of *Bacillus edaphicus*. Soil Biology and Soil Biochemistry, 37: 1918-1922.
  30. Sheng X.F., He L.Y., and Huang W.Y. 2002. The conditions of releasing potassium by a silicate dissolving bacterial strain NBT. Agricultural Sciences in China, 1: 662-666.
  31. Shilev S., Sancho D.E., and Benlloch-Gonzalez M. 2010. Rhizospheric bacteria alleviate salt-produced stress in sunflower. Journal of Environmental Management, 1-5.
  32. Sparks D.L. 1987. Potassium dynamics in soils. Advances in Soil Science, 6: 1- 63.
  33. Sparks D.L., and Huang P.M. 1985. Physical chemistry of soil potassium. pp: 201–276. In: Munson R. D (Ed.), Potassium in Agriculture. Amatuer Softball Association (ASA),
  34. Sugumaran P., and Janarthanam B. 2007. Solubilization of potassium containing minerals by bacteria and their effect on plant growth. World Journal of Agricultural Science, 3: 350-355.
  35. Tilak K.V.B.R., Ranganayaki N., Pal K. K., De, R., Saxena A.K., Nautiyal C.S., Mittal S., Tripathi A.K., and Johri B.N. 2005. Diversity of plant growth and soil health supporting bacteria. Current science, 89(1): 136-150.
  36. Tolay I., Erenoglu B., and Cakmak I. 2001. Phytosiderophore release in *Aegilopsis* and *Triticum* species under zinc and iron deficiencies. Journal of Experimental Botany, 52:1093-1099.
  37. Vessey F. 2003. Plant growth promoting rhizobacteria as biofertilizers. Biomedical and Life Sciences. Plant and Soil, 255(2): 571-586.
  38. Weisburg W.G., Barns S.M., Pelletier D.A., and Lane D.J. 1991. 16S ribosomal DNA amplification for phylogenetic study. Journal of Bacteriology, 173 (2):697-703.
  39. Yu X., Ai C., Xin L., and Zhou G. 2011. The siderophore-producing bacterium, *Bacillus subtilis CAS15*, has a biocontrol effect on *Fusarium* wilt and promotes the growth of pepper. European Journal of Soil Biology, 47:138-145.



## Potassium Solubilizing Bacteria Ability to Increase Wheat Growth and Potassium uptake under in vitro Condition

N. Enayatzamir<sup>1\*</sup> - A. Landi<sup>2</sup>

Received: 07-08-2016

Accepted: 01-05-2017

**Introduction:** Potassium (K) is the third major essential macronutrient for plant growth. Without adequate potassium, the plants will have poorly developed roots, grow slowly, produce small seeds and have lower yields. Due to imbalanced fertilizer application, potassium deficiency is becoming one of the major constraints in crop production. The concentrations of soluble potassium in the soil are usually very low and more than 90% of potassium in the soil exists in the form of insoluble rocks and silicate minerals. Soil microbes have been reported to play a key role in the natural K cycle and therefore, potassium solubilizing microorganisms present in the soil could provide an alternative technology to make potassium available for uptake by plants. Thus, identification of microbial strains capable of solubilizing potassium minerals quickly can conserve our existing resources and avoid environmental pollution hazards caused by heavy application of chemical fertilizers.

**Materials and Methods:** This study aimed to isolate and identified potassium solubilizing bacteria and evaluate those effect on K availability from muscovite and vermiculite sources to wheat crop under *in vitro* condition. The study was conducted as factorial in completely randomized design at three replications included bacterium inoculation (control, isolate1, isolate 2) and four k sources (muscovite, vermiculite, muscovite+ K<sub>2</sub>HPO<sub>4</sub>, vermiculite+ K<sub>2</sub>HPO<sub>4</sub>). Bacterial isolates were obtained from wheat rhizosphere on modified Aleksandrov medium containing muscovite and vermiculite powder as potassium source. Nutrient broth medium was used to prepare an overnight culture of bacteria to inoculate in Aleksandrov medium, which was used to study the dissolution of silicate minerals. The zone of solubilization recorded on Aleksandrov medium. Then the ability of two bacterial strains, including *Bacillus subtilis* and *Corynebacterium glutamicum* to release mineral K from muscovite and vermiculite was investigated. After 18 days of seed culture, aerial part of plant growth was dry digested and K concentration was determined by flame photometry. Dry and fresh weight of aerial part and root, plant height and root length was recorded.

**Results:** Three K-solubilizing isolates from 15 isolates identified by biochemical and molecular methods which belonged to *Bacillus subtilis*, *Pseudomonas putida* and *Corynebacterium glutamicum*. The potassium solubilization zone of each strain on Aleksandrov medium containing muscovite were 8.1, 65.1 and 6.3, respectively. The zone was also 9, 8 and 5.8 in Aleksandrov medium in the presence of vermiculite as insoluble potassium source. According to these results potassium release from vermiculite was more than muscovite, in spite of more potassium content of muscovite. According to the obtained results two strains *Bacillus subtilis* and *Corynebacterium glutamicum* were selected for in vitro experiment because of halo to colony diameter ratio. The ratio of halo to colony diameter in the presence of muscovite for *Bacillus subtilis*, *Pseudomonas putida* and *Corynebacterium glutamicum* was 1.5, 0.72 and 1.3, respectively. These ratios were 2, 1.4 and 0.8, respectively in the medium containing vermiculite as insoluble potassium source. The results showed that the effect of bacteria inoculation was significant ( $p<0.01$ ) on all measured parameters. After being treated with the each of KSB strains, plant dry weight and uptake of K by wheat seedlings increased significantly. These increases were higher with the combination of *Bacillus subtilis* inoculation and vermiculite powder addition. Potassium concentration of plant was depended to culture medium. Maximum K solubilization occurred when vermiculite was used as a potassium source followed by K<sub>2</sub>HPO<sub>4</sub>. Also K concentration of plants was significantly ( $p<0.05$ ) affected by bacteria. In our study *Bacillus subtilis* showed the most pronounced beneficial effect on plant growth and K concentration by wheat seedlings. There was significant difference between potassium concentration in aerial part of wheat seedling cultivated in bacteria free medium with soluble potassium and medium containing bacteria without soluble potassium. This results shows the importance of potassium solubilizing bacteria to supply potassium for plant.

**Discussion and Conclusion:** The enhanced release of mineral K might be attributed to the release of organic

1, 2- Associate Professor and Full Professor of Soil Science, Department of Soil Science, Faculty of Agriculture, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran

(\*-Corresponding Author Email: n.enayatzamir@scu.ac.ir)

acids from the bacteria, a mechanism which plays a pivotal role in solubilizing potassium from inorganic source of potassium. According to the results combining the inoculation of potassium solubilizing bacteria and the addition of K bearing minerals could be a promising sustainable alternative to commercial K fertilizer and may help maintain the availability of soil nutrients. Further studies are necessary to determine the effects of these bacterial strains on mobilization of potassium-bearing minerals under field conditions.

**Keywords:** Dry weight, Height, Insoluble potassium, Muscovite, Vermiculite



## ارزیابی ساختار خطای در برخی مدل‌های توزیع اندازه ذرات خاک

فاطمه افراسیابی<sup>۱</sup> - حبیب خداوردیلو<sup>۲\*</sup> - فرخ اسدزاده<sup>۳</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۶/۱۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۰/۰۵

### چکیده

توزیع اندازه ذرات (PSD) خاک یکی از اساسی‌ترین مشخصه‌های فیزیکی خاک است که به طور گستردگی در برآورد بسیاری از ویژگی‌های کلیدی خاک کاربرد دارد. بنابراین توصیف صحیح و پیوسته منحنی PSD خاک‌ها با استفاده از توابع ریاضی ضروری است. هدف از این مطالعه بررسی ساختار خطای تعدادی از مدل‌های برتر PSD در نمونه خاک با کلاس‌های بافتی لوم شنی تا رس سیلتی از اراضی حاشیه غربی دریاچه ارومیه با سطوح مختلف شوری (از  $4/8-8/8$  دسی‌زیمنس بر متر) متاثر از شوری و سدیم بود. برای این منظور ۶ مدل برتر PSD شامل لوژستیک (MLG)، فردناند (Fred-3p و Fred-4p)، اندرسون (AD)، و ویول (ONL) Offset-Nonrenormalized Lognormal شده و جنبه‌های گوناگون کارآیی آن‌ها ارزیابی شد. نتایج نشان داد که براساس ضرایب کارآیی شامل  $R^2$  (ضریب تبیین)، RMSE (ریشه میانگین مربعات خطای نسبی) همه‌ی مدل‌های مورد بررسی دارای کارآیی بالایی بوده و کمترین مقدار میانگین  $R^2$  در مدل‌ها برابر با  $0/992$  و بیشترین مقدار RMSE و Er نیز به ترتیب برابر با  $0/028$  و  $0/045$  بود. با این حال، بین کارآیی مدل‌ها با درصد شن نمونه‌ها ارتباط معنی‌داری از نوع چندجمله‌ای درجه دو مشاهده شد که براساس آن مدل‌های مورد بررسی در خاک‌های حاوی  $30\%$  تا  $45\%$  درصد شن کمترین کارآیی را داشتند. ساختار خطای نقطه به نقطه مدل‌ها بیانگر کاهش خطای سیستماتیک در برآورد ذرات درشت خاک توسط مدل‌ها بود در حالی که اغلب مدل‌ها فراوانی ذرات ریز خاک را (کوچکتر از  $100\text{ }\mu\text{m}$ ) بیشتر از واقعیت برآورد کردند. افزون بر این، مقدار خطای نسبی نیز برای ذرات درشت خاک کمتر بود به گونه‌ای که مدل ویول (برای نمونه) برای ذرات با قطر  $100\text{ }\mu\text{m}$  میکرومتر حداقل درصد خطای نسبی را داشت. همیستگی نسبتاً بالا بین پارامترهای مدل ONL و MLG.Fred-3p بیانگر امکان کاهش تعداد پارامترهای این مدل‌ها است. با توجه به نتایج بدست آمده، علی‌رغم کارآیی عمومی بالای مدل‌های مورد بررسی در برآورد کل منحنی PSD، کارآیی هر مدل وابسته به اندازه ذرات بود. بنابراین، یک مدل ممکن است برای برآورد کل PSD خاک دقت کافی داشته باشد ولی برای برآورد گسترهای خاص از PSD خاک مناسب نباشد. استفاده از چنین مدلی می‌تواند خطای چشمگیر در برآورد گستره اندازه‌های موردنظر ایجاد کند.

**واژه‌های کلیدی:** بافت خاک، خاک شور و سدیمی، خطای برآورد، دریاچه ارومیه

### مقدمه

تبادل کاتیونی خاک (۱۸)، جذب و واجذب عناصر شیمیایی توسط خاک‌ها (۱۶)، ارزیابی تلفات کربن خاک از راه فرسایش (۱۹)، توزیع و سیستیک کربن آلی خاک (۶ و ۳۷) و غیره دارد. همچنین پژوهش‌هایی چند نشان داده‌اند که تغییرات PSD خاک، شخصی سودمند در ارزیابی تاثیر کاربری‌های گوناگون در فروساپی خاک و بیان زایی است (۳۴ و ۳۵). در بین کاربردهای پرشمار PSD خاک، بهره‌گیری از آن در برآورد ویژگی‌های هیدرولیکی خاک مانند منحنی رطوبتی و هدایت هیدرولیکی خاک اهمیت فراوانی دارد (۲۶ و ۲۶).

در برآورد ویژگی‌های هیدرولیکی از روی PSD خاک، ایجاد یک منحنی پیوسته و صحیح از PSD ضروری است چرا که دقت برآورد ویژگی‌های هیدرولیکی به داشتن اطلاعات تفصیلی از PSD وابسته است. با این حال بسیاری از بانک‌های اطلاعاتی مربوط به دانه‌بندی

توزیع اندازه ذرات اولیه (PSD)<sup>۱</sup> از جمله ویژگی‌های بنیادین خاک است که کاربردی گستردگی در برآورد و ارزیابی طیفی وسیع از مشخصه‌های کلیدی و دیریافت خاک از جمله نگهداشت آب (۱۴)، حرکت آب در خاک (۲۹)، مدل‌سازی جریان آب و انتقال املاح (۲۵)، فرسایش‌پذیری و ترسیب‌پذیری ذرات خاک (۳۶)، ظرفیت

۱، ۲ و ۳- به ترتیب دانش‌آموخته کارشناسی ارشد، دانشیار و استادیار گروه علوم خاک، دانشگاه ارومیه  
(\*- نویسنده مسئول: Email: h.khodaverdiloo@urmia.ac.ir  
DOI: 10.22067/jsw.v31i3.57181  
1- Particle Size Distribution

که به شماری از آن‌ها اشاره شد، نشان می‌دهد که مدل‌های نظری فردناند چهار پارامتری (Fred-4p)، فردناند سه پارامتری (Fred-3p)، اندرسون (AD)، ویبول (Wei)، لوگستیک (MLG) و ONL در اغلب پژوهش‌ها به عنوان مدل‌های برتر معرفی شده‌اند. با این حال در بیشتر مطالعات پیشین کارآیی کلی مدل‌ها براساس ضرایب نظری<sup>2</sup>، AIC، RMSE و GMER مدنظر بوده است، در حالی که مدل‌های مطلوب معرفی شده به رغم تشابه عملکرد کلی با یکدیگر ممکن است در برآورد بخش‌های مختلف مربوط به منحنی تجربی PSD عملکرد متفاوتی داشته باشند. بنابراین توجه به کارآیی یک مدل در توصیف توزیع بخش‌های مختلف اندازه‌ای ذرات خاک می‌تواند اهمیت ویژه‌ای داشته باشد. بر این اساس، هدف از این پژوهش بررسی خطای مدل‌های برتر PSD در برآورد کمیت کلاس‌های مختلف اندازه‌ای ذرات خاک های متاثر از نمک پیرامون دریاچه ارومیه بود. در این مطالعه، ساختار خطای مدل‌های برتر و ابستگی خطای برآورد فراوانی نسبی ذرات به اندازه آنها ارزیابی گردید.

## مواد و روش‌ها

**تهیه‌ی نمونه‌های خاک و تعیین توزیع اندازه ذرات اولیه**  
تعداد ۲۴ نمونه خاک از اراضی پیرامون ساحل غربی دریاچه ارومیه انتخاب شد. توزیع اندازه ذرات اولیه خاک‌ها از روش هیدرومتری (۱۰) تعیین شد. به این ترتیب که در جرم معینی از هر نمونه خاک پس از پراکنش فیزیکی و شیمیایی، توزیع اندازه ذرات کوچکتر از ۵۰ میکرومتر با استفاده از قرائت هیدرومتر ASTM 152H در زمان‌های مختلف (از ۳۰ ثانیه تا ۲۴ ساعت) و فراوانی نسبی ذرات با قطر بیش از ۵۰ میکرومتر به صورت مکانیکی توسط سری الک‌هاتیغین گردید. پس از جدا کردن ذرات بزرگتر از ۵۰ میکرومتر، در نهایت با ترکیب نتایج هیدرومتری و سری الک‌ها، منحنی کامل توزیع اندازه ذرات برای هر نمونه خاک به دست آمد. با توجه به تعدد قرائت در زمان‌های مختلف برای هر خاک و با توجه به تفاوت توزیع اندازه ذرات قطر معادل هر زمان برای خاک‌های مختلف، داده‌های اندازه قطر ذرات معادل با هر زمان قرائت ارایه نگردید. در این پژوهش از قانون استوکس و روابط مربوط به هیدرومتر ASTM 152H برای محاسبه قطر معادل استفاده شد. هدایت الکتریکی (EC) (۲۴)، درصد سدیم قابل تبادل (ESP) (۲۱) و نسبت سدیم جذب سطحی شده (SAR) (۳۳) در آزمایشگاه اندازه‌گیری شدند. برای دوری از خطای اندازه‌گیری ESP و CEC در خاک‌های شور و نه آهکی از روش‌های استاندارد همراه با تکرار استفاده شد که همبستگی بین مقدار SAR عصاره اشیاع با ESP در نمونه‌های مورد بررسی تا حدودی بیانگر درستی مقادیر ESP اندازه‌گیری شده است.

در جدول ۱ برخی ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی ۲۴ نمونه مورد

خاک‌ها، بخش جرمی شن، سیلت و رس را ارائه می‌دهند در حالی که نمونه خاک‌هایی که در یک کلاس بافتی معین قرار می‌گیرند، ممکن است PSD بسیار متفاوتی داشته باشند. برای مثال، کلاس بافتی رس در سیستم طبقه‌بندی USDA در برگیرنده‌ی همه‌ی نمونه خاک‌هایی با فراوانی رس ۴۰ تا ۱۰۰ درصد است. از این رو اطلاع دقیق از چگونگی PSD خاک اهمیت بسزایی دارد. برای حل این مشکل، مدل‌های تجربی و آماری پرشماری برای بیان کمی PSD خاک‌ها پیشنهاد شده است. با کاربرد این مدل‌ها، امکان پیوسته نمودن نقاط مربوط به منحنی PSD خاک و استخراج اطلاعات تفصیلی از اینتابع به منظور کاربرد در برآورد سایر ویژگی‌های هیدرولیکی خاک فراهم می‌گردد.

بر این اساس تاکنون پژوهش‌هایی پرشمار در زمینه ارزیابی مدل‌های برتر مربوط به PSD خاک صورت گرفته است. برای نمونه، Liu و همکاران (۲۲)، Hwang و همکاران (۱۴)، Nabizadeh (۲۷)، BeigiHarchegani و Rastgo و همکاران (۳۱) نیز مدل کارآیی، مدل فردناند چهار پارامتری (Fred-4p) بیشترین مورد بررسی، مدل فردناند چهار پارامتری (Fred-3p) نیز مدل Fred-4p و مدل ویبول (Wei) را به عنوان مدل‌هایی با بهترین قابلیت برآش در بیشتر خاک‌ها گزارش کردند. Botula و همکاران (۵) دریافتند که در بیشتر کلاس‌های بافتی مربوط به مجموعه داده‌های آن‌ها، مدل اندرسون (AD)، Fred-4p و پس از آنها مدل Wei و فردناند سه پارامتری (Fred-3p) بهترین برآش را نشان دادند. Shanggu و همکاران (۳۲) نیز با مقایسه کارآیی ۱۱ مدل مختلف PSD با استفاده از ضرایب کارآیی متفاوت مانند  $R^2_{adj}$  و GMER و همکاران (۳۸)، گزارش نمودند که مدل‌های AD و Wei و همچنین PSD مدل‌های فردناند سه و چهار پارامتری کارآیی مطلوبی در بیان Zhao و همکاران (۳۸)، در بررسی کارآیی ۱۴ مدل PSD در خاک‌های رسوی پیرامون سدها، گزارش کردند که مدل Fred-4p بهترین برآش را به داده‌های PSD داشته است. در پژوهش‌های انجام شده توسط Hwang (۱۴) و همکاران (۱۵) براساس مقایسه مقادیر متوسط ضریب آکائیک و ضریب تبیین، مدل Fred-4p در بین مدل‌های مورد بررسی بهترین عملکرد را نشان داد. Rastgo و همکاران (۳۱) در ارزیابی کارآیی ۱۵ مدل مورد بررسی بر اساس آماره AIC دریافتند که مدل Wei با کمترین مقدار AIC مطلوب‌ترین کارآیی را بین مدل‌های مورد بررسی داشت. Afrasiabi (۱) در ارزیابی کارآیی ۱۹ مدل PSD در خاک‌های متاثر از نمک پیرامون دریاچه ارومیه، مدل‌های AD، فردناند چهار و سه پارامتری، MLG و ONL را به عنوان مدل‌های با بالاترین کارآیی برآش معرفی کردند.

نتایج پژوهش‌های صورت گرفته در زمینه کارآیی مدل‌های PSD

در دامنه‌ی کلاس‌های بافتی رسی تا لوم شنی قرار دارند. همانطور که در جدول ۱ مشاهده می‌شود، تعداد ۴ نمونه در کلاس بافتی رس سیلیتی، ۳ نمونه لوم رس سیلی، ۲ نمونه لوم رسی، ۱ نمونه رسی، ۳ نمونه لوم شنی، ۸ نمونه لومی و ۳ نمونه در کلاس بافتی لوم سیلیتی جای دارند.

مطالعه آورده شده است. خاک‌های مورد مطالعه اغلب جزء خاک‌های سور و سدیمی متاثر از دریاچه ارومیه هستند. به طوری که میانگین قابلیت هدایت الکتریکی و نسبت جذب سدیم در عصاره اشبع نمونه‌های مورد مطالعه به ترتیب برابر با  $14/4 \text{ dSm}^{-1}$  و  $1^{\text{eq}/\text{l}}$  است. از نظر توزیع اندازه ذرات اولیه نیز خاک‌های مورد مطالعه با ضریب تغییرات ۵۵ درصد برای شن و ۴۸ درصد برای رس

جدول ۱- برخی ویژگی‌های فیزیکیو شیمیایی خاک‌های مورد مطالعه (n=۲۴)

Table 1- Selected physico-chemical properties of the studied soils (n=24)

بافت خاک Soil texture	EC (dSm <sup>-1</sup> )	ESP (%)	هدایت الکتریکی SAR (meq/l) <sup>0.5</sup>	نسبت جذب سدیم تبادلی Sand (%)	شن Silt (%)	رسیلت Clay (%)	شماره نمونه Sample No.
silty clay	31.4	38.6	31.8	10.1	46.3	43.7	1
sandy loam	72.4	70.3	48.3	55.3	30.2	14.6	2
Loam	48.3	39.5	21.8	41.6	43.2	15.2	3
Loam	2.3	18.5	16.4	46.6	36.4	17.0	4
silt loam	9.2	32.6	25.3	18.5	58.6	22.9	5
loam	85.4	71.0	47.0	43.8	43.5	12.8	6
loam	8.2	35.1	25.7	46.3	35.8	17.9	7
loam	1.5	9.6	10.7	36.6	45.7	17.8	8
sandyloam	7.2	31.0	22.8	53.2	32.9	13.9	9
sandyloam	9.4	34.2	28.8	59.4	33.0	7.6	10
silty clay loam	1.3	7.0	3.5	16.0	44.6	39.5	11
silt loam	0.8	13.7	0.7	19.4	55.8	24.8	12
silty clay	5.2	29.1	26.9	16.7	41.4	41.9	13
silty clay loam	21.6	30.5	30.9	13.6	49.0	37.4	14
silt loam	1.2	4.0	17.1	21.6	60.4	18.0	15
silty clay loam	2.1	19.5	9.2	15.5	45.6	38.9	16
clay loam	1.2	12.8	7.3	29.5	38.5	32.1	17
loam	2.2	14.4	18.8	25.9	47.3	26.8	18
loam	10.5	36.2	34.6	33.8	48.4	17.8	19
clay loam	15.6	23.1	26.4	27.3	44.2	28.5	20
clay	2.2	8.1	2.0	11.1	36.6	52.3	21
silty clay	1.5	10.3	5.3	9.0	41.6	49.4	22
silty clay	1.1	5.0	10.3	8.2	45.2	46.5	23
loam	3.5	17.6	14.7	37.7	40.2	22.1	24
Mean	14.39	25.49	20.26	29.03	43.52	27.48	
SD	22.91	17.98	13.07	15.98	7.68	13.14	

آن مقادیر و وارد کردن کمیت‌های نزدیک مختلف از آن محدوده به عنوان مقادیر اولیه، فرآیند بهینه‌سازی با صحیح ترین برآنش صورت گرفته انجام شد و مقادیر بهینه سازی شده پارامترها که منجر به کمترین مقدار خطا شده بود، انتخاب گردیدند.

اعتبارسنجی کلی مدل‌های PSD و بررسی ساختار خطای آن‌ها با استفاده از سه ضریب کارآیی شامل ضریب تبیین ( $R^2$ )، ریشه میانگین مربعات خطای (RMSE) و خطای نسبی (Er) ارزیابی گردید. این ضرایب هر یک جنبه‌های مختلفی از کارآیی مدل‌ها را نشان می‌دهند.

ضریب تبیین ( $R^2$ ): نشان دهنده‌ی نسبت کوواریانس داده‌های مشاهده‌ای و برآورد شده بر حاصل ضرب واریانس داده‌های مشاهده‌ای و برآورد شده می‌باشد.

$$R^2 = \left\{ \frac{\sum_{i=1}^n (O_i - O_{mean})(P_i - P_{mean})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (O_i - O_{mean})^2} \sqrt{\sum_{i=1}^n (P_i - P_{mean})^2}} \right\}^2 \quad (1)$$

#### برآش مدل‌های توزیع اندازه ذرات خاک

مدل‌سازی کمی PSD خاک‌ها تنها با استفاده از ۶ مدل که در بیشتر پژوهش‌های پیشین به عنوان مدل‌های برتر شناخته شده‌اند؛ صورت گرفت. مدل‌های مورد نظر به همراه روابط آن‌ها در جدول ۲ معرفی شده‌اند.

مدل‌های بالا از راه بهینه‌سازی مجموع مربعات در محیط نرم‌افزار MATLAB R2012b بر داده‌های اندازه‌گیری شده‌ی PSD برآش یافتند. در فرآیند برآش مدل‌ها در هر نمونه، برای اطمینان از مقادیر بهینه سازی شده پارامترها برای هر مدل؛ عمل برآش با کاربرد کمیت‌های مختلفی از مقادیر اولیه پارامترها صورت گرفت. در نهایت، با ثابت شدن مقدار پارامترهای مدل در طی فرآیند برآش، مقادیر بهینه پارامترها به دست آمد. در فرآیند بهینه‌سازی، ابتدا مقادیر اولیه‌ای برای پارامترهای هر مدل ارائه گردید. سپس با در نظر گرفتن

## جدول ۲- معادلات ریاضی مدل‌های توزیع اندازه ذرات

Table 2-The mathematical representation of the particle-size distribution models

پارامترهای مدل Model parameters	معادله Equation	علامت اختصاری Abbreviation	مدل Model
$n, m, d_f, \alpha$ $d_m=0.001$	$F(d) = \frac{1}{\{ln[\exp(1) + (\frac{\alpha}{d})^n]\}^m} \quad \{1 \\ - [\frac{ln(1 + \frac{d_f}{d})}{ln(1 + \frac{d_f}{d_m})}]^7\}$	Fred-4p	فردلاند ۴ پارامتری (۹)
$c, \sigma, \mu$	$F(d) = F(X) + c \\ F(X) = (1 - \operatorname{erf}[(X - \mu)/\sigma\sqrt{2}]) / 2 \\ X = ln(d)$	ONL	Offset-Nonrenormalized Lognormal (ONL) (۷)
$a, n, m$ $d_m=0.001$	$F(d) = \frac{1}{\{ln[\exp(1) + (\frac{\alpha}{d})^n]\}^m} \quad \{1 \\ - [\frac{ln(1 + \frac{0.001}{d})}{ln(1 + \frac{0.001}{d_m})}]^7\}$	Fred-3p	فردلاند ۳ پارامتری (۹)
$f_0, b, c, d_0$	$F(d) = f_0 + b \arctan(c \log \frac{d}{d_0})$	AD	اندرسون (۲)
$a, b, c$	$F(d) = \frac{1}{[1 + a \exp(-bd^c)]}$	MLG	لوجستیک (۲۳)
$c, a, b$	$F(d) = c + (1 - c)\{1 - \exp(-a D^b)\} \\ d = \frac{(d - d_{min})}{(d_{max} - d_{min})}; d_{max} = 2mm, d_{min} = 0.001mm$	Wei	ویبول (۳)

نقطه هر مدل در هر نمونه خاک از رابطه زیر استفاده شد:

$$RE = \left[ \frac{(P_i - O_i)}{O_i} \right] \times 100 \quad (۴)$$

که در آن، RE درصد خطای نسبی بوده و  $P_i$  و  $O_i$  نیز به ترتیب فراوانی نسبی پیش‌بینی شده توسط مدل و فراوانی اندازه‌گیری شده‌ی ذرات با اندازه  $i$  است. درصد خطای نسبی بسته به بیش برآورده و یا کم برآورده مدل در یک نقطه خاص منحنی توزیع اندازه ذرات می‌تواند مثبت و یا منفی باشد.

رابطه بین پارامترهای مدل‌های مورد بررسی در نرم‌افزار Sigma plot 11.0 بررسی شد.

### نتایج و بحث

#### کارآیی کلی مدل‌های PSD

نمودار جبهه‌ای مقادیر شاخص‌های ارزیابی کارآیی مدل‌های PSD برای ۲۴ نمونه خاک در شکل ۱ را ارائه شده است. براساس ضرایب کارآیی، مدل‌های مورد بررسی از نظر کلی کارآیی مناسبی در بیان توزیع اندازه ذرات خاک‌های مورد مطالعه دارند؛ به طوری که بیشترین مقدار میانگین ضریب تبیین در مدل‌ها برابر با ۰/۹۹۴ برای دو مدل AD و Wei بود. بیشترین مقدار میانگین RMSE نیز مربوط به مدل Fred-3p، و برابر با ۰/۰۲۸ است. از نظر میانگین خطای

ریشه میانگین مربع خطای برآورده (RMSE): میانگین خطای برآورده را در کل منحنی توزیع اندازه ذرات بیان می‌کند. مقدار RMSE همواره مثبت بوده و با نزدیک شدن آن به صفر، کارآیی مدل افزایش می‌یابد. در این مطالعه، فراوانی قطره‌ای مختلف نه بر حسب درصد بلکه بر حسب نسبت (درصد فراوانی تقسیم بر ۱۰۰ معادل با ۰-۱) بود و لذا RMSE بدون بعد است.

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (P_i - O_i)^2} \quad (۲)$$

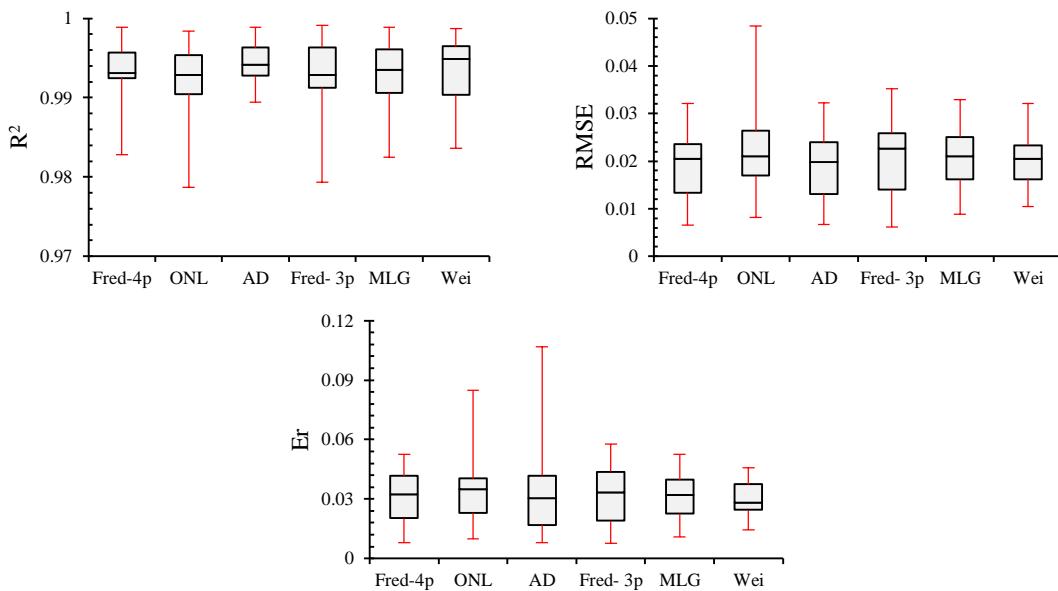
خطای نسبی (Er): نیز نشان دهنده مقدار خطای برآذش مدل است. Lassabatere و همکاران (۲۰) بیان نمودند که مقادیر Er کوچکتر از ۰/۵ نشان دهنده کارآیی مطلوب مدل است.

$$Er = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (P_i - O_i)^2}{\sum_{i=1}^n (O_i)^2}} \quad (۳)$$

$P_i$  و  $O_i$  به ترتیب مقادیر مشاهده‌ای و پیش‌بینی شده توسط مدل در یک نقطه،  $P_{mean}$  و  $O_{mean}$  به ترتیب میانگین مقادیر مشاهده‌ای و پیش‌بینی شده توسط مدل،  $n$  تعداد نقاط می‌باشد. به منظور تحلیل جامع‌تر مدل‌های مورد بررسی، درصد خطای برآورده فراوانی نسبی در هر اندازه از ذرات محاسبه و مقایسه گردید. لازم به توضیح است که برای محاسبه درصد خطای نسبی نقطه به

عمومی مدل‌های مورد مطالعه در برآورده کل منحنی توزیع اندازه ذرات بالاست، برسی دقیق برآورده آن‌ها در دامنه‌های متفاوت اندازه ذرات خاک برای برآورده صحیح‌تر بخش‌های مختلف منحنی توزیع اندازه ذرات خاک ضروری است. بنابراین، ارزیابی رفتار این مدل‌ها در دامنه‌های متفاوت اندازه‌های ذرات خاک و تاثیر فراوانی ذرات شن و سیلت و رس در افزایش کارآیی و چگونگی رفتار این مدل‌ها ضروری است.

نسبی نیز تمامی مدل‌ها دارای خطای نسبی کمتر از  $0.005\%$  بودند که این امر نشان دهنده کارآیی عمومی بالای این مدل‌ها است (۲۰). دامنه‌ی تغییرات ضرایب کارآیی در خاک‌های مورد مطالعه نسبتاً کم بود (شکل ۱) که بیانگر این نکته است که نه تنها میانگین ضرایب کارآیی در خاک‌های مورد مطالعه مطلوب است، بلکه تغییرات آن‌ها در خاک‌های مختلف نیز کم بوده و در اغلب خاک‌ها این کارآیی بال مشاهده می‌شود. کارآیی مناسب این مدل‌ها در یافته‌های پژوهشگران دیگر نیز گزارش شده است (۱، ۵ و ۳۲). هرچند که کارآیی

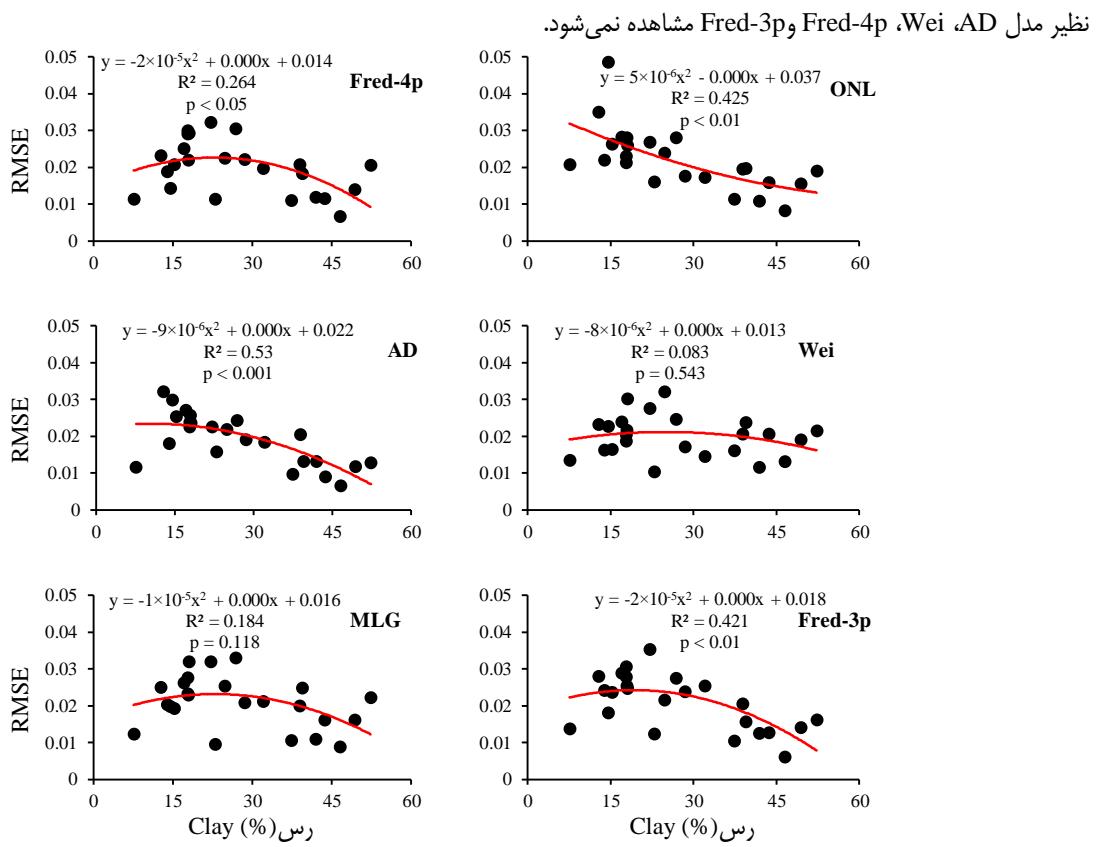


شکل ۱- تغییرات ضرایب کارآیی مدل‌های مورد آزمون در بین نمونه‌های خاک مورد مطالعه.<sup>۲</sup>: ضریب تبیین، RMSE: ریشه میانگین مربع خط، Er: خطای نسبی.

Figure 1- Variations in the efficiency criteria of the applied models among the studied soil samples.  $R^2$ : coefficient of determination, RMSE: root mean square error, Er: relative error.

فراوانی رس بر کارآیی مدل‌های توزیع اندازه ذرات خاک است. برای نمونه Shangguan و همکاران (۳۲) بیان نموده‌اند که در محدوده‌ی رس ۳۰ تا ۴۰ درصد مدل‌های نظری Fred-4p، Fred-3p، AD و MLG دارای بیشترین کارآیی بر مبنای ضریب تبیین هستند. این پژوهشگران در رابطه با مدل AD مشاهده نمودند که کمترین مقادیر ضریب تبیین مربوط به خاک‌هایی است که فراوانی رس در آن‌ها در محدوده‌ای ۱۰ تا ۲۰ درصد قرار دارد. برخی دیگر از پژوهشگران نیز به افزایش کارآیی مدل‌های توزیع اندازه ذرات با افزایش فراوانی رس در نمونه‌های خاک اشاره نموده‌اند (۴، ۱۴ و ۳۱). با این حال نتایج برخی از پژوهش‌های دیگر مبین عدم وجود ارتباط مشخص بین فراوانی رس و کارآیی مدل‌های توزیع اندازه ذرات خاک است. برای نمونه Botula و همکاران (۵) با مطالعه بر روی یک پایگاه وسیع از داده‌های توزیع اندازه ذرات بیان داشتند که روند روشنی از تاثیر مقادیر رس بر کارآیی مدل‌های توزیع اندازه ذرات

ارتباط بین اجزای بافت خاک با کارآیی مدل‌های برگزیده کارآیی برآش مدل‌های PSD خاک نه تنها از کلاس‌های بافتی بلکه تا اندازه‌ای از درصد اجزای بافت خاک شامل شن، سیلت و رس نیز تاثیر می‌پذیرد (۱۴ و ۱۵). از این رو برای برسی دقیق‌تر این رابطه، تغییرات مقدار RMSE هر یک از مدل‌های برگزیده در مقابل فراوانی ذرات رس، شن و سیلت به ترتیب در شکل‌های ۲، ۳ و ۴ نشان داده است. در تمامی مدل‌ها به غیر از مدل‌های Wei و MLG، ارتباط بین فراوانی رس و RMSE مدل‌ها از یک رابطه چندجمله‌ای درجه دو پیروی می‌کند (شکل ۲). هر چند بیشتر روابط رگرسیونی مشاهده شده برای درصد رس و RMSE مدل‌ها از نظر آماری ضعیف هستند، به طور کلی نشان می‌دهند که بیشینه مقدار RMSE برای اغلب مدل‌ها در محدوده‌ی رس ۱۵ تا ۳۰ درصد مشاهده می‌شود و با افزایش فراوانی رس به بیش از ۳۰ درصد خطای مدل‌ها نیز کاهش می‌یابد. برخی از پژوهش‌های دیگر نیز بیانگر تاثیر



شکل ۲- ارتباط بین درصد رس در نمونه‌های خاک و مقادیر ریشه میانگین مربع خطای مدل‌ها. RMSE: ریشه میانگین مربع خطای مدل‌ها.

Figure 2- The relationship between clay content of the soil samples and the values of root mean square error (RMSE) of models

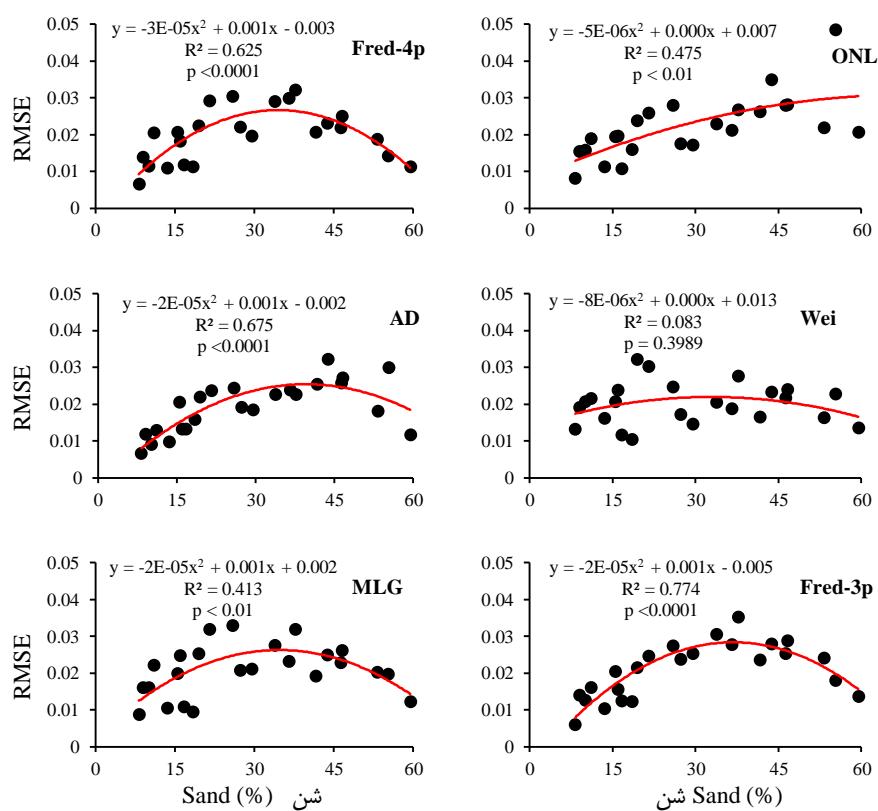
معنی دار نبود (شکل ۴) و روند روشنی بین فراوانی سیلت با کارآیی مدل‌ها مشاهده نشد.

#### ساختمان خطای نقطه به نقطه در مدل‌ها

درصد خطای نسبی برای اندازه‌های مختلف ذرات در مدل‌های مختلف متفاوت بود (شکل ۵). همچنین، در تمامی مدل‌های برگزیده درصد خطای نسبی برای ذرات ریزتر، بیش از ذرات درشت‌تر بود. نتایج شکل (۵) نشان می‌دهد که مقدار خطای نسبی برای ذرات با دامنه ۱۰-۲۰۰۰ میکرومتر کم بوده و مدل‌های مورد نظر ذرات با قطر مابین این دامنه را به خوبی برآورده نموده‌اند. نکته مهم در این شکل چگونگی پراکنش ابر نقاط حول محور افقی است چرا که بیش برآورده مدل سبب مثبت شدن خطای نسبی و کم برآورده آن سبب منفی شدن خطای نسبی می‌شود.

در محدوده ذرات با قطر بزرگ‌تر از ۵ میکرومتر، پراکنش نقاط حول محور افقی برای تمامی مدل‌ها کمایش متقارن است که این امر نشان دهنده عدم وجود خطای سیستماتیک (بیش برآورده یا کم برآورده دائمی) در این دامنه از اندازه ذرات خاک است.

رابطه بین درصد فراوانی شن در نمونه‌های خاک با ضرایب کارآیی مدل‌ها، برخلاف ارتباط با فراوانی رس (شکل ۲)، برای اغلب مدل‌های مورد بررسی از نظر آماری معنی دار است (شکل ۳). شکل (۳) بیانگر وجود یک رابطه‌ی چند جمله‌ای درجه دو بین RMSE مدل‌ها و درصد شن در آن‌ها است هر چند این رابطه برای مدل Wei معنی دار نیست. برای اغلب مدل‌های مورد بررسی نظریه Fred-3p و AD، Fred-4p و MLG در محدوده‌ی فراوانی شن ۳۰ تا ۴۵ درصد بیشترین مقادیر RMSE مدل‌ها مشاهده شد. به عبارت دیگر برای خاک‌های با فراوانی شن کمتر از ۳۰ و بیش از ۴۵ درصد قابلیت مدل‌ها بهتر بود. وجود چنین روابطی بین درصد فراوانی شن و کارآیی مدل‌ها می‌تواند در انتخاب مدل‌های برتر برای خاک‌هایی با اجزای بافت (شن، سیلت و رس) سودمند باشد و بر مبنای این روابط و با توجه به فراوانی شن در نمونه‌های خاک می‌توان خطای مورد انتظار برای یک مدل خاص را پیش‌بینی نمود. Nabizadeh و BeigiHarchegani گزارش کردند که با افزایش درصد شن خاک از ۴۰ درصد برآذش مدل فردلاند چهار پارامتری کاهش یافته است. ارتباط بین فراوانی سیلت با کارآیی مدل‌های مورد بررسی



شکل ۳- ارتباط بین درصد شن در نمونه‌های خاک و مقادیر ریشه میانگین مربعات خطای مدل‌ها. RMSE: ریشه میانگین مربع خطای.

Figure 3- The relationship between sand content of the soil samples and the values of root mean square error (RMSE) of models.

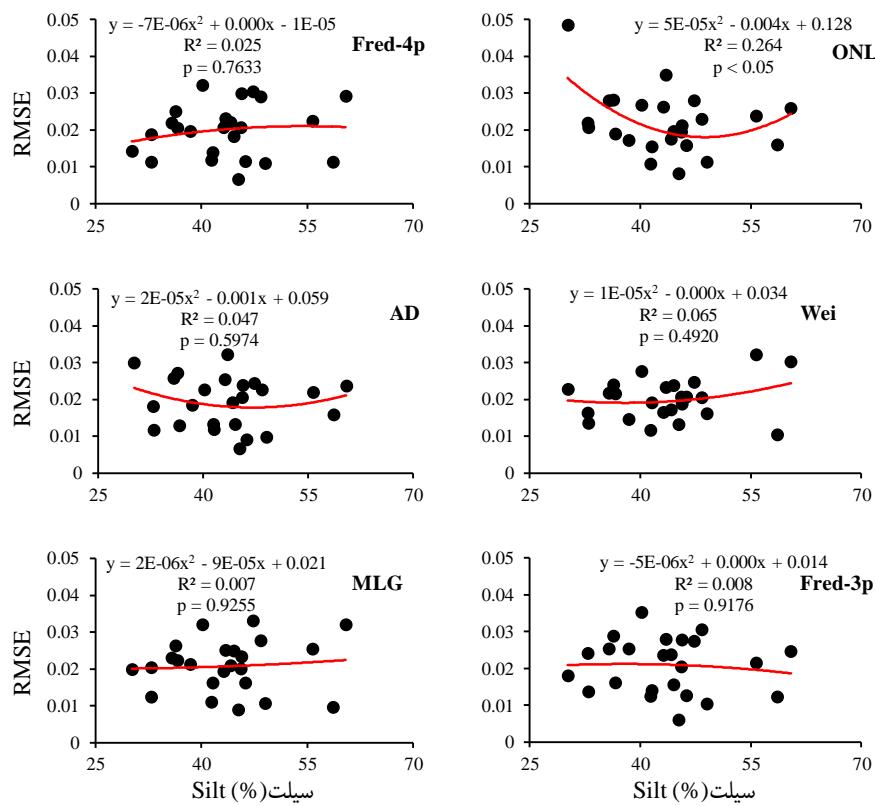
که این ذرات نقش بسیار مهمی در کنترل ویژگی‌های مربوط به تخلخل، ضریب آبگذری و فرسایش‌پذیری خاک‌ها دارند (۴ و ۸). برای نمونه در پژوهش‌های مربوط به ویژگی‌های نگهداری آب توسط فضاهای درون خاک، Handreck (۱۲) مشاهده کرد که ذرات خاک ۱۰۰ تا ۵۰۰ میکرومتر (از شن خیلی ریز تا شن متوسط)، ویژگی‌های انتشار آب در محیط‌های رشد گیاه را کنترل می‌کنند. افزون براین، در ایجاد توابع انتقالی برای برآورد ویژگی‌های هیدرولیکی درصد شن خاک به عنوان ورودی موثر در شبیه‌سازی هدایت آب در خاک بکار برده شده است. به عنوان نمونه، Puckett و همکاران (۳۰) از درصد شن ریز خاک به عنوان ورودی جاداگانه در ایجاد توابع انتقالی برآورد ویژگی‌های هیدرولیکی استفاده کردند. همچنین در تابع ذکر شده توسط Rawls و Nemes (۲۸) برای همچنانی با توجه به اینکه مقدار شن یک نمونه به عنوان یک ورودی بسیار مهم در بسیاری از توابع انتقالی<sup>۱</sup> مربوط به برآورد ویژگی‌های دیریافت خاک‌ها محسوب می‌شود نتایج این بخش در رابطه با تخمین

در حالی که برای ذرات با قطر کوچکتر از ۵ میکرومتر، ابر نقاط بیشتر به سمت خطای نسبی مثبت تمایل می‌شود که این امر نشان دهنده بیش برآورده سیستماتیک اغلب مدل‌ها در محدوده ذرات کوچکتر از ۵ میکرومتر است. این نکته از جنبه‌ی کاربردی و برای پیش‌بینی ذرات رس که در محدوده کوچکتر از ۲ میکرومتر قرار دارند می‌تواند بسیار حائز اهمیت باشد. با توجه به اینکه تعیین فراوانی ذرات آهک با استفاده از تئوری هیدرومتر، حتی در صورتی که در اندازه‌های ریز کوچکتر از ۲ میکرون نیز باشند، امکان پذیر است، به نظر می‌رسد که افزایش خطای نسبی در محدوده ذرات ریز علاوه بر ماهیت مدل‌ها به مقادیر قطرها نیز بستگی داشته باشد. به طوری که در قطرهای ریز، اختلاف بسیار اندک بین مقادیر مشاهده‌ای و برآورده (که شاید به لحاظ کاربردی نیز چندان مهم نباشد) می‌تواند منجر به افزایش چشمگیر خطای نسبی گردد در حالی که این امر برای قطرهای بزرگتر رخ نمی‌دهد. برخی پژوهشگران نیز بر توانایی بیشتر مدلی مانند Wei در برآورد مقادیر شن متوسط (۵۰۰-۲۵۰ میکرومتر) و درشت (۱۰۰۰-۵۰۰ میکرومتر) تاکید نموده‌اند (۵). پیش‌بینی دقیق درصد ذرات شن و بیوژه شن خیلی ریز (۰/۰۵-۰/۱ میلی‌متر) توسط مدل‌های یاد شده اهمیت کاربردی فراوانی دارد چرا

1- Pedotransfer function

نظر کاربردی سبب افزایش قابلیت توابع انتقالی شود.

دقیق بخش شن خاک با استفاده از مدل‌های معروف شده می‌تواند از



شکل ۴- ارتباط بین درصد سیلت در نمونه‌های خاک و مقادیر ریشه میانگین مربعات خطای مدل‌ها: ریشه میانگین مربع خطای

Figure 4- The relationship between silt content of the soil samples and the values of root mean square error (RMSE) of models

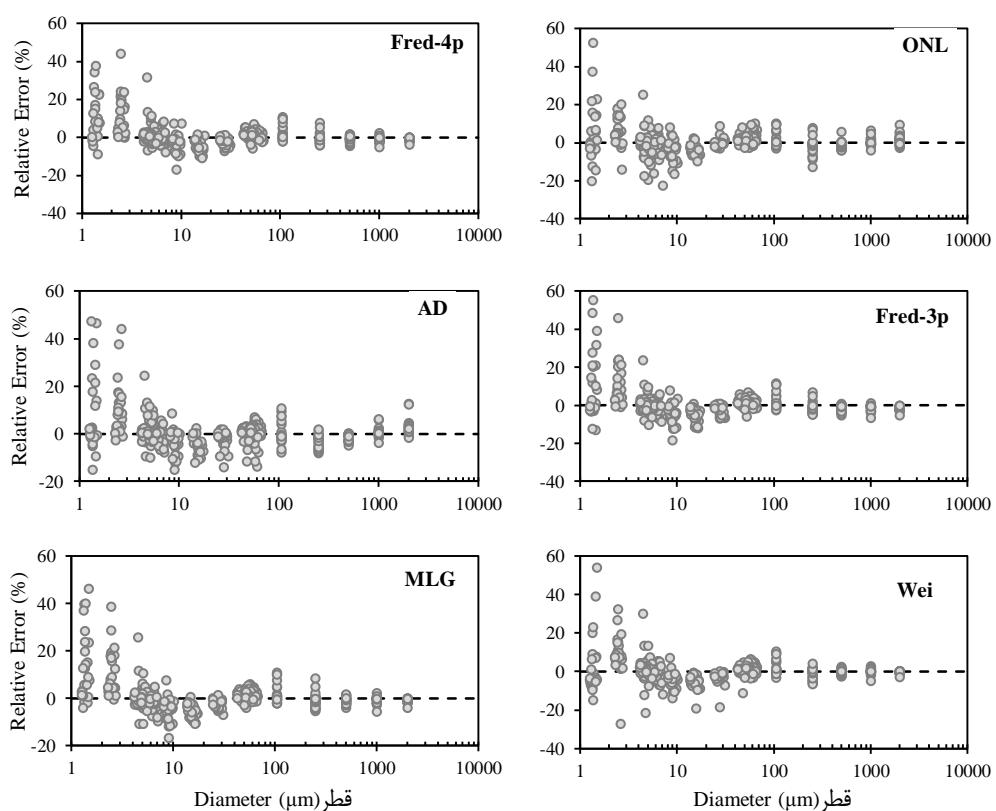
وجود روابط ارائه شده در شکل ۶ بین پارامترهای مدل‌های PSD می‌تواند سبب کاهش تعداد پارامترهای آن‌ها گردد. چرا که این روابط بیانگر این واقعیت هستند که در هنگام فرآیند برآش می‌توان با استفاده از این روابط این پارامترها را با یکدیگر جایگزین نمود. نکته دیگر است که همبستگی بالای پارامترهای همبسته می‌تواند موید این باشد که پارامترهای مذکور دارای کارآیی مشابهی در برآورد ویژگی‌های فیزیکی-شیمیایی و کیفی مورد نظر باشند. لذا می‌توان با بررسی ارتباط بین یکی از دو پارامتر دارای همبستگی بالا با شاخص مورد نظر، به نتایج مشابهی دست یافت.

### نتیجه‌گیری کلی

بکارگیری مدل‌های ریاضی توزیع اندازه ذرات برای بیان پیوسته و صحیح PSD خاک، ضروری است.

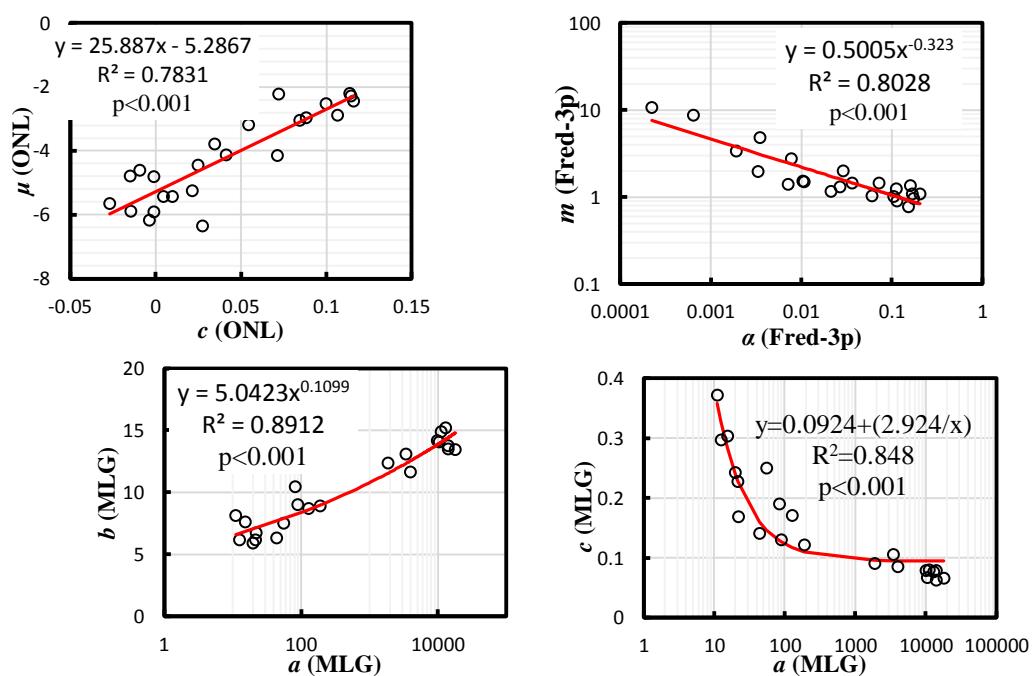
### بررسی ارتباط بین پارامترهای مدل‌های برتر

یکی از نکات مهم در رابطه با مدل‌های توزیع اندازه ذرات، تعداد پارامترهای این مدل‌ها است که از طریق برآش مدل بر داده‌های مشاهده‌ای به دست می‌آید. بدینهی است که کاهش تعداد پارامترهای مدل، یک برتری به شمار می‌آید که افزون بر آسان‌تر نمودن فرآیند برآش مدل، سبب افزایش کارآمدی آن شده و قابلیت استفاده آن به عنوان یکتابع ریاضی را افزایش می‌دهد. از این رو وجود رابطه‌ی احتمالی بین پارامترهای یک مدل، در نمونه‌های خاک مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که در برخی از موارد بین پارامترهای هر یک از مدل‌ها با یکدیگر ارتباط بسیار خوبی وجود دارد. برای نمونه این ارتباط برای برخی از پارامترهای مدل‌های ONL و Fred-3p و MLG در شکل ۶ نشان داده شده است. پارامترهای  $c$  و  $a$  همچنین در مدل MLG، پارامترهای  $\mu$  و  $\alpha$  در مدل ONL و پارامترهای  $\alpha$  و  $m$  در مدل Fred-3p دارای همبستگی آماری بسیار بالایی می‌باشند (شکل ۶).



شکل ۵- ارتباط بین اندازه ذرات با مقادیر خطای نسبی برآورد برای مدل‌های برگزیده. خطای نسبی: Relative Error.

Figure 5- The relationship between particle sizes with the relative error of predictions for selected models.



شکل ۶- ارتباط بین برخی پارامترهای مدل‌های برتر

Figure 6- The relationship between some parameters of the top models

ایجاد کند.

همچنین، همبستگی درونی نسبتاً بالایی بین پارامترهای مدل ONLMLG و Fred-3p مدل مشاهده شد که می‌تواند نویسیدی بر امکان کاهش تعداد پارامترهای این مدل‌ها باشد. با این حال، این ادعا می‌باشد با تأثیر داده‌ای بزرگتری آزموده شود.

### قدردانی

این پژوهش با حمایت مشترک صندوق حمایت از پژوهشگران و فناوران کشور (طرح شماره ۹۱۰۲۲۱۶) و دانشگاه ارومیه انجام شده است که بدینوسیله از حمایت آنها قدردانی می‌گردد.

در این پژوهش با توجه به بررسی منابع انجام شده، کارآیی شش مدل ریاضی کارآمد شامل Fred-3p، Fred-4p، MLG، AD، ONL و ONL در بیان توزیع اندازه ذرات برخی خاک‌های شور و سدیمی ارزیابی گردید. هرچند کارآیی عمومی این مدل‌ها در توصیف توزیع اندازه ذرات خاک‌های مورد مطالعه بالا بود، این کارآیی به اندازه ذرات بستگی داشت. بطوریکه این مدل‌ها فراوانی نسبی ذرات درشت خاک را به گونه‌ای مناسب برآورد کردند، در حالی که اغلب مدل‌ها بیش برآورده چشمگیری در برآورد فراوانی ذرات ریز خاک داشتند. بنابراین، در ارزیابی کارآیی مدل‌های PSD افزون بر ارزیابی کارآیی کلی مدل، توجه به دقیقیت مدل در برآورده گستره خاص مورد نظر از PSD خاک نیز ضروری است. استفاده از مدل‌هایی با کارآیی عمومی بالا ممکن است خطای چشمگیر در برآورده گستره اندازه‌ای موردنظر

### منابع

- 1- Afrasiabi F. 2015. Relationship between quantitative parameters of particle size distribution of salt-affected soils around Lake Urmia with selected soil quality indices. MSc Thesis, Urmia University, Urmia, Iran. (in Persian with English abstract)
- 2- Andersson S. 1990. "Markfysikaliska undersökningar I odlad jord, XXVI. Om mineraljordens och mullens rumsutfüllande egenskaper," in En Teoretisk Studie, Swedish University of Agricultural Sciences, Uppsala, Sweden, (Swedish).
- 3- Assouline S., Tessier D. and Bruand, A. 1998. A conceptual model of the soil water retention curve. Water Resources Research, 34: 223–231.
- 4- Boadu F. 2000. Hydraulic conductivity of soils from grain-size distribution: new models. Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering, 126:739–746
- 5- Botula Y.D., Cornelis W.M., Baert G., Mafuka, P. and Van Ranst E. 2013. Particle size distribution models for soils of the humid tropics. Journal of Soils and Sediments, 13: 686– 698.
- 6- Broersma K. and Lavkulich L. 1980. Organic matter distribution with particle-size in surface horizons of some sombric soils in Vancouver Island. Canadian Journal of Soil Science, 60: 583- 586.
- 7- Buchan G.D., Grewal K.S. and Robson A.B. 1993. Improved models of particle-size distribution: An illustration of model comparison techniques. Soil Science Society of America Journal, 57: 901– 908.
- 8- Flemming B.W. 2007. The influence of grain-size analysis methods and sediment mixing on curve shapes and textural parameters: implications for sediment trend analysis. Sediment Geology, 202:425–435
- 9- Fredlund M.D., Fredlund D.G. and Wilson G.W. 2000. An equation to represent grain-size distribution. Canadian Geotechnical Journal, 37: 817– 827
- 10- Gee G.W. and Or D. 2002. Particle-size analysis. p. 255–293. In J.H. Dane and G.C. Topp (ed.) Methods of Soil Analysis. Part 4. Soil Science Society of America Book Series No. 5. Soil Science Society of America, Madison, WI.
- 11- Ghorbani Dashtaki S., Homaei M. and Khodaverdiloo H. 2010. Derivation and validation of pedotransfer functions for estimating soil water retention curve using a variety of soil data. Soil Use and Management, 26: 68- 74.
- 12- Handreck KA. 1983. Particle-size and the physical-properties of growing media for containers. Communications in Soil Science and Plant Analysis, 14:209–222.
- 13- Haverkamp R. and Parlange J.Y. 1986. Predicting the water retention curve from a particle size distribution: 1. Sandy soils without organic matter. Soil Science, 142: 325– 339.
- 14- Hwang S.I., Lee K.P., Lee D.S. and Powers S.E. 2002. Models for estimating soil particle-size distributions. Soil Science Society of America Journal, 66: 1143–1150.
- 15- Hwang S.I. 2004. Effect of texture on the performance of soil particle size distribution models. Geoderma, 123: 363– 371.
- 16- Khodaverdiloo H. and Samadi A. 2011. Batch equilibrium study on sorption, desorption, and immobilization of cadmium in some semiarid-zone soils as affected by soil properties. Soil Research, 49(5): 444-454.

- 17- Khodaverdiloo H., Homae M., van Genuchten M. Th. and Ghorbani Dashtaki Sh. 2011. Deriving and Validating Pedotransfer Functions for some Calcareous Soils. *Journal of Hydrology*, 399: 93-99.
- 18- Khodaverdiloo H. and Hosseini Arablu N. 2014. Derivation, Validation and Comparison of Class and Continuous Pedotransfer Functions for Predicting Soil Cation Exchange Capacity in Several Textural Classes. *Journal of Water and Soil Science*, 18: 311-320. (in Persian with English abstract).
- 19- Lal R. 2004. Soil carbon sequestration impacts on global climate change and food security. *Science*, 304: 1623-1626.
- 20- Lassabate`re L., Angulo-Jaramillo R., SoriaUgalde J. M., Cuenca R., Braud I. and Havercamp R. 2006. Beerkan estimation of soil transfer parameters through infiltration experiments – BEST. *Soil Science Society of America Journal*, 70: 521–532.
- 21- Lavkulich L.M. 1981. Methods Manual, Pedology Laboratory. Department of Soil Science, University of British Columbia, Vancouver, British Columbia, Canada.
- 22- Liu J., Xu S. and Liu H. 2003. Investigation of different models to describe soil particle- size distribution data, *Advances in Water Science*, 14: 588– 592.
- 23- Liu J., Xu S., Liu H. and Guo F. 2004. Application of parametric models to description of particle-size distribution in loamy soils. *Acta Pedologica Sinica*, 41: 375–379.
- 24- McLean E.O. 1982. Soil pH and lime requirement. P. 199- 224. In A.L. Page et al. (ed.) *Methods of Soil Analysis*. Part 2. 2<sup>nd</sup> ed. Agron. Monogr. 9. ASA and SSSA, Madison, WI.
- 25- Minasny B. and Hartemink A.E. 2011. Predicting soil properties in the tropics. *Earth ScienceReview*, 106:52–62.
- 26- Minasny B. and McBratney A.B. 2007. Estimating the water retention shape parameter from sand and clay content. *Soil Science Society of America Journal*, 71 (4): 1105– 1110.
- 27- Nabizadeh, E. and BeigiHarchegani H. 2011. Performance of Eight Mathematical Models in Describing Particle Size Distribution of Some Soils from Charmahal-va-Bakhtiari Province. *Water and Soil Science*, 15: 63-75. (in Persian with English abstract).
- 28- Nemes A. and Rawls W.J. 2004. Soil texture and particle-size distribution as input to estimate soil hydraulic properties. p. 36-50. In Y.A. Pachepsky and W. J. Rawls (eds.) *Development of Pedotransfer Functions in Soil Hydrology*, *Developments in Soil Science*, 30. Elsevier, Amsterdam.
- 29- Nemes A., Schaap M.G. and Wösten J.H.M. 2003. Functional Evaluation of Pedotransfer Functions Derived from Different Scales of Data Collection. *Soil Science Society of America Journal*, 67: 1093-1102.
- 30- Puckett W.E., Dane J.H. and Hajek B.F. 1985. Physical and mineralogical data to determine soil hydraulic-properties. *Soil Science Society of America Journal*, 49:831–836.
- 31- Rastgo M., Bayat H., Rastgo A. and Ebrahimi E. 2014. The Effect of Textural Groups on the Fitting Capability of Soil Particle Size Distribution Curve Models. *Water and Soil*, 28: 111-126. (in Persian with English abstract).
- 32- Shangguan W., Yongjiu D., Gutierrez C.G. and Yuan H. 2014. Particle- Size Distribution Models for the conversion of Chinese data to FAO/ USDA system. *The Scientific World Journal*, 1- 11.
- 33- Sparks D.L., Page A.L., Helmke P.A., Leopert R.H., Soltanpour P.N., Tabatabai M.A., Johnston G.T. and Sumner M.E. 1986. *Methods of soil Analysis*.Soil Science Society of America. Madison, Wisconsin, USA.
- 34- Su Y.Z., Zhao H.L., Zhao W.Z. and Zhang T.H. 2004. Fractal features of soil particle size distribution and the implication for indicating desertification. *Geoderma*, 122: 43– 49.
- 35- Wang D., Fu B.J., Zhao W.W., Hu H.F. and Wang Y.F. 2008. Multifractal characteristics of soil particle size distribution under different land- use types on the Loess Plateau, China. *Catena*, 72: 29– 36.
- 36- Xu G., Li Z. and Li P. 2013. Fractal features of soil particle-size distribution and total soil nitrogen distribution in a typical watershed in the source area of the middle Dan River, China. *Catena*, 101: 17–23.
- 37- Zhang Z., Yang X., Drury C., Reynolds W. and Zhao L. 2010. Mineralization of active soil organic carbon in particle size fractions of a Brookstonclay soil under no- tillage and mouldboard plough tillage. *CanadianJournal of Soil Science*, 90: 551-557.
- 38- Zhao P., Shao M. and Horton R. 2011. Performance of soil particle-size distribution models for describing deposited soils adjacent to constructed dams in the China loess plateau. *Acta Geophysica*, 59: 124-138.



## Characterizing the Error Structure of Selected Soil Particle Size Distribution Models

F. Afrasiabi<sup>1</sup> – H. Khodaverdiloo<sup>2\*</sup> - F. Asadzadeh<sup>3</sup>

Received: 03-09-2016

Accepted: 25-12-2016

**Introduction:** Particle size distribution (PSD) is one of the most fundamental features of soil physics that is widely used as the most common input to predict several key soil attributes. The mathematically representing the PSD provides several benefits to soil mechanics, physics, and hydrodynamics as well as helps to convert PSD data of various particle size classification systems to the desired one. Consequently, the correct and consistent descriptions of soil PSD using mathematical functions is necessary.

The PSD models have often been evaluated in terms of their general performances to predict the entire PSD curve. Although given model may be feasible and globally perform well to generate the whole PSD curve, locally may fail to predict some specific points on the curve. To our knowledge, as well as, PSD models have not been widely tested for salt-affected soils with different levels of salinity and sodicity.

The aim of this study was to determine the error structure of several more accurate PSD models in selected soil samples with different levels of salinity and sodicity.

**Materials and Methods:** 24 locations neighboring the western edge of threatened hypersaline Lake Urmia were sampled in this study. The locations were selected based on the available soil maps and soils with wide range of salinity/sodicity were sampled. Selected physical and chemical properties of the soil samples were determined by standard methods. The performance of six PSD models including Modified Logistic Growth (MLG), Fredlund type models with three (Fred-4p) and four (Fred-3p) parameters, Anderson (AD), ONL, and Weibull (Wei), which have been reported as the most accurate PSD models by previous studies, was evaluated using different efficiency criteria that offer various performances depending on the range of particle sizes.

An iterative nonlinear optimization procedure was used to fit the observed cumulative PSD data of the soils to the PSD models. Since every statistical criterion evaluates a part and some (and not all) aspects of the correspondence between measured and predicted values, we suggest that an effective assessment of model performance should include a suitable combination of criteria. Furthermore, dependency of the models performance was examined to the range of soil particle sizes.

**Results and Discussion:** The soils differed widely in their EC (range = 85dS/m and CV = 159%), ESP (range = 67 % and CV = 71 %), and PSD (CV of clay and silt particles, 48 and 55 %, respectively). Soil textural class of the soils was differed widely from sandy loam to clay. All the soils were calcareous and alkaline.

The results showed that according to the efficiency criteria, including  $R^2$  (coefficient of determination), RMSE (Root Mean Square Error) and Er (Relative Error), all of the models have high efficiency, so that, the lowest average value of  $R^2$  in models was 0.992 and the maximum value of RMSE and Er was 0.028 and 0.045, respectively.

Prediction error of the models was dependent on the diameter for which we predict the cumulative fraction and decreases with increasing of the soil particles diameter. The performance of the models showed a significant quadratic polynomial relationship with sand content of the samples, so that, the studied models had the lowest performance in soils containing 30 to 45 percent sand.

The point-to-point error structure of the model represents a decrease in systematic error in estimating coarse soil particles, while the models over-estimated the relative frequency of the fine soil particles. In addition, the values of relative error were also lower for coarse particles of the soil, so that, the Wei model (for example) had the lowest Er value for 100 to 500  $\mu\text{m}$  diameter soil particles. The relatively high correlations between parameters of Fred-3p, MLG and ONL models show insights to reduce the number of their parameters.

Furthermore, parameters  $a$  and  $c$  of MLG model, parameters  $\mu$  and  $\alpha$  of ONL model and parameter  $\alpha$  and  $m$  of Fred-3p model had a statistically significant correlations. The relatively high correlations between parameters

1, 2, and 3 – Graduated MSc Student, Assistant Professor, and Associate Professor, Department of Soil Science, Urmia University, Urmia, Iran.

(\* - Corresponding Author Email: h.khodaverdiloo@urmia.ac.ir)

of the PSD models show insights to reduce the number of their parameters which increases their applicability.

**Conclusion:** The studied models generally performed well to predict the whole PSD curve, but their performances were particle size dependent. This implies that, one should consider the range of sizes of soil particles for different models. A model might be accurate enough to predict some ranges of particle diameter or the whole PSD, but not for particular range of particle sizes. Using such models might lead to large errors in predicting the specific PSD range of interest.

**Keywords:** Lake Urmia, Prediction error, Saline-sodic soil, Soil texture



## تعیین حد بحرانی آهن برای لوپیا در استان مرکزی

محمدعلی خودشناس<sup>1\*</sup> - جواد قدیبک لو<sup>2</sup> - مسعود دادیور<sup>3</sup>

تاریخ دریافت: 1395/06/13

تاریخ پذیرش: 1395/11/10

### چکیده

کشت لوپیا در استان مرکزی از اهمیت زیادی برخوردار است. آهن از عناصر ضروری کم مصرف جهت رشد لوپیا می باشد. مبنای توصیه کود آزمون خاک هست. برای اینکه آزمون خاک بنوادن مبنای توصیه کودی قرار گیرد بایستی در شرایط خاک های منطقه مورد مطالعه واستحی گردد در این راستا، شناسایی دقیق وضعیت خاک های لوپیا کاری استان مرکزی، مطالعه تعیین حدود بحرانی آهن انجام شد. تعداد 18 نمونه خاک با دامنه وسیعی از غلظت آهن قابل استفاده انتخاب گردید. جهت بررسی تأثیر آهن بر گیاه لوپیا از دو سطح صفر و ده میلی گرم آهن از منبع سولفات آهن استفاده شد. آزمایش به صورت فاکتوریل در سه تکرار در قالب طرح کاملاً تصادفی به اجرا درآمد. پس از انعام مرحله رویشی، قسمت هوایی لوپیا برداشت و پارامترهای گیاهی شامل وزن ماده خشک لوپیا در هر گلدان، غلظت و جذب کل آهن در هر گلدان و عملکرد نسبی در هر خاک اندازه گیری شد. همچنین پاسخ لوپیا نسبت به مصرف آهن و ارتباط آنها با ویژگی های فیزیکی و شیمیایی خاک ها مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. نتایج مقایسه میانگین نشان داد که تأثیر مصرف آهن بر پاسخ های گیاهی معنی دار بود. با استفاده از روش تصویری کیت - نلسون حد بحرانی آهن در خاک های مورد مطالعه 5 میلی گرم بر کیلوگرم خاک به دست آمد. پارامترهای گیاهی با استفاده از ویژگی های خاک نظری رس، شن، سیلت، کربن آلی و غلظت آهن قابل استفاده خاک به طور معنی داری قابل تخمین است.

**واژه های کلیدی:** آزمون خاک، آهن قابل جذب، لوپیا چیتی، DTPA

### مقدمه

بحرانی غلظت عنصر در خاک استوار است، بنابراین قبل از هرگونه توصیه کودی می بایست از مقدار حد بحرانی عناصر در هر منطقه اطلاع کافی داشت. عناصر کم مصرف شامل بر، مس، آهن، منگنز، مولیبدن، روی و کلر برای رشد گیاهان ضروری محسوب می شوند اما مقادیر بسیار کمی از آنها نسبت به عناصر پرمصرف برای رشد موردنیاز است (9 و 11).

آهن فراوان ترین عنصر ضروری کم مصرف در خاک است، مقدار آن در حدود 7000 تا 500000 میلی گرم بر کیلوگرم در نوسان است که عمدها به صورت یون آهن سه ظرفیتی نامحلول است. با افزایش پی اج خاک از 4 به 8 غلظت یون آهن سه ظرفیتی از  $10^{-8}$  به  $10^{-20}$  کاهش می یابد. حداقل حلالیت آهن معدنی کل بین پی اج 7/4 تا 8/5 اتفاق می افتد (17). اگرچه اکسیدهای آهن فریک نسبتاً در آب نامحلول هستند، در حضور ترکیبات آلی مختلف متحرک می شوند (23).

سیمز و جانسون (24) نشان دادند که به طور کلی حد بحرانی آهن قابل استفاده با روش عصاره گیری بیکربنات آمونیوم و DTPA 4 تا 5 میلی گرم بر کیلوگرم و با روش 2/5 DTPA 5 میلی گرم بر کیلوگرم در خاک های آهکی و با در نظر گرفتن تفاوت های نوع

به طور اصولی آزمون خاک در مورد هر عنصر (عناصر کم تحرک در خاک) قبل از اینکه یک تجزیه شیمیایی ساده در نظر گرفته شود می بایست مراحلی را طی نمایند که این مراحل عبارتند از تهیه و جمع آوری نمونه های خاک، تجزیه آزمایشگاهی، تفسیر نتایج تجزیه و توصیه ها که معمولاً بر اساس عوامل اقلیمی، اقتصادی و مدیریت مزرعه در نظر گرفته می شود. گام اول در این راستا تقسیم نمودن جامعه خاک ها به بخش پاسخ دهنده یا بی پاسخ به مصرف کود است که همان هدف اصلی واسنجی محسوب می شود و بر پایه تعیین حد

۱ و ۲- مریبان پژوهشی بخش تحقیقات خاک و آب، مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی استان مرکزی، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، اراک، ایران

(\*)- نویسنده مسئول: (Email: khodshenasm@gmail.com)

۳- مریبان پژوهشی بخش تحقیقات خاک و آب، مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی استان خراسان رضوی، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، مشهد ایران

نمونه ها را هوا خشک نموده و پس از عبور از الک 2 میلی متری جهت کشت گلخانه ای و تجزیه آزمایشگاهی آماده شد. در تجزیه آزمایشگاهی، ویژگی های فیزیکی و شیمیایی خاک ها از قبیل بافت به روش هیدرومتر (3)، پی اج گل اشباع با الکتروود شیشه ای (21)، درصد کربنات کلسیم معادل با استفاده از اسید کلریدریک (2)، درصد ماده آلی به روش واکی و بلاک (25)، ظرفیت تبادل کاتیونی به روش استات سدیم (7)، هدایت الکتریکی عصاره گل اشباع (1) تعیین شد.

غلظت آهن قابل استفاده در خاک به روش عصاره گیر DTPA و دستگاه جذب اتمی (Unicam Solaar) تعیین گردید (1).

در آزمایش گلخانه ای مقدار 4 کیلوگرم خاک داخل کیسه های پلاستیکی ریخته شد. جهت بررسی تأثیر آهن بر وزن ماده خشک، غلظت کل و جذب کل آهن و تعیین حد بحرانی از دو سطح صفر و ده میلی گرم بر کیلوگرم خاک به صورت سولفات آهن ( $FeSO_4 \cdot 7H_2O$ ) استفاده شد (4 و 9). به تمام خاک ها 150 میلی گرم نیتروژن در کیلوگرم به صورت اورده در دو نوبت (5) میلی گرم قبل از کاشت و 75 میلی گرم 2 هفته بعد از کاشت (پتاسیم، فسفر، منگنز، مس و روی به ترتیب به مقدار 100، 10، 25، 5 و 5 میلی گرم در کیلوگرم خاک اضافه گردید. فسفر از منبع پتابسیم دی هیدروژن فسفات ( $KH_2PO_4$ ), پتابسیم ( $K_2SO_4$ ), منگنز ( $MnSO_4 \cdot 5H_2O$ ), مس ( $ZnSO_4 \cdot 7H_2O$ ) تهیه و به گلدان ها اضافه شد. تمام عناصر غذایی به صورت محلول به خاک اضافه گردید. پس از رساندن رطوبت خاک به حدود 70-80 درصد ظرفیت مزرعه، خاک درون هر کیسه پلاستیکی کاملاً مخلوط و به داخل گلدان ریخته شد. آزمایش به صورت فاکتوریل با دو سطح کودی و سه تکرار در هر خاک (در مجموع 108 گلدان) و در قالب طرح کاملاً تصادفی اجرا شد. تعداد 6 عدد بذر لوبياچیتی (*Phaseolus vulgaris L.*) رقم غالب منطقه (چیتی محلی خمین) در گلدان ها کاشته شد. در پایان هفته دوم، 3 بوته یکنواخت نگهداری گردید. با توجه به مقدار ظرفیت زراعی خاک ها رطوبت گلدان ها را در حد ظرفیت زراعی نگهداری و پس از اتمام مرحله رویشی (8 هفته) و آغاز ورود گیاه به فاز زایشی قسمت هوایی لوبيا برداشت و سپس غلظت آهن در نمونه های گیاهی به روش خاکستر خشک (4) و توسط دستگاه جذب اتمی (Unicam Solaar) تعیین گردید. بعد از تعیین پارامترهای گیاهی شامل وزن ماده خشک لوبيا در هر گلدان، غلظت و جذب کل آهن (حاصل ضرب ماده خشک در غلظت آهن) در هر گلدان و عملکرد نسبی (نسبت وزن ماده خشک تولیدی در تیمار شاهد به وزن ماده خشک تولیدی در تیمار کود خورده) در هر خاک، حد بحرانی از روش تصویری کیت و نلسون تعیین شد (5). همچین پاسخ لوبيا نسبت به مصرف آهن و ارتباط آن ها با ویژگی های فیزیکی و شیمیایی خاک ها با استفاده از

کشت، مواد آلی، اسیدیته و درصد کربنات کلسیم خاک است. در تحقیقی بر روی خاک های آهکی زیر کشت گندم آبی استان فارس، پس از تعیین آهن قابل استفاده با روش عصاره گیری DTPA حد بحرانی با روش کیت - نلسون 3/8 میلی گرم در کیلوگرم گزارش شد. نتایج این تحقیق نشان داد که با مصرف آهن از منبع سکوسترین 138، عملکرد ماده خشک، غلظت و جذب کل آهن در اندام های هوایی به ترتیب 10، 26 و 30 درصد افزایش یافت (27).

در خاک های زیر کشت گندم آبی در استان اصفهان حد بحرانی آهن قابل استفاده به روش کیت - نلسون و با استفاده از عصاره گیر DTPA، 6 میلی گرم در کیلوگرم خاک گزارش شده است (18). قابلیت استفاده عناصر کم مصرف مانند آهن به عوامل مختلفی بستگی دارد که از آن جمله می توان به پی اج خاک، ماده آلی خاک و واکنش های اکسایش - کاهش اشاره نمود. به عنوان مثال، در دامنه پی اج 4 تا 9 غلظت آهن محلول با افزایش هر واحد پی اج هزار مرتبه کاهش می یابد (17). گونه های گیاهی، توانایی های متفاوتی در شرایط کمبود آهن از خود نشان می دهند. کاشت گونه های مقاوم به کمبود آهن یکی از مهم ترین روش های کنترل عارضه زرد شدگی برگ ها است (8، 10، 15 و 17).

نتایج تحقیقات چانگ کین و همکاران (9) بر روی لوبيا در شرایط گلخانه ای نشان داد که مصرف آهن از منبع سولفات آهن، جذب کل و مقدار آهن در برگ های جوان را افزایش داده اما مقادیر و جذب کل منگنز، روی و مس را کاهش می دهد. در خاک های آهکی داکوتای شمالی محلول پاشی سولفات آهن را برای افزایش غلظت آهن لوبيا و نیز رفع کلروز آهن توصیه نموده اند (11).

در مورد تعیین حدود بحرانی عناصر غذایی ضروری شامل روی و آهن در خاک های زیر کشت لوبيا در کشور تاکنون مطالعه ایی صورت نگرفته است، اما مقادیر متفاوتی از حدود بحرانی عناصر غذایی در خاک های لوبيا کاری در مناطق مختلف در دنیا گزارش شده است که ناشی از نقاوت در ویژگی های فیزیکی و شیمیایی خاک ها و نوع عصاره گیر بکار رفته است (17، 19 و 22).

لوبيا اهمیت زیادی در تولیدات کشاورزی استان مرکزی داشته و به لحاظ دارا بودن حدود 20-24 درصد پروتئین در توزیعه جامعه حائز اهمیت زیادی است. تحقیق حاضر با هدف تعیین حد بحرانی عنصر غذایی آهن در خاک های زیر کشت لوبيا در استان مرکزی اجرا گردید.

## مواد و روش

از میان تعداد زیادی خاک سطحی (عمق 0 تا 30 سانتیمتر) مزارع لوبيا کاری استان مرکزی، تعداد 18 نمونه خاک با دامنه وسیعی از ویژگی های فیزیکی و شیمیایی به طوری که نمونه ها بیانگر فراوانی وضعیت غلظت آهن در مزارع کشاورزان استان باشد انتخاب گردید.

نرم افزارهای Mstatc و Excel مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

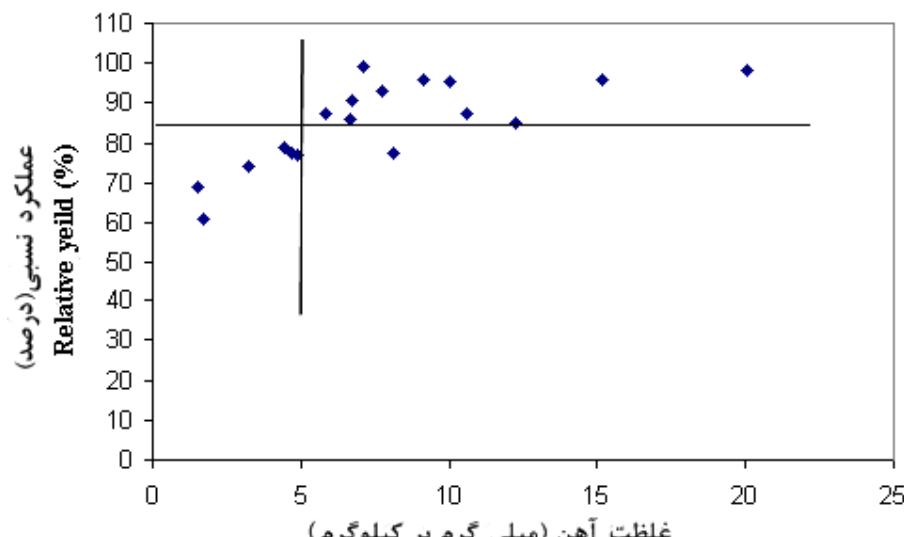
## نتایج و بحث

### ویژگی های خاک های مورد استفاده

ویژگی های خاک های مورد مطالعه در جدول 1 نشان داده شده است. همچنین مطابق جدول 2 شخص های آمار توصیفی خاک های مورد مطالعه در آزمایش آهن نشان می دهد که دامنه تغییرات مقدار آهن قابل استفاده در خاک از 1/5 تا 20 میلی گرم بر کیلوگرم با میانگین 7/76 در نوسان بوده است. دامنه مقادیر کربنات کلسیم معادل از 14 تا 52/5 درصد، ظرفیت تبادل کاتیونی از 7 تا 24/9 سانتی مول بر کیلوگرم، هدایت الکتریکی از 1/19 تا 0/43 دسی زیمنس بر متر، کربن آلی از 0/4 تا 1/9 درصد، مقدار رس خاک از 10 تا 3/48 درصد و پی اچ از 7/7 تا 1/8 در تغییر بوده است که در مقایسه با نتایج تحقیق دیگری توسط خودشناس و دادیور (14) در استان مرکزی نشان دهنده تنوع بیشتر ویژگی های نمونه خاک های مورد مطالعه است.

### تأثیر مصرف آهن بر پاسخ های گیاه لوبيا

نتایج تجزیه واریانس در جدول 3 نشان می دهد که تأثیر خاک و کود به طور جداگانه بر پارامترهای وزن ماده خشک، غلظت آهن در ماده خشک و جذب کل آهن در سطح 1 درصد معنی دار بوده است. تأثیر برهمکنش خاک و کود تنها بر روی غلظت و جذب کل آهن گیاه در سطح 1 درصد معنی دار بوده اما بر پارامتر وزن ماده خشک



شکل 1- حد بحرانی آهن در خاک های مورد مطالعه  
Figure 1- Fe critical level in studied soils

جدول ۱ - ویژگی‌های فیزیکی، شیمیایی، کاکتاتیوی و محتمله ای کاکتاتیوی مورده مطالعه

- Physical and chemical characteristics of the studied soils. Table

ردیف ردیف ردیف ردیف ردیف ردیف ردیف ردیف ردیف ردیف ردیف ردیف ردیف ردیف ردیف ردیف ردیف	شماره خاک Soil no	آهن قابل استفاده (ملی گرم بر کیلوگرم) Available Fe (mg kg <sup>-1</sup> )	کربنات کلسیم مغایر (%) Calcium Carbonate Equivalent (%)	گروه کلی (ساختی مول بر کیلوگرم) Cation Exchange Capacity (cmol kg <sup>-1</sup> )	طوفت تابد کاپیوی (ساختی مول بر کیلوگرم)			هدایت الکتریکی (دستی زیپس بمناسبت به pH)			سیلات (٪)			بناف (٪)			کربن آلی (٪)		
					مقدارهای آهن قابل استفاده (ملی گرم بر کیلوگرم) Available Fe (mg kg <sup>-1</sup> )	کربنات کلسیم مغایر (%) Calcium Carbonate Equivalent (%)	گروه کلی (ساختی مول بر کیلوگرم) Cation Exchange Capacity (cmol kg <sup>-1</sup> )	pH	Clay (٪)	Silt (٪)	Sand (٪)	Texture	بناف (٪)	کربن آلی (٪)					
1	1	1.5	40	11	0.75	7.9	22	38	40	40	40	Loam	40	40	40	40	40	40	
2	2	1.7	30	8.5	0.65	7.9	18	22	60	60	60	Sandy Loam	60	60	60	60	60	60	
3	3	3.2	27	15.5	0.45	8	25	33	42	42	42	Loam	42	42	42	42	42	42	
4	4	4.5	25	7	1	7.8	10	30	60	60	60	Sandy Loam	60	60	60	60	60	60	
5	5	4.7	14	16	0.8	7.9	21	24	55	55	55	Sandy Loam	55	55	55	55	55	55	
6	6	4.9	34	11.5	0.43	8	23	32	45	45	45	Loam	45	45	45	45	45	45	
7	7	5.8	23	12.5	0.5	7.9	30	40	30	30	30	Clay Loam	30	30	30	30	30	30	
8	8	6.6	52.5	18.5	0.8	7.9	42.3	34.4	23.3	23.3	23.3	Clay Loam	23.3	23.3	23.3	23.3	23.3	23.3	
9	9	6.7	37	13.5	0.68	7.9	32.3	33.4	34.3	34.3	34.3	Clay Loam	34.3	34.3	34.3	34.3	34.3	34.3	
10	10	7.1	35	24.4	0.45	7.9	44.3	35.4	20.3	20.3	20.3	Clay	20.3	20.3	20.3	20.3	20.3	20.3	
11	11	7.7	33.5	11.2	1.19	7.8	14.3	45.4	40.3	40.3	40.3	Loam	40.3	40.3	40.3	40.3	40.3	40.3	
12	12	7.1	18	24.9	0.88	8	36.3	25.4	38.3	38.3	38.3	Clay Loam	38.3	38.3	38.3	38.3	38.3	38.3	
13	13	9.1	47	23.6	0.55	7.8	44.3	33.4	22.3	22.3	22.3	Clay	22.3	22.3	22.3	22.3	22.3	22.3	
14	14	10	46.5	18.6	0.45	8.1	42.3	31.4	26.3	26.3	26.3	Clay	26.3	26.3	26.3	26.3	26.3	26.3	
15	15	10.6	28	20	0.53	7.7	30.3	43.4	26.3	26.3	26.3	Clay Loam	26.3	26.3	26.3	26.3	26.3	26.3	
16	16	12.2	31.5	17.9	0.55	8	32.3	39.4	28.3	28.3	28.3	Clay Loam	28.3	28.3	28.3	28.3	28.3	28.3	
17	17	15.2	32	21.6	0.56	8	48.3	29.4	22.3	22.3	22.3	Clay	22.3	22.3	22.3	22.3	22.3	22.3	
18	18	20	29	20.5	0.55	7.9	36.3	27.4	36.3	36.3	36.3	Clay Loam	36.3	36.3	36.3	36.3	36.3	36.3	

جدول ۲- شاخص‌های آماری توصیفی و برگهای کاکهای مواد مطالعه

Table 2- Descriptive statistical characteristics of the studied soils.

شاخص‌های آماری Statistical characteristics	آهن قابل‌ستفاده (میلی‌گرم بر کیلوگرم) Available Fe (mg kg <sup>-1</sup> )	معدال (%)	کربنات کلسیم Calcium Carbonate Equivalent (%)	ظرفیت تبادل کاتیونی (سانتی مول بر کیلوگرم) Cation Exchange Capacity (cmol kg <sup>-1</sup> )	هدایت الکتریکی (دسی، زینثیس برو منی) Electrical Conductivity (dS m <sup>-1</sup> )	کربن آلی (%)	ریس (%)	سیلت (%)	پس (%)	شیخ (%)	پH
میانگین Average	7.76	32.4	16.5	0.65	0.62	30.7	33.2	36.1	7.9		
میانه Median	6.89	31.8	17	0.56	0.59	31.3	33.2	35.5	7.9		
انحراف استاندارد Standard deviation	4.68	9.9	5.5	0.21	0.19	11.2	6.4	12.7	0.1		
حدود اطمینان ۵٪ Confidence intervals 5%	2.3	4.9	2.7	0.1	0.1	5.6	3.2	6.3	0.01		
최대 Maximum	20	52.5	24.9	1.19	1.09	48.3	45.4	60	8.1		
کمینه Minimum	1.5	14	7	0.43	0.4	10	22	20.3	7.7		

جدول 3 - تجزیه واریانس اثر آهن بر پارامترهای مورد مطالعه  
Table 3- Analysis of variance of Fe effect on the study parameters

منابع تغییر Sources of variation	درجه آزادی Degree of freedom	میانگین مربعات Mean of sum Squares		
		Dry matter weight	Concentration	جذب کل Total uptake
خاک Soil	18	1.150 **	43560 **	0.903 **
کود Fertilizer	1	10.641 **	243370 **	10.675 **
خاک * کود Soil*Fertilizer	17	0.290 ns	22496 **	0.466 **
خطا Error	70	0.199	6240	0.128
ضریب تغییرات C.V	-	11.94	16.22	19.31

\*, \*\* و ns به ترتیب معنی دار در سطح 5 درصد و عدم معنی داری است.

\*, \*\* and ns: Significant at the 5% and 1% probability levels and non significant, respectively

جدول 4- تأثیر مصرف کود آهن بر پارامترهای اندازه گیری شده

Table 4-Effect of Fe fertilizer on measured parameters

خاک Soil	عملکرد نسبی (درصد) Relative yield (%)	ماده خشک (گرم در گلدان) Dry matter (gr pot <sup>-1</sup> )	غلظت آهن کل در ماده خشک گیاه (میلی گرم بر کیلو گرم)		جذب کل آهن (میلی گرم بر گلدان) Fe uptake (mg pot <sup>-1</sup> )	
			Total Fe concentration in plant (mg kg <sup>-1</sup> )			
			0	10		
1	68.7	2.31	3.36	388.3	0.90	
2	60.7	2.45	4.03	299.0	0.57	
3	73.9	3.47	4.70	353.0	1.23	
4	78.8	3.59	4.52	489.6	1.57	
5	77.5	2.66	3.43	262.3	0.72	
6	77.1	2.79	3.62	424.3	1.20	
7	87.2	3.31	4.18	431.0	1.45	
8	85.9	3.51	4.09	494.0	1.74	
9	90.7	4.03	4.44	415.0	1.67	
10	99.1	3.80	3.83	331.6	1.26	
11	93.2	3.50	3.76	574.3	2.05	
12	77.3	3.56	4.60	426.0	1.64	
13	96.0	4.29	4.47	453.6	1.93	
14	95.2	3.84	4.03	501.0	1.92	
15	87.2	3.23	3.68	451.6	1.46	
16	85.2	3.29	3.87	600.0	1.96	
17	95.6	4.13	4.32	518.0	2.14	
18	98.2	3.88	3.98	526.0	2.04	
میانگین Average	-	3.42 <sup>b</sup>	4.05 <sup>a</sup>	439.4 <sup>b</sup>	1.54 <sup>b</sup>	
					2.16 <sup>a</sup>	

میانگین هایی در هر ستون، که حداقل دارای یک حرف مشترک هستند بر اساس آزمون چند دامنه ای دلکن در سطح 5 درصد تفاوت معنی دار ندارند.  
Means, in each column followed by at least one letter in common are not significantly different at the 5% probability level-using Duncan's Multiple Range Test

عصاره گیری مورداستفاده از جمله مهم ترین دلایل متفاوت بودن مقدار حد بحرانی توسط هبی و همکاران (13) عنوان شده است. مقادیر

ویژگی های خاص خاک های یک منطقه مانند pH، طرفیت تبدال کاتیونی، مقدار رس کانی شناسی خاک و نوع محصول و به ویژه روش

عملکرد نسبی بین دو گروه 25 درصد است. پاسخ‌پذیری گروه خاک‌های بالای حد بحرانی در مواردی محتمل بوده و دور از انتظار نمی‌باشد که این موضوع باعمنی دار شدن اثر کود بر صفت وزن ماده خشک در آزمون F مطابقت دارد.

میانگین غلظت آهن کل در ماده خشک تیمار شاهد 439/4 میلی‌گرم آهن در کیلوگرم گیاه بوده است که با مصرف 10 میلی‌گرم آهن در کیلوگرم خاک به 534/4 میلی‌گرم آهن در کیلوگرم گیاه رسیده است که این افزایش براثر افزایش فراهمی آهن براثر مصرف کود است.

میانگین جذب کل آهن از 1/54 میلی‌گرم در گلدان به 2/16 میلی‌گرم در گلدان برای تیمار مصرف 10 میلی‌گرم آهن در کیلوگرم خاک رسیده است. این افزایش به دلیل زیادشدن وزن ماده خشک و غلظت آهن گیاه براثر مصرف کود است.

#### بررسی قابلیت استفاده آهن در رابطه با ویژگی‌های

##### فیزیکی و شیمیایی خاک و پاسخ گیاه لوبیا

عملکرد نسبی و وزن ماده خشک گیاه لوبیا به ترتیب با مقدار رس، ظرفیت تبادل کاتیونی و آهن قابل استفاده همبستگی مثبت و معنی‌دار و با مقدار شن همبستگی منفی نشان داد، اما جذب کل آهن با درصد شن همبستگی منفی و معنی‌دار و تنها با آهن قابل استفاده همبستگی مثبت و معنی‌دار نشان داد (جدول 5). سایر ویژگی‌های خاک نظیر هدایت الکتریکی عصاره گل اشباع، مقدار سیلت، کربن آلی و اسیدیته گل اشباع با پاسخ‌های گیاه همبستگی معنی‌داری نشان ندادند.

درصد فراوانی نسبی نشان می‌دهد که 34 درصد خاک‌ها مقدار آهن آن‌ها کمتر از 5 میلی‌گرم در کیلوگرم، 33 درصد بین 5 تا 8 میلی‌گرم در کیلوگرم، 33 درصد بین 8 تا 20 میلی‌گرم در کیلوگرم خاک است. روش کیت و نلسون حد بحرانی را یک عدد فرض کرده و جامعه خاک‌های مورد مطالعه را به دو دسته کمبود و بیش‌بود تقسیم می‌نماید، بهطوری که کمتر از غلظت بحرانی گروه خاک‌های پاسخ‌پذیر به کود و بالاتر از این غلظت گروه خاک‌های کم پاسخ یا بی‌پاسخ قرار می‌گیرند (16). در این تحقیق درصد فراوانی نمونه‌های پائین تر از حد بحرانی (5 میلی‌گرم بر کیلوگرم خاک) 34 درصد و درصد فراوانی خاک‌های بیش از این حد 66 درصد است که نشان‌دهنده وضعیت واقعی خاک‌های زراعی لوبياکاری استان و از طرفی دارای پراکندگی مطلوبی از لحاظ تفاوت غلظت از 1/5 تا 20 میلی‌گرم بر کیلوگرم خاک با دامنه 18 میلی‌گرم بر کیلوگرم خاک است.

حد بحرانی معیار مطلوبی برای سنجش وضعیت آهن قابل استفاده بوده اما باقیستی در شرایط زارعین و با در نظر گرفتن عملکرد اقتصادی محصول لوبیا ارزیابی شود زیرا واکنش خاک‌ها به عملیات زراعی و مصرف کود متفاوت بوده و قابل پیش‌بینی نیست. در این تحقیق میانگین غلظت آهن در خاک‌های کمتر از حد بحرانی، 3/4 میلی‌گرم بر کیلوگرم خاک و میانگین درصد عملکرد نسبی آن‌ها 73 درصد است درحالی که میانگین غلظت آهن قابل استفاده در گروه خاک‌های بالاتر از حد بحرانی، 9/9 میلی‌گرم بر کیلوگرم خاک و میانگین درصد عملکرد نسبی آن‌ها 91 درصد است. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد با وجود افزایش بیش از دو برابر میانگین غلظت آهن قابل استفاده (از 3/4 به 9/9 میلی‌گرم بر کیلوگرم خاک) تفاوت

جدول 5- ضریب همبستگی میان ویژگی‌های خاک و پاسخ‌های گیاهی

Table 5-Correlation coefficient between soil characteristics and plant response

Plant response	پاسخ گیاه	ویژگی‌های خاک Soil properties			
		Clay (%)	Sand (%)	Shen (درصد)	فرافیت تبادل کاتیونی (میلی‌گرم بر کیلوگرم خاک)
		(درصد)	(درصد)	(درصد)	آهن قابل استفاده (میلی‌گرم بر کیلوگرم خاک)
عملکرد نسبی Relative yield		0.64**	-0.74**		0.63**
وزن ماده خشک Dry matter weight		0.64**	-0.60**	0.58*	0.61**
جذب کل آهن Fe uptake		0.50 <sup>ns</sup>	-0.55**	0.38 <sup>ns</sup>	0.74**

\* و \*\* و به ترتیب در سطح 5 درصد و یک درصد معنی‌دار است.  
\*, \*\*: Significant at the 5% and 1% probability levels respectively

این معادلات، ویژگی‌های شیمیایی و فیزیکی خاک‌های مورد مطالعه به عنوان متغیرهای مستقل در برابر پاسخ‌های گیاهی به عنوان متغیر

اثرات ویژگی خاک‌های مورد مطالعه بر پاسخ‌های گیاهی (در تیمارهای بدون مصرف کود) با معادلات رگرسیونی بررسی شد. در

در معادله 4 جذب کل آهن گیاه تحت تأثیر غلظت آهن قابل استفاده در خاک و درصد کربن آلی می باشد. ضریب تبیین معادله مذکور 0/677\*\* است.

[Eq.4] معادله 4

$$Fe_{Uptake} = 442 + 0.07 \times Fe_{(soil)} + 0.89 \times OC$$

$$R^2 = 0.677^{**}$$

### نتیجه گیری کلی

دامنه تعییرات مقدار آهن قابل استفاده در خاک های مورد مطالعه از 1/5 تا 20 میلی گرم بر کیلوگرم با میانگین 7/75 در نوسان بوده است. حد بحرانی آهن در خاک های مورد مطالعه 5 میلی گرم بر کیلوگرم خاک به دست آمد. مقادیر درصد فراوانی نسبی نشان می دهد که 34 درصد خاک ها مقدار آهن آن ها کمتر از 5 میلی گرم در 8 کیلوگرم، 33 درصد بین 5 تا 8 میلی گرم در کیلوگرم، 33 درصد بین 8 تا 20 میلی گرم در کیلوگرم خاک است. از بین ویژگی های خاک، مقدار رس و ظرفیت تبادل کاتیونی با آهن قابل استفاده همبستگی مثبت و معنی دار و مقدار شن همبستگی منفی و معنی دار نشان می دهد. تعییرات جذب کل آهن گیاه تحت تأثیر غلظت آهن قابل استفاده در خاک و درصد کربن آلی با ضریب تبیین 67/7\*\* درصد قابل پیش بینی است.

وابسته در نظر گرفته شد.

معادله 1 نشان می دهد که مقدار رس (CLAY) و کربن آلی (OC) می توانند با تولید ماده خشک گیاهی (DM) رابطه مثبت و معنی داری برقرار نمایند. این دو پارامتر در معادله می توانند 64/2 درصد تعییرات ماده خشک را پیش بینی نمایند (معادله 1).

[Eq.1] معادله 1

$$DM = 1.407 + 0.037 \times CLAY + 1.436 \times OC$$

$$R^2 = 0.642^{**}$$

معادله 2 تأثیر ویژگی های خاک بر عملکرد نسبی گیاه لوپیا (RY) را نشان می دهد. همان گونه که ملاحظه می شود، غلظت آهن قابل استفاده در خاک (Fe<sub>(soil)</sub>) و درصد کربن آلی ارتباط مثبت و معنی دار و مقدار شن (SAND) با عملکرد نسبی ارتباط منفی دارد. در

معادله 2 79 درصد تعییرات عملکرد نسبی قابل پیش بینی است.

[Eq.2] معادله 2

$$RY = 83.33 - 0.454 \times SAND + 0.958 \times Fe_{(soil)} + 16.99 \times OC$$

$$R^2 = 0.791^{**}$$

در معادله 3 مقدار غلظت آهن درون گیاه در ارتباط با غلظت آهن

قابل استفاده و مقدار سیلت خاک (SILT) نشان داده شده است. در

معادله 3 حدود 63 درصد تعییرات آهن درون گیاه قابل پیش بینی است.

[Eq.3] معادله 3

$$Fe_{Conc.} = 91.11 + 13.16 \times Fe_{(soil)} + 7.35 \times SILT$$

$$R^2 = 0.634^{**}$$

### منابع

- Alihyae M., and Behbahanizadeh A. A. 1996. Description of soil chemical analysis methods. Soil and Water Research Institute. Technical Bulletin No: 893. (in Persian)
- Allison L. E., and Moodie C. D. 1965. Carbonate. p. 1379-1396. In C. A. Black (ed), Methods of Soil Analysis. Part II. American Society Agronomy, Inc., Madison, Wis, USA.
- Bouyoucos G.J. 1962. Hydrometer method improved for making particle size analysis of soils. Agronomy Journal, 54, 464- 465.
- Campbell C. R., and Plank C. O. 1998. Preparation of plant tissue for laboratory analysis. P. 37- 49. In Kalra, Y. P. (ed), Handbook of reference methods for plant analysis, Boca Raton Fl.: CRC Press.
- Cate R. B. Jr. and nelson L. A. 1971. A Simple Statistical Procedure For Partitioning Soil test correlation data into two classes. Soil Science Society of America Proceeding. 35: 658- 660.
- Chakeralhosseini M. R., and Ronaghi M. 2000. Evaluation of iron status in corn and soybean by using the chlorophyll meter model Spad- 502 in a calcareous soil. 6<sup>th</sup> Iranian Congress of Soil Science. (in Persian)
- Chapman H. D. 1965. Cation- exchange capacity. p. 891- 901. In C. A. Black (ed), Methods of Soil Analysis. Part 2. Am. Soc. Agron, Inc., Madison, Wis, USA.
- Chen Y., and Barak, P. 1982. Iron nutrition of plants in calcareous soils. Advances in Agronomy. 35: 217- 240.
- Chung qin Z., Zhang F., Daru M., Zou C., Zhang F., and Mao D. 1997. Effect of iron, nitrogen forms and shading on uptake and distribution of other nutrient elements in bean plant. I. Fe, Mn, Cu, Zn. Journal of China Agricultural University. 2: 37- 43.
- Ellsworth J.W., Jolley V.D., Nuland D., and S. Blaylock A. D. 2008. Screening for resistance to iron deficiency chlorosis in dry bean using iron reduction capacity. Journal of Plant Nutrition. 20: 1489- 1502.
- Franzen D. W., and Moraghan J. 1995. Fertilizing Pinto, Navy, and other dry edible bean. NDSU Extension Service. no. SF- 720.
- Garg O. K., and Hemantaranjan A. 2008. Iron sources in relation to leaf senescence in French bean (*phaseolus vulgaris L.*). Journal of Plant Nutrition. 11: 1205- 1215.

- 13- Haby V. A., Russelle M. P., and Skogley, E. O. 1990. Testing Soils for Potassium, Calcium, and Magnesium. P. 181- 227. In R. L. Westerman (ed.) Soil testing and plant analysis. 3<sup>rd</sup> Ed. Soil Science Society of America, Madison, WI.
- 14- Khodshenas M. A., and Dadivar M. 2006. Study distribution of soil nutrient status under bean cultivation in Markazi province. The first Iranian pulse crop symposium. (in Persian)
- 15- Krouma A., Gharsalli M., and Abdelly C. 2003. Differences in response to iron deficiency among some lines of common bean. Journal of Plant Nutrition. 26: 2295- 2305.
- 16- Lindsay W. L. 1979. Chemical equilibria in soils. Wiley Inter Science, New Yourk, NY.
- 17- Luo Y.W., Xie W. H., Xu M., and Luo F. X. 2012. Effects of phytase and polyphenol oxidase treatments on in vitro iron bioavailability in faba bean (*Vicia faba L.*). Journal of Plant Nutrition. 10: 165- 171.
- 18- Marjouee A., and Solhi M. 2001. Determination of critical level of trace elements and their interaction on the increase of the irrigated wheat production in Isfahan province. Proceedings of the 7<sup>th</sup> Iranian Soil Science Congress. (in Persian)
- 19- Mckenzie R. H., Middleton A. B., Seward K. W., Gaudiel R., Wildschut C., and Breme E. 2001. Fertilizer responses of dry bean in Southern Alberta. Canadian Journal of Plant Science. 81: 343- 350.
- 20- Moraghan J. T., and Grafton K. 1999. Seed- Zinc Concentration and the zinc – efficiency trait in Navy bean. Soil Science Society of America Journal. 63: 918- 922.
- 21- Peech M. 1965. Hydrogen ion activity. p. 914- 925. In C. A. Black (ed), Methods of Soil Analysis. Part 2. Am. Soc. Agron, Inc., Madison, Wis, USA.
- 22- Rehm G., Schmitt M., and Eliason R. 1997. Fertilizer recommendation for edible beans in Minnesota, University of Minnesota Extension Service. Fo – 6572- Goo.
- 23- Römhild V., and Nikolic M. 2007. Iron. p. 329- 345. In: Barker, A. V. and Pilbeam, D. J. (ed.) Handbook of Plant Nutrition. CRC Press, Taylor & Francis Group.
- 24- Sims J. T., and Johnson G. V. 1991. Micronutrient soil tests. In (ed.) Micronutrients in agriculture. 2ed Ed. Soil Science Society of America, Madison, WI.
- 25- Walkley A., and Black I. A. 1934. An Examination of Degtjareff Method for Determining Soil Organic Matter and a Proposed Modification of the Chromic Acid Titration Method. Soil Sci. 37: 29- 37.
- 26- Zhang C., Römhild V., and Marschner H. 2008. Distribution pattern of root- supplied <sup>59</sup>iron in iron-sufficient and iron- deficient bean plants. Journal of Plant Nutrition. 18: 2049- 2058.
- 27- Ziaeian A., and Malakouti M. J. 2000. Determination of critical limit and the effect of nutrients on the yield and composition of micronutrients fortification of wheat in calcareous soils of Fars Province. 6<sup>th</sup> Iranian Congress of Soil Science. (in Persian)

## Critical Level of Iron for Bean (*Phaseolus vulgaris* L.) Cultivation in Markazi Province

M. A. Khodshenas<sup>1\*</sup> - J. Ghadbeiklou<sup>2</sup> - M. Dadivar<sup>3</sup>

Received: 03-09-2016

Accepted: 29-01-2017

**Introduction:** Soil test has an important role in plant nutrition management to obtain the economical agriculture system. The nutrient concentration in soils that indicates the division between responsive and non-responsive conditions is termed the critical level. Before any fertilizer recommendation, we should be aware of the amount of nutrient critical levels in each region. Soil test results in an area, is not applicable for other agricultural areas. Therefore, these tests should be carried out in the soils of a desired area, so that the soil test could be the base for fertilizer recommendation. Iron is an essential micro element in the soil that mainly was found as insoluble (Ferric or  $\text{Fe}^{3+}$ ) form. Solubility of total inorganic iron decreases between pH 7.4 to 8.5. Bean (*Phaseolus vulgaris* L.) crop is one of the most widely grown throughout the Markazi province in Iran and has high nutritional value for human. Knowing that bean is a sensitive plant to iron, and because of lack of any information about iron critical level and regional calibration, this study was conducted in Markazi province.

**Materials and Methods:** Eighteen soil surface samples (0-30 cm) selected with a wide range of soil properties and iron concentration (extracted with DTPA method) from different zone of province and prepared for greenhouse cultivation. Soil physical and chemical properties such as: (texture, pH, calcium carbonate, organic matter, cation exchange capacity, and electrical conductivity) of soil were determined by routine laboratory methods. In this study, bean plant responses were investigated by application of two levels of iron (0 and 10 mg kg<sup>-1</sup>) in soil as iron sulfate in the greenhouse experiment. All of soil samples received nitrogen, potassium, phosphorus, manganese, copper and zinc as; (150, 100, 25, 5, 5, 5) mg kg<sup>-1</sup> as solution in each pot respectively. The greenhouse study was conducted in a factorial experiment with three replications as complete randomized design. Six bean seeds were planted in pots. After the second week three plants of these six seeds were kept.

Soil moisture was maintained at field capacity. At the end of vegetative phase, the shoot bean and iron concentrations were determined in plant samples. At the end of the vegetation period, the shoot parts of plants cut, and plant responses including; (dry matter weight, Fe concentration, total Fe uptake and relative yield) ( $\text{DM}_{\text{control}}/\text{DM}_{\text{Fe fertilizer}} * 100$ ) were determined.

**Results and Discussion:** The results showed that available iron content in the soil varied from 1.5 to 20 mg kg<sup>-1</sup> of soil with a mean value of 7.75 mg kg<sup>-1</sup>. The bean plant responded to Fe application and their relationships with physical and chemical properties of soils, which were investigated were effected too. Analysis of variance showed that the effects of soil and Fe fertilizer application were separately significant at 1% level for (weight dry matter, Fe concentration and Fe uptake). The effects of the (soil and fertilizer) interaction were significant at 1% level for the Fe concentration and Fe uptake. The mean comparison test of plant responses was significant as affected by Fe fertilizer consumption. By using Cate-Nelson graphic method, the critical level of iron in soils was five mg kg<sup>-1</sup>. Amounts of percent relative frequency indicated that eight percent of the soils were less than five mg kg<sup>-1</sup> Fe, 63% of soils between 5 to 10 mg kg<sup>-1</sup>, 16% of soil between 10 to 15 mg kg<sup>-1</sup> and 13% of soil above 15 mg kg<sup>-1</sup> Fe. Plant Fe concentration in the control treatment (without Fe application) was 439.4 (mg kg<sup>-1</sup>), but at the Fe treatment (10mg kg<sup>-1</sup>) increased to (534.4mg kg<sup>-1</sup>).

The Fe uptake significantly increased from 1.54 to 2.16 mg Fe pot<sup>-1</sup> with the application of 10 mg-Fe kg<sup>-1</sup>. The Fe uptake differences between treatments was due to increase of dry matter weight, and the plant Fe concentration, and this was due to the fertilizer application. Relative yield and dry matter weight showed positive and significant correlation with (clay, CEC and Fe available), but sand revealed negative correlation with the plant's response. The Fe uptake showed positive and significant correlation with Fe available but negative and significant correlation with the sand. The regression equation showed that Fe uptake to be related with CEC

1 and 2 - Members of Scientific Board of Soil and Water Department, Markazi Agricultural and Resources Research and Training Center, AREEO, Arak, Iran

(\*- Corresponding Author Email: khodshenasm@gmail.com)

3- Instructor, Soil and Water Department, Markazi Agricultural and Resources Research and Training Center, AREEO, Mashhd, Iran

significantly.

**Conclusion:** By using Cate-Nelson graphic method, the critical level of iron in soils was five mg kg<sup>-1</sup>. The plant parameters were predictable significantly by soil properties such as (clay, sand, silt, soil organic carbon and Fe concentration).

**Keywords:** Available Fe, Bean, Soil Test



## اثر تلچیح سودوموناس‌های آزادکننده پتاسیم بر رشد و جذب پتاسیم گوجه‌فرنگی در دو خاک با

### مقادیر مختلف پتاسیم در دسترس

مصطفویه دیلمی‌راد<sup>۱</sup>- محمد رضا ساریخانی<sup>۲\*</sup>- شاهین اوستان<sup>۳</sup>

تاریخ دریافت: 1395/06/28

تاریخ پذیرش: 1396/03/07

### چکیده

پتاسیم یکی از عناصر غذایی اصلی ضروری برای گیاهان است که نقش حیاتی در فرایندهای گیاه دارد. این عنصر غالب‌ترین کاتیون‌جذبی به وسیله گیاهان می‌باشد و در رشد و توسعه و متabolیسم گیاه نقش اساسی دارد. پتاسیم در خاک به اشکال قابل استفاده، غیرقابل و در ساختار کانی‌ها وجود دارد. پتاسیمی که در ساختار کانی‌ها حضور دارد بیش از 90 تا 95 درصد پتاسیم خاک را به خود اختصاص می‌دهد. این شکل پتاسیم (پتاسیم موجود در کانیها) برای گیاهان به این سادگی قابل استفاده نمی‌باشد، بلکه گیاهان قادرند پتاسیم را تنها از فاز محلول خاک جذب و مورد استفاده قرار دهند. برخی از ریزجانداران خاک قادرند با سازوکارهایی، پتاسیم تثبیت شده و غیرقابلی خاک را به فرم قابل استفاده تبدیل کنند و فراهمی پتاسیم را برای گیاه افزایش دهند. استفاده از باکتریهای محرك رشد به ویژه باکتریهای آزادکننده پتاسیم به عنوان کود زیستی یک شیوه امیدبخش در بهبود تغذیه پتاسیمی گیاهان و تولید آنها بوده و شیوه همسو با کشاورزی پایدار می‌باشد. بر این اساس آزمایش بر روی جاذبه‌ی شناسایی این قبیل از باکتریها و بررسی کارایی آنها در تحقیقات اخیر بوده توجه قرار گرفته است. در این پژوهش توانایی پنج جدایه میکروبی *Pseudomonas spp.* از باکتری‌های آزادکننده پتاسیم شامل S1-6، S6-3، S10-3، S14-3، S19-1 و S21-1 بر بهبود رشد و افزایش جذب پتاسیم توسط گیاه گوجه‌فرنگی در دو خاک با پتاسیم قابل استفاده کمتر از 200 mg/kg و خاک با پتاسیم قابل استفاده بیشتر از 400 mg/kg در حضور ریزجانداران بومی خاک بررسی شد. در این تحقیق دو خاک مختلف با میزان پتاسیم قابل استفاده کمتر از 200 میلی‌گرم بر کیلوگرم (خاک خلعت‌پوشان) و بیش از 400 میلی‌گرم بر کیلوگرم (خاک کندوان) مورد استفاده قرار گرفت. همه جدایه‌های باکتریایی مورد استفاده در این پژوهش (S6-3، S10-3، S14-3، S19-1 و S21-1) متعلق به جنس سودوموناس بودند و توانایی آنها به عنوان باکتریهای آزادکننده پتاسیم موردنظر بودند. در این پژوهش توانایی این جهت استفاده باکتریها به عنوان زادمایه باکتریایی، ابتدا کشت تازه‌ای از آنها در محیط نوتربینت برای تهیه شد و برای تلچیح کشت گیاه مورد استفاده قرار گرفت. برای تلچیح هر گلدان از 10 میلی‌لیتر زادمایه باکتریایی استفاده شد. آزمایش در قالب طرح کاملاً تصادفی در دو خاک با مشخصات فوق با حضور 5 جدایه باکتری و یک تیمار شاهد (بدون تلچیح میکروبی) با در نظر گرفتن سه تکرار به انجام رسید. بدروهای گوجه‌فرنگی با زادمایه باکتریایی آغاز شده و کشت در خاک غیراستریل در حضور ریزجانداران بومی خاک انجام پذیرفت. آزمایش تا ابتدای فاز زایشی پیش رفت و پارامترهای رشدی و تقدیمی گیاه (نظیر شاخص کلروفیل، وزن تر و خشک بخش هوایی و ریشه، مقادیر عناصر فسفر و پتاسیم) اندازه‌گیری شد. آنالیز داده‌ها با نرم‌افزار SPSS صورت پذیرفت و مقایسات میانگین به روش دانکن انجام شد. نتایج در خاک با پتاسیم قابل استفاده کمتر از 200 mg/kg نشان داد که شاخص کلروفیل، وزن خشک اندام هوایی و ریشه، مقادیر متأثر از جدایه‌های باکتریایی بوده است. مقایسه میانگین نشان داد جدایه S21-1 بیشترین شاخص کلروفیل، وزن تر و خشک اندام هوایی، جذب پتاسیم و فسفر در اندام هوایی و ریشه متأثر از جدایه‌های باکتریایی بوده است. اما مقایسه میانگین نشان داد جدایه S21-1 بیشترین وزن خشک اندام هوایی، جذب پتاسیم و فسفر ریشه را داشت و به ترتیب باعث افزایش 41 و 41 درصد نسبت به شاهد شد. جدایه S14-3 بیشترین وزن خشک ریشه، جذب پتاسیم و فسفر ریشه را داشت و به ترتیب باعث افزایش 36/6، 36/6 و 32/7 درصد نسبت به شاهد شد. اثرات باکتری بر ویژگی‌های اندازه‌گیری شده در خاک با پتاسیم قابل استفاده بیشتر از 400 mg/kg معنی دار نش. اما مقایسه میانگین نشان داد بیشترین مقدار شاخص کلروفیل متعلق به جدایه S21-1 بود که نسبت به شاهد 14/11 درصد افزایش نشان داد و دو جدایه S14-3 و S21-1 بیشترین جذب پتاسیم و فسفر اندام هوایی را داشتند که به طور متوسط نسبت به شاهد 7 درصد افزایش نشان دادند، هر چند این اختلافات معنی دار نبود. در این آزمایشات، جدایه‌های S21-1 و S14-3 نسبت به سایر جدایه‌ها برتر شناخته شدند. این آزمایش مشخص ساخت که اثری خشی باکتریهای آزادکننده پتاسیم متأثر از پتاسیم قابل استفاده خاک می‌باشد و هر چه میزان پتاسیم قابل استفاده در خاک کمتر باشد می‌توان انتظار داشت که اثری خشی این باکتریها افزایش یابد. تحقیقات در زمینه جاذبه‌ی باکتریهای آزادکننده پتاسیم باستی ادامه داشته باشد و باستی جدایه‌های باکتری در شرایط مختلف محیطی و در خاک‌های متفاوت مورد آزمایش قرار گیرند، تا با آزمایشاتی از این دست بتوان سویه‌های کارآمد را برای استفاده در عرضه کشاورزی معرفی نمود.

**واژه‌های کلیدی:** باکتری‌های آزادکننده پتاسیم، سودوموناس، گوجه‌فرنگی

۱ و ۲- به ترتیب دانشجوی سابق کارشناسی ارشدو دانشیار بیولوژی و بیوتکنولوژی خاک، استاد شیمی و آلودگی خاک، گروه علوم خاک، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز  
\*) نویسنده مسئول: (Email: rsarikhani@yahoo.com)

## مقدمه

مختلف گیاهان می‌شوند (32). اثرات مفید تلقیح باکتری‌های حل کننده پتاسیم برمحصولات متعددی نظیر سورگوم (44)، سیب‌زمینی شیرین و تایپوکا (9)، پنبه (29)، فلفل و خیار (13)، بادام (39)، ذرت (31)، گندم (26 و 31)، بامیه (27) و تنباقو (45) زمینی (39)، گزارش شده است. برای اولین بار الکساندروف افزایش عملکرد گندم سیلیکاتی گزارش کرد (6). تلقیح باکتری آزاد کننده پتاسیم به خاک با فرسایش شدید در مقایسه با خاک دارای فرسایش متوسط، باعث افزایش عملکرد گندم به میزان ۱/۰۴ تن در هکتار شد (23) این در حالی بود که در خاک با فرسایش متوسط تلقیح باکتری صورت نگرفته بود. شنگ (29) در یک آزمایش گلدانی گزارش کرد که تلقیح باکتری آزاد کننده پتاسیم *B. edaphicus* NBT به گیاه پنبه در خاکی با پتاسیم پایین باعث افزایش ۳۰ درصدی وزن خشک اندام هوایی و ریشه و افزایش جذب ۲۶ درصدی پتاسیم در گیاه شد. در یک آزمایش مزرعه‌ای تلقیح باکتری حل کننده سیلیکات *B. cereus* به همراه فلدوپار و کاه برآجع باعث افزایش عملکرد گوجه‌فرنگی شد (7). پارمار (26) گزارش کرد تلقیح جدایه HWP47 به گندم واریته WH711 باعث افزایش ۵۱/۴۶ درصدی وزن خشک ریشه و ۴۸/۲۸ درصدی وزن خشک ساقه نسبت به شاهد در مدت شست روز کشت در داخل گلدان شد. جدایه HWP47 همچنین باعث افزایش معنی‌دار جذب پتاسیم در بافت هوایی گندم شد. پراچاپاتی و همکاران (27) در یک آزمایش گلدانی با تلقیح باکتری آزاد کننده پتاسیم *Aspergillus terreus* و *Enterobacter hormaechei* گیاه پامیه (*Ablemoscus esculantius*) در خاکی با مقادیر پتاسیم کم و در حضور فلدوپار گزارش کردن رشد ریشه و اندام هوایی و مقادیر پتاسیم در گیاه پامیه افزایش پیدا کرد. زانگ و همکاران (45) گزارش کردن که تیمار تنباقو با چهار جدایه GL7، GM3، XF4 و XF11 از باکتری‌های آزاد کننده پتاسیم باعث افزایش معنی‌دار وزن خشک و جذب پتاسیم و نیتروژن در گیاه شد. از میان جدایه‌ها، جدایه XF11 بیشترین تأثیر را بر رشد و جذب عناصر غذایی تنباقو داشت. به نظر اثربخشی باکتری‌های آزاد کننده پتاسیم به نوع باکتری، نوع محصول، حضور سایر ریزجانداران خاک، شرایط خاک (از جمله وضعیت عناصر غذایی خاک به ویژه سطح عنصر پتاسیم خاک) و سایر عوامل وابسته است. با توجه به ثبت شدن مواد مغذی و کودهای شیمیایی در خاک بهره‌گیری از باکتری‌های محرک رشد مانند حل کننده‌گان پتاسیم باعث کاهش مصرف کودهای شیمیایی و خطرات زیست محیطی ناشی از کاربرد آن‌ها می‌شود (31). و همچنین یک راه حل پایدار در جهت تقدیم بهتر گیاه و تولید خواهد بود (40). با این توضیح در این آزمایش به ارزیابی توان جدایه‌ها بر رشد و تأمین پتاسیم مورد نیاز گیاه در دو خاک با میزان پتاسیم کمتر از 200

پتاسیم کاتیونی است که بیشترین جذب را در گیاهان عالی دارد. پتاسیم سبب فال شدن آنزیمه‌های گیاهی، حفظ آماس سلولی، افزایش فتوسنتر، کاهش تنفس سلولی، کمک به انتقال قند و نشاسته، کمک به جذب نیتروژن و همچنین برای ساخت پروتئین ضروری است (33). علاوه بر فرایندهای گیاهی باعث بهبود کیفیت محصول از طریق کمک به پرشدن دانه و وزن دانه، تقویت ساقه، افزایش مقاومت در برابر آفات و بیماری‌ها و همچنین افزایش مقاومت در برابر تنش می‌شود (33). پتاسیم به سه شکل قابل دسترس (۱ تا ۲ درصد)، غیرتبدیل یا ثبت شده (۱ تا ۱۰ درصد) و پتاسیم ساختمانی ۹۰ تا ۹۸ درصد (35) در خاک وجود دارد. پتاسیم قابل دسترس به صورت محلول و یا کاتیون بخش تبدیل می‌باشد که توسط بار منفی کانی‌های رسی و مواد آلی نگهداری می‌شود. که شکل قابل جذب برای گیاهان و ریزجانداران است و سهم کمی از پتاسیم کل خاک را به خود اختصاص می‌دهد (33). پتاسیم غیرتبدیل یا ثبت شده در اکثر موارد به میزان متوسط تا ضعیف، قابل جذب برای گیاه است (38). بخش عمده پتاسیم در خاک در ساختمان کانی‌های پتاسیم‌دار مثل میکا، مسکوویت، بیوتیت و فلدوپارها وجود دارد. پتاسیم ساختمانی به کندی آزاد می‌شود. با این حال آزادسازی پتاسیم ساختمانی وابسته به مقدار پتاسیم در شکل‌های دیگر و درجه هوازدگی میکاها و فلدوپارهای دارای پتاسیم می‌باشد (35). عوامل مختلف محیطی از جمله pH، دما، اکسیژن، تنش و نوع سنگهای معدنی در انحلال پتاسیم مؤثرند (33). در کشور ما به دلیل برداشت‌های متوالی، استفاده از ارقام پرمحصول و نیاز فراوان برخی گیاهان زراعی به پتاسیم باعث شده تا کمبود پتاسیم در برخی از خاک‌ها و محصولات مشاهده شود (1). کمبود پتاسیم مدت‌ها پیش از بروز عالی‌م ظاهری کمبود، سبب کاهش رشد و میزان عملکرد می‌شود (17). بنابراین برای تأمین پتاسیم مورد نیاز گیاه، پتاسیم محلول و تبدیل باید از طریق اضافه کردن کودهای شیمیایی و یا از طریق آزاد شدن پتاسیم ثبت شده و هوازدگی کانی‌های پتاسیم‌دار تأمین گردد (36).

ریزجانداران نقش مهمی در چرخه‌های بیوشیمیایی مختلف دارند و مسئول چرخه‌های تبدیل عناصر به شکل قابل استفاده گیاهان هستند (42). جمعیت قابل توجهی از باکتری‌های آزاد کننده یا حل کننده پتاسیم در ریزوسفر خاک وجود دارند (37). که از طریق تولید اسید آلی، پلی‌ساقاریدها (28) و تغییر pH و پتانسیل رداکس باعث انحلال سنگ‌ها و کانی‌های معدنی می‌شوند و به فراهمی پتاسیم، فسفر و سیلیسیم و همچنین رشد گیاه کمک می‌کنند (8 و 19). علاوه بر این باکتری‌های ریزوسفری باعث سرکوب بیماری‌های

توزین انجام شد. بعد از جوانه‌زنی بذور تعداد چهار گیاه سالم و یکدست در هر گلدان نگه داشته شد و بقیه از گلدان خارج شدند. در پایان دوره رشد (۳ ماه، زمان گله‌هی) پارامترهای رشدی گیاه نظری ساخته کلروفیل برگ، وزن خشک، غلظت پتاسیم و فسفر اندازه‌گیری شد. برای اندازه‌گیری ساخته کلروفیل برگ، برگ‌های بالغ و شاداب از هر گیاه انتخاب و میزان کلروفیل آن با دستگاه کلروفیل سنج (مدل CL-01، Hansatech، ساخت کشور انگلستان) در دو طول موج 620 و 640 نانومتر اندازه‌گیری شد. میانگین داده‌های دستگاه کلروفیل سنج به عنوان ساخته کلروفیل هر گلدان در نظر گرفته شد. اندازه‌گیری غلظت پتاسیم و فسفر بافت‌های گیاهی با توزین نیم گرم ماده خشک از روش هضم با اسید نیتریک غلیظ ۶۵ درصد انجام شد (۴۱). غلظت پتاسیم پس از رقیق ساختن عصاره اصلی نمونه‌های هضم شده، از روش جوتز (۱۵) با استفاده از دستگاه فلیم فوتومتر (مدل ۴۱۰، ساخت شرکت Corning ایالات متحده) و فسفر بافت‌های گیاهی از روش اویسن و سامرز (۲۴) در طول موج ۴۷۰ نانومتر با دستگاه اسپکتروفوتومتر (مدل PD-303، ساخت شرکت اپل ژاپن) اندازه‌گیری شد. تجزیه واریانس‌ها با استفاده از نرم افزار SPSS نسخه ۲۲ و مقایسه میانگین‌ها به روش آزمون چند دامنه‌ای دانکن در سطح احتمال ۵ درصد انجام گردید. همچنین رسم نمودارها با استفاده از نرم افزار Excel انجام شد.

## نتایج و بحث

نتایج تجزیه دو خاک مورد استفاده در آزمایش در جدول ۱ و همچنین برخی از ویژگی‌های محرك رشدی اندازه‌گیری شده جدایه‌های نام برده در جدول ۲ آمده است.

میلی‌گرم در کیلوگرم و بیشتر از ۴۰۰ میلی‌گرم در کیلوگرم پرداخته شده است.

## مواد و روش‌ها

جهت انجام آزمایش دو خاک به ترتیب از ایستگاه تحقیقاتی خلعت پوشان دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز، با پتاسیم قابل استفاده کمتر از ۲۰۰ میلی‌گرم در کیلوگرم (لوم شنی) و خاک دوم از منطقه کندوان با پتاسیم بیشتر از ۴۰۰ میلی‌گرم در کیلوگرم (لوم رسی شنی) انتخاب شدند. آزمایش در فاز گلخانه‌ای در قالب طرح کاملاً تصادفی انجام شد. مشخصات دو خاک مورد استفاده در آزمایش در جدول ۱ آورده شده است.

جدایه‌های باکتریایی مورد استفاده در این پژوهش عبارتند از S6-6، S19-1، S14-3، S10-3، S1-1، Pseudomonas یکنواخت باکتری از آزادکننده پتاسیم جداسازی و شناسایی شده‌اند و از بانک میکروبی گروه علوم و مهندسی خاک دانشگاه تبریز دریافت شد (۴). کشت شبانه باکتریها برای رسیدن به  $OD = 0/8$  در محیط نوترینت براث انجام شد و از آن برای تلقیح گلدانها استفاده شد. کشت گیاه در خاک ضدغافونی نشده در گلدان‌های ۲ کیلوگرمی با ۱۰ بذر گوجه‌فرنگی انجام شد. و بر اساس آزمون خاک، مقدار کافی P (سوپر فسفات تریپل به مقدار ۲۰۰ کیلوگرم در هکتار) و N (از منع اوره به مقدار ۴۰۰ کیلوگرم در هکتار) به ترتیب به مقدار ۱۱۴ و ۳۵۴ میلی‌گرم به ازاء هر گلدان در دو خاک افزوده شد (۵). هر گلدان با ۱۰ میلی‌لیتر مایه تلقیح باکتریایی با  $OD = 0/8$  (۱ میلی‌لیتر به ازاء هر بذر) بر اساس طرح آزمایشی تلقیح شد. برای حصول اطمینان از کلینیزاسیون باکتری در ریزوفسر گیاه، بعد از حدود یک ماه مجدداً تلقیح میکروبی انجام شد. آبیاری گلدان‌ها با آب مقطر برای تامین رطوبت FC ۰/۸ از طریق

جدول ۱- برخی از خصوصیات فیزیکوشیمیایی خاکهای مورد استفاده  
Table 1- Some of physicochemical properties of soils

Soil sample نمونه خاک	Soil texture بافت خاک	pH اسیدیتیه	EC (dS/m)	هدایت الکتریکی کربن آلی (%)	OC کربن آلی (%)	K پتاسیم	P فسفر	Fe آهن	Zn روی	Mn منگنز	Cu مس
خلعت پوشان Khalat pushan	SL	7.56	0.29	0.16	198.07	3	1.31	1.72	1.78	0.90	
کندوان Kandovan	SCL	7.50	0.36	0.41	432	3	8.05	1.80	7.74	2.31	

جدول 2- برخی از ویژگی‌های محرك رشدی جدایه‌های مورد استفاده

Table 2- Some PGPR properties of isolates.

جهایه Isolate	حل کننده‌گی فسفات معدنی نامحلول Insoluble inorganic phosphate solubility (mg/L)	تولید اکسین Auxin production (mg/L)	تولید سیدروفور در محیط CAS-Agar (قطر هاله به کمی) Siderophore production on CAS-Agar (halo diameter/colony diameter)
S6-6	367.25	5.16	1.7
S10-3	343.65	5.63	1.8
S14-3	347.93	14.81	2.1
S19-1	343.51	3.06	1.8
S21-1	338.93	15.01	1.9

با پتاسیم بیشتر از 400 میلی‌گرم در کیلوگرم غیر معنی‌دار شد (جدول 2 و 3).

با توجه به نتایج این آزمایش اثر تیمار باکتری در خاک با پتاسیم کمتر از 200 میلی‌گرم در کیلوگرم بر شاخص کلروفیل، وزن خشک، جذب پتاسیم و فسفر معنی‌دار بود. در حالیکه اثر تیمار باکتری در خاک

جدول 2- میانگین مربعات شاخص کلروفیل، وزن خشک و جذب پتاسیم و فسفر بافت گیاهی در خاک لوم شنی

Table 2- Sum of square of chlorophyll index, dry weight, uptake of K and P in tissue of plant in sandy loam soil.

منابع تغییر Source of variation	درجه آزادی Df	شاخص کلروفیل Chlorophyll index	وزن خشک اندام هوایی Shoot dry weight (g/pot)	وزن خشک ریشه Root dry weight (g/pot)	جذب پتاسیم اندام هوایی Uptake of shoot K (mg/pot)	جذب پتاسیم ریشه Uptake of root K (mg/pot)	جذب فسفر اندام هوایی Uptake of shoot P (mg/pot)	جذب فسفر ریشه Uptake of root P (mg/pot)
تیمار Treatment	5	3.539**	0.652 *	0.127 **	497.53 *	25.89 **	21.59 **	8.29 **
خطای آزمایشی Error	12	0.316	0.183	0.02	137.63	4.84	1.15	1.406
ضریب تغییرات (درصد)		13.41	8	19.13	10.46	17.27	13.4	19.47
CV%								

\*\* معنی‌دار بودن در سطح احتمال 1 درصد، \* معنی‌دار بودن در سطح احتمال 5 درصد، غیر معنی‌دار ns

\*\* Significant at the 1% level, \* significant at the 5% level, ns non-significant

جدول 3- میانگین مربعات وزن خشک و غلظت پتاسیم هوایی و ریشه در خاک لوم رسی شنی

Table 3- Sum of square of chlorophyll index, dry weight, uptake of K and P in tissue of plant in sandy clay loam soil.

منابع تغییر Source of variation	درجه آزادی Df	شاخص کلروفیل Chlorophyll index	وزن خشک اندام هوایی Shoot dry weight (g/pot)	وزن خشک ریشه Root dry weight (g/pot)	جذب پتاسیم اندام هوایی Uptake of shoot K (mg/pot)	جذب پتاسیم ریشه Uptake of root K (mg/pot)	جذب فسفر اندام هوایی Uptake of shoot P (mg/pot)	جذب فسفر ریشه Uptake of root P (mg/pot)
تیمار Treatment	5	1.212 ns	8.21 ns	0.058 ns	1467.05 ns	19.329 ns	20.31 *	1.465 ns
خطای آزمایشی Error	12	0.604	0.932	0.039	633.35	14.9	5.74	2.22
ضریب تغییرات (درصد)		7	8.94	20	11.64	21.6	15.11	25
CV%								

\*\* معنی‌دار بودن در سطح احتمال 1 درصد، \* معنی‌دار بودن در سطح احتمال 5 درصد، غیر معنی‌دار ns

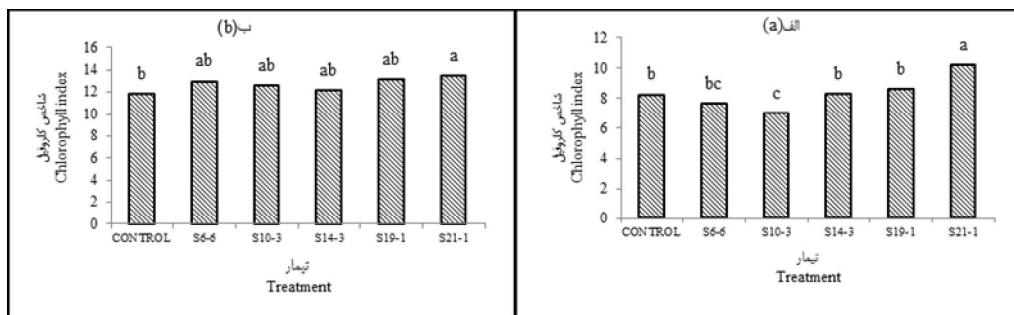
\*\* Significant at the 1% level, \* significant at the 5% level, ns non-significant

با بقیه تیمارها اختلاف آماری معنی‌دار داشت و با جدایه ۶ S6-۶ در یک گروه آماری قرار گرفت (شکل ۱-الف).

در خاک با پتاسیم بیشتر از ۴۰۰ میلی‌گرم در کیلوگرم اثر تیمار باکتری معنی‌دار نبود (جدول ۳). ولی جدایه ۱-۱ (S21-۱) بیشترین مقدار کلروفیل را داشت که نسبت به شاهد ۱۴/۱۱ درصد افزایش نشان داد (شکل ۱-ب).

### شاخص کلروفیل

اثر تیمار باکتری در خاک با پتاسیم کمتر از ۲۰۰ میلی‌گرم در کیلوگرم بر شاخص کلروفیل در سطح یک درصد معنی‌دار بود (جدول ۲). جدایه ۱-۱ (S21-۱) بیشترین مقدار کلروفیل را دارا بود که با سایر تیمارها اختلاف معنی‌دار داشت و نسبت به شاهد ۲۳/۷ درصد افزایش نشان داد. جدایه ۳ S10-۳ کمترین مقدار کلروفیل را داشت که



شکل ۱- اثر تیمار باکتری بر شاخص کلروفیل در خاک لوم شنی (الف) و خاک لوم رسی شنی (ب)  
اعداد با حروف مشترک در هر ستون دارای اختلاف معنی‌دار ( $P<0.05$ ) نمی‌باشند

Figure 1- Effect of bacteria on chlorophyll index in sandy loam soil (a) and sandy clay loam soil (b)  
Numbers followed by the same letter are not significantly different ( $P<0.05$ )

جدایه ۱-۱ (S19-۱) اختلاف آماری معنی‌دار داشت (شکل ۲-الف). در خاک با پتاسیم بیشتر از ۴۰۰ میلی‌گرم اثر باکتری بر وزن خشک هوایی و ریشه غیر معنی‌دار شد (جدول ۳). مقایسه میانگین وزن خشک نشان داد که جدایه‌های ۱-۱ (S19-۱) و ۱۱/۲۲(g) و ۱۱/۰۲(g) بیشترین وزن خشک اندام هوایی را داشتند که به ترتیب نسبت به شاهد ۴ و ۲ درصد افزایش داشتند و هیچ یک از تیمارهای باکتری تفاوت معنی‌داری با شاهد نداشتند. مقایسه میانگین وزن خشک ریشه نشان داد که شاهد ۱/۳۲ g/pot بیشترین وزن خشک ریشه را داشت ولی با سایر تیمارها در یک گروه آماری قرار گرفت (شکل ۲-الف).

جدایه ۱-۳ S21-۳ به ترتیب باعث افزایش معنی‌دار وزن خشک اندام هوایی و ریشه نسبت به سایر تیمارها در مقایسه با شاهد بدون باکتری در خاک با میزان پتاسیم کمتر از ۲۰۰ میلی‌گرم در کیلوگرم (لوم شنی) شدند. با توجه به اینکه جدایه‌های مورد استفاده در این آزمایش توانایی تولید اکسیژن و سیدوفور را دارند (۲)، می‌توان افزایش در وزن خشک ریشه توسط جدایه‌های باکتری را به تولید مواد محرك رشد گیاه از جمله تولید اکسیژن توسط باکتری نسبت داد. در اوایل رشد گیاه تلچیح باکتری از طریق تولید تنظیم کننده‌های رشد باعث تحریک رشد ریشه و به سبب آن جذب بهتر آب و مواد غذایی در گیاه می‌شود (۴۳) و افزایش زیست توده گیاه در ارتباط با تغذیه بهتر گیاه خواهد بود. باکتری‌های محرك رشد که در ارتباط با ریشه

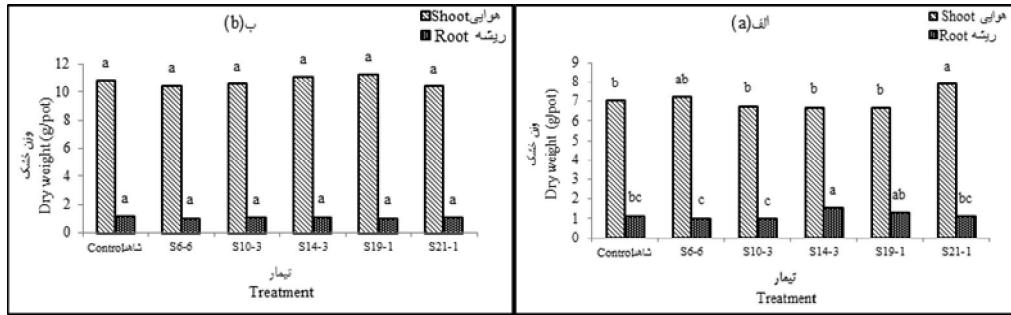
نتایج این آزمایش نشان داد که جدایه ۱-۱ S21-۱ در هر دو خاک باعث افزایش شاخص کلروفیل نسبت به شاهد بدون باکتری شد. به نظر می‌رسد جدایه ذکر شده از طریق فراهم آوردن شرایط تغذیه‌ای مناسب و افزایش دسترسی گیاه به عناصر قابل استفاده باعث افزایش شاخص کلروفیل شده است. باکتری‌های حل کننده پتاسیم و فسفر و دیگر ریزوباکتری‌های مفید باعث آزادسازی مواد مغذی به فرم قابل استفاده گیاه می‌شوند و اثرات مفیدی بر روی رشد گیاه دارند (۲۰). اگامبردیوا (۱۰) گزارش کرد تلچیح بذر ذرت با سودوموناس و قارچ میکوریز باعث افزایش شاخص کلروفیل در گیاه ذرت شد. کاوینو و همکاران (۲۵) نیز نتایج مشابهی از افزایش شاخص کلروفیل در نتیجه تلچیح گیاه ذرت با سودوموناس گزارش کردند.

### وزن خشک اندام هوایی و ریشه

اثر تیمار باکتری در خاک با پتاسیم کمتر از ۲۰۰ میلی‌گرم در کیلوگرم بر وزن خشک هوایی و ریشه به ترتیب در سطح پنج و یک درصد معنی‌دار شد (جدول ۲). مقایسه میانگین نشان داد که جدایه ۱-۱ (S21-۱) بیشترین مقدار وزن خشک اندام هوایی را داشت که نسبت به شاهد ۱۲ درصد افزایش نشان داد و با بقیه تیمارها به جز جدایه ۶ S6-۶ اختلاف آماری معنی‌دار داشت. و جدایه ۳ S14-۳ بیشترین وزن خشک ریشه را دارا بود که نسبت به شاهد ۳۳/۶ درصد افزایش نشان داد و با بقیه تیمارها به جز جدایه

آزاد کننده پتاسیم *B. mucilaginosus* RCBC13 باعث افزایش 125 درصد زیست توده در مقایسه با شاهد بدون باکتری شد (20). گلیک و همکاران (12) نتایج مشابهی از افزایش رشد و توسعه ریشه و بخش هوایی در گیاه گوجه‌فرنگی و کاهش توسعه جدایه‌های سودوموناس گزارش کردند.

گیاه هستند از طریق تولید هورمون‌های گیاهی، سیدروفور و متحرک کردن پتاسیم، فسفر و آهن همزمان با بذر یا تلقیح به خاک باعث افزایش رشد گیاه می‌شوند (14 و 31). باکتری‌های آزاد کننده پتاسیم از طریق سرکوب عوامل بیماریزا و تخریب کانه‌های سیلیکاتی و آزاد سازی پتاسیم، سیلیس و الومینیوم و همچنین ترشح مواد زیستی فعال سبب افزایش رشد گیاه می‌شوند (18). تلقیح گوجه‌فرنگی با باکتری



شکل 2- اثر تیمار باکتری بر وزن خشک گوجه‌فرنگی در خاک لوم شنی (الف) و لوم رسی شنی (ب)

اعداد با حروف مشترک در هر ستون دارای اختلاف معنی‌دار ( $P<0.05$ ) نمی‌باشند

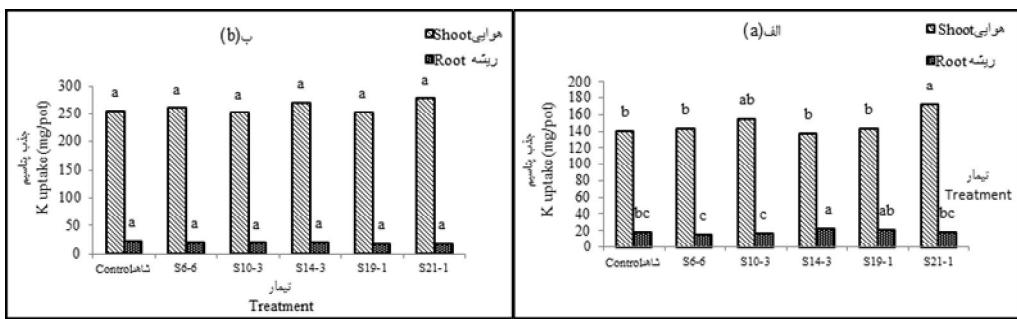
Figure 2- Effect of bacteria on dry weight tomato in sandy loam soil(a) and sandy clay loam (b)  
Numbers followed by the same letter are not significantly differentns ( $P<0.05$ )

(3). مقایسه میانگین نشان داد جدایه 1- (278/61 mg/pot) و 3- (270/73 mg/pot) بیشترین جذب پتاسیم اندام هوایی را داشتند که به طور متوسط نسبت به شاهد 7/6 درصد افزایش نشان دادند ولی اختلاف آماری معنی‌داری بین هیچ کدام از تیمارها مشاهده نشد. بیشترین جذب پتاسیم ریشه متعلق به شاهد (22/17 mg/pot) بود که با سایر تیمارها در یک گروه آماری قرار گرفت (شکل 3-ب). همانگونه که از شکل 3 پیداست در خاکی با مقادیر پتاسیم در دسترس بالا، میزان جذب پتاسیم در تمام تیمارها نسبت به خاک با کمبود پتاسیم، بیشتر است اما این امر در خاکی با کمبود پتاسیم متاثر از تیمارهای باکتریایی بوده است به صورتی که در مقایسه با شاهد بدون تلقیح میکروبی افزایش جذب پتاسیم را به دنبال داشته است. دو جدایه 1- S21-1 و 3- S14-3 به ترتیب باعث افزایش معنی‌دار جذب پتاسیم اندام هوایی و ریشه نسبت به شاهد بدون باکتری شدند. این نشان‌دهنده قابلیت فراهمی پتاسیم دو جدایه ذکر شده در حضور ریز جانداران بومی خاک است. هر چند در خاک با پتاسیم بیشتر از 400 میلی‌گرم در کیلوگرم (لوم رسی شنی) این افزایش قابل توجه نبود. نتایج اگامبردیوا (10) نشان داد در خاک با عناصر غذایی پایین مقدار جذب عناصر غذایی بیشتر از خاک غنی بوده است. ریز جانداران از طریق تولید اسید آلی و کپسول‌های پلی‌ساقاریدی باعث انحلال کانی‌ها و آزادسازی پتاسیم می‌شوند (21 و 30). تولید کربوکسیلیک اسید مانند سیتریک و اگزالیک اسید از مکانیسم‌های غالب در آزادسازی پتاسیم گزارش شده است (30).

اما در خاک با پتاسیم بیشتر از 400 میلی‌گرم در کیلوگرم (لوم رسی شنی) جدایه‌های 1- S19-1 و 3- S14-3 باعث افزایش ناچیز وزن خشک اندام هوایی گیاه در مقایسه با شاهد بدون باکتری شدند، که معنی‌دار نبوده است. اگامبردیوا (10) گزارش کرد تلقیح ذرت با سودوموناس و قارچ میکوریز در خاک فقیر وزن خشک هوایی 17-30 درصد و وزن خشک ریشه 19-52 درصد در مقایسه با شاهد افزایش داشته است اما در خاک غنی از پتاسیم با بافت لوم شنی افزایش چشمگیری مشاهده نشد. بنابراین هر چه میزان پتاسیم در خاک کمتر باشد میزان تاثیر ریز جانداران بیشتر می‌باشد. این نتیجه با نتایج اگامبردیوا و هوفلیخ (11) مطابقت دارد. با توجه به توضیحات بالا می‌توان افزایش رشد و توسعه بخش هوایی و ریشه را به تولید و ترشح تنظیم کننده‌های رشد مانند اکسین و جیربرلین نسبت داد.

#### جذب پتاسیم اندام هوایی و ریشه

اثر تیمار باکتری در خاک با پتاسیم کمتر از 200 میلی‌گرم در کیلوگرم بر جذب پتاسیم اندام هوایی و ریشه به ترتیب در سطح پنج و یک درصد معنی‌دار شد (جدول 2). مقایسه میانگین نشان داد جدایه S21-1 (23/49 mg/pot) و 3- S14-3 (172/45 mg/pot) به ترتیب بیشترین جذب پتاسیم اندام هوایی و ریشه را داشتند و نسبت به شاهد 22/20 و 24/88 درصد افزایش نشان دادند (شکل 3-الف). در خاک با پتاسیم بیشتر از 400 میلی‌گرم در کیلوگرم اثر تیمار باکتری بر جذب پتاسیم اندام هوایی و ریشه غیر معنی‌دار شد (جدول



شکل ۳- اثر تیمار باکتری بر جذب پتاسیم گوجه‌فرنگی در خاک لوم شنی (الف) و لوم رسی شنی (ب)  
اعداد با حروف مشترک در هر ستون دارای اختلاف معنی‌دار ( $P<0.05$ ) نمی‌باشند

Figure 3- Effect of bacteria on K uptake tomato in sandy loam soil (a) and clay sandy loam soil (b)  
Numbers followed by the same letter are not significantly different ( $P<0.05$ )

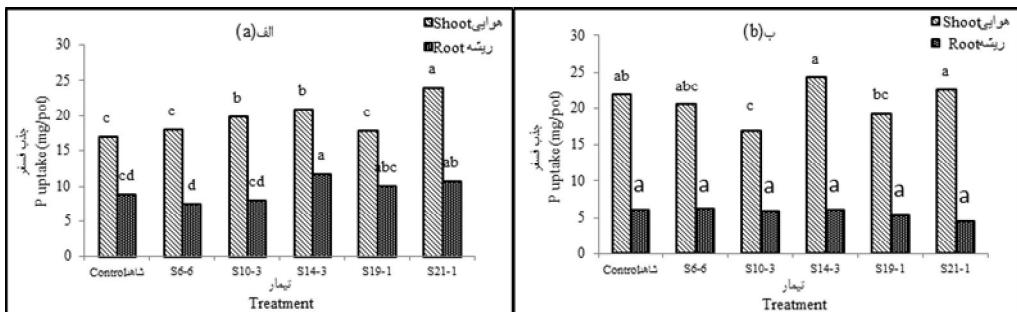
منجر به جذب بیشتر پتاسیم در حضور کانی‌های (بیوتیت، فلوگوپیت و مسکوکیت) مورد استفاده، در مقایسه با شاهد شد.

#### جذب فسفر اندام هوایی و ریشه

اثر تیمار باکتری در خاک با پتاسیم کمتر از 200 میلی‌گرم در کیلوگرم بر جذب فسفر اندام هوایی و ریشه در سطح یک درصد معنی‌دار بود (جدول ۲). مقایسه میانگین نشان داد که جدایه-1 S21-1 گیاه فسفر اندام هوایی و ریشه را داشتند که نسبت به شاهد 41 و 32/7 درصد افزایش نشان دادند (شکل ۴-الف).

در خاک لوم با پتاسیم بیشتر از 400 میلی‌گرم در کیلوگرم اثر تیمار باکتری بر جذب فسفر اندام هوایی و ریشه غیر معنی‌دار شد (جدول ۳).

لیو و همکاران (20) گزارش کردند که پلی‌ساقاریدها به شدت اسیدهای آلی را جذب می‌کند و به سطح کانی‌ها متصل می‌شود و در نتیجه تجمع اسید آلی در نزدیکی کانی‌ها افزایش می‌باید و به انجام آن کمک می‌کند. همچنین پلی‌ساقاریدهای خارج سلولی قادر به جذب سطحی  $\text{SiO}_2$  هستند و این باعث به هم خوردن تعادل فاز جامد و مایع شده و منجر به انجام بیشتر  $\text{SiO}_2$  و  $\text{K}^+$  می‌شود. تلچیح باکتری *B. mucilaginosus* MCRCp1 به بادام زمینی سبب رشد 86/57 گیاه و همچنین افزایش میزان پتاسیم قابل استفاده در خاک از 99/60 میلی‌گرم در کیلوگرم شد (39). شنگ (29) در یک آزمایش گلدانی گزارش کرد که تلچیح باکتری آزادکننده پتاسیم *B. edaphicus* NBT به گیاه پنبه در خاکی با پتاسیم پایین باعث افزایش 26 درصد مقدار پتاسیم در گیاه شد. صدقیانی و همکاران (3) گزارش کردند که تلچیح 5 جدایه از باکتری‌های آزادکننده پتاسیم (متعلق به جنس *Pseudomonas* و *Bacillus*) به ریزوسфер گیاه ذرت



شکل ۴- اثر تیمار باکتری بر جذب فسفر گوجه‌فرنگی در خاک لوم شنی (الف) و خاک رسی شنی (ب)  
اعداد با حروف مشترک در هر ستون دارای اختلاف معنی‌دار ( $P<0.05$ ) نمی‌باشند

Figure 4- Effect of bacteria on P uptake tomato in sandy loam soil (a) and clay sandy loam soil (b)  
Numbers followed by the same letter are not significantly different ( $P<0.05$ )

مقایسه میانگین نشان داد که بیشترین جذب فسفر اندام هوایی (22/66 mg/pot) S21-1 و (24/31 mg/pot) S14-3 متعلق جدایه

میانگین نشان داد که بیشترین جذب فسفر اندام هوایی

باکتری آزادکننده پتاسیم *B. edaphicus* به گندم باعث افزایش قابل توجه مقدار نیتروژن، فسفر و پتاسیم در اجزای گندم تلقیح شده با این باکتری شد.

### نتیجه‌گیری کلی

جدایه‌های مورد استفاده در این آزمایش سبب بهبود رشد و شرایط تغذیه‌ای در گیاه گوجه‌فرنگی در حضور ریزجانداران بومی خاک شدند. که این نشاندهنده توان آزادسازی پتاسیم توسط جدایه‌ها و تولید مواد محرك رشد و اثر بخشی آن بر روی گیاه گوجه‌فرنگی بود. در این میان دو جدایه S21-1 و S14-3 نسبت به سایر جدایه‌ها مؤثرتر بودند. هر چند نتایج در خاک کندوان (پتاسیم قابل دسترس بیشتر از 400 میلی‌گرم در کیلوگرم) چشم‌گیر نبود. نتایج به دست آمده نشاندهنده آن است که هر چه سطح پتاسیم قابل دسترس در خاک کمتر باشد اثر بخشی جدایه‌ها بیشتر خواهد بود.

بود که به طور متوسط نسبت به شاهد 7 درصد افزایش داشتند و اختلاف آماری معنی‌داری با جدایه S19-1 و S10-3 داشتند. بیشترین جذب فسفر ریشه مربوط به جدایه S6-6 (6/14 mg/pot) بود که نسبت به شاهد 1/65 درصد افزایش نشان داد (شکل 4-ب).

دو جدایه S21-1 و S14-3 باعث افزایش جذب فسفر در هر دو خاک شدند هرچند این افزایش در خاک با پتاسیم بیشتر از 400 میلی‌گرم در کیلوگرم معنی‌دار نبود. این نشان دهنده توانایی جدایه‌های فوق در آزادسازی و فراهمی فسفر برای گوجه‌فرنگی در حضور جدایه‌های بومی خاک است. پارک و همکاران (26) گزارش کردند که تلقیح باکتری‌های سیلیکاتی یا آزادکننده پتاسیم می‌تواند فسفر و پتاسیم قابل استفاده در خاک را از طریق تولید اسیدهای آلی و سیدروفور و دیگر مواد محرك رشد گیاه افزایش داده و منجر به جذب بیشتر این دو عنصر توسط گیاه شود. تلقیح گوجه‌فرنگی با باکتری آزاد کننده پتاسیم *B. mucilaginosus* RCBC13 درصد جذب بیش از 150 گزارش کردند در خاکی با میزان پتاسیم قابل استفاده کم تلقیح

### منابع

- 1- Bahraini M., Dordipour E., and. Khormali F. 2006. Importance of potassium fertilizers application in agriculture of Iran. Proceedings of the 2<sup>th</sup> congress of the iran nationalon ecological gricultrur, 28 Sep. 2006. Gorgan, Iran. (in Persian with English abstract).
- 2- Deilamirad M. 2015. Effect of potassium releasing *Pseudomonads* on K uptake and Tomato growth in two different soils. M.Sc. Thesis, Department of soil Science, Faculty of Agriculture, University of Tabriz. (in Persian with English abstract).
- 3- Rasouli Sadaghiani M.H., Sadeghi S., Barin M., Sepehr E., and Dovlati B. 2017. The effect of silicate solubilizing bacteria on potassium release from mica minerals and its uptake by corn plants. JWSS-Isfahan University of Technology, 20:89-102.
- 4- Sarikhani M.R., Oustan S., Aliasgharzad N., and Ebrahimi M. 2015. Screening of silicate bacteria (Potassium releasing bacteria) and assessment of high efficient isolates on growth and potassium uptake by tomato. Project at University of Tabriz.
- 5- Malakuti M.J., and Gheibi M.N. 2001. Determine the critical level of soil nutrient elements, plant and fruit. Research organization, Agricultural Extension and Education, Published by Amozesh, pp 56. (in Persian).
- 6- Aleksandrov V.G. 1958. Organo-mineral fertilizers and silicate bacteria. Dokl Akad Nauk, 7:43–48.
- 7- Badr M.A. 2006. Efficiency of K-feldspar combined with organic materials and silicate dissolving bacteria on tomato yield. Journal of Applied Sciences Research, 2:1191–1198.
- 8- Buss H.L., Luttge A., Brantley S.L. 2007 Etch pit formation on iron silicate surfaces during siderophore-promoted dissolution. Chemical Geology, 240:326–342.
- 9- Clarson D. 2004. Potash biofertilizer for ecofriendly agriculture. Agro-clinic and Research Centre, Poovanthuruthu, Kottayam (Kerala), pp 98–110.
- 10- Egamberdiyeva D. 2007. The effect of plant growth promoting bacteria on growth and nutrient uptake of maize in two different soils. Applied Soil Ecology, 36(2):184-189.
- 11- Egamberdiyeva D., and Höflich G. 2003. Influence of growth-promoting bacteria on the growth of wheat in different soils and temperatures. Soil Biology and Biochemistry, 35(7):973-978.
- 12- Glick B.R. 1995. The enhancement of plant growth by free-living bacteria. Canadian Journal of Microbiology, 41:109–117.
- 13- Han H.S., Supanjani E., Lee K.D. 2006. Effect of co-inoculation with phosphate and potassium solubilizing bacteria on mineral uptake and growth of pepper and cucumber. Plant, Soil and Environment, 52:130–136.
- 14- Herridge D.F., Peoples M.B., Boddey R.M. 2008. Global inputs of biological nitrogen fixation in agricultural systems. Plant and Soil, 311:1–18.
- 15- Jones J. B. 2001. Laboratory Guide for Conducting Soil Tests and Plant Analysis. CRC Press, USA.

- 16- Kavino M., Harish S., Kumar N., Saravanakumar D., and Samiyappan R. 2010. Effect of chitinolytic PGPR on growth, yield and physiological attributes of banana (*Musa* spp.) under field conditions. *Applied Soil Ecology*, 45:71–77.
- 17- Khanwilkar S.A., Ramteke J.R. 1993. Response of applied K in cereals in Maharashtra. In: Agriculture, pp 84–96.
- 18- Kumar A., Bahadur I., Maurya B.R., Raghuvanshi R., Meena V.S., Singh D.K. and Dixit J. 2015. Does a plant growth promoting rhizobacteria enhance agricultural sustainability. *Journal of Pure Applied Microbiology*, 9:715–724.
- 19- Lian B., Chen Y., Zhu L.J., and Yang R.D. 2008. Progress in the study of weathering of carbonate rock by microbes. *Earth Science Frontiers*, 15:90–99.
- 20- Lin Q.M., Rao Z.H., Sun Y.X., Yao J., and Xing L.J. 2002. Identification and practical application of silicate-dissolving bacteria. *Agricultural Science China*, 1:81–85.
- 21- Liu W., Xu X., Wu S., Yang Q., Luo Y., and Christie P. 2006. Decomposition of silicate minerals by *Bacillus mucilaginosus* in liquid culture. *Environmental Geochemistry and Health*, 28:133–140.
- 22- Marques A.P., Pires C., Moreira H., Rangel A.O., and Castro M.L. 2010. Assessment of the plant growth promotion abilities of six bacterial isolates using *Zea mays* as indicator plant. *Soil Biology and Biochemistry*, 42:1229–1235.
- 23- Mikhailouskaya N., and Tcherhysh A. 2005. K-mobilizing bacteria and their effect on wheat yield. *Agronomijas Vestis (Latvia)*, 8:154–157.
- 24- Olsen S.R., and Sommers L.E. 1982. Phosphorus. P. 403–430. In A.L. Page et al. (ed.) *Methods of soil Analysis*. Part 2. 2<sup>nd</sup> ed. ASA and SSSA, Madison, WI.
- 25- Park M., Singvilay O., Seok Y., Chung J., Ahn K., and Sa T. 2003. Effect of phosphate solubilizing fungi on P uptake and growth to tobacco in rock phosphate applied soil. *Korean Journal of Soil Science and Fertilizer*, 36:233–238.
- 26- Parmar P. 2010. Isolation of potassium solubilizing bacteria and their inoculation effect on growth of wheat (*Triticum aestivum* L.). M.Sc. Thesis submitted to CCS Haryana Agricultural University, Hisar.
- 27- Prajapati K., Sharma M.C., and Modi H.A., 2013. Growth promoting effect of potassium solubilizing microorganisms on *Abelmoscus esculantus*. *International Journal of Agriculture Sciences*, 3(1):181–188.
- 28- Rogers J.R., Bennett P.C., and Choi W.J. 1998. Feldspars as a source of nutrients for microorganisms. *American Mineralogist*, 83:1532–1540.
- 29- Sheng X.F. 2005. Growth promotion and increased potassium uptake of cotton and rape by a potassium releasing strain of *Bacillus edaphicus*. *Soil Biology and Biochemistry*, 37:1918–1922.
- 30- Sheng X.F., and He L.Y. 2006. Solubilization of potassium bearing minerals by a wild type strain of *Bacillus edaphicus* and its mutants and increased potassium uptake by wheat. *Canadian Journal of Microbiology*, 52:66–72.
- 31- Sindhu S.S., Dua S., Verma M.K., and Khandelwal A. 2010. Growth promotion of legumes by inoculation of rhizosphere bacteria. In Khan MS, Zaidi A, Musarrat J. (eds) *Microbes for legume improvement*. Springer, New York, pp 195–235.
- 32- Sindhu S.S., Seema Dua., and Sahu G. 2011. Biological control of plant diseases. In Rana MK. (ed) *Modern concepts of vegetable production*. Biotechnology Books, Daryaganj, New Delhi, pp 470–517.
- 33- Sindhu, S.S., Parmar, P. and Phour, M., 2014. Nutrient cycling: potassium solubilization by microorganisms and improvement of crop growth. In *Geomicrobiology and Biogeochemistry* (pp. 175–198). Springer Berlin Heidelberg.
- 34- Singh G., Biswas D.R., and Marwah T.S. 2010. Mobilization of potassium from waste mica by plant growth promoting rhizobacteria and its assimilation by maize (*Zea mays*) and wheat (*Triticum aestivum* L.). *Journal of Plant Nutrition*, 33:1236–1251.
- 35- Sparks D.L. 1987. Potassium dynamics in soils. *Advances in Soil Science*, 6:1- 63.
- 36- Sparks D.L., and Huang P.M. 1985. Physical chemistry of soil potassium. In Munson RD. (ed) *Potassium in agriculture*. American Society of Agronomy, Madison, WI, pp 201–276.
- 37- Sperberg J.I. 1958. The incidence of apatite solubilizing organisms in the rhizosphere and soil. *Crop and Pasture Science*; 9(6):778-81.
- 38- Srinivasa Rao C., Rupa T.R., Subba Rao A., Ramesh G., and Bansal S.K. 2000. Release kinetics of non-exchangeable potassium by different extractants from soils of varying mineralogy and depth. *Communications in Soil Science and Plant Analysis*, 31:473–491.
- 39- Sugumaran P., and Janarthanam B. 2007. Solubilization of potassium containing minerals by bacteria and their effect on plant growth. *World Journal of Agricultural Science*, 3(3):350–355.
- 40- Vessey K.J 2003. Plant growth promoting rhizobacteria as biofertilizers. *Plant and Soil*, 25:557–586.
- 41- Waling I., Vark W.V., Houba V.J.G., and Van der Lee J.J. 1989. *Soil and Plant Analysis, a series of syllabi. Part 7. Plant Analysis Procedures*, Wageningen Agriculture University, Netherland.
- 42- Wall D.H., and Virginia R.A. 1999. Control of soil biodiversity: in sight from extreme environments. *Applied Soil Ecology*, 13:137–150.
- 43- Wu S.C., Caob Z.H., Lib Z.G., Cheunga K.C., and Wonga, M.H. 2005. Effects of biofertilizer containing N-fixer, P and K solubilizers and AM fungi on maize growth: a greenhouse trial. *Geoderma*, 125:155–166.

- 44- Zhang C.J., Tu G.Q., and Cheng C.J. 2004. Study on potassium dissolving ability of silicate bacteria. *Journal of Shaoguan University (Social Science)*, 26:1209–1216.
- 45- Zhang C., and Kong F. 2014. Isolation and identification of potassium-solubilizing bacteria from tobacco rhizospheric soil and their effect on tobacco plants. *Applied Soil Ecology*, 82:18-25.



## Effect of Potassium Releasing Pseudomonads on Growth and K Uptake of Tomato in Two Soils with Different Amount of Available K

M. Deilamirad<sup>1</sup>- M.R. Sarikhani<sup>2\*</sup> - Sh. Oustan<sup>3</sup>

Received: 18-09-2016

Accepted: 28-05-2017

**Introduction:** Potassium is a major and essential plant macronutrient and the most abundant absorbed cation in higher plants. Potassium (K) plays an important role in the growth, metabolism, and development of plants. There are three forms of potassium found in the soil *viz.*, soil minerals, nonexchangeable and available form. Soil minerals make up more than 90 to 98 percent of soil potassium. It is tightly bound and most of it is unavailable for plant uptake. Plants can uptake potassium only from the soil solution. Many indigenous soil microorganisms have the potential to absorb and mobilize the fixed form of nutrients from trace mineral sources. The use of plant growth promoting rhizobacteria including potassium-solubilizing bacteria as a biofertilizer could work as a sustainable solution to improve plant nutrient uptake and production. In this study the effect of five isolates of *Pseudomonas* were assessed on the growth and K uptake of tomato in two different soils with less than 200 mg/kg and more than 400 mg/kg available potassium.

**Materials and Methods** In this study, two different soil, Khalat pushan (K <200 mg/kg) and Kandovan (K >400 mg/kg) were used. All the isolates including S6-6, S10-3, S14-3, S19-1 and S21-1 used in this study belonged to *Pseudomonas* genus and their potential were examined as a potassium releasing bacteria (KRB). Bacterial isolates were cultured in NB medium and were used in pot experiments. Experiment was conducted in a completely randomized design with three replications in two different soils by application of five bacterial isolates and the control without inoculum. Tomato seeds were inoculated with bacterial isolates in non-sterile soil and in the presence of indigenous soil microflora and the experiment continued until the beginning of the reproductive phase. The rate of inoculation was 10 ml of bacteria per pot. Growth and nutritional parameters such as dry weight of shoot and root, chlorophyll index, content of K and P in plant tissue were measured. Data analysis was performed by SPSS software, and the means were compared at  $\alpha=5\%$  by Duncan test.

**Results and Discussion:** The results of statistical analysis in the soil with less than 200 mg/kg available potassium (Khalatpushan) showed the significant effect of bacterial inoculation on chlorophyll index, shoot and root dry weight and potassium and phosphorus content in shoot and root in bacterial treatments compared to the control. The highest amount of chlorophyll index, shoot dry weight and shoot absorption of potassium and phosphorus was accounted for S21-1. The highest amount of root dry weight and root absorption of potassium and phosphorus was accounted for S14-3. The results of second experiment in soil with more than 400 mg/kg available potassium (soil collected from Kandovan) showed that the measured properties were not affected by bacterial treatments. The highest amount of chlorophyll index was achieved by S14-3. The highest uptake of shoot potassium and phosphorus were recorded in plants which were inoculated by S14-3 and S21-1; however, the differences were not significant. While in this study we did not measure released K by bacteria in *in-vitro* condition but in the previous studies, their ability in K releasing from mica minerals such as muscovite and biotite had been measured and reported. Production of organic acid is one mechanism which proposed to explain potassium releasing ability of potassium releasing bacteria. It seems that this mechanism has the role in P solubilization, K releasing and solubilizing other nutrients by plant growth promoting rhizobacteria (PGPR).

**Conclusions:** These results suggested that plant growth stimulating efficiency of bacterial inoculants affected by soil nutritional condition. The bacterial inoculation had a much better stimulatory effect on plant growth in soils with low available potassium. In this experiment, two isolates, S21-1 and S14-3 were better than the other isolates. Study in this area should be done especially in isolation and identification of potassium releasing bacteria from different soil samples. In the next step, these isolates should be tested in different soils under different climate conditions of the country, to choose robust and efficient isolate and introduce them as KSB

1, 2 and 3- Former M.Sc Student and Associate Professor of Soil Biology and Biotechnology and Professor of Soil Chemistry, Department of Soil Science, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Iran

(\*-Corresponding Author Email: rsarikhani@yahoo.com)

biofertilizer in country. It was the first report in Iran to test *Pseudomonas* isolates as KSB, while in the previous studies other genera especially bacteria belonged to *Bacillus* was reported in Iran.

**Keywords:** Potassium, Potassium releasing bacteria, *Pseudomonas* spp., Tomato



## کاربرد تئوری فرکتالی در کمی‌سازی ساختمان برخی از راسته‌های خاک در استان فارس

علی‌داد کرمی<sup>۱\*</sup>- روح‌اله زارع<sup>۲</sup>- حیدرالله جهاندیده مهجن آبادی<sup>۳</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۶/۲۹

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۰/۱۲

### چکیده

ساختمان خاک و پایداری آن با بسیاری از فرآیندهای کشاورزی و زیست‌محیطی در ارتباط است. از این رو توصیف و کمی‌سازی ساختمان خاک از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. ولی ساختمان خاک بصورت کیفی (مکعبی، دانه‌ای و ...) بیان می‌شود. هدف از این تحقیق تعیین پایداری خاکدانه‌ها و استفاده از هندسه فرکتالی و تعیین بعد فرکتالی ساختمان خاک در برخی از راسته‌های خاک کیوود که نتیجه در مدل‌های کاربردی برای بیان فرآیندهای خاک و مدل‌سازی قابل استفاده خواهد بود. بنابراین از افق‌های مشخصه هفت راسته خاک شامل انتی‌سول، ورتی‌سول، اریدی‌سول، مالی‌سول، الفی‌سول، هیستوسول و اینسپتی‌سول در استان فارس نمونه‌پردازی خاک (۲۷ نمونه) انجام گردید. ویژگی‌های خاک شامل توزیع اندازه خاکدانه‌ها، بافت، درصد هیستوسول و اینسپتی‌سول، pH، EC، Gچ و آهک اندازه‌گیری و میانگین وزنی قطر خاکدانه‌ها (MWD) و میانگین هندسی قطر خاکدانه‌ها (GMD) و رطوبت اشباع، کربن آلی، MWD و میانگین هندسی قطر خاکدانه‌ها (GMD) و میانگین هندسی قطر خاکدانه‌ها (GMD) و تیلر و ویت‌کرافت بعد فرکتالی خاکدانه‌ها محاسبه شد. نتایج نشان داد که همیستگی معنی‌داری بین بعد فرکتالی مدل‌های ریو و اسپوزیتو (DnR) و تیلر و ویت‌کرافت (DmT) با GMD و MWD و با GMD و MWD وجود داشت. این همیستگی بین پارامترهای فرکتالی با ماده آلی، جرم مخصوص ظاهری، درصد رس و درصد شن، قوی‌تر از دیگر ویژگی‌های خاک بود. همیستگی منفی و معنی‌داری (در سطح یک درصد) بین DnR و GMD با DmT و MWD وجود داشت. به طوری که راسته‌های خاکی که عدد بعد فرکتالی کمتری داشتند، MWD و GMD بزرگتری داشتند. ضریب تبیین، میانگین خطاهای ریشه میانگین مربعات خطاهای محدوده، محدوده مربعات عدم برازش و آماره آکایک مطلوبیت بیشتر مدل تیلر و ویت‌کرافت را نشان داد. مدل ریو و اسپوزیتو نیز مدل مناسبی بود گرچه در مواردی بعد فرکتالی را زیاد محاسبه کرد که دلیل آن احتمالاً حساسیت زیاد این مدل می‌باشد. به طور کلی بعد فرکتالی از اهمیت ویژه‌ای برای مطالعه و کمی‌سازی ساختمان خاک برخوردار است و مقدار آن به استثناء راسته هیستوسول در دیگر راسته‌ها در محدوده مناسب (۳) بود.

**واژه‌های کلیدی:** بعد فرکتالی، پایداری خاکدانه‌ها، توزیع اندازه خاکدانه‌ها، راسته خاک، ساختمان خاک

### مقدمه

راسته‌های خاک به لحاظ ماهیت در مکان‌های متفاوتی قرار داشتند که مدیریت بهره‌برداری از منابع خاک در آنها اختلافاتی را داشت. حفظ پایداری خاکدانه‌ها و ساختمان خاک بر حرکت و ذخیره‌سازی آب در خاک، تهویه و فرسایش خاک، فعالیت‌های زیستی و رشد محصول تأثیر می‌گذارد (۲۳).

عوامل غالب خاک‌سازی در خاک‌های متفاوت (راسته‌های مختلف) به شکل‌های گوناگونی بر تشكیل ساختمان خاک اثر می‌گذارند. در خاک‌هایی با مقادیر کم کربن آلی و رس، خاکدانه‌سازی بیشتر به وسیله کاتیون‌های چندظرفیتی کنترل می‌شود و با وجود مقادیر کافی ماده آلی و رس، نقش کاتیون‌ها در این خصوص به حداقل می‌رسد (۷). در اریدی‌سول‌ها پایداری خاکدانه‌ها بیشتر مديون وجود کربنات‌ها است (۶).

محدوده مقیاس اندازه‌ای واحدهای ساختمانی و تأثیر عوامل

ساختمان خاک یک موضوع کلیدی در بخش مدیریت منابع خاک است که با هدف رعایت استانداردهای زیست‌محیطی و ارتقای توان تولید پایدار منابع، مورد توجه قرار گرفته است. در این پژوهش

۱- استادیار بخش تحقیقات خاک و آب، مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی استان فارس، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، شیراز، ایران

(\*)- نویسنده مسئول: ad.karami@areeo.ac.ir

۲- داشن آموخته، بخش خاکشناسی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات فارس، شیراز، ایران

۳- دانشجوی دکتری، بخش خاکشناسی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران

خاک و پایداری خاکدانه‌ها در کاربری‌های مختلف (۱۳، ۲۱، ۳۸ و ۵۰)، شناخت غیریکنواختی محیط‌های طبیعی (۲۳) و برآورد هدایت هیدرولیکی اشیاع خاک (۳) استفاده کردند. بُعد فرکتالی هم با استفاده از توزیع اندازه خاکدانه‌ها (۵ و ۲۹) و هم با استفاده از توزیع اندازه ذرات (۲۷) محاسبه می‌گردد.

پیرمرادیان و همکاران (۳۸) در بررسی اثر سیستم‌های خاک‌ورزی بر پایداری خاکدانه‌ها، پارامتر بُعد فرکتالی غیرخطی ( $D_n$ ) را حساس‌تر از MWD و GMD گزارش نمودند و توصیه کردند که از بُعد فرکتالی به دلیل پایه تئوری قوی‌تر برای بررسی پایداری خاکدانه‌ها استفاده شود.

مقادیر بالاتر بُعد فرکتالی نشان دهنده تکه‌تکه شدن بیشتر خاکدانه‌ها و پایداری کمتر آن‌ها می‌باشد، یعنی در فرآیند تعیین اندازه خاکدانه‌ها با الک کردن آنها، خاکدانه‌ها عمدتاً به اندازه‌های ریزتر تبدیل می‌شوند. مقادیر پایین بُعد فرکتالی، بیان کننده این است که خاکدانه‌ها از نظر اندازه، عمدتاً از خاکدانه‌های بزرگتر تشکیل شده‌اند ذراتی (۱۳). در برخی مدل‌سازی‌ها از جرم و بیژه ظاهری و توزیع اندازه منافذ به عنوان عوامل مؤثر بر ساختمان خاک استفاده می‌شود (۴۸). بُعد فرکتالی خاک به عنوان شاخصی برای بیان درجه به‌هم‌خوردگی خاک، خرد و منقطع شدن منافذ را به‌خوبی نشان می‌دهد (۱۴).

ساختمان خاک در طبیعت دارای تغییرپذیری بالایی است و شبیه‌سازی شرایط واقعی خاک و مطالعه آن بسیار ارزشمند می‌باشد. احتمالاً با هندسه فرکتالی می‌توان اطلاعات قابل قبولی از ساختمان خاک به دست آورد. مطالعات محدودی با استفاده از هندسه فرکتالی برای بررسی ساختمان خاک انجام شده است و تاکنون پژوهش مدوتی که ساختمان خاک و ارتباط آن با دیگر ویژگی‌های خاک را در راسته‌های مختلف خاک بررسی کرده باشد انجام نشده است. از طرف دیگر استفاده از هندسه فرکتالی برای توصیف و مدل کردن محیط متخلخل ناهمگون از جمله خاک، زمینه بسیار مساعدی برای تحقیق مفاهیم مختلف است (۳۶).

پیرمرادیان و همکاران (۳۸) بیان نموده‌اند که بُعد فرکتالی می‌تواند پایداری خاکدانه‌ها را در کاربری‌های مختلف توصیف و کمی کند. با توجه به نتایج پژوهش مزبور، بررسی و کمی‌سازی ساختمان خاک که در اکثر موارد به صورت کیفی بیان می‌شود، می‌تواند مسیر تازه‌ای را در مطالعه ساختمان خاک ایجاد نماید که روشن‌گر راه برای مدل و کمی کردن ساختمان خاک با استفاده از دیگر ویژگی‌های خاک باشد که در پژوهش حاضر تا حدودی به هدف مزبور پرداخته شد. در آینده نیز سعی بر آن خواهد بود که به کمی‌سازی و مدل کردن ساختمان خاک در هر راسته با توجه به شرایط خاص هر راسته و این که عوامل مؤثر بر پایداری خاکدانه‌ها در هر راسته چه تغییراتی داشته باشند و چه روندی حاکم باشد پرداخته خواهد شد.

مختلف برآن در خاک‌های مختلف وسیع است و بعید به نظر می‌رسد که یک روش آزمایشگاهی به تنها‌ی بتواند پاسخ‌های کاملاً برای تمام این محدوده وسیع ارائه نماید. به کارگیری روش‌های مختلف ارزیابی ساختمان خاک و عوامل مؤثر بر آن، نیازمند مطالعه روابط بین کلاس‌های اندازه خاکدانه‌ها و فرآیندهای مختلف خاکدانه‌سازی است. این روش‌ها اطلاعات مختلفی را ارائه می‌کنند که سودمندی آن‌ها دقیقاً وابسته به هدف مورد مطالعه می‌باشد (۷).

محققین به بررسی روش‌های مختلف برای ارزیابی ساختمان خاک پرداخته‌اند و نشان داده‌اند که به لحاظ کمی‌سازی روش‌های فیزیک خاک و استفاده از کاربردی از ساختمان خاک، بررسی روش‌های به‌روز و کارآمد اهمیت فراوانی دارد (۱۲). از توزیع اندازه خاکدانه‌ها به عنوان شاخصی برای توصیف کمی ساختمان خاک استفاده می‌شود. پژوهشگران در اوایل با استفاده از یک پارامتر منفرد و با درنظر گرفتن درصد وزنی خاکدانه‌های بزرگتر از یک اندازه معین، که این اندازه به دلخواه تعیین می‌شود، به تشخیص توزیع اندازه خاکدانه‌ها می‌پرداختند. در این روش، توزیع اندازه خاکدانه‌های کوچک‌تر و بزرگ‌تر از اندازه مزبور نادیده گرفته می‌شد (۳۹). به همین دلیل، میانگین وزنی قطر خاکدانه‌ها<sup>۱</sup> (MWD) و میانگین هندسی قطر خاکدانه‌ها<sup>۲</sup> (GMD) به عنوان دو شاخص تجربی برای توصیف توزیع اندازه خاکدانه‌ها به صورت کمی ارائه شده است. شاخص MWD بخش کوچکی از پیچیدگی ساختمان خاک را در بر می‌گیرد، این شاخص با یکپارچه دیدن بخش‌های اندازه خاکدانه‌ها اطلاعات قسمتی از خاکدانه‌ها از دست رفته و نتیجه به نفع اندازه بزرگ‌تر الک تمام می‌شود (۸ و ۹). در دو دهه اخیر نگرش فرکتالی به عنوان ابزاری نیزمند برای مدل کردن پدیده‌های پیچیده به کار رفته است. رفتار فرکتالی خاک بر پایه مفاهیم هندسه فرکتالی و قوانین حاکم بر آن تعییت کرده و از توزیع اندازه ذرات و فضای منافذ خاک برای تعیین بُعد فرکتالی استفاده می‌شود. بنابراین بُعد فرکتالی برای تفکیک خاک‌ها و در کمی‌سازی ساختمان آن‌ها کاربرد داشته و روشی مفید می‌باشد (۳۸). دلیل اصلی برای استفاده از تئوری فرکتالی در بیان کمی ساختمان خاک این است که خرد شدن خاکدانه‌ها تا حدی خود مشابه است و ذرات بزرگ‌تر به‌آسانی به ذرات ریزتر مشابه خرد می‌شوند (۲۰). پژوهشگران هندسه فرکتالی را برای توصیف فیزیکی به جای بیان ریاضی پیشنهاد داده‌اند و دانشمندان خاک درباره فرکتالی بودن خاک و روش‌های تخمین آن بررسی‌هایی انجام داده‌اند (۹).

پژوهشگران متعددی به طور موفقیت‌آمیزی از مدل‌های فرکتالی برای مدل‌سازی توزیع اندازه ذرات و تخلخل خاک (۳۲)، نگهداشت آب توسط خاک (۳۵)، مطالعه ساختمان خاک و کمی‌سازی ساختمان

1- Mean Weight Diameter

2- Geometric Mean Diameter

خاکدانه‌ها (GMD) را پیشنهاد نمود. گاردنر (۱۷) طی پژوهشی GMD را در تحقیقات خود به کار برد و کشف کرد که برای توزیع اندازه خاکدانه‌ها در بیشتر نمونه‌ها توزیع لگاریتم نرمال نسبت به توزیع نرمال نتایج بهتر و قابل قبول‌تری نشان می‌دهد و توزیع لگاریتم نرمال این شانس را فراهم می‌کند که توصیف واقعی توزیع اندازه خاکدانه‌ها را با دو پارامتر میانگین هندسی قطر خاکدانه‌ها و لگاریتم انحراف استاندارد بیان شود.

ساختمان خاک نقش زیادی در فرآیندها و عملکرد خاک دارد ولی به صورت کیفی نمی‌تواند در این مدل‌ها نقش‌آفرینی کند. بنابراین اهداف این پژوهش مطالعه و کمی‌سازی ساختمان خاک با استفاده از هندسه فرکتالی و شاخص‌های MWD و GMD در راسته‌های مختلف خاک، مقایسه شاخص‌های MWD و GMD و پارامترهای فرکتالی توزیع اندازه خاکدانه‌ها در ارزیابی ساختمان خاک و تعیین رابطه پارامترهای فرکتالی با MWD و GMD و دیگر ویژگی‌های خاک بود.

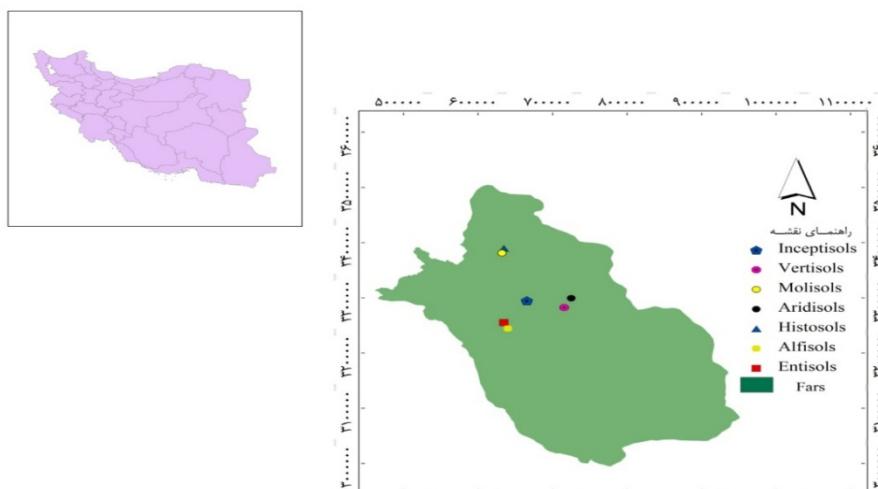
## مواد و روش‌ها

### نمونه‌برداری

با بررسی نقشه‌ها و گزارش‌های خاکشناسی در استان فارس، نقاط مطالعاتی بر اساس خاکرخ‌های شاهد ارائه شده برای راسته‌های مختلف موجود در استان شامل انتی‌سول (۳ افق)، اریدی‌سول (۵ افق)، مالی‌سول (۴ افق)، اینسپتی‌سول (۴ افق)، آلفی‌سول (۴ افق)، ورتی‌سول (۴ افق) و هیستوسول (۳ افق) انتخاب گردیدند (شکل ۱). با حفر نیم‌رخ خاک و تشریح آنها بر اساس افق‌های مشخصه خاک، تعداد ۲۷ نمونه خاک به تعداد افق‌ها تهیه گردید (۴۳).

در خصوص مفاهیم شاخص‌های MWD و GMD، مدل‌میانگین‌نیقطر خاکدانه‌ها بر اساس توزیع متقارن متغیر مستقل  $X$  (اندازه خاکدانه‌ها) در اطراف میانگین تعریف می‌شود. با فرض نرمال بودن توزیع اندازه خاکدانه‌ها در خاک نخستین بار توسط پوری و پوری (۳۹) شاخص میانگین وزنی قطر خاکدانه‌ها ارائه گردید. وان‌باول (۴۷) شاخصی را با روش گرافیکی و از طریق محاسبه‌ی سطح زیر منحنی توزیع تجمعی به دست آورد که رابطه‌ی بسیار نزدیکی با شاخص پوری و پوری (۳۹) داشت. در محاسبه‌ی عددی میانگین وزنی قطر به‌منظور سهولت محاسبات، منحنی حدفاصل بین دو اندازه‌ی متواالی الکهای، خطی در نظر گرفته می‌شود، لذا اعداد به دست آمده از روش پوری و پوری (۳۵) در مقایسه با شاخص گرافیکی توزیع اندازه‌ی وان‌باول (۴۷)، بیش‌برآورده است. در توزیع نرمال مقدار تفاوت‌ها از میانگین یکسان بوده و شاخص‌های تمایل به مرکز یعنی میانه، مُد و میانگین بر هم منطبقند. به عنوان مثال در مورد ذرات خاک به این مفهوم است که احتمال یافتن ذراتی با ابعاد مثلاً ۱۰ درصد بزرگ‌تر از میانگین برای احتمال یافتن ذراتی با چنین فرضی در مورد خاک طبیعی کمی بعید به نظر می‌رسد. علاوه بر این در نمودار توزیع نرمال در بخش‌هایی از منحنی، عدد اندازه‌ی ذرات، منفی برآورده شود (در پایین ترین حد تابع نرمال  $-\infty = x$ ) به همین علت فرضیه‌ی نرمال بودن توزیع اندازه خاکدانه‌ها به صورت مطلق، حداقل از لحاظ تئوریکی، فرضیه‌ی قابل قبولی نمی‌تواند باشد (۱۲).

چنانچه لگاریتم یک متغیر ( $\log x$ ) دارای توزیع نرمال باشد، متغیر مورد نظر ( $x$ ) از یک توزیع نرمال لگاریتمی تعیین می‌کند. بر این اساس، مَزوراک (۲۵) به جای میانگین وزنی، میانگین هندسی قطر



شکل ۱- موقعیت منطقه مورد مطالعه و نقاط نمونه‌برداری  
Figure 1- Location of study area and sampling points

مدل ریو و اسپوزیتو (۴۲):

$$N(d_i) = \frac{M(d_i)}{(d_i^3 \rho_i)} \quad (3)$$

$N(d_i)$ : تعداد خاکدانه‌ها،  $d_i$ : میانگین قطر خاکدانه‌ها (m)،  $M(d_i)$ : جرم خاکدانه‌ها (kg)،  $\rho_i$ : جرم مخصوص ظاهری خاکدانه‌ها ( $Mg.m^{-3}$ )。تعداد خاکدانه‌ها از بزرگترین کلاس تا کلاس kام از فرمول  $N_k = \sum_{i=0}^k N(d_i)$  محاسبه و با استفاده از مدل فرکتالی زیر تعیین گردید:

$$0 < D_n < 3 \quad N_k = Ad_k^{-D_n} \quad (4)$$

$d_k$ : میانگین قطر خاکدانه‌ها برای کلاس kام است. شب منحنی  $\log N_k$  در مقابل  $\log d_k$  همان  $-D_n$  است.

در این مدل شکل خاکدانه‌ها مستقل از مقیاس فرض می‌شود. A فراوانی خاکدانه‌های بزرگتر را نشان می‌دهد و برای تعیین تفاوت کمی میان تیمارها به کار برده می‌شود (۱۵)。 مدل تیلر و ویتکرافت (۴۶):

$$\frac{M(x < X)}{Mt} = \left( \frac{x}{XL} \right)^{3-D_m} \quad (5)$$

که در آن:

$D_m$ : بُعد فرکتال جرمی،  $M(x < X)$ : جرم تجمیع خاکدانه‌ها بر روی غربال‌ها با اندازه‌های کوچکتر از  $X$ ،  $Mt$ : جرم کل خاکدانه‌ها (باقی‌مانده بر روی تمام غربال‌ها)،  $XL$ : بالاترین اندازه منفذ غربال و  $x$ : میانگین قطر خاکدانه‌ها در هر کلاس است.

پس از الک کردن با رگرسیون لگاریتمی داده‌ها، مقدار  $D_m$  محاسبه شد. در این مدل، چگالی ظاهری و شکل خاکدانه‌ها مستقل از مقیاس فرض می‌شود و برای ذرات خاک کمی توان از آن استفاده کرد.

#### ارزیابی دقّت مدل‌های فرکتالی

برای تعیین کارآیی و دقّت مدل‌ها از آماره‌های ریشه دوم میانگین مربعات خطای (RMSE)، ضریب تبیین ( $R^2$ )، میانگین خطای (ME)، مجموع مربعات باقیمانده (RSS) و معیار اطلاعات اکایک (AIC) استفاده شد.

- 1- Root Mean Square Error
- 2- Coefficient of Determination
- 3- Mean Error
- 4- Akaike Information Criterion

نمونه‌های خاک تهیه شده از افق‌های مشخصه خاک به آزمایشگاه منتقل و پس از هواختشک نمودن، مقداری از نمونه‌های خاک تهیه شده از افق‌های مشخصه خاک به آزمایشگاه منتقل و پس از هواختشک نمودن، مقداری از نمونه‌ها به منظور اندازه‌گیری برخی ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی خاک از الک ۲ میلی لیتری عبور داده شدند. ویژگی‌های شیمیایی نمونه‌ها شامل EC و pH در عصاره گل اشباع (۳۰)، کربن آلی خاک به روش اکسیداسیون تر، درصد گچ به روش ایجاد رسوب با استفاده از استون و درصد آهک به روش تیتراسیون با اسید (۴۴) اندازه‌گیری گردیدند. جرم مخصوص ظاهری با به کارگیری سیلندرهای نمونه‌برداری و پس از خشک کردن نمونه‌ها در دمای ۱۰۵ درجه سانتی‌گراد در آون تعیین شد (۱۹)。 برای اندازه‌گیری توزیع اندازه ذرات خاک از روش هیدرومتری (۱۸) استفاده شد. روش‌های مختلفی برای الک کردن خاکدانه‌ها وجود دارد که برخی از آن‌ها شامل الک افقی (Horizontalsieving)، الک صوتی (Sonic Tapping sieving)، الک تر (Throw-actionsieving) و الک سوتی (Wet sieving) ریز استفاده می‌شود و هوای حبس شده در خاکدانه‌ها مشکل ایجاد می‌کند، الک با جریان سریع هوا (Air Jet Sieving) و الک خشک (Dry sieving) می‌باشد و محققین متعددی از روش الک خشک برای تعیین پایداری ساختمان خاک استفاده کرده‌اند (۵ و ۲۹)。 در این پژوهش نیز از روش سری الک خشک برای تعیین توزیع اندازه خاکدانه‌ها با قطرهای  $0.42, 0.44, 0.48, 0.52, 0.56, 0.60, 0.72, 0.84$  و  $1.27$  میلی‌متر (۲۲) استفاده شد و سپس داده‌های مذبور به منظور تعیین میانگین وزنی و هندسی قطر خاکدانه‌ها به صورت زیر استفاده گردیدند (۲۴) :

$$MWD = \sum_{i=1}^n \bar{x}_i w_i / \sum_{i=1}^n w_i \quad (1)$$

$$GMD = \exp \left[ \left( \sum_{i=1}^n w_i \log \bar{x}_i \right) / \sum_{i=1}^n w_i \right] \quad (2)$$

$MWD$ : میانگین وزنی قطر خاکدانه‌ها (mm)،  $GMD$ : میانگین هندسی قطر خاکدانه‌ها (mm)،  $\bar{x}_i$ : میانگین قطر خاکدانه‌ها در هر گروه قطری (mm)،  $w_i$ : جزء وزنی خاکدانه‌ها در آن گروه قطری،  $n$ : تعداد الک به کار رفته در آزمایش و  $i$ : شاخص اندازه کلاس می‌باشد.

#### محاسبه پارامترهای فرکتالی توزیع اندازه خاکدانه‌ها

با استفاده از توزیع اندازه خاکدانه‌ها و جرم مخصوص آن‌ها و با به کارگیری مدل‌های زیر، بُعد و ویژگی‌های فرکتالی محاسبه گردیدند.

آن است که رس از ۲۲ تا ۲۷ سیلت از ۱۸ تا ۵۹ و شن از ۵ تا ۵۱ درصد متغیر است (جدول ۱). توزیع بافت ۳۷ نمونه خاک در مثلث بافت خاک نشان می‌دهد که بیشتر نمونه‌ها در کلاس‌های بافتی متوسط تا سنگین قرار دارند (شکل ۲).

بعد فرکتالی برای مدل ریو و اسپوزیتو از ۲/۲۹ تا ۴/۰۱ تغییرات داشت که میانگین آن ۲/۲۱ بود (جدول ۱). در حقیقت خاکدانه‌ها شکل سه‌بعدی داشته و باید بعد آن سه باشد و در هندسه فرکتالی هم که بعد عدد کسری است منطقی است که خاکدانه‌ها که ویژگی شی فرکتالی را دارند به عدد سه نزدیک باشد، انتظار می‌رود که مقدار عددی بعد خاکدانه‌ها اختلاف معنی‌داری با عدد ۳ نداشته باشد و اعداد کوچکتر بیان کننده خاکدانه‌های پایدارتر می‌باشد. محققان نیز دامنه تغییرات بعد فرکتالی مدل ریو و اسپوزیتو را ۰/۶۷ تا ۳/۹۲ گزارش کردند (۳۷). در مدل مذبور از کل نمونه‌ها، ۳ نمونه که مربوط به راسته هیستوپرسول است دارای بعد فرکتالی بزرگتر از ۳ بود (جدول ۲). برای حصول اطمینان از این که آیا اعداد به دست آمده واقعاً از ۳ بزرگتر است، در محیط SPSS آزمون معنی‌داری بر مبنای LSD در سطح احتمال ۵ درصد انجام شد و ملاحظه گردید که در مدل مذکور هر سه نمونه به طور معنی‌داری بزرگتر از ۳ دارند. مقادیر بعد فرکتالی بزرگتر از ۳ به این معنی است که قطعات در سطوح مختلفی از خردشوندگی فرکتالی باقی مانده‌اند (۳۸). در رابطه با تفسیر این امر ریو و اسپوزیتو (۴۲) بیان کردند که در ساختمان خاک، خردشوندگی به طور کامل صورت نگرفته است. در هیستوپرسول‌ها به دلیل وجود ماده آلی زیاد احتمال تشکیل خاکدانه‌های پایدارتر وجود دارد از طرفی با وجود انبوی از ریشه‌ها احتمال شکست خاکدانه‌ها بدون روند مشخص نیز وجود دارد که شرایط این راسته را استثناء می‌کند. پارت و همکاران (۳۱) گزارش کردند که اگر ذرات خرد شده هیچ شباهتی به آرایش اولیه‌اشان نداشته باشند، ممکن است بعد فرکتالی از ۳ بیشتر شود. به دلیل این که خاکدانه‌های بزرگتر از خاکدانه‌های کوچکتر تشکیل شده در یک نیروی وارد شده معین، احتمال شکست خاکدانه‌های بزرگتر بیشتر از خاکدانه‌های کوچک می‌باشد، بعد فرکتالی می‌تواند به مقدار ۳+۲ برسد که ۲ احتمال شکست آغاز کننده‌ها را مشخص می‌کند (۳۱). مدل تیلر و ویت‌کرافت نیز برای حل این مسئله پیشنهاد شده است که در پژوهش حاضر مقدار بعد فرکتالی مدل مذبور از ۲/۲۹ تا ۲/۷۹ تغییرات داشت که میانگین آن ۲/۴۹ بود (جدول ۱). مدل تیلر و ویت‌کرافت بر اساس جرم و مدل ریو و اسپوزیتو بر اساس تعداد، بعد فرکتالی را محاسبه می‌کند و این دو مدل با ماهیت متفاوت ایجاد شده و هر کدام در شرایطی سازگارتر هستند.

$$AIC = N \ln \left[ \sum_{i=1}^N \frac{(\theta_m - \theta_p)^2}{N} \right] + 2n_p \quad (6)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (y_i - \hat{y}_i)^2}{N}} \quad (7)$$

$$ME = \frac{\sum_{i=1}^N (y_i - \hat{y}_i)}{N} \quad (8)$$

$$RSS = \sum_{i=1}^N (y_i - \hat{y}_i)^2 \quad (9)$$

$$AIC = N \ln \left[ \sum_{i=1}^N \frac{(y_i - \hat{y}_i)^2}{N} \right] + 2n_p \quad (10)$$

در روابط فوق آیه: مقدار پیش‌بینی شده برای نمونه  $i$ ،  $y_i$ : مقدار مشاهده شده برای نمونه  $i$ ،  $n_p$ : تعداد پارامترهای مدل که باید برآورد شوند و  $N$ : تعداد نمونه‌های خاک می‌باشد.

پارامترهای آنالیز آماری کلاسیک شامل میانگین، کمینه، بیشینه و انحراف استاندارد و همچنین همبستگی ساده خطی بین شاخص‌های برآورد شده و مقایسه میانگین‌ها (بر مبنای آزمون LSD در سطح احتمال ۵) با استفاده از نرم‌افزار آماری SPSS محاسبه گردید. در آنالیزهای آماری نرمال بودن داده‌ها بررسی و در صورت نرمال نبودن سری داده‌ای، در ابتدا داده‌ها نرمال شد و سپس آنالیز انجام گردید.

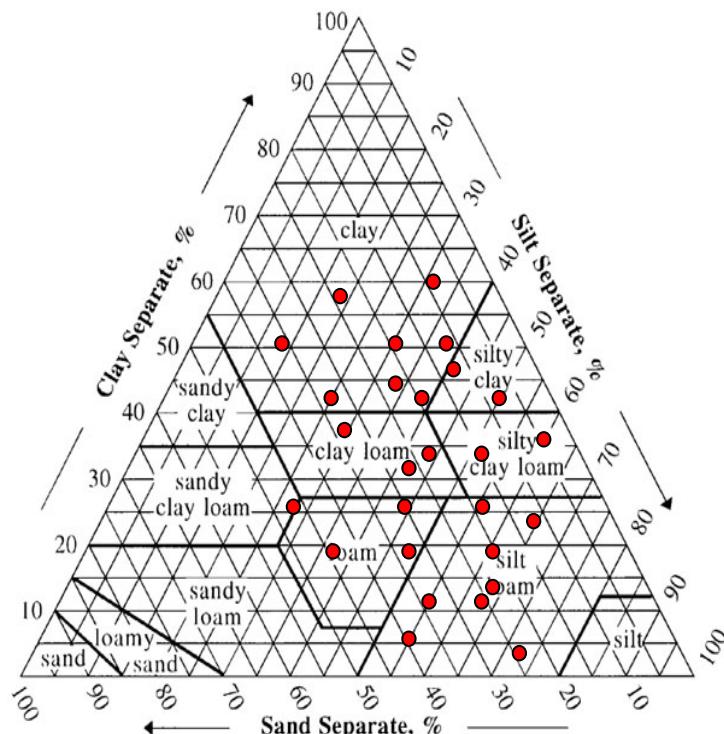
## نتایج و بحث

ویژگی‌های آماری همه متغیرهای بررسی شده در این پژوهش (که مشاهده شده و یا از طریق مدل‌های فرکتالی برآورد شده‌اند) در جدول ۱ نشان داده شده است. متغیرهای مربوط به ویژگی‌های خاک و نیز بعد فرکتالی هر دو مدل، دارای دامنه تغییرات بالایی بودند که دلالت بر بالا بودن تنوع ویژگی‌های خاک در راسته‌های مورد مطالعه است (جدول ۱). متغیرهای با تغییرات بالا، بیشتر تحت تأثیر عملیات مدیریتی قرار می‌گیرند (۱۱). در راسته‌های خاک مورد مطالعه نوع پوشش گیاهی و عملیات خاک‌ورزی غالب متفاوت بود و از طرف دیگر بر اساس شرایط آب و هوایی مختلف در هر راسته، عوامل غالب خاک‌سازی به شکل‌های گوناگونی بر ویژگی‌های خاک اثر گذاشته و درنتیجه موجب ایجاد تنوع شده است. شوری خاک و ماده آلی دارای بیشترین تغییرات بودند و این به ترتیب به دلیل وجود راسته‌های اریدی‌سول (شوری زیاد) و هیستوپرسول (ماده آلی زیاد) می‌باشد (جدول ۱). اسیدیتیه خاک کمترین تغییرات را داشت و علت آن پایداری بیشتر این متغیر و قدرت بافری خاک است (۲۶). توزیع اندازه ذرات گویای

جدول ۱- ویژگی‌های آماری متغیرهای اندازه‌گیری شده  
Table 1- The statistical properties of measured variables

متغیر Variable	کمینه Minimum	بیشینه Maximum	میانگین Average	انحراف استاندارد Standard deviation	ضریب تغییرات Coefficient of variation	چولگی Skewnes
EC	0.5	71.00	12.40	23.85	192	1.75
SP	26.00	65.15	42.10	10.45	21.9	0.079
T.N.V	35.00	78.0	54.00	11.80	25	0.68
pH	7.60	8.60	8.10	0.20	2.9	-0.22
OC	0.20	40.20	4.60	11.30	247	2.5
GP	1.70	21.00	6.3	5.80	91	1.5
Caly	22.00	67.0	43.40	13.80	31.7	-0.05
Silt	18.00	59.0	37.70	9.60	25.5	0.345
Sand	5.00	51.00	19.00	11.60	61	1.19
BD	0.50	1.60	1.30	0.30	21.9	-1.82
MWD	2.29	16.47	9.51	3.22	33.8	-0.576
GMD	1.08	2.87	2.01	0.40	19.9	-0.751
AR	0.02	0.15	0.05	0.03	65	2.13
D <sub>n</sub> R	2.29	4.01	2.71	0.42	15.5	2
D <sub>m</sub> T	2.29	2.79	2.49	0.13	5.5	0.747

EC: قابلیت هدایت الکتریکی (ds/m)، SP: درصد اشباع، T.N.V: درصد مواد خنثی شونده، pH: واکنش گل اشبع، OC: درصد کربن آلی، GP: درصد گچ، Silt: سیلت، Sand: درصد شن، BD: جرم مخصوص ظاهری (g/cm<sup>3</sup>)، MWD: میانگین وزنی قطر خاکدانه‌ها (mm)، GMD: میانگین هندسی قطر خاکدانه‌ها (mm)، AR: پارامتر فرکتالی مدل ریو و اسپوزیتو، D<sub>n</sub>R: بُعد فرکتالی مدل ریو و اسپوزیتو، D<sub>m</sub>T: بُعد فرکتالی مدل تیلر و ویت کرافت.



شکل ۲- توزیع بافت خاک در نمونه‌های مختلف در منطقه مورد مطالعه  
Figure 2- Soil texture distribution of different samples in study area

شاخص‌های توزیع اندازه خاکدانه‌ها و بُعد فرکتالی (GMD و MWD) مقدار عددی این معیارها برای هر راسته بررسی شد (جدول ۲).

به منظور مقایسه نتایج حاصل از مدل‌های فرکتالی ریو و اسپوزیتو و تیلر و ویت کرافت با دو روش تجربی متداول بیان کننده

جدول ۲- مقایسه میانگین شاخص های توزیع اندازه خاکدانه ها و بعد فرکتالی راسته های مختلف

Table 2- Average comparison of aggregates size distribution indices and fractal dimension of different orders

راسته ها Orders	میانگین وزنی قطر خاکدانه ها (mm)MWD	میانگین هندسی قطر (mm)GMD	بعد فرکتالی مدل ریو و D <sub>n</sub> R	بعد فرکتالی مدل تیلو و D <sub>n</sub> T	ویت کرافت D <sub>mT</sub>
Histosol هیستوسول	2.620 <sup>b</sup>	1.133 <sup>c</sup>	3.799 <sup>a</sup>	2.770 <sup>a</sup>	
Inceptisol انسپتی سول	11.448 <sup>a</sup>	2.285 <sup>a</sup>	2.486 <sup>c</sup>	2.404 <sup>bc</sup>	
Entisol انتری سول	9.723 <sup>a</sup>	2.153 <sup>ab</sup>	2.453 <sup>c</sup>	2.363 <sup>c</sup>	
Alfisol آلفی سول	10.685 <sup>a</sup>	2.147 <sup>ab</sup>	2.578 <sup>bc</sup>	2.449 <sup>bc</sup>	
Malisol مالی سول	10.415 <sup>a</sup>	2.180 <sup>ab</sup>	2.639 <sup>bc</sup>	2.398 <sup>bc</sup>	
Aridisol اریدی سول	9/024 <sup>a</sup>	1.897 <sup>b</sup>	2.733 <sup>b</sup>	2.548 <sup>b</sup>	
Vertisol ورتی سول	10.905 <sup>a</sup>	2.225 <sup>ab</sup>	2.418 <sup>c</sup>	2.400 <sup>bc</sup>	

در هر سنتون میانگین هایی که حداقل در یک حرف یکسان باشند بر اساس آزمون LSD در سطح احتمال ۵ درصد اختلاف معنی داری ندارند.

خاکدانه ها که خود نتیجه های از شرایط مختلف است، استفاده می شود.

نتایج همبستگی ساده نشان داد که MWD و GMD با AR، D<sub>mT</sub> و D<sub>nR</sub> دارای همبستگی منفی بود (جدول ۳). در شکل ۳ نیز رابطه آن ها ارائه گردیده است. مقایسه نمودارهای رسم شده با رابطه خطی به دست آمده در جدول ۳ نشان می دهد که در مواردی رابطه خطی توانسته همبستگی بین متغیرها را نشان دهد، که با رسم همبستگی غیرخطی رابطه بین متغیرها بهتر نشان داده شده است (شکل ۳). این نتایج با نتایج تحقیقات دیازوریتا و همکاران (۱۲) که به بررسی روش های مختلف برای ارزیابی ساختمان خاک پرداخته اند، مطابقت دارد. این محققان نیز در برخی موارد همبستگی غیرخطی بین متغیرها را نسبت به همبستگی خطی ترجیح داده اند.

رابطه منفی و معنی دار D<sub>nR</sub> با GMD و MWD میانگر آن است که با افزایش خاکدانه سازی، بعد فرکتالی توزیع اندازه خاکدانه ها کاهش می باید (۳۸ و ۴۹). گولسر (۲۰) نیز رابطه منفی بین D<sub>nR</sub> با MWD را گزارش کرده است. پرفکت و کی (۳۳) و اقبال و همکاران (۱۵) بیان کرده اند افزایش فرآیند خاکدانه سازی که در GMD معنکس می گردد باعث کاهش بعد فرکتالی توزیع اندازه خاکدانه ها می شود. در این راستا پژوهشگران با بیان این که افزایش خاکدانه های درشت تر موجب کاهش D<sub>mT</sub> می گردد رابطه مشابهی را گزارش کرده اند (۲۰، ۳۳ و ۴۱).

مقدار بعد فرکتالی توزیع اندازه خاکدانه ها مربوط به هر دو مدل در راسته هیستوسول زیاد بود (جدول ۲) که بیانگر تکه شدن زیاد خاکدانه ها در این راسته است که با توجه به رابطه عکس شاخص های پایداری خاکدانه ها با بعد فرکتالی این نتیجه تأکیدی بر کاهش پایداری خاکدانه ها در راسته هیستوسول می باشد. این احتمال وجود دارد که راسته هیستوسول، شاید خاصیت فرکتالی ندارد یا حداقل با توجه به شرایط خاص آن در این پژوهش، این نتیجه حاصل گردیده است، یا اینکه باید از مدل های دیگر استفاده شود. در عمل هم، نمونه خاک هیستوسول توده ای از ریشه ها بود که با خاکدانه های ریز خاک

گر چه بیشترین مقدار MWD و GMD مربوط به راسته انسپتی سول می باشد به غیر از راسته هیستوسول که استثناء بود مقادیر MWD در راسته های مختلف اختلاف معنی داری نداشت، با معیار GMD هم اختلاف معنی دار با راسته اریدی سول داشت (جدول ۲). ضعیف بودن ساختمان خاک در راسته اریدی سول که مشخص است. اما علت این که اختلافات در بین این راسته ها کم است تقریباً یکنواختی عوامل موثر بر ساختمان خاک می باشد که در حال حاضر این راسته ها در یک منطقه تقریباً خشک قرار گرفته اند تاثیرگذاری رس و آهک بر پایداری ساختمان پرنگ بوده وجود این دو در راسته های مختلف این نتیجه را ایجاد کرده، عامل دیگر مدیریت اراضی است که بر مقادیر این شاخص ها تاثیر گذاشته است.

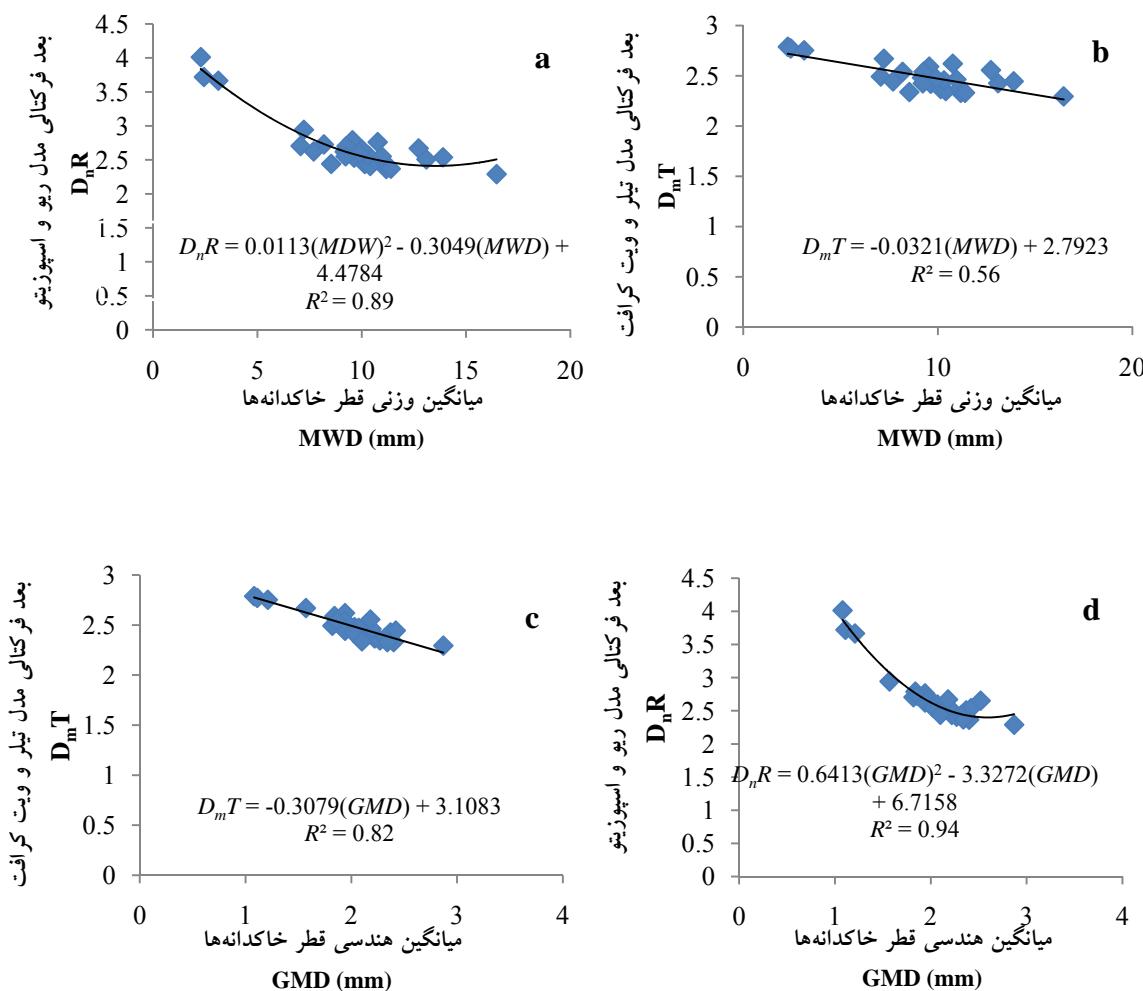
عوامل غالب خاک سازی و ویژگی های مختلف خاکی، مهمترین عوامل در خردشدن و تشکیل خاکدانه ها و به دنبال آن پایداری متفاوت خاکدانه ها در راسته های مختلف می باشد (۶). این در حالی است که نتایج به وضوح بیان کننده آن است که MWD نتوانسته است به خوبی اختلاف در پایداری خاکدانه ها را در راسته های مختلف نشان دهد (جدول ۲).

شاخص MWD میانگین وزنی قطر خاکدانه هارا بر اساس جرم های باقیمانده بر روی هر الک نشان می دهد. اگرچه این می تواند یک شاخص پایداری خاکدانه ها باشد، ولی به دلیل این که یک خاکدانه با قطر چهار میلی متر، تقریباً ۱۰ برابر یک خاکدانه با قطر ۰/۴ میلی متر وزن دارد، باعث بیش برآورد در محاسبه میانگین وزنی قطر خاکدانه ها می گردد. در میانگین هندسی قطر خاکدانه ها هرچند این خطاب برطرف شده است، ولی توابع توزیع لگاریتمی بر این فرض استوار هستند که احتمال شکست خاکدانه ها در تمامی اندازه ها یکسان است و این فرض برای خرد شدن خاکدانه ها نمی تواند صادق باشد، چرا که خاکدانه های بزرگ به راحتی و بیشتر به خاکدانه های ریز، خرد می شوند (۲). بعد فرکتالی یک شاخص از خردشوندگی است که در مقیاس های مختلف روی می دهد و برای محاسبه آن از قطر، جرم و چگالی

فرکتالی به مدیریت‌های مختلف پرداخته‌اند نیز نشان داده‌اند که پارامترهای مدل ریو و اسپوزیتو در برابر مدیریت‌های مختلف حساس‌تر بوده و سریع‌تر تغییر می‌کنند که نشان از همبستگی بیشتر پارامترهای این مدل با عوامل مدیریتی می‌باشد. نتایج پژوهش حاضر همچنین نشان داد که  $D_{nR}$  بهتر از  $D_{mT}$  توانسته است اختلاف بین راسته‌های مختلف را نشان دهد (جدول ۲). همچنین ضریب همبستگی بین  $GMD$  با  $D_{nR}$  و  $D_{mT}$  بیشتر از MWD به‌دست آمد (شکل ۲).

درهم تنیده بودند و عملاً مثل سایر راسته‌ها خاکدانه‌های درشت دیده نشد و با سایر راسته‌ها تفاوت فاحش داشت. نتیجه مزبور با توجه به شرایط خاص این راسته در پژوهش حاضر به‌دست آمده است که قابل تعیین به اکثریت نیست و نیازمند مطالعات گسترده‌تر با نمونه‌های بیشتر در این راسته می‌باشد.

ضریب همبستگی بین  $D_{nR}$  با شاخص‌های پایداری خاکدانه‌ها بیشتر از  $D_{mT}$  به‌دست آمد (شکل ۳) که این می‌تواند نشان‌دهنده حساسیت بیشتر  $D_{nR}$  نسبت به  $D_{mT}$  در برابر عوامل خاکدانه‌سازی باشد. فیلگویرا و همکاران (۱۶) که به بررسی حساسیت پارامترهای



شکل ۳- رابطه بُعد فرکتالی مدل‌های ریو و اسپوزیتو و تیلر و ویت‌کرافت با میانگین وزنی و هندسی قطر خاکدانه‌ها

Figure 3- Relationship between fractal dimension of Rieue and Sposito and Taylor and Wheatcraft models with mean weight diameter and geometric mean diameter of aggregates

اندازه خاکدانه‌ها بهتر از MWD می‌تواند اختلاف پایداری خاکدانه‌ها

با توجه به نتایج به‌دست آمده به نظر می‌رسد بُعد فرکتالی توزیع

با پایداری است در برآورد بُعد فرکتالی استفاده شود، مطالعات مختلف نیز تأیید کننده این موضوع است. در این پژوهش نیز از توزیع اندازه خاکدانه‌ها استفاده گردیده است. در پژوهش‌های مختلف همانند پژوهش حاضر ارتباط بین بُعد فرکتالی توزیع اندازه خاکدانه‌ها و ساختمان یا پایداری خاک عکس می‌باشد. پژوهشگران نیز بیان کرده‌اند که با افزایش درصد شن خاک، بُعد فرکتالی توزیع اندازه خاکدانه‌ها افزایش یافته‌است(۲۷). وجود ذرات شن عامل ضعیف کننده پیوند ذرات به همیگر بوده و پایداری ساختمان خاک را کاهش می‌دهد که به دنبال آن بُعد فرکتالی توزیع اندازه خاکدانه‌ها افزایش می‌باشد. رس با هماوری ذرات و افزایش خاکدانه‌سازی موجب کاهش D<sub>m</sub>T با بُعد فرکتالی توزیع اندازه خاکدانه‌ها می‌گردد (۴۱). رابطه بین درصد سیلت توسط محققین نیز منفی و معنی دار به دست آمده است (۲۳). مشابه نتایج به دست آمده در این پژوهش، همبستگی منفی D<sub>m</sub>T با درصد رس و همبستگی مثبت آن با درصد شن نیز گزارش شده است (۴۵). بین D<sub>n</sub>R و D<sub>m</sub>T (بُعد فرکتالی توزیع اندازه خاکدانه‌ها) و شاخص‌های پایداری خاکدانه‌ها رابطه عکس وجود داشت. پژوهشگران نیز بیان کرده‌اند که با افزایش درصد شن خاک بُعد فرکتالی توزیع اندازه خاکدانه‌ها افزایشی‌افته است(۲۴). رس با هماوری ذرات و افزایش خاکدانه‌سازی موجب کاهش بُعد فرکتالی توزیع اندازه خاکدانه‌ها می‌گردد (۳۸). رابطه بین D<sub>m</sub>T با درصد سیلت توسط محققین نیز منفی و معنی دار به دست آمده است (۲۲). مشابه نتایج به دست آمده در این پژوهش، همبستگی منفی D<sub>m</sub>T با درصد رس و همبستگی مثبت آن با درصد شن نیز گزارش شده است (۴۲).

همبستگی ساده D<sub>n</sub>R و D<sub>m</sub>T با کربن آلی مثبت و معنی دار و با جرم مخصوص ظاهری منفی و معنی دار گردید (جدول ۳). انتظار بود که همبستگی بین بُعد فرکتالی D<sub>n</sub>R و D<sub>m</sub>T با ماده آلی منفی شود ولی به خاطر شرایط خاص راسته هیستوسول که افق‌های مشخصه این خاک را بیشتر ریشه‌های تجزیه نشده و موئین تشکیل داده‌اند. همچنین به دلیل وجود حجم زیاد ماده آلی در راسته مزبور و مقدار کم آن در دیگر راسته‌ها این نتیجه حاصل شده است. تأثیر و اهمیت زیاد ماده آلی بر بُعد فرکتالی و ساختمن خاک در هر کدام از راسته‌ها مشهود بود. راسیاه و همکاران (۴۱) تأثیر معنی دار و منفی حاصل ضرب رس در ماده آلی را به عنوان یک متغیر بر D<sub>n</sub>R گزارش کرده‌اند و در نتیجه‌گیری خود بیان داشته‌اند که رس و ماده آلی با افزایش خاکدانه‌سازی موجب کاهش بُعد فرکتالی توزیع اندازه خاکدانه‌ها می‌گردد.

در خاک‌های استان فارس و عدمه مناطق مورد مطالعه ماده آلی کم و تراکم زیاد خاک به همراه ذرات ریز خاک و سایر عوامل خاکدانه‌سازی، ذرات خاک را به هم چسبیده نگه داشته و در اندازه‌گیری‌ها، خاکدانه‌سازی و پایداری آن به ظاهر افزایش نشان داد.

را در راسته‌های مختلف نشان دهد. پیرمدادیان و همکاران (۳۸) نیز نتایج مشابهی را گزارش کردند. این محققین در بررسی اثر سیستم‌های خاکورزی بر پایداری خاکدانه‌ها، پارامتر بُعد فرکتالی غیرخطی (D<sub>h</sub>) را حساس‌تر از MWD و GMD گزارش نموده‌اند و توصیه کرده‌اند که از بُعد فرکتالی به دلیل پایه تئوری قوی‌تر برای بررسی پایداری خاکدانه‌ها استفاده شود.

ویژگی‌های MWD و GMD همبستگی مثبت و معنی‌داری را با درصد سیلت و BD و همبستگی منفی و معنی‌داری را با SP، مواد آلی و درصد شن داشتند (جدول ۳). این در حالی است که بیر و همکاران (۴) و بیات و همکاران (۳) همبستگی مثبت و معنی‌داری را بین ماده آلی و MWD گزارش کرده‌اند. با افزایش درصد شن خاک پایداری خاکدانه‌ها کاهش می‌باشد. وجود ذرات شن عامل ضعیف کننده پیوند ذرات به همیگر بوده و افزایش خاکدانه‌سازی موجب افزایش خاکدانه‌سازی و درنتیجه افزایش مقادیر ویژگی‌های MWD و GMD می‌گردد. در رابطه با ماده آلی باید به شرایط خاص راسته هیستوسول اشاره کرد که چنین نتیجه‌ای را موجب گردیده است. وجود مقدار بسیار زیاد ماده آلی در راسته هیستوسول و مقدار کم ماده آلی در سایر راسته‌ها مشکل ایجاد کرده و این نتیجه می‌تواند برای تحقیقات آینده اهمیت داشته باشد. کاربری اراضی و مدیریت‌های کشاورزی مانند تناوب زراعی، خاکورزی خاک و مواد اصلاح کننده آلی می‌تواند بر ماده آلی خاک تأثیر داشته باشد و در نتیجه موجب تغییراتی در پایداری خاکدانه‌ها گردد. نادرل و همکاران (۲۸) اثر مواد آلی بر ساختمن خاک را تابعی از مقیاس اندازه‌ی ذرات خاک در نظر گرفتند، لذا در خاکدانه‌های با ابعاد رس، مواد آلی، مرتبط با ذرات خاک عمل می‌کنند.

بین بُعد فرکتالی مدل‌های ریبو و اسپیوزیتو (D<sub>n</sub>R) و تیلر و ویکرافت (D<sub>m</sub>T) با ویژگی‌های خاک همبستگی‌های قوی وجود داشت که نشانه‌ای از ماهیت فرکتالی ویژگی‌های خاک است که می‌تواند رفتار متغیرها در خاک را به خوبی تعیین کند. همبستگی ساده خطی بین D<sub>n</sub>R و D<sub>m</sub>T با درصد شن مثبت و معنی‌دار و با درصد رس، منفی و معنی‌دار شد. همچنین همبستگی ساده بین D<sub>n</sub>R و درصد سیلت منفی و معنی‌دار گردید (جدول ۳). این نشان می‌دهد که عدد کمتر بُعد فرکتالی پایداری بیشتر خاکدانه‌ها را نشان می‌دهد و ذرات شن پایداری خاکدانه‌ها را کم و درصد رس بیشتر، پایداری خاکدانه‌ها را افزایش می‌دهد. بُعد فرکتالی هم با استفاده از توزیع اندازه خاکدانه‌ها و هم با استفاده از توزیع اندازه ذرات محاسبه می‌گردد ولی باید دقت داشت که توزیع اندازه ذرات در بیشتر مطالعات برای مطالعه بافت خاک کاربرد دارد و به منظور برقراری ارتباط بین بُعد فرکتالی با پایداری خاکدانه‌ها باید از توزیع اندازه خاکدانه‌ها که مرتبط

کرده‌اند. نتایج این پژوهش به‌وضوح نشان‌دهنده همبستگی زیاد و معنی‌دار بُعد فرکتالی با ویژگی‌های خاک است. اگر چه هر دو مدل فرکتالی استفاده شده تفاوت‌هایی را دارند ولی مدل ریو و اسپوزیتو رابطهٔ تعداد-اندازه و مدل تیلر و ویت‌کرافت رابطهٔ تعداد-جرم را شبیه‌سازی می‌کند، ولی هر دو مدل از هندسهٔ فرکتالی تبعیت می‌کنند.

#### مقایسه مدل‌های فرکتالی توزیع اندازه خاکدانه‌ها

مقایسه دو مدل فرکتالی ریو و اسپوزیتو و مدل تیلر و ویت‌کرافت با محاسبهٔ معیارهای مبنی بر مربعات باقی‌مانده‌ها (RSS)، ضریب تبیین ( $R^2$ )، ریشهٔ میانگین مربعات خطاهای (RMSE)، میانگین خطاهای (ME) و معیار اطلاعات آکایک (AIC)، انجام گردید.

بر اساس تخمین پایداری خاکدانه‌ها و ساختمان خاک با مدل‌های فرکتالی میزان بُعد فرکتالی کمتر بیانگر پایداری بیشتر خاکدانه‌ها می‌باشد. گولسر (۲۰) رابطهٔ منفی  $D_mT$  با  $BD$  را گزارش کرده است. همبستگی بین  $D_nR$  و  $D_mT$  مثبت و معنی‌دار ( $t=-0.92$ ) گردید. گولسر (۲۰) نیز مقدار این نوع همبستگی را  $0.973$  گزارش کرده است. هر چه ضریب همبستگی مذبور به یک نزدیکتر باشد مشابه‌ت بیشتر دو مدل در شبیه‌سازی توزیع اندازه خاکدانه‌ها را نشان می‌دهد. همبستگی بین  $D_nR$  و  $AR$  منفی و معنی‌دار ( $t=-0.75$ ) گردید. مشابه این پژوهش رابطهٔ بین  $D_nR$  و  $AR$  توسط راسیا و همکاران (۴۰) و پرفکت و کی (۳۳)  $t=-0.92$  گزارش شده است. در بیشتر موارد ضریب همبستگی  $D_n$  با ویژگی‌های خاک بیشتر از  $D_m$  به دست آمد که محققین از جمله فیلگویرا و همکاران (۱۶) نیز حساسیت بیشتر  $D_n$  نسبت به  $D_m$  را در مقابل عملیات مدیریتی تأیید

جدول ۳- ضریب همبستگی ساده بین متغیرهای اندازه‌گیری شده و بُعد فرکتالی

Table 3- Simple correlation coefficient between measured variables and fractal dimension

	MW D	GM D	AR	$D_nR$	$D_mT$	EC	pH	SP	TN V	OC	Gp	Cla y	Silt	San d	BD
MW D	1														
GMD	0.96**	1													
AR	-.83**	-.90**	1												
$D_nR$	-.83**	-.92**	0.99*	1											
$D_mT$	-.75**	-.90**	0.89*	0.91*	1										
EC	0.29	0.3	-0.19	-0.22	-0.25	1									
pH	0.28	0.27	-0.35	-0.33	-0.25	0.32	1								
SP	-0.43*	-0.33	0.44*	0.41*	0.14	0.26	-.05	1							
TNV	-0.30	-0.32	0.36	0.39*	0.31	0.21	0.11	0.23	1						
OC	- 0.76**	- 0.78**	0.95*	0.93*	0.74*	-.16	-.34	0.57*	0.40	1					
Gp	0.15	0.22	-0.18	-0.21	-0.24	0.18	-.01	-.005	-.31	-0.14	1				
Clay	0.20	0.32	-0.36	-.39*	-.47*	0.46	0.42	0.40*	-.20	-0.17	0.51*	1			
Silt	0.48**	0.42*	-.05*	-.46*	-0.28	-.34	-.10	0.77*	-.22	0.54*	-0.18	-.6**	1		
Sand	-.65**	-.73**	0.82*	0.83*	0.78*	-.27	-.41*	0.15	0.41	0.77*	-.43**	-.7**	-0.16	1	
BD	0.64**	0.69*	-.88**	-.85**	-.69**	0.13	0.31	-.53**	-.36	-.93**	0.08	0.14	0.54*	-.6**	1

\*: به ترتیب معنی‌دار در سطح احتمال یک و پنج درصد EC: قابلیت هدایت الکتریکی(ds/m)، SP: درصد مواد خنثی شونده، pH: واکنش گل اشیاع، OC: درصد کربن آلی، Gp: درصد گچ، Clay: درصد رس، Silt: درصد سیلت، BD: جرم مخصوص ظاهری ( $g/cm^3$ )، MWD: میانگین وزنی قطر خاکدانه‌ها (mm)، GMD: میانگین هندسی قطر خاکدانه‌ها (mm)، AR: پارامتر فرکتالی مدل ریو و اسپوزیتو،  $D_nR$ : بعد فرکتالی مدل ریو و اسپوزیتو،  $D_mT$ : بعد فرکتالی مدل تیلر و ویت‌کرافت.

جدول ۴- مقایسه میانگین معیارهای ارزیابی دقت مدل‌های فرکتالی  
Table 4-Average comparison of accuracy evaluation criteria of fractal models

نام مدل Model name	مجموع مربعات RSS	ضریب تیبیان $R^2$	ریشه میانگین مربعات خطاهای RMSE	میانگین خطاهای ME	معیار اطلاعات آکایک AIC
Riou و Sposito	0.322 <sup>a</sup>	0.41 <sup>a</sup>	9349.29 <sup>a</sup>	-5188.35 <sup>a</sup>	76.71 <sup>a</sup>
Taylor و Wheatcraft	0.322 <sup>a</sup>	0.54 <sup>b</sup>	54.94 <sup>a</sup>	15.87 <sup>a</sup>	57.08 <sup>b</sup>

بزرگتر از ۳ شدن بُعد فرکتالی می‌شود. روش‌های اندازه‌گیری چگالی ظاهری خاکدانه‌ها نیز روش دقیقی نیست (۱۰) و ممکن است در کاربرد روش مذبور خطأ ایجاد کرده و موجب بُعد فرکتالی بزرگتر از ۳ شود.

ساختمان خاک نقش زیادی در فرآیندها و عملکرد خاک دارد ولی به صورت کیفی نمی‌تواند در این مدل‌ها نقش آفرینی کند و این تلاش علمی نیاز به تحقیقات تکمیلی دارد تا در آینده این مهم عملی شود در این پژوهش نیز نتایج ارشمندی حاصل شده است که بسیار پراهمیت می‌باشد.

### نتیجه‌گیری کلی

معیارهای تجربی میانگین وزنی و هندسی قطر خاکدانه‌ها، ابزارهای ساده و متداولی در بیان پایداری خاکدانه‌ها محسوب می‌شوند که در این پژوهش معیارهای مذبور همبستگی معنی‌داری را با متغیرهای خاکی داشتند که در این بین همبستگی آن‌ها با متغیرهای پایای خاک پررنگ‌تر بود. به طور کلی MWD و GMD با ماده آلی همبستگی منفی و با جرم مخصوص ظاهری خاک همبستگی مثبت و معنی‌دار داشت. علت این نتیجه غیرمنتظره، استثناء بودن راسته هیستوسل می‌باشد که ماده آلی بسیار زیاد و شرایط حاکم بر خاکدانه‌های آن متفاوت با سایر راسته‌های خاک بود.

بعد فرکتالی نمونه‌های خاک در راسته‌های مختلف به استثناء راسته هیستوسل (بزرگتر از ۳) در محدوده عدد ۳ به دست آمد که منطقی و مورد قبول می‌باشد. بعد فرکتالی مدل‌های Rيو و اسپوزیتو و Tiler و ویتکرافت همبستگی منفی و معنی‌داری را با MWD، GMD، درصد رس و BD و همبستگی مثبت و معنی‌داری را با درصد شن داشتند. رابطه عکس شاخص‌های پایداری خاکدانه‌ها با بُعد فرکتالی تأکیدی بر کاهش بُعد فرکتالی با افزایش پایداری خاکدانه‌ها در راسته‌های مختلف می‌باشد. به طور کلی نتایج نشان داد که بررسی و مطالعه ساختمان خاک و شاخص‌های مرتبط با آن در راسته‌های مختلف با بُعد فرکتالی توزیع اندازه خاکدانه‌ها می‌تواند مفید واقع گردد. بررسی ضرایب تیبیان ( $R^2$ ) و میانگین خطاهای (ME)، ریشه

مقایسه این دو مدل آزادی عمل و انتخاب آن را تسهیل می‌کند. بدین منظور پس از محاسبه بُعد فرکتالی هر مدل مقادیر جرم یا تعداد خاکدانه‌ها در کلاس‌های مختلف برای نمونه‌های خاک تخمین زده شد و معیارهای ذکر شده در مقایسه با مقادیر محاسبه شده تخمین زده شده بررسی و مقایسه میانگین انجام گردید (جدول ۴). ویژگی‌های pH، EC و  $\text{K}^+$  بر برخی از ویژگی‌های خاک تاثیر دارند و این ویژگی‌ها از عوامل موثر بر ساختمان و پایداری خاکدانه‌ها در برخی از راسته‌های خاک به خصوص در مناطق خشک و نیمهخشک می‌باشند (جدول ۳).

معیار AIC کیفیت برآذش مدل را نشان می‌دهد و مقادیر بالای آن خطای بیشتر مدل را نشان می‌دهد (۱). معیار RSS نیز تخمین مستقیمی از خطای مدل را نشان می‌دهد و بالا بودن مقادیر آن دلیل بر دقت پایین مدل است.

با بررسی معیارهای محاسبه شده برای مدل‌های مختلف فرکتالی (جدول ۴) مشخص شد که معیارهای RSS،  $R^2$ ، RMSE و ME به دست آمده برای مدل‌های فرکتالی در مواردی اختلاف معنی‌داری دارند. بیشترین  $R^2$  از مدل Tiler و ویتکرافت به دست آمد. کمترین مقادیر ME و RMSE از مدل Tiler و AIC به دست آمد. از طرفی همان‌طور که نتایج این پژوهش نشان داد، بعد فرکتالی محاسبه شده با مدل Rيو و اسپوزیتو برای بعضی از نمونه‌ها بزرگتر از ۳ گردید که از دو دیدگاه قابل بررسی است. یکی این که مدل مذبور سازگاری نداشته و دیگر این که حساسیت مدل بالاتر بوده و نشان می‌دهد که نمونه‌های مذبور باید با مدل‌های دیگر مثلاً با مدل‌های چندبعدی و سایر مدل‌ها بررسی شود.

بنابراین به نظر می‌رسد توصیف سیستم پیچیده‌ای مانند توزیع اندازه خاکدانه‌ها در خاک با یک مدل فرکتالی کافی نیست و استفاده از مدل‌های چندفرکتالی یا مدل‌هایی که دو یا بیش از دو بُعد فرکتالی دارند مانند مدل میلان و همکاران (۲۷) که برای توزیع اندازه ذرات استفاده شده مورد نیاز می‌باشد. از طرفی بیشتر فرآیندهای طبیعی دارای عوامل تصادفی آماری و قطعی می‌باشند و ساختار مدل‌های تکفرکتالی پتانسیل محدودی برای مدل‌سازی سیستم‌های پیچیده دارد (۳۴). بنابراین چندفرکتالی بودن توزیع اندازه خاکدانه‌ها باعث

شاخص مرکزی مانند میانگین مقایسه می‌کنند، توصیه می‌گردد. در این پژوهش بهجای بیان ساختمان خاک به صورت کیفی (مکعبی، دانه‌ای و ...) مقداری کمی برای ساختمان خاک در افق‌های مختلف تعیین شد. تحقیقات تکمیلی کامل تری با تعداد نمونه بیشتر و در تنوعی از راسته‌های خاک باید انجام شود تا نتایج آن در مدل‌های کاربردی برای بیان فرآیندهای خاک و مدل‌سازی ارزیابی و استفاده شود.

میانگین مربعات خطاهای (RMSE)، مجذور مربعات باقیماندهای (RSS)، و آماره AIC نشان داد که مدل تیلر و ویت‌کرافت در توصیف و کمی نمودن ساختمان خاک، از صحت قابل قبولی برخوردار است. بنابراین کاربرد مدل‌های مزبور و بهویژه مدل تیلر و ویت‌کرافت برای تعیین پایداری خاکدانه‌ها مورد تأیید و تأکید می‌باشد. از آنجا که تئوری فرکتالی در مطالعه تغییرپذیری یک متغیر، توزیع متغیر را در مقیاس‌های مختلف مورد بررسی قرار می‌دهد، لذا استفاده از این روش به جای روش‌های کلاسیک آماری که مقداری داده‌ها را نسبت به یک

## منابع

1. Akaike H. 1974. A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control AC*, 19: 716-723.
2. Ataei A., Gorgi, M. and Parvizi, Y. 2014. Evaluation of the suitability of fractal dimension of soil aggregates in assessing different soil management practices. *Iranian Journal of Soil Research*, 28: 701-712. (in Persian with English abstract).
3. Bayat H., Neyshabouri M.R., Mohammadi K. and Nariman-zadeh, N. 2011. Estimating water retention with pedotransfer functions using multi-objective group method of data handling and ANNs. *Pedosphere*, 21: 107–114.
4. Beare M.H., Hendrix P.F. and Coleman D.C. 1994. Water-stable aggregates and organic matter fractions in conventional and no-tillage soils. *Soil Science Society of American Journal*, 58: 777-786.
5. Belaid H. and Habaieb H. 2015. Soil aggregate stability in a Tunisian semi-arid environment with reference to fractal analysis. *Journal of Soil Science Environment Management*, 6(2): 16-23.
6. Boix-Fayos C., Calvo-Cases A. and Imeson A.C. 2001. Influence of soil properties on the aggregation of some Mediterranean soils and the use of aggregate size and stability as land degradation indicators. *Journal of Catena*, 44: 47– 67.
7. Bronik C.J. and Lal R. 2005. Soil structure and management: a review. *Geoderma*, 124: 3-22.
8. Cambardella C.A. 2006. Aggregation and organic matter. P52-55, In: Lal R. (Ed.), *Encyclopedia of Soil Science*. Taylor and Francis, Boca Raton, FL.
9. Caruso T., Barto E.K., Siddiqy M.R.K., Smigelski J. and Rillig M.C. 2011. Are power laws that estimate fractal dimension a good descriptor of soil structure and its link to soil biological properties. *Soil Biology and Biochemistry*, 43: 359-366.
10. Chepil W.S. 1950. Methods of estimating apparent density of discrete soil grains. *Soil Science*, 70: 351-362.
11. Dahiya I.S., Richter J. and Malik R.S. 1984. Soil spatial variability: A review. *International Tropical Agriculture*, 77: 1-102.
12. Díaz-Zorita M., Perfect E., Grove J.H. 2002. Descriptive methods for assessing soil structure. *Soil and Tillage Research*, 64: 3-22.
13. Ding Q. and Ding W. 2007. Comparing stress wavelets with fragment fractals for soil structure quantification. *Soil and Tillage Research*, 93: 316–323.
14. Duhour A., Costa C., Momoa F., Falco L. and Malacalza L. 2009. Response of earthworm communities to soil disturbance: Fractal dimension of soil and species' rank-abundance curves. *Applied Soil Ecology*, 43: 83–88.
15. Eghball B., Mielke L.N., Calvo G.A. and Wilhelm W.W. 1993. Fractal description of soil fragmentation for various tillage methods and crop sequences. *Soil Science Society American Journal*, 57: 1337-1341.
16. Filgueira R.R., Fournier L.L., Sarli G.O., Aagon A. and Rawals, W.J. 1999. Sensitivity of fractal parameters of soil aggregates to different management practices in a Phaeozem in central Argentina. *Soil and Tillage Research*, 52: 217-222.
17. Gardner W.R. 1956. Representation of soil aggregate-size distribution by a logarithmic-normal distribution. *Soil Science American Proceeding*, 20: 151-153.
18. Gee G.W. and Bauder J.W. 1986. Particle size analysis. P383-411, In: Klute, A. (Ed.), *Methods of Soil Analysis*, Part I, 2d Madison, WI. American Society Agronomy.
19. Grossman R.B. and Reinsch T.G. 2002. Bulk density and linear extensibility. P201-228, In: Warren, A.D. (ed.).

- Methods of Soil Analysis. Part 4. Physical Methods. Soil Science Society American Inc.
20. Gulser C. 2006. Effect of forage cropping treatments on soil structure relationships with fractal dimensions. *Geoderma*, 131: 33–44.
21. Huang G. and Zhang R. 2005. Evaluation of soil water retention curve with the pore-solid fractal model. *Geoderma*, 127: 52-61.
22. Karami A., Homaehee M., Afzalinia S., Ruhipour H. and Basirat S. 2012. Organic resource management: Impacts on soil aggregate stability and other soil physico-chemical properties. *Agricultural Ecosystem and Environment*, 148: 22–28.
23. Kutlu T., Ersahin S. and Yetgin B. 2008. Relations between solid fractal dimension and some physical properties of soils formed over alluvial and colluvial deposits. *Journal of Food Agricultural Environment*, 6: 45-449.
24. Larney F.J. 2008. Dry-aggregate size distribution. P821-83, In: Carter M.R., Gregorich E.G. (Eds.), *Soil Sampling and Methods of Analysis*. Canadian Society of Soil Science, CRC Press, Boca Raton, FL.
25. Mazurak A.P. 1950. Effect of gaseous phase on water-stable synthetic aggregates. *Soil Science*, 69: 135–148.
26. McLean E.O. 1988. Soil pH and lime requirement. PP199-224, In: Page A. L. (Ed.), *Methods of Soil Analysis*. Part, American Society of Agronomy, Soil Science Society America, Madison, Wis.
27. Millan H., Gonzalez-Posada M., Aguilar M., Dominguez J. and Cespedes L. 2003. On the fractal scaling of soil data. Particle-size distributions. *Geoderma*, 117: 117-128.
28. Nadler A., Perfect E. and Kay B.D. 1996. Effect of polyacrylamide application on the stability of dry and wet aggregate. *American Journal of Soil Science Society*, 60: 555-561.
29. Olawale O.J., Abu S.T. and Dorcas, O.O. 2016. Evaluation of soil aggregate stability under long term land management system. *International Journal of Plant and Soil Science*, 9(2): 1-7.
30. Page A.L., MillerR.H. and Keeney, D.R. 1982. *Methods of soil analysis, Part II, Physical properties*, ASA, Soil Science Society of America, Madison, WI.
31. Parent L.E., Parent S.E., KättererT. and Egozcue J.J. 2011. Fractal and compositional analysis of soil aggregation. *Proceedings of the 4<sup>th</sup> International Workshop on Compositional Data Analysis*. P9-13.
32. Perfect E. and Blevins R.L. 1997. Fractal characterization of soil aggregation and fragmentation as influenced by tillage treatment. *Soil Science Society American Journal*, 61: 896-900.
33. Perfect E. and Kay B.D. 1991. Fractal theory applied to soil aggregation. *Soil Science Society American Journal*, 55: 1552-1558.
34. Perfect E., Kay B.D. and Rasiah V. 1993. Multifractal model for soil aggregate fragmentation. *Soil Science Society American Journal*, 57: 896-900.
35. Perfect E., Kenst A.B., Diaz-Zorita M. and Grove J.H. 2004. Fractal analysis of soil water desorption data collected on disturbed samples with water activity meters. *Soil Science Society American Journal*, 68:1177–1184.
36. Perfect E., Pachepsky Y. and Martin M.A. 2009. Fractal and multiracial models applied to porous media. *Vadose Zone Journal*, 7: 174–176.
37. Perfect E., Rasiah V. and Kay B.D. 1992. Fractal dimension of soil aggregate- size distribution calculated by number and mass. *Soil Science Society American Journal*, 56: 1407-1409.
38. Pirmoradian N., Sepaskhah A.R. and Hajabbasi M.A. 2005. Application of fractal theory to quantify soil aggregate stability as influenced by tillage treatments. *Biosystem Engineering*, 90: 227-234.
39. Puri A.M. and Puri B.R. 1939. Physical characteristics of soil. II. Expressing mechanical analysis and state of aggregation of soil values. *Soil Science*, 33: 141-163.
40. Rasiah V., Kay B.D. and Perfect E. 1992. Evaluation of selected factors influencing aggregate fragmentation using fractal theory. *Canadian Journal of Soil Science*, 72: 97-106.
41. Rasiah V., Kay B.D. and Perfect E. 1993. New mass – based model for estimating fractal dimension of soil aggregates. *Soil Science Society American Journal*, 57: 891-895.
42. Rieu M. and Sposito G. 1991. Fractal fragmentation, soil porosity, and soil water properties: II. Applications. *Soil Science Society American Journal*, 55:1239-1244.
43. Soil Survey Division Staff. 2010. *Soil Survey Manual United States Department of Agriculture*, Washington. P97-123.
44. Sparks D.L., Page A.L., Helmke P.A., Leopert R.H., Soltanpour P.N., Tabatabai M.A., Johnston G.T. and summer M.E. 1996. *Methods of soil analysis*. Madison. Soil Science Society of America.
45. Su Y.Z., Zhao H.L., Zhao W.Z. and Zhang T.H. 2004. Fractal features of soil particle size distribution and the implication for indicating desertification. *Geoderma*, 122: 43–49.
46. Tyler S.W. and Wheatcraft S.W. 1992. Fractal scaling of soil particle-size distributions: analysis and limitations. *Soil Science Society American Journal*, 56: 362-369.

47. vanBavel C.H.M. 1949. Mean weight-diameter of soil aggregation as a statistical index of aggregation. *Soil Science Society American Journal*, 14: 20–23.
48. Walczak R.T., MorenoF., Sławinski C., Fernandez E. and Arru J.L. 2006. Modeling of soil water retention curve using soil solid phase parameters. *Journal of Hydrology*, 329: 527–533.
49. Wang D., Fu B., Zhao W., Hu H., and Wang Y. 2008. Multifractal characteristics of soil particle size distribution under different land-use types on the Loess Plateau, China. *Catena*, 72: 29–36.
50. Zicheng Z., Shuqin H. and Tingxuan L. 2011. Fractal dimensions of soil structure and soil anti-erodibility under different land use patterns. *African Journal of Agricultural Research*, 6: 5496-5504.



## Application of Fractal Theory to Quantify Structure from Some Soil Orders in Fars Province

A. Karami<sup>1</sup>-R. Zara<sup>2</sup>- V.A. Jahandideh Mahjen Abadi<sup>3</sup>

Received: 19-09-2016

Accepted: 01-01-2017

**Introduction:** Fractal geometry concepts have been widely applied as a useful tool to describe complex natural phenomena, in particular, for a better understanding of soil physical systems. However, limited information is available on the fractal characteristics of soil properties or soil aggregation. A soil aggregate is made of closely packed sand, silt, clay and organic particles building up soil structure. Soil aggregation is a soil quality index integrating the chemical, physical, and biological processes involved in the genesis of soil structure. Soil structure and its stability are important issues for many agronomic and environmental processes. Thus, quantitative description of soil structure is very important. Soil forming factors in different soils (various orders) and forms affect the soil structure reformation. Characterizing aggregate size distribution for different soil orders using fractal theory is necessary for evaluating the impact of soil forming factors on soil structure and quantifying the relationship between fractal dimension and other important soil properties. Therefore, the aims of this research were quantifying the structure of different soil orders using fractal geometry, mean weight diameter of aggregates (MWD) and geometric mean diameter of aggregates (GMD). In addition, MWD and GMD indices and fractal parameters of soil aggregate size distribution were compared to evaluate soil structure and determine the relationship between fractal parameters with MWD, GMD and other soil properties.

**Materials and Methods:** Fractal models which simulate soil structure are also used to better understand soil behaviors. Aggregate size distribution is determined by sieving a fixed amount of soil mass under mechanical stress and is commonly synthesized by the MWD, GMD and fractal dimensions such as the fragmentation fractal dimensions. Therefore, aggregate size distribution and its stability variation were evaluated using some fractal models and MWD and GMD (empirically indices). In the current study, the original data were obtained from analysis of diagnostic horizons of seven important soil orders located in Fars Province in the Southern Iran. Soil samples were collected from diagnostic horizons of seven soil orders including Entisols, Vertisols, Aridisols, Mollisols, Alfisols, Histosols and Inceptisols. The measured physico-chemical properties of soil were aggregate size distribution, soil particle size percentage (sand, silt, and clay), saturation percentage (SP), organic carbon (OC), pH, calcium carbonate equivalent (TNV), gypsum content, soil electrical conductivity (EC) and soil bulk density (BD). The MWD and GMD indices, the fractal dimensions and fractal parameters of aggregates were then calculated. Relationships between soil properties with MWD, GMD and the fractal dimension were also determined.

**Results and Discussion:** The results showed that there was a significant correlation between fractal dimension of Rie and Sposito and Taylor and Wheatcraft models and soil aggregate stability indices (MWD and GMD indices of aggregates) with the other soil characteristics. This correlation between fractal parameters with organic matter, bulk density, clay and sand percentage was stronger than other soil properties. There was a significant and negative correlation ( $p < 0.01$ ) between fractal dimension of Rie and Sposito and Taylor and Wheatcraft models with mean weight diameter of aggregates and geometric mean diameter of aggregates. Inverse correlation between fractal dimension and aggregate stability indices illustrated that lower fractal dimensions were calculated for the soils with more stable aggregates which have the highest mean weight diameter of aggregates and geometric mean diameter of aggregates. Subsequently, the fractal dimension of aggregates could reflect the aggregate stability factors. The values of coefficient of determination ( $R^2$ ) and mean error (ME), root mean square error (RMSE), residual sum of squares (RSS), mean square of non-fitted ( $S^2$ ) and Akaike (AIC) statistical criteria indicated that Taylor and Wheatcraft model had the better performance. Although larger fractal dimensions were estimated by Rie and Sposito model which can be explained by the

1 - Assistant Professor of Soil and Water Research Department, Fars Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, AREEO, Shiraz, Iran

(\* - Corresponding Author Email: ad.karami@areeo.ac.ir)

2 - M.Sc. Graduated, Department of Soil Science, Fars Science and Research Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran

3 - Ph. D. Student, Department of Soil Science, Faculty of Agriculture, Shiraz University, Shiraz, Iran

great model sensitivity, this model overall performed well.

**Conclusion:** The results indicated that fractal theory can be used to characterize soil structure at different soil orders and fractal dimensions of soil aggregate seems to be more effective in this regard, except for Histosols. Fractal dimension can be estimated using some easily available soil properties. Fractal theory can be applied to characterize and quantify soil structure in different soil orders of Fars Province.

**Keywords:** Aggregates size distribution, Aggregates stability, Fractal models, Soil orders, Soil structure



## اثر برهمکنش آهن و سرب بر کاهش قابلیت دسترسی سرب توسط گیاه ذرت در یک خاک آلوده به سرب

\* نرگس تبرتله فراهانی<sup>۱</sup> - امیر حسین بقائی<sup>۲</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۸/۱۱

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۰/۲۲

### چکیده

هدف این تحقیق بررسی اثر کود گاوی غنی شده با لجن کنورتور بر مقدار جذب سرب توسط گیاه ذرت در یک خاک آلوده به سرب بود. تیمارهای آزمایشی شامل کاربرد مقادیر ۰، ۱۵ و ۳۰ تن در هکتار کود گاوی غنی شده با لجن کنورتور (به میزان ۰ و ۵ درصد وزنی آهن خالص) و همچنین خاک تیمار شده با مقادیر ۰، ۲۰۰، ۳۰۰ و ۴۰۰ میلی گرم سرب در کیلوگرم خاک از منبع نیترات سرب می باشد. سپس کود گاوی غنی شده به خاک آلوده به سرب اضافه و بذر ذرت (سینگل کراس ۷۰۴) کاشته شد. بعد از گذشت ۶۰ روز از شروع آزمایش، ویژگی های فیزیکی، شیمیایی خاک و غلظت سرب در خاک و گیاه ذرت اندازه گیری شد. کاربرد کود گاوی غنی شده با لجن کنورتور تاثیر معنی داری بر کاهش غلظت سرب ریشه و شاخساره گیاه داشت، به صورتی که کاربرد ۳۰ تن در هکتار کود گاوی غنی شده در خاک آلوده به ۳۰۰ میلی گرم سرب به ترتیب باعث کاهش ۲ و ۱/۵ برابری در غلظت سرب ریشه و شاخساره گیاه شد. نتایج کلی این تحقیق حاکی از آن است که کاربرد کود گاوی غنی شده با ۵ درصد آهن خالص از ترکیب لجن کنورتور احتمالاً توانسته است باعث کاهش قابلیت دسترسی سرب در خاک و گیاه شود که در اینجا می توان به نقش بخش معدنی و آلی کود گاوی در کاهش قابلیت دسترسی به سرب اشاره کرد، هر چند که نقش اثر برهمکنش سرب و آهن در کاهش جذب سرب به وسیله گیاه نبایستی نادیده گرفته شود.

### واژه های کلیدی: آلودگی، غنی سازی، فلزات سنگین، کود گاوی، لجن کنورتور

#### علف کشها، خروجی صنایع آلوده کننده و کودهای آلی از جمله لجن

#### مقدمه

فضایل از مهمترین منابع آلوده کننده اراضی است (۱۵). سرب از جمله آلاینده های مهم در محیط زیست است که سمیت بالایی داشته و در عین حال می تواند در گیاهان انباسته شود. اثر منفی سرب روی رشد گیاه از طریق کاهش جذب و انتقال عناصر غذایی مانند آهن، منگنز و روی از طریق ممانعت از ورود یا تشكیل پیوند با ناقلین این عناصر، موجب عدم فراهمی برای جذب و انتقال آن ها از ریشه به برگ ها می شود. تجمع بیش از اندازه هی فلزات سنگین در بیشتر گیاهان، موجب بروز سمیت در گیاه می شود که در صورت زیاد بودن غلظت یون های فلزات سنگین در محیط رشد، از ریشه به اندام هوایی منتقل می شود که کاهش رشد و صدمات متabolیسمی گیاه را در پی دارد (۱۱)، به طوری که غلظت زیاد آن ها در سطح مورفوژوئیکی، کاهش زیست توده، ممانعت از جوانه زنی، القای کلروز و نکروز برگ، تعییر رنگ و چوبی شدن ریشه (۱۲) و کاهش حجم ریشه را (۲۰) در پی دارد و نیز در سطح سلولی موجب تعییر اندازه و شکل کلروپلاست، افزایش اندازه واکوئل و افزایش پراکسیداسیون لیپیدها می شود؛ همچنین در سطح فیزیولوژیکی، اختلال در عملکرد روزنه ها را سبب می شود و بر مقدار نیترات، تعادل آبی سلول ها، فتوسنتز و تنفس تأثیر

یکی از نگرانی های عمده زیست محیطی، آلوده شدن هوا، آب و خاک های کشاورزی به فلزات سنگین می باشد که با ورود آن ها به زنجیره غذایی، سلامتی انسان و سایر موجودات تحت تاثیر قرار می گیرد. در بین آلاینده های فلزات سنگین، سرب به دلیل گستردگی بیشتر و نیز اثراتی که می تواند بر سلامتی انسان و محیط زیست داشته باشد، به عنوان یکی از نگرانی های اصلی به شمار می رود. این فلز می تواند از طریق منابع مختلفی نظیر معدن و ذوب سنگ های معدن حاوی سرب، سوزاندن ذغال سنگ، پساب حاصل از مخازن صنایعی نظیر باتری سازی، اگروز اتمبیل ها، آبکاری فلز و نهایتاً کاربرد کودها، آفت کش ها وارد محیط زیست شود.

امروزه آلودگی ناشی از فلزات سنگین خصوصاً در مناطق صنعتی به یک مشکل جهانی تبدیل شده است. در اراضی کشاورزی کاربرد

۱ و ۲- دانش آموخته کارشناسی ارشد و استادیار گروه خاکشناسی، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران  
\* - نویسنده مسئول: E-mail: a-baghaie@iau-arak.ac.ir  
DOI: 10.22067/jsw.v31i4.59049

می تواند باعث تامین عناصر غذایی گیاه از جمله آهن در این منطقه (آلوده به سرب) شود، ضمن آنکه بر اساس تحقیقات انجام شده اثر برهمکنش عناصر (۱۴ و ۳۶) می تواند بر قابلیت دسترسی فلزات سنگین از جمله سرب نیز تاثیر گذار باشد. تاکنون مطالعاتی در مورد استفاده از ضایعات جانبی صنایع آهن و فولاد در جهت افزایش قابلیت دسترسی آهن نوسط گیاه صورت پذیرفته است (۱ و ۲۱)، لیکن در این پژوهش‌ها به اثر برهمکنش عناصر در خاک‌های آلوده به فلزات سنگین اشاره‌ای نشده است. با توجه به مطالب ذکر شده، این تحقیق با هدف بررسی اثر آنتاگونیستی سرب و آهن در جهت کاهش قابلیت دسترسی سرب برای گیاه ذرت در یک خاک آلوده به سرب در شرایط گلخانه صورت پذیرفت.

## مواد و روش

این پژوهش به صورت یک آزمایش گلدانی با هدف بررسی اثر غنی‌سازی کود گاوی با ۵ درصد وزنی آهن خالص از ترکیب لجن کنورتور بر کاهش قابلیت دسترسی سرب در یک خاک آلوده به سرب در گلخانه‌ای در شهرک مهاجران واقع در بیست و پنج کیلومتری شهر اراک انجام پذیرفت. طرح آزمایشی مورد نظر به صورت فاکتوریل در قالب طرح بلوک کامل تصادفی با سه تکرار اجرا شد. تیمارهای آزمایشی شامل کاربرد کودگاوی در سه سطح  $0$ , ( $C_0$ ),  $15$  (C<sub>15</sub>) و  $30$  (C<sub>30</sub>) تن در هکتار (۳۳) غنی‌شده با لجن کنورتور به مقدار  $0$ , ( $S_0$ ) و  $5$  (S<sub>5</sub>) درصد وزنی به صورت آهن خالص از ترکیب لجن کنورتور شرکت ذوب آهن اصفهان (۱۹) و آلودگی خاک به فلز سنگین سرب از منبع نیترات سرب در سطوح  $0$ , ( $Pb_0$ ),  $200$  (Pb<sub>200</sub>) و  $400$  (Pb<sub>400</sub>) میلی‌گرم سرب در کیلو گرم خاک (۱۷) بود.

کود گاوی با مقدار فوق الذکر با لجن کنورتور غنی‌شده و به مدت سه ماه در دمای اتاق به حالت خود رها شد (۱۹)، از سوی دیگر، خاک مورد استفاده با روش اسپری در مقدار فوق الذکر به فلز سرب آلوده شد. جهت رسیدن به تعادل نسبی، نمونه خاک‌های آلوده شده به سرب نیز مدت یک ماه به حالت خود رها شد (۲۳). سپس کود گاوی غنی‌شده در مقادیر  $0$ ,  $15$  و  $30$  تن در هکتار به خاک آلوده به سرب اضافه شده و خاک‌های تیمار شده به مدت یک ماه داخل گلدان پلاستیکی  $5$  کیلوگرمی به حال خود رها شدند و در این مدت جهت به تعادل رسیدن کود گاوی و خاک آلوده به سرب، رطوبت نمونه‌های مربوطه در حد ظرفیت زراعی مزرعه نگهداری شد (۱۹). سپس داخل هر گلدان  $10$  عدد بذر کاشته شده و بعد از استقرار گیاهان، شمار بوته‌ها به چهار عدد تنک گردید. به منظور نزدیک کردن به شرایط واقعی مزرعه سعی شد دمای گلخانه تقریباً متناسب با دمای رشد گیاه ذرت در طی فصل رشد گیاه در محیط مزرعه تنظیم گردد. سعی شد در دوران رشد جهت کنترل حشرات و بیماریها از هیچگونه سُمی

می‌گذارد (۱۳).

از سوی دیگر مدیریت حاصلخیزی خاک به دلیل کمبود مواد آلی در مناطق آهکی و خشک و نیمه خشک مرکزی کشور و پائین بودن قابلیت دسترسی عناصر غذایی از قبیل آهن (۳۱) امری ضروری به نظر می‌رسد. در این میان استفاده از کودهای آلی با بهبود بخشیدن ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی خاک می‌تواند قابلیت دسترسی عناصر غذایی در خاک را تحت تاثیر قرار دهند (۳)، هر چند که در بعضی مواقع این کودهای آلی فقیر از آهن می‌باشد (۱۹). با توجه به تغییر رویکرد کاربرد کودهای شیمیایی به سمت کودهای آلی، امروزه غنی‌سازی کودها جهت تامین عناصر غذایی مورد نیاز از جمله آهن در بسیاری مواقع ضروری است، هر چند در بسیاری مواقع موقفيت در اصلاح یا جلوگیری از کمبود عناصر غذایی در گیاهان از طریق فعالیتهای مدیریتی خاک دارای محدودیتهای زیادی می‌باشد.

غنی‌سازی کودهای آلی توسط ترکیبات معدنی از قبیل سرباره و لجن کنورتور احتمالاً می‌تواند باعث کلاته شدن و افزایش حلالیت آهن در اثر واکنش با مواد آلی شود (۱۹)، هر چند که ویژگی‌های فیزیکو-شیمیایی خاک از قبیل اثر برهمکنش عناصر (۴) می‌تواند نقش موثری در مدیریت تغذیه ای عناصر ریز مغذی در خاک داشته باشد. در وضعیت کمبود آهن، جذب و تجمع فلزات سنگین در گیاه افزایش می‌یابد (۹). گزارشاتی ناشی از کاهش تجمع سرب در گیاهان همچون ذرت (۳۵) و زینک (۳۷) با افزایش فراهمی آهن ذکر شده است که این را می‌توان به اثر آنتاگونیستی <sup>۱</sup> آهن و سرب نسبت داد. در وضعیت کمبود آهن، جذب و تجمع فلزات سنگین در گیاه افزایش می‌یابد. اصولاً افزایش فراهمی آهن از جذب سرب توسط گیاه جلوگیری می‌کند و موجب کاهش اثرات منفی آن در گیاه می‌شود (۴).

با توجه به این که افزایش غلظت فلزات سنگین به دلیل صنعتی شدن شهرها رو به افزایش است، بایستی به دنبال راهکاری بود که بتوان گیاهان غیر آلوده یا با آلودگی کمتر را در محیط آلوده پرورش داد. وجود آلودگی نسبتاً بالای فلزات سنگین از جمله سرب و کادمیوم در شهرستان اراک (۳۴) به دلیل وجود قطب‌های صنعتی متعدد مشاهده می‌شود. از سوی دیگر، وجود ویژگی‌های آب و هوای نسبتاً خشک و نیمه خشک در منطقه مرکزی کشور (شهرستان اراک) از جمله کمبود مواد آلی، پی‌آج نسبتاً بالای خاک‌های منطقه، نیاز به کاربرد کودهای آلی جهت افزایش قابلیت دسترسی عناصر غذایی مورد نیاز گیاه را دوچندان می‌کند که در این میان مدیریت تغذیه ای عناصر در مناطق آلوده بایستی مورد توجه ویژه قرار گیرد. با توجه به گزارشات ذکر شده در مورد اثر برهمکنش آهن با فلزات سنگین (۴)، غنی‌سازی کودهای آلی (۱۹) به عنوان یکی از راهکارها، احتمالاً

1- Antagonistic effect

میلیمتری گذرانده و جهت تجزیه مورد نظر به آزمایشگاه منتقل شدند. جهت اندازه‌گیری مقدار کربن آلی در نمونه خاک یا کود گاوی از روش اکسیداسیون تر (۲۴) و گنجایش تبادل کاتیونی خاک به روش کلرید باریم (۲۸) و بافت خاک به روش هیدرومتری (۱۰) اندازه‌گیری شد برای اندازه‌گیری پیاج و قابلیت هدایت الکتریکی کود گاوی از نسبت ۱:۵ کود به آب و در مورد نمونه خاک از عصاره اشباع خاک استفاده شده است (۲۹). فسفر قابل دسترس موجود در نمونه کود به روش اولسن (۲۶) اندازه‌گیری شد. مقدار کربنات کلسیم معادل به روش خنثی سازی با اسید و نیتراسیون اسید اضافی با سود تعیین شد (۲۵). مقدار نیتروژن کود گاوی به روش کجلال (۸) اندازه‌گیری شد. تجزیه و تحلیل آماری داده‌ها به کمک نرم افزار SAS انجام گرفت و مقایسه میانگین‌ها با آزمون LSD در سطح احتمال ۵ درصد با استفاده از نرم افزار MSTATC انجام و نمودارها با استفاده از نرم افزار Excelرسم شد.

## نتایج و بحث

### ویژگی‌های خاک تیمارهای مورد آزمایش

جهت بررسی نقش غنی سازی کود گاوی با لجن کنورتور بر افزایش قابلیت دسترسی آهن در خاک و گیاه ذرت، خاکی با چهارده درصد کربنات کلسیم معادل و کربن آلی نسبتاً پائین انتخاب شد. ویژگی‌های فیزیکو-شیمیایی خاک مورد استفاده و همچنین ویژگی‌های کود گاوی مورد استفاده به ترتیب در جدول شماره ۱ و ۲ ذکر شده است.

استفاده نگردد و تنها از طریق نصب کارت‌های زرد چسبنده در بالای سر گلدانها از بروز آفاتی نظیر شته ها، مگس سفید و ... جلوگیری شد. همچنین برای جلوگیری و کنترل بیماریها رطوبت محیط گلخانه تا حد ممکن پائین نگه داشته شد. در طول دوره رشد گیاه، عملیات آبیاری و وجین علف هر ۳ تا ۴ روز یکبار به طور یکنواخت انجام شد. هر هفته یکبار نیز گلدانها کاملاً جابجا شده تا تمامی گلدانها در شرایط محیطی یکسان (نور و گرما) قرار گیرد.

برداشت بوته‌های گیاه ذرت ۶۰ روز پس از کاشت انجام شد. پس از برداشت، نمونه‌های گیاهی ابتدا با آب معمولی و سپس با آب مقطر شسته شدند. ریشه و اندام هوایی از محل طوفه جدا، کاملاً شستشو داده شده و هر کدام جداگانه وزن و به داخل پاکت کاغذی منتقل گردیدند. نمونه‌ها به مدت ۴۸ ساعت در دمای ۶۵ درجه سانتیگراد در خشک کن قرار داده شدند، سپس نمونه‌ها توسط آسیاب برقی به پودر تبدیل شده و در ظروف پلاستیکی نگهداری شدند. نمونه‌ها در دمای ۴۸ درجه سانتیگراد خاکستر و برای تعیین سرب، کادمیوم و روی کل موجود در خاک یا کود گاوی، نمونه‌ها به روش اکسایش تر و با استفاده از اسید نیتریک ۷۰ درصد، اسید کلریدریک غلیظ و آب اسیزنه ۳۰ درصد هضم شدند (۵). مقدار سرب قابل عصاره‌گیری با DTPA نیز به روش لیندرزی و همکاران (۱۶) تعیین شد. لازم به ذکر است که غلظت فلزات سنگین توسط دستگاه جذب اتمی (مدل پرکین المز ۳۰۳۰) تعیین شد.

همزمان با برداشت گیاه، از خاک گلدان‌های تحت کشت گیاه ذرت جهت تعیین ویژگی‌های فیزیکو-شیمیایی خاک نمونه برداری شد. نمونه‌های خاک، پس از هواخشک شدن و کوبیدن، از الک دو

جدول ۱- ویژگی‌های فیزیکو-شیمیایی خاک مورد استفاده در این پژوهش

Table 1- Physico-chemical properties of soil used in this research

پیاج	قابلیت هدایت الکتریکی	کربن آلی	بافت خاک	کربنات کلسیم معادل خاک Calcium Carbonate Equilibrium(%)	سرب کل Total Pb (mg kg <sup>-1</sup> )	گنجایش تبادل کاتیونی CEC (Cmol kg <sup>-1</sup> soil)
pH	EC(dS m <sup>-1</sup> )	OC(%)	Soil Texture class			
7.2	1.0	0.18	Loamy	14	3	11.9

جدول ۲- ویژگی‌های کود گاوی مورد استفاده در این پژوهش

Table 2- Cow manure characteristic used in this research

پیاج	قابلیت هدایت الکتریکی	درصد کربن آلی	نیتروژن کل	فسفر قابل استفاده	کادمیوم کل	سرب کل	روی کل
pH	EC (1:5) (dS m <sup>-1</sup> )	OC (%)	Total N (%)	Available P (mg kg <sup>-1</sup> )	Total Cd (mg kg <sup>-1</sup> )	Total Pb (mg kg <sup>-1</sup> )	Total Zn (mg kg <sup>-1</sup> )
---	---	24	15	130	1	2	11
7.8	14.2						

میدهد و عناصر کلسیم و سیلیسیم در درجه بعدی قرار دارد، هرچند که کیفیت لجن به نوع کوره و تکنولوژی بکاربرده شده بستگی دارد و ترکیب شیمیایی آن در کارخانه‌های مختلف متفاوت است (۱).

نتایج تجزیه شیمیایی لجن کنورتور که به وسیله آزمایشگاه مرکزی شرکت ذوب آهن اصفهان انجام شده است (جدول ۳) نشان می‌دهد که حدود ۸۴/۳ درصد این ترکیب را اکسید آهن تشکیل

جدول ۳- ترکیب لجن کنورتور شرکت ذوب آهن اصفهان

Table 3-Converter sludge composition of Isfahan Steel Meel

عنصر Element	مقدار amount ( $\text{mg kg}^{-1}$ )	عنصر Element	مقدار amount ( $\text{mg kg}^{-1}$ )
$\text{Fe}_2\text{O}_3$	57.2	$\text{MnO}$	3
$\text{FeO}$	27.1	$\text{ZnO}$	0.1
$\text{CaO}$	9	$\text{V}_2\text{O}_5$	0.7
$\text{SiO}_2$	1.1	S	0.1
$\text{MgO}$	0.3	$\text{Na}_2\text{O}$	0.2
$\text{Al}_2\text{O}_3$	0.4	$\text{K}_2\text{O}$	0.7
$\text{P}_2\text{O}_5$	0.1		

جدول ۴- تجزیه واریانس اثر کود گاوی، لجن کنورتور و سرب بر ویژگی‌های شیمیایی خاک و غلظت سرب در خاک و گیاه

Table 4- Analysis of variance effect of cow manure, converter sludge and Pb on soil chemical properties and soil and plant Pb concentration.

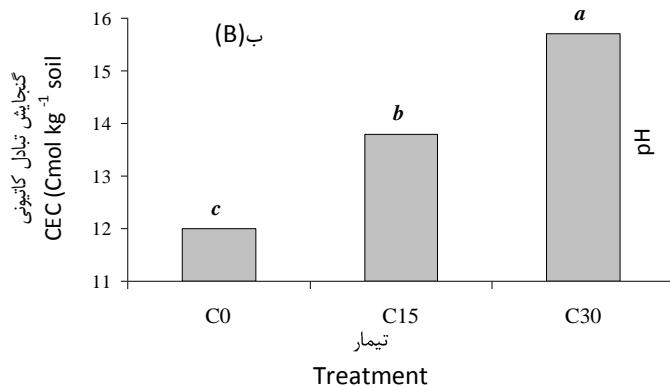
منابع تغییر Sources of variations	درجه آزادی df	میانگین مربعات mean of squares					
		pH	پی اچ Al <sub>2</sub> O <sub>3</sub>	کربن آلی OC	گنجایش تبادل کاتیونی CEC	سرب قابل عصاره‌گیری با DTPA DTPA extractable Pb	غلظت سرب ریشه گیاه Root Pb concentration
بلوک Block	2	0.005 ns	0.003 ns	0.003*	1.001**	16.030 ns	1.1405**
کود گاوی Cow manure	2	2.523**	3.663**	82.011**	1977.710*	6180.076**	410.066**
لجن کنورتور Converter sludge	1	0.008 ns	0.006 ns	0.018 ns	656.427**	1508.835**	153.416*
سرب Pb	3	0.002 ns	0.001 ns	0.001 ns	28050.442*	108954.864*	1722.522*
کود گاوی × لجن کنورتور Cow manure × converter sludge	2	0.007 ns	0.007 ns	0.012 ns	7.275**	10.400**	0.159**
سرب × کود گاوی Pb × cow manure	6	0.008 ns	0.004 ns	0.002 ns	233.455**	1187.408*	50.166**
سرب × لجن کنورتور Pb × converter sludge	3	0.003 ns	0.002 ns	0.005 ns	90.892**	253.018**	17.298**
سرب × لجن کنورتور × کود گاوی Pb × converter sludge × cow manure	6	0.010 ns	0.001 ns	0.002 ns	1.615**	54.526**	1.240**
خطا Error	46	0.119	0.039	0.042	0.411	1.087	0.418

\* و \*\* به ترتیب غیرمعنی‌دار، معنی‌دار در سطح احتمال ۵ و ۱ درصد ns

ns, \*, \*\* non-significant, significant at 5 and 1 percent probability level, respectively.

و همکاران (۶) در تحقیقی به این نتیجه رسیدند که بخش آلی و معدنی کود گاوی توانسته است نقش موثری در کاهش قابلیت دسترسی سرب در خاک داشته باشد. نتایج عصاره‌گیری متوالی در خاکهای تیمار شده با کود گاوی در تحقیق فوق حاکی از آن بوده است که بخش باقیمانده و بخش مواد آلی درصد نسبتاً بالایی از کل سرب موجود در خاک را به خود اختصاص داده است.

اثر ساده کاربرد کود گاوی بر گنجایش تبادل کاتیونی خاک معنی دار بود (جدول ۴)، به نحوی که کاربرد ۱۵ و ۳۰ تن در هکتار کود گاوی به ترتیب باعث افزایش گنجایش تبادل کاتیونی خاک از ۱۲ در خاک فاقد کاربرد کود گاوی به  $13\frac{3}{8}$  و  $15\frac{7}{8}$  سانتی مول بار بر کیلوگرم خاک شد (شکل ۱-ب). قابل ذکر است که کاربرد ۱۵ و ۳۰ تن در هکتار کود گاوی به ترتیب باعث افزایش  $0\frac{7}{2}$  و  $0\frac{7}{2}$  واحدی درصدی کربن خاک شد.



شکل ۱- اثر ساده کاربرد کود گاوی بر پیاج (الف) و گنجایش تبادل کاتیونی خاک (ب) خاک، C<sub>0</sub>، C<sub>15</sub> و C<sub>30</sub> به ترتیب شامل کاربرد مقادیر ۰، ۱۵ و ۳۰ تن در هکتار کود گاوی می‌باشد

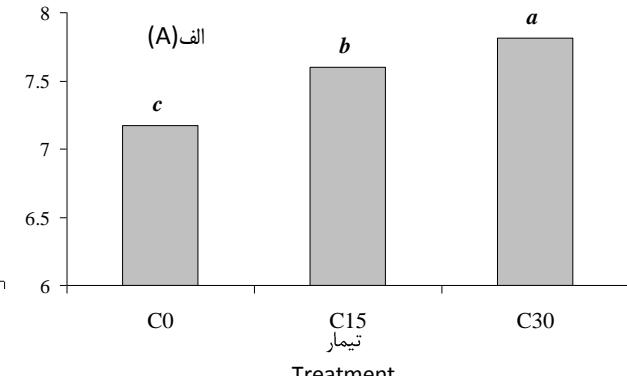
Figure 1- Simple effect of applying cow manure on soil pH (A) and CEC (B), C<sub>0</sub>, C<sub>15</sub> and C<sub>30</sub> are applying 0, 15 and 30 t ha<sup>-1</sup> cow manure

همانطور که در جدول ۵ مشاهده می‌شود، کاربرد کود گاوی توانسته است نقش موثری در کاهش مقدار سرب قابل عصاره‌گیری با DTPA داشته باشد، به نحوی که کاربرد ۱۵ و ۳۰ تن در هکتار کود گاوی در خاک آلدود به ۴۰۰ میلی گرم سرب در کیلوگرم خاک به ترتیب باعث کاهش  $13\frac{3}{9}$  و  $27\frac{5}{8}$  درصدی در مقدار سرب قابل عصاره‌گیری با DTPA خاک شده، این در حالی است که نتایج مشابهی نیز در مورد سایر سطوح آلدودگی‌های خاک مشاهده شده، هر چند که در این میان نقش کاربرد کود گاوی در افزایش پیاج خاک (شکل ۱-الف) و در نتیجه کاهش قابلیت دسترسی سرب در خاک نبایستی نادیده گرفته شود.

مولایی و همکاران (۲۲) در تحقیقی تأثیر برخی اصلاح کننده‌های آلی بر ویژگی‌های رویشی و غلظت کادمیوم، روی و سرب در ذرت در

اثر باقیمانده تیمارهای مورد آزمایش نتایج جدول ۴ حاکی از معنی دار بودن اثر ساده کاربرد کود گاوی بر پیاج خاک می‌باشد. کاربرد ۱۵ و ۳۰ تن در هکتار کود گاوی به خاک به ترتیب باعث افزایش پیاج خاک به مقدار  $0\frac{7}{2}$  و  $0\frac{7}{2}$  واحد نسبت به خاک فاقد کاربرد کود گاوی شد (شکل ۱-الف). لازم به ذکر است که اثر بر همکنش تیمارهای کود گاوی، لجن کنورتور و سرب بر پیاج خاک معنی دار نشد (جدول ۴).

کاربرد کود گاوی احتمالاً از دو طریق می‌تواند باعث کاهش قابلیت دسترسی سرب در خاک شود، بدین صورت که قابلیت دسترسی فلزات سنگین از جمله سرب در خاک با افزایش پیاج خاک کاهش می‌یابد (۱۶) و از سویی دیگر افزایش مکانهای ویژه جذبی خاک همزمان با افزایش کاربرد کود گاوی احتمالاً می‌تواند قابلیت دسترسی فلزات سنگین در خاک را تحت تاثیر قرار دهد (۳۰). بقایی



شکل ۱- اثر ساده کاربرد کود گاوی بر پیاج (الف) و گنجایش تبادل کاتیونی خاک (ب) خاک، C<sub>0</sub>، C<sub>15</sub> و C<sub>30</sub> به ترتیب شامل کاربرد مقادیر ۰، ۱۵ و ۳۰ تن در هکتار کود گاوی می‌باشد

#### اثر بر همکنش تیمارهای مورد آزمایش بر مقدار سرب قابل عصاره‌گیری با DTPA

نتایج جدول ۴ حاکی از معنی دار بودن اثر بر همکنش کاربرد کود گاوی، لجن کنورتور و نیترات سرب بر مقدار سرب قابل عصاره‌گیری با DTPA می‌باشد. بیشترین مقدار سرب قابل عصاره‌گیری با DTPA در خاک فاقد کاربرد کود گاوی و آلدود به ۴۰۰ میلی گرم سرب در کیلوگرم خاک (C<sub>0</sub>S<sub>0</sub>Pb<sub>400</sub>) و کمترین آن در خاک تیمارشده با ۳۰ تن در هکتار کود گاوی غنی شده با لجن کنورتور و (C<sub>30</sub>S<sub>5</sub>Pb<sub>200</sub>) مشاهده شد (جدول ۵). مقدار سرب قابل عصاره‌گیری با DTPA در خاکهای فاقد کاربرد سرب به وسیله دستگاه جذب اتمی قابل اندازه‌گیری نبود.

هومیک حاصل از مواد آلی، ظرفیت جذب سطحی زیادی برای عناصر سنگین دارند.

یک خاک آلوده به عناصر سنگین را مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه رسیدند که بخش آلی و معدنی موجود در این ترکیبات نقش موثری در کاهش قابلیت دسترسی سرب در خاک داشته است. مواد

**جدول ۵- اثر کاربرد کود گاوی، لجن کنورتور و سرب بر مقدار سرب قابل عصاره گیری با DTPA**  
**Table 5- Effect of cow manure, converter sludge and Pb on DTPA-extractable Pb (mg kg<sup>-1</sup>)**

تیمار Treatment	S <sub>0</sub> Pb <sub>0</sub>	S <sub>0</sub> Pb <sub>200</sub>	S <sub>0</sub> Pb <sub>300</sub>	S <sub>0</sub> Pb <sub>400</sub>	S <sub>5</sub> Pb <sub>0</sub>	S <sub>5</sub> Pb <sub>200</sub>	S <sub>5</sub> Pb <sub>300</sub>	S <sub>5</sub> Pb <sub>400</sub>
C <sub>0</sub>	ND <sup>**</sup>	44.0k <sup>*</sup>	75.0 <sup>f</sup>	112.0 <sup>a</sup>	ND	37.8 <sup>m</sup>	64.1 <sup>g</sup>	101.2 <sup>b</sup>
C <sub>15</sub>	ND	31.1 <sup>n</sup>	63.1 <sup>h</sup>	96.4 <sup>c</sup>	ND	25.3 <sup>o</sup>	52.7 <sup>i</sup>	87.3 <sup>d</sup>
C <sub>30</sub>	ND	21.3 <sup>p</sup>	51.6 <sup>j</sup>	81.2 <sup>e</sup>	ND	17.2 <sup>q</sup>	42.3 <sup>l</sup>	75.3 <sup>f</sup>

C<sub>0</sub> و C<sub>30</sub> به ترتیب شامل کاربرد مقادیر ۰ و ۴۰۰ میلی گرم سرب در کیلوگرم خاک، S<sub>0</sub> و S<sub>5</sub> کاربرد مقادیر ۰ و ۵ درصد وزنی آهن خالص از ترکیب لجن کنورتور می باشد. \* اعدادی که در هر ستون یا ردیف دارای حروف مشابه آماری باشند از نظر آماری اختلاف معنی داری بر اساس آزمون LSD در سطح ۵ درصد ندارند، \*\* ND: قابل اندازه گیری به وسیله دستگاه چرب اتمی نبود C<sub>0</sub>, C<sub>15</sub> and C<sub>30</sub> are applying 0,15 and 30 t ha<sup>-1</sup> cow manure, Pb<sub>0</sub>,Pb200, Pb300 and Pb400 are applying 0,200, 300 and 400 mg Pb kg<sup>-1</sup> soil, S<sub>0</sub> and S<sub>5</sub> are applying 0 and 5% pure Fe from converter sludge. \*Means followed by the same letter in each column or row are not significantly different (p=0.05, LSD), \*\*ND: Not detectable by atomic absorption spectroscopy.

شد، به نحوی که کاربرد ۱۵ و ۳۰ تن در هکتار کود گاوی غنی شده با ۵ درصد آهن خالص از ترکیب لجن کنورتور در خاک آلوده به ۳۰۰ میلی گرم سرب در کیلوگرم خاک به ترتیب کاهشی برابر ۱۰/۴ و ۹/۳ واحدی را در مقدار سرب قابل عصاره گیری به وسیله DTPA نسبت به خاک تیمار شده با کود فاقد غنی سازی شده نشان داده است. شارما و همکاران (۳۲) در تحقیقی گزارش کردند که کاربرد آهن موجب کاهش پیوند سرب با عوامل کلاته کننده شده (عوامل کلاته کننده که در انتقال آهن در گیاه نقص دارند در شرایط کمبود آهن با سرب پیوند برقرار می کنند) و سرب کم تری جذب گیاه می شود. تفویضی و متشرع زاده (۳۵) در تحقیقی گزارش کردند که کاربرد آهن از جذب سرب توسط گیاه جلوگیری و موجب کاهش اثرات آن در گیاه می شود. نتایج این تحقیق همچنین حاکی از آن است که همزمان با کاهش مقدار سرب قابل عصاره گیری با DTPA، مقدار آهن قابل عصاره گیری با DTPA افزایش یافته است (جدول ۶).

مواد آلی به دلیل داشتن گروههای عامل دارای بار منفی (کربوکسیلیک، فنلیک، هیدروکسیل)، می توانند فلزات سنگین را از محلول خاک جذب سطحی کرده و از دسترس گیاه خارج سازند (۱۸). تشکیل کمپلکس های سطحی درون - کرهای و برون - کرهای، مهمترین ساز و کارهای جذب سطحی به وسیله می مواد آلی است. تشکیل کمپلکس بین عناصر سنگین و اصلاح کننده های خاک (مواد آلی خاک)، اهمیت فوق العاده ای در نگهداری و قابلیت تحرک آلاینده های خاک و آب دارد (۲۲).

اثر بر همکنش آهن و سرب در این تحقیق توانسته است نقش به سزاوی در تعییر قابلیت دسترسی مقدار سرب قابل عصاره گیری به وسیله DTPA داشته باشد، به نحوی که کاربرد ۵ درصد وزنی آهن از ۳۰۰ ترکیب لجن کنورتور در خاک فاقد کاربرد کود گاوی و آلوده به ۴۰۰ میلی گرم سرب توانسته است باعث کاهش ۱۰/۹ واحدی در مقدار سرب قابل عصاره گیری به وسیله DTPA داشته باشد. همچنین نتایج مشابهی در مورد غنی سازی کود گاوی با لجن کنورتور مشاهده

**جدول ۶- اثر کاربرد کود گاوی، لجن کنورتور و سرب بر مقدار آهن قابل عصاره گیری با DTPA**  
**Table 6- Effect of cow manure, converter sludge and Pb on DTPA-extractable Fe (mg kg<sup>-1</sup>)**

تیمار Treatment	S <sub>0</sub> Pb <sub>0</sub>	S <sub>0</sub> Pb <sub>200</sub>	S <sub>0</sub> Pb <sub>300</sub>	S <sub>0</sub> Pb <sub>400</sub>	S <sub>5</sub> Pb <sub>0</sub>	S <sub>5</sub> Pb <sub>200</sub>	S <sub>5</sub> Pb <sub>300</sub>	S <sub>5</sub> Pb <sub>400</sub>
C <sub>0</sub>	5.0 <sup>q</sup> *	1.7 <sup>r</sup>	0.6 <sup>s</sup>	0.2 <sup>s</sup>	85.1 <sup>e</sup>	78.4 <sup>t</sup>	70.0 <sup>b</sup>	58.1 <sup>i</sup>
C <sub>15</sub>	21.2 <sup>l</sup>	17.3 <sup>m</sup>	13.1 <sup>o</sup>	8.2 <sup>p</sup>	98.2 <sup>c</sup>	88.8 <sup>d</sup>	76.1 <sup>g</sup>	69.4 <sup>h</sup>
C <sub>30</sub>	37.2 <sup>j</sup>	28.2 <sup>k</sup>	21. <sup>2l</sup>	16.1 <sup>n</sup>	115.6 <sup>a</sup>	105.6 <sup>b</sup>	88.5 <sup>d</sup>	76.6 <sup>g</sup>

C<sub>0</sub> و C<sub>30</sub> به ترتیب شامل کاربرد مقادیر ۰ و ۴۰۰ میلی گرم سرب در کیلوگرم خاک، S<sub>0</sub> و S<sub>5</sub> کاربرد مقادیر ۰ و ۵ درصد وزنی آهن خالص از ترکیب لجن کنورتور می باشد. \* اعدادی که در هر ستون یا ردیف دارای حروف مشابه آماری باشند از نظر آماری اختلاف معنی داری بر اساس آزمون LSD در سطح ۵ درصد ندارند C<sub>0</sub>, C<sub>15</sub> and C<sub>30</sub> are applying 0,15 and 30 t ha<sup>-1</sup> cow manure, Pb<sub>0</sub>,Pb200, Pb300 and Pb400 are applying 0,200, 300 and 400 mg Pb kg<sup>-1</sup> soil, S<sub>0</sub> and S<sub>5</sub> are applying 0 and 5% pure Fe from converter sludge. \*Means followed by the same letter in each column or row are not significantly different (p=0.05, LSD)

( $C_0S_0Pb_{400}$ ) و کمترین آن در خاک تیمار شده با ۳۰ تن در هکتار کود گاوی و آلوه به ۲۰۰ میلی گرم سرب در کیلوگرم خاک است. ( $C_{30}S_5Pb_{200}$ ) مشاهده شد (جدول ۷). نتایج مشابه مشاهده شده در مقدار آهن قبل عصاره‌گیری به وسیله DTPA تاکیدی بر این ادعا است.

#### غلظت سرب ریشه و شاخساره ذرت

جدول ۴ حاکی از معنی دار بودن اثر برهمکنش کاربرد کود گاوی، لجن کنورتور و نیترات سرب بر غلظت سرب در ریشه گیاه می‌باشد. بیشترین غلظت سرب در ریشه ذرت در خاک فاقد کاربرد کود گاوی و آلوه به ۴۰۰ میلی گرم سرب در کیلوگرم خاک

جدول ۷- اثر کاربرد کود گاوی، لجن کنورتور و سرب بر غلظت سرب ریشه ذرت

Table 7. Effect of cow manure, converter sludge and Pb on corn root Pb concentration ( $\text{mg kg}^{-1}$ )

تیمار Treatment	$S_0Pb_0$	$S_0Pb_{200}$	$S_0Pb_{300}$	$S_0Pb_{400}$	$S_5Pb_0$	$S_5Pb_{200}$	$S_5Pb_{300}$	$S_5Pb_{400}$
$C_0$	ND*	92.4 <sup>l</sup>	141.3 <sup>g</sup>	226.0 <sup>a</sup>	ND**	87.6 <sup>m</sup>	122.4 <sup>h</sup>	217.4 <sup>b</sup>
$C_{15}$	ND	81.3 <sup>n</sup>	117.1 <sup>i</sup>	195.1 <sup>c</sup>	ND	74.7 <sup>p</sup>	109.7 <sup>j</sup>	174.3 <sup>d</sup>
$C_{30}$	ND	74.5 <sup>p</sup>	101.4 <sup>k</sup>	162.3 <sup>e</sup>	ND	65.3 <sup>q</sup>	77.3 <sup>o</sup>	151.4 <sup>f</sup>

$C_0$  و  $C_{30}$  به ترتیب شامل کاربرد مقادیر ۰، ۱۵ و ۳۰ تن در هکتار کود گاوی،  $S_0$  و  $S_5$  کاربرد مقادیر ۰ و ۵ درصد وزنی آهن خالص از ترکیب لجن کنورتور می‌باشد. \*ND: قابل اندازه گیری به وسیله دستگاه چذب اتمی نبود.

$C_0$ ,  $C_{15}$  and  $C_{30}$  are applying 0,15 and 30 t  $\text{ha}^{-1}$  cow manure,  $Pb_0$ , $Pb_{200}$ ,  $Pb_{300}$  and  $Pb_{400}$  are applying 0,200, 300 and 400 mg Pb  $\text{kg}^{-1}$  soil,  $S_0$  and  $S_5$  are applying 0 and 5%pure Fe from converter sludge.\*ND: Not detectable by atomic absorption spectroscopy.

آن کاهش قابلیت دسترسی سرب در خاک و ریشه گیاه اشاره کرد. شریفی و همکاران (۳۰) در تحقیقی به نقش کاربرد کود گاوی در کاهش قابلیت دسترسی فلز سنگین در خاک و به دنبال آن کاهش قابلیت جذب توسط گیاه اشاره داشتند. شفق مولایی و همکاران (۲۲) جذب سطحی فلزات سنگین توسط گروههای کربوکسیلیک، فنیک، هیدروکسیلیک را از عوامل کاهش قابلیت دسترسی فلزات سنگین از جمله سرب و کadmیوم همزمان با کاربرد افزودنی‌های آلی دانستند. از سویی دیگر اثر برهمکنش آهن و سرب نیز می‌تواند دلیل احتمالی دیگر در تغییر قابلیت دسترسی سرب در خاک و متعاقب آن در ریشه گیاه باشد.

کاربرد ۱۵ و ۳۰ تن در هکتار کود گاوی در خاک آلوه به ۳۰۰ میلی گرم سرب به ترتیب باعث کاهش ۱۷/۱ و ۲۸/۲ واحدی در غلظت سرب ریشه گیاه شد، این در حالی است که کاهش معنی داری نیز در مقدار سرب قابل عصاره گیری با DTPA همزمان با کاربرد ۱۵ و ۳۰ تن در هکتار کود گاوی مشاهده شد که دلیل احتمالی آن را می‌توان به نقش بخش‌های معدنی و آلی موجود در کود گاوی در کاهش دسترسی سرب در خاک دانست (۶)، هر چند که نقش کاربرد کود گاوی در افزایش زیست توده گیاه (داده‌ها نشان داده نشده است) و کاهش غلظت سرب ریشه گیاه در اثر رقت (کاهش غلظت سرب در اثر افزایش زیست توده گیاه) را نبایستی نادیده گرفت (۳۱). همچنین بایستی به نقش کاربرد کود گاوی در افزایش پی اج خاک و به دنبال

جدول ۸- اثر کاربرد کود گاوی، لجن کنورتور و سرب بر غلظت آهن ریشه ذرت

Table 8- Effect of cow manure, converter sludge and Pb on corn root Fe concentration ( $\text{mg kg}^{-1}$ )

تیمار Treatment	$S_0Pb_0$	$S_0Pb_{200}$	$S_0Pb_{300}$	$S_0Pb_{400}$	$S_5Pb_0$	$S_5Pb_{200}$	$S_5Pb_{300}$	$S_5Pb_{400}$
$C_0$	107.2 <sup>u*</sup>	38.5 <sup>v</sup>	12.0 <sup>w</sup>	8.1 <sup>w</sup>	521.0 <sup>t</sup>	451.0 <sup>t</sup>	395.5 <sup>k</sup>	321.1 <sup>l</sup>
$C_{15}$	219.0 <sup>p</sup>	186.1 <sup>r</sup>	172.5 <sup>s</sup>	131.2 <sup>t</sup>	927.3 <sup>c</sup>	721.1 <sup>f</sup>	675.1 <sup>g</sup>	601.3 <sup>h</sup>
$C_{30}$	316.1 <sup>m</sup>	271.2 <sup>n</sup>	231.2 <sup>o</sup>	198.0 <sup>q</sup>	1054.8 <sup>a</sup>	932.2 <sup>b</sup>	846.4 <sup>d</sup>	791.3 <sup>e</sup>

$C_0$  و  $C_{15}$  به ترتیب شامل کاربرد مقادیر ۰، ۱۵ و ۳۰ تن در هکتار کود گاوی،  $S_0$  و  $S_5$  کاربرد مقادیر ۰ و ۵ درصد وزنی آهن خالص از ترکیب لجن کنورتور می‌باشد. \* اعدادی که در هر ستون یا ردیف دارای حروف مشابه آماری می‌باشند از نظر آماری اختلاف معنی داری بر اساس آزمون LSD در سطح ۵ درصد ندارند.

$C_0$ ,  $C_{15}$  and  $C_{30}$  are applying 0,15 and 30 t  $\text{ha}^{-1}$  cow manure,  $Pb_0$ , $Pb_{200}$ ,  $Pb_{300}$  and  $Pb_{400}$  are applying 0,200, 300 and 400 mg Pb  $\text{kg}^{-1}$  soil,  $S_0$  and  $S_5$  are applying 0 and 5%pure Fe from converter sludge.\*Means followed by the same letter in each column or row are not significantly different (p=0.05, LSD)

فلزات سنگین رو به افزایش است، کاشت گیاه غیرآلوده در زمین‌های آلوده می‌تواند امری مثبت به شمار آید، هر چند که در این میان مدیریت تغذیه عناصر نیز بایستی مورد توجه قرار گیرد. رضوانی و همکاران (۲۷) در تحقیقی جذب سرب و عناصر غذایی به وسیله گیاه چمن شور تحت اثر سطوح مختلف سرب در خاک را مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه رسیدند که کاربرد کود آهن توانسته است نقش موثری در کاهش جذب سرب توسط گیاه داشته باشد. علیدادی خلیلی‌ها و همکاران (۴) در تحقیقی اثر برهم کنش آهن و سرب بر رشد و جذب آن‌ها در شاهی را مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه رسیدند که استفاده از کود آهن قابلیت دسترسی و جذب فلزات سنگین در آپوپلاست ریشه، جذب به درون سلول‌های ریشه، انتقال به ساقه را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

بیشترین غلظت سرب شاسخاره ذرت در خاک فاقد کاربرد کود گاوی و آلوده به ۴۰۰ میلی گرم سرب در کیلوگرم خاک (C<sub>0</sub>S<sub>0</sub>Pb<sub>400</sub>) و کمترین آن در خاک تیمار شده با ۳۰ تن در هکتار کود گاوی و آلوده به ۲۰۰ میلی گرم سرب در کیلوگرم خاک است. مقدار سرب قابل عصاره گیری به وسیله DTPA (جدول ۵) و ریشه گیاه (جدول ۷) تاکیدی بر این ادعا است.

کاربرد ۵ درصد وزنی آهن خالص در خاک فاقد کاربرد کود گاوی و آلوده به ۳۰۰ و ۴۰۰ میلی گرم سرب به ترتیب باعث کاهش ۱۳ و ۴ درصدی در مقدار سرب ریشه گیاه شد، این در حالی است که افزایش معنی‌داری در مقدار آهن ریشه گیاه همزمان با کاربرد تیمارهای فوق الذکر مشاهده شد (جدول ۸) که دلیل احتمالی آن را می‌توان به اثر برهمکنش سرب و آهن در کاهش مقدار جذب سرب در ریشه گیاه دانست که این می‌تواند یک نکته مثبت زیست محیطی به حساب آید. نتایج مشابه مشاهده شده در مورد مقدار سرب قابل عصاره گیری با DTPA خاک نیز تا حدودی گویای این ادعا است.

غنى سازی کود گاوی با ۵ درصد وزنی آهن خالص از ترکیب لجن کنورتور نیز باعث کاهش غلظت سرب ریشه گیاه شد، به نحوی که کاربرد ۱۵ و ۳۰ تن در هکتار کود گاوی غنى شده با ۵ درصد وزنی آهن خالص از ترکیب لجن کنورتور در خاک آلوده به ۳۰۰ میلی گرم سرب در کیلوگرم خاک به ترتیب باعث کاهش ۱۰ و ۳۶ درصدی غلظت سرب ریشه گیاه نسبت به کاربرد کود گاوی فاقد غنى سازی شد که دلیل احتمالی آن را می‌توان به نقش برهمکنش آهن و سرب در کاهش غلظت سرب ریشه گیاه دانست که این می‌تواند یک نکته مثبت زیست محیطی به حساب آید. با توجه به اینکه امروزه به دلیل صنعتی شدن شهرها، مشکل افزایش آلودگی‌ها از جمله آلودگی‌های

#### جدول ۹- اثر کاربرد کود گاوی، لجن کنورتور و سرب بر غلظت سرب شاسخاره ذرت

Table 9- Effect of cow manure, converter sludge and Pb on corn shoot Pb concentration (mg kg<sup>-1</sup>)

تیمار Treatment	S <sub>0</sub> Pb <sub>0</sub>	S <sub>0</sub> Pb <sub>200</sub>	S <sub>0</sub> Pb <sub>300</sub>	S <sub>0</sub> Pb <sub>400</sub>	S <sub>5</sub> Pb <sub>0</sub>	S <sub>5</sub> Pb <sub>200</sub>	S <sub>5</sub> Pb <sub>300</sub>	S <sub>5</sub> Pb <sub>400</sub>
C <sub>0</sub>	ND**	13.3h	21.4d	32.0a	ND**	11.2i	17.3f	27.3b
C <sub>15</sub>	ND	10.4i	15.4g	25.4c	ND	6.5j	11.2i	21.2d
C <sub>30</sub>	ND	5.2k	10.5i	18.4e	ND	0.3l	7.4j	14.6g

به ترتیب شامل کاربرد مقادیر ۰، ۱۵ و ۳۰ تن در هکتار کود گاوی، C<sub>0</sub> و C<sub>15</sub>، C<sub>30</sub> میلی گرم سرب در کیلوگرم خاک، S<sub>0</sub> و S<sub>5</sub> کاربرد مقادیر ۰ و ۵ درصد وزنی آهن خالص از ترکیب لجن کنورتور می‌باشد. \*\* اعدادی که در هر ستون یا ردیف دارای حروف مشابه آماری می‌باشند از نظر آماری اختلاف معنی‌داری بر اساس آزمون LSD در سطح ۵ درصد ندارند، ND: قابل اندازه گیری به وسیله دستگاه جذب اتمی نبود

C<sub>0</sub>, C<sub>15</sub> and C<sub>30</sub> are applying 0, 15 and 30 t ha<sup>-1</sup> cow manure, Pb<sub>0</sub>, Pb<sub>200</sub>, Pb<sub>300</sub> and Pb<sub>400</sub> are applying 0, 200, 300 and 400 mg Pb kg<sup>-1</sup> soil, S<sub>0</sub> and S<sub>5</sub> are applying 0 and 5% pure Fe from converter sludge. \*\*Means followed by the same letter in each column or row are not significantly different (p=0.05, LSD), \*ND: Not detectable by atomic absorption spectroscopy

گاوی کاهش معنی‌داری را در غلظت سرب شاسخاره گیاه ذرت نشان داده است که در این میان کاهش غلظت سرب شاسخاره گیاه را به دلیل کاهش مقدار سرب قابل دسترس خاک و در نتیجه کاهش غلظت سرب ریشه گیاه دانستند. همچنین در این تحقیق به افزایش ویژگی‌های جذبی خاک در نتیجه کاربرد کود گاوی و در نتیجه کاهش مقدار سرب قابل دسترس خاک و ریشه گیاه اشاره شده است. اثر برهمکنش آهن و سرب نیز نقش موثری بر غلظت سرب شاسخاره گیاه ذرت داشت، به نحوی که کاربرد ۱۵ تن در هکتار کود گاوی غنى شده با ۵ درصد وزنی آهن خالص از ترکیب لجن کنورتور

هر چند که غلظت سرب در شاسخاره گیاه می‌تواند تابع نوع و شرایط فیزیولوژیکی گیاه قرار می‌گیرد، ولی نتایج این تحقیق حاکی از آن است که غلظت سرب در شاسخاره گیاه در تیمارهای مختلف تا حدود زیادی روند غلظت سرب ریشه گیاه را طی کرده است. کاربرد ۱۵ و ۳۰ تن در هکتار کود گاوی در خاک آلوده به ۴۰۰ میلی گرم سرب به ترتیب باعث کاهش ۱۳/۶ و ۱۳/۶ واحدی در شاسخاره گیاه شد، این در حالی است که روند نسبتاً مشابهی در مقدار سرب قابل عصاره گیری با DTPA خاک و غلظت سرب ریشه گیاه مشاهده شد. بقائی و همکاران (۷) در تحقیقی نشان دادند که کاربرد ۱۰ درصد وزنی کود

تاكيدی بر اين ادعا است، به نحوی کاربرد ۵ درصد وزنی آهن خالص در خاک فاقد کاربرد کود گاوی و آلوده به ۳۰۰ میلی گرم سرب در کیلوگرم خاک به ترتیب کاهش معنی داري برابر ۱۸/۹ و ۱۰/۹ واحدی را در مقدار سرب قابل عصاره‌گیری با DTPA (جدول ۵) و مقدار سرب ریشه گیاه (جدول ۷) نشان داد.

و آلوده به ۳۰۰ میلی گرم سرب کاهش معنی دار ۴/۲ واحدی را در غلظت سرب شاسخاره گیاه نسبت به خاک تیمار شده با کود گاوی فاقد غنی سازی نشان داد که این را احتمالاً بتوان به نقش اثر برهمکنش آهن و سرب در افزایش معنی دار غلظت آهن (۶ واحد) شاسخاره گیاه (جدول ۱۰) و کاهش غلظت سرب شاسخاره نسبت داد. نتایج مشابهی در مقدار سرب خاک و ریشه گیاه نیز مشاهده شد که

#### جدول ۱۰- اثر کاربرد کود گاوی، لجن کنورتور و سرب بر غلظت آهن شاسخاره ذرت

Table 10- Effect of cow manure, converter sludge and Pb on corn shoot Fe concentration ( $\text{mg kg}^{-1}$ )

تیمار Treatment	$S_0\text{Pb}_0$	$S_0\text{Pb}_{200}$	$S_0\text{Pb}_{300}$	$S_0\text{Pb}_{400}$	$S_5\text{Pb}_0$	$S_5\text{Pb}_{200}$	$S_5\text{Pb}_{300}$	$S_5\text{Pb}_{400}$
$C_0$	7.2r**	4.8 <sup>s</sup>	ND <sup>*</sup>	ND	33.3 <sup>n</sup>	19.1 <sup>p</sup>	11.2 <sup>q</sup>	6.7 <sup>r</sup>
$C_{15}$	58.2i	46.5 <sup>j</sup>	37.4 <sup>l</sup>	31.2 <sup>o</sup>	127.4 <sup>e</sup>	98.2 <sup>f</sup>	43.4 <sup>k</sup>	36.5 <sup>m</sup>
$C_{30}$	70.1 <sup>g</sup>	59.1 <sup>h</sup>	46.2 <sup>j</sup>	37.4 <sup>l</sup>	166.9 <sup>a</sup>	148.1 <sup>b</sup>	136.2 <sup>c</sup>	128.2 <sup>d</sup>

سب در کیلوگرم خاک،  $S_0$  و  $S_5$  کاربرد مقادیر ۰ و ۵ درصد وزنی آهن خالص از ترکیب لجن کنورتور می‌باشد. \*\* اعدادی که در هر سوتون یا ردیف دارای حروف مشابه آماری می‌باشند از نظر آماری اختلاف معنی داری بر اساس آزمون LSD در درصد ندارند.<sup>\*</sup> قابل اندازه‌گیری به وسیله دستگاه جذب اتمی نبود  $C_0$ ,  $C_{15}$  and  $C_{30}$  are applying 0,15 and 30 t  $\text{ha}^{-1}$  cow manure,  $\text{Pb}_0$ , $\text{Pb}_{200}$ ,  $\text{Pb}_{300}$  and  $\text{Pb}_{400}$  are applying 0,200, 300 and 400 mg Pb  $\text{kg}^{-1}$  soil,  $S_0$  and  $S_5$  are applying 0 and 5%pure Fe from converter sludge. \*\*Means followed by the same letter in each column or row are not significantly different (p=0.05, LSD), \*ND: Not detectable by atomic absorption spectroscopy

شاهد بدون محلول پاشی نشان داد که این می‌تواند اهمیت زیادی در کاشت گیاهان در زمین‌های آلوده به فلز سنگین داشته باشد، هر چند که مقدار آلودگی سرب خاک می‌تواند این برهمکنش را تحت تاثیر قرار دهد (۲۷).

#### نتیجه گیری کلی

نتایج این تحقیق حاکی از آن بود که کاربرد کود گاوی توانسته است باعث کاهش معنی داری بر قابلیت دسترسی سرب در خاک، ریشه و شاسخاره گیاه داشته باشد که دلیل احتمالی آن را می‌توان به نقش بخش معدنی و آلی موجود در کود گاوی در کاهش قابلیت دسترسی سرب دانست. غنی سازی کود گاوی با سرباره آهن نیز تا حدودی توانسته است باعث کاهش غلظت سرب ریشه و شاسخاره گیاه شود که دلیل احتمالی آن را می‌توان به نقش برهمکنش آهن و سرب در کاهش جذب سرب به وسیله گیاه دانست که این می‌تواند یک نکته مثبت زیست محیطی به حساب آید. کاربرد لجن کنورتور در این تحقیق توانست با افزایش مقدار آهن قابل عصاره‌گیری با DTPA، نقش موثری در کاهش قابلیت جذب سرب توسط گیاه داشته باشد. آهن در سنتز کلروفیل و آنزیم‌های آنتی اکسیدانی، سنتز پروتئین‌ها و تقسیم سلولی و توسعه کلروپلاست نقش دارد. سرب با کاهش جذب آهن توسط گیاه و افزایش فعالیت آنزیم کلروفیلاز موجب کاهش سنتز کلروفیل و تخریب آن می‌شود که در نتیجه فتوسنتز کاهش یافته و رشد گیاه کم می‌شود. افزایش فراهمی آهن از جذب

غنی سازی کود گاوی نیز نقش موثری در کاهش غلظت سرب شاسخاره گیاه داشته است، به نحوی که کاربرد ۱۵ و ۳۰ تن در هکتار کود گاوی غنی شده با ۵ درصد وزنی آهن خالص از ترکیب لجن کنورتور در خاک آلوده به ۴۰۰ میلی گرم سرب در کیلوگرم خاک به ترتیب باعث کاهش ۴/۲ و ۳/۸ واحدی در غلظت سرب شاسخاره گیاه در مقایسه با تیمار کود گاوی بدون غنی سازی با آهن شده است، این در حالی است که نتایج مشابهی در مقدار سرب قابل عصاره‌گیری با DTPA و غلظت سرب ریشه گیاه مشاهده شد، به نحوی که کاربرد ۳۰ تن در هکتار کود گاوی غنی شده با ۵ درصد وزنی آهن خالص از ترکیب لجن کنورتور در خاک آلوده به ۴۰۰ میلی گرم سرب در کیلوگرم خاک به ترتیب باعث کاهش ۵/۹ و ۱۰/۹ واحدی در مقدار سرب قابل عصاره‌گیری با DTPA (جدول ۵) و مقدار سرب ریشه گیاه (جدول ۷) در مقایسه با تیمار کود گاوی بدون غنی سازی با آهن نشان داد. که دلیل احتمالی آن را می‌توان به اثر برهمکنش آهن و سرب در جذب سرب به وسیله گیاه نشان داد، هر چند که نقش نوع و فیزیولوژیکی گیاه در مقدار جذب سرب نبایستی نادیده گرفته شود. تقویضی و همکاران (۳۶) در تحقیقی اثر محلول پاشی آهن و آلودگی سرب بر برخی صفات فیزیولوژی دو هیبرید ذرت علوفه‌های در یک خاک آهکی را مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه رسیدند که محلول پاشی آهن موجب افزایش جذب آهن در اندام هوایی ذرت و کاهش جذب سرب شده است. زینادا و همکاران (۲) نیز در تحقیقی نشان دادند که با افزایش سطح محلول پاشی آهن، غلظت سرب در بخش هوایی اسفلنج، کاهش معنی داری را در مقایسه با

میلی گرم سرب کمترین مقدار جذب سرب توسط گیاه را داشته است، هر چند که در این میان مقدار آلودگی سرب و نوع منبع آلودگی خاک می‌تواند نقش موثری در تغییر قابلیت دسترسی سرب خاک، ریشه و شاخصاره گیاه داشته باشد.

سرب توسط گیاه جلوگیری می‌کند و موجب کاهش اثرات منفی آن در گیاه می‌شود. نتایج کلی این تحقیق حاکی از آن است گه کاشت گیاه ذرت در خاک حاوی ۳۰ تن در هکتار کود گاوی غنی شده با آهن ۵ درصد وزنی خالص از ترکیب لجن کنورتور و آلوده به ۲۰۰

## منابع

- 1- Abbaspour A., Kalbasi M., and Shariatmadari H. 2004. Effect of steel converter sludge as iron fertilizer and soil amendment in some calcareous soils. *Journal of plant nutrition*, 27: 377-394.
- 2- Abu Zinada I., Abou Auda M., Ali S., and El E. 2011. Impact of soil lead pollution and iron foliar application on *Spinacea oleracea* (L.). *Advances in Agriculture and Botanics*, 3: 116-126.
- 3- Agegnehu G., Nelson P.N., and Bird M.I. 2016. Crop yield, plant nutrient uptake and soil physicochemical properties under organic soil amendments and nitrogen fertilization on Nitisols. *Soil and Tillage Research*, 160: 1-13.
- 4- Alidadi Khaliliha M., Dordipour E., and Barani Motlagh M. 2016. Interactive effect of iron and lead on growth and their uptake in Cress (*Lepidium sativum* L.). *Journal of Soil Management and Sustainable Production*, 5: 41-59 (in Persian with English abstract).
- 5- Allen S.E., Grimshaw H.M., and Rowland A.P. 1986. Chemical analysis p. 285-344. In: P.D. Moore and S.B. Chapman (eds.). *Methods in Plant Ecology*, Blackwell Scientific Publication, Oxford, London.
- 6- Baghaie A., Khoshgoftarmanesh A.H., Afyuni M., and Schulin R. 2011. The role of organic and inorganic fractions of cow manure and biosolids on lead sorption. *Soil Science and Plant Nutrition*, 57: 11-18.
- 7- Baghaie A.H., Khoshgoftarmanesh A.H., and Afyuni M. 2010. Crop effects on lead fractionation in a soil treated with lead organic and inorganic sources. *Journal of residuals science and technology*, 7: 131-138.
- 8- Bremner J.M. 1996 .Nitrogen-total. p. 1085-1121. In D. L. Sparks (ed.), *Methods of Soil Analysis*. Part 3 , 3<sup>rd</sup> Ed.,American Society of Agronomy, Madison. WI.
- 9- Fodor F. 2006. Heavy metals competing with iron under conditions involving phytoremediation. p 129-151. In: L.L. Barton and J. Abadía (eds.), *Iron Nutrition in Plants and Rhizospheric Microorganisms*, Springer, Dordrecht, The Netherlands.
- 10- Gee G.W., and Bauder J.W. 1986. Particle-size analysis. p. 383-409. In: A. Klute (ed.). *Methods of Soil Analysis*, Part 1. Physical and Mineralogical Methods, American society of agronomy, Madison, WI.
- 11- He Z.-l., and Yang X.-e. 2007. Role of soil rhizobacteria in phytoremediation of heavy metal contaminated soils. *Journal of Zhejiang University Science B*, 8: 192-207.
- 12- Islam E., Liu D., Li T., Yang X., Jin X., Mahmood Q., Tian S., and Li J. 2008. Effect of Pb toxicity on leaf growth, physiology and ultrastructure in the two ecotypes of *Elsholtzia argyi*. *Journal of Hazardous Materials*, 154: 914-926.
- 13- Islam E., Yang X., Li T., Liu D., Jin X., and Meng F. 2007. Effect of Pb toxicity on root morphology, physiology and ultrastructure in the two ecotypes of *Elsholtzia argyi*. *Journal of Hazardous Materials*, 147: 806-816.
- 14- Karami S., and Ronaghi A. 2016. Interaction Effects of Cadmium and Wheat or Alfalfa Residues on Corn Yield and Nutrients Uptake. *Iranian Journal of Soil Research*, 30: 13-23 (in Persian with English abstract).
- 15- Li J., Gan J., and Hu Y. 2016. Characteristics of Heavy Metal Species Transformation of Pb, Cu, Zn from Municipal Sewage Sludge by Thermal Drying. *Procedia Environmental Sciences*, 31: 961-969.
- 16- Lindsay W.L., and Norvell W.A. 1978. Development of a DTPA soil test for zinc, iron, manganese, and copper. *Soil Science Society of America Journal*, 42: 421-428.
- 17- Mansouri T., Golchin A., and Fereidooni J. 2016. The Effects of EDTA and H<sub>2</sub>SO<sub>4</sub> on Phyto-extraction of Pb from contaminated Soils by Radish. *Journal of Water and Soil*, 30: 194-209 (in Persian with English abstract).
- 18- Matos G., and Arruda M. 2003. Vermicompost as natural adsorbent for removing metal ions from laboratory effluents. *Process Biochemistry*, 39: 81-88.
- 19- Melali A.R., and Shariatmadari H. 2008. Application of Steel Making Slag and Converter Sludge in Farm Manure Enrichment for Corn Nutrition in Greenhouse Conditions. *Journal of Water and Soil Science*, 11: 505-513 (in Persian with English abstract).
- 20- Menon M., Hermle S., Günthardt-Goerg M.S., and Schulin R. 2007. Effects of heavy metal soil pollution and acid

- rain on growth and water use efficiency of a young model forest ecosystem. *Plant and Soil*, 297: 171-183.
- 21- Mohammadi Torkashvand A. 2011. Effect of steel converter slag as iron fertilizer in some calcareous soils. *Acta Agriculturae Scandinavica ,Section B-Soil and Plant Science*; 61: 14-22.
- 22- Molaei S., Shirani H., Hamidpour M., Shekofteh H., and Besalatpour A.A. 2016. Effect of Vermicompost, Pistachio Kernel and Shrimp Shell on Some Growth Parameters and Availability of Cd, Pb and Zn in Corn in a Polluted Soil. *Journal of Water and Soil Science*, 19: 113-124 (in persian with English abstract).
- 23- Motesharezadeh B., and Savaghebi G., R 2011. Study of sunflower plant response to cadmium and lead toxicity by usage of PGPR in a calcareous soil. *Journal of Water and Soil*, 25: 1069-1079 (in Persian with English abstract).
- 24- Nelson D.W., and Sommers L.E. 1996. Total carbon, organic carbon, and organic matter. p. 539–579. In A.L. Page et al. (ed.) *Methods of Soil Analysis, Part 2. Chemical and Microbiological Properties*, American Society of Agronomy, Madison, Wisconsin, USA.
- 25- Nelson R.E. 1982. Carbonate and gypsum. p. 181-197. In: A.L. Page, R.H. Miller and D.R. Keeney (eds.). *Methods of Soil Analysis, Part 2. Chemical and Microbiological Properties*, American Society of Agronomy, Madison, Wisconsin, USA.
- 26- Olsen S.R., and Sommers L.E. 1982. Phosphorus. p. 403-431. In: A.L. Page, R.H. Miller and D.R. Keeney (eds.). *Methods of Soil Analysis, Part 2. Chemical and Microbiological Properties*, American Society of Agronomy, Madison, Wisconsin, USA.
- 27- Rezvani M., Zaefarian F., and Gholizadeh A. 2012 .Lead and nutrients uptake by aeluropus littoralis under different levels of lead in soil. *Water and Soil Science*, 22: 73-86 (in Persian with English abstract).
- 28- Rhoades J.D. 1982. Cation exchange capacity. p. 149-157. In: A.L. Page, R.H. Miller and D.R. Keeney (eds.). *Methods of Soil Analysis, Part 2 .Chemical and Microbiological Properties*, American Society of Agronomy, Madison, Wisconsin, USA.
- 29- Saadat K., and Barani Motlagh M. 2013. Influence of Iranian natural zeolites, clinoptilolite on uptake of lead and cadmium in applied sewage sludge by Maize (*Zea mays* L.). *Journal of Water and Soil Conservation*, 20: 123-143 (in Persian with English abstract).
- 30- Sharifi M., Afyuni M., and Khoshgoftarmanesh A.H. 2010. Effects of sewage sludge, animal manure, compost and cadmium chloride on cadmium accumulation in corn and alfalfa. *Journal of residuals science and technology*, 7: 219-225.
- 31- Sharifi M., Afyuni M., and Khoshgoftarmanesh A.H. 2011. Effects of Sewage Sludge, Compost and Cow Manure on Availability of Soil Fe and Zn and their Uptake by Corn, Alfalfa and Tagetes Flower. *Journal of Water and Soil Science*, 15: 141-154 ((in Persian with English abstract).
- 32- Sharma A., Johri B., Sharma A., and Glick B. 2003. Plant growth-promoting bacterium *Pseudomonas* sp. strain GRP 3 influences iron acquisition in mung bean (*Vigna radiata* L. Wilzeck). *Soil Biology and Biochemistry*, 35: 887-894.
- 33- Shirani H., Hajabbasi M.A., Afyuni M., and Hemmat A. 2010. Impact of Tillage Systems and Farmyard Manure on Soil Penetration Resistance under Corn Cropping. *Journal of Water and Soil*, 14: 141-155 (in Persian with English abstract).
- 34- Solgi E., Esmaili-Sari A., Riyahi-Bakhtiari A., and Hadipour M. 2012. Soil contamination of metals in the three industrial estates, Arak, Iran. *Bulletin of environmental contamination and toxicology*, 88: 634-638.
- 35- Tafvizi M., and Motesharezadeh B. 2014. Effects of Lead on Iron, Manganese, and Zinc Concentrations in Different Varieties of Maize (*Zea mays*). *Communications in Soil Science and Plant Analysis*, 45: 1853-1865.
- 36- Tafvizi M., Motesharezadeh B., and Savaghebi G.R. 2014. Investigating the effects of lead contamination and foliar application of iron on some physiological characteristics in two forage corn (*Zea mays* L.) hybrids in calcareous soil. *Iranian Journal of Field Crop Science*, 45: 213-226 (in Persian with English abstract).
- 37- Zhong S., Shi J., and Xu J. 2010. Influence of iron plaque on accumulation of lead by yellow flag (*Iris pseudacorus* L.) grown in artificial Pb-contaminated soil. *Journal of Soils and Sediments*, 10: 964-970.



## Interactive Effect of Fe and Pb on Decreasing Corn Pb Availability in a Pb-Polluted Soil

N. Tabarteh Farahani<sup>1</sup>- A.H. Baghaie<sup>2\*</sup>

Received: 01-11-2016

Accepted: 11-01-2017

**Introduction:** Lead (Pb) is of great concern in environment because of its toxicity to animals and humans. Lead is a cumulative toxin and known carcinogen. Although, plants do not require Pb for growth, the bioaccumulation index of Pb in plants exceeds that of most other trace elements. It is therefore important to control Pb concentration in plants, especially in the edible parts of crops to ensure food safety. There are many factors that control Pb accumulation and availability to plants in agricultural soils such as Pb source, Pb loading rate, soil pH, soil cation change capacity (CEC), chloride concentration in soil solution and soil organic matter content. These are important factors that should be considered for evaluating Pb phyto-availability. In addition, element interactions can also affect the elements uptake. Thus, this study was performed to investigate the effect of converter sludge-enriched cow manure on the changes in corn Pb uptake in a Pb-polluted soil under greenhouse condition.

**Materials and Methods:** This pot experiment was conducted under greenhouse condition around the city of Arak, using a Fine loamy, mixed and thermic, Typic Haplargids soil. A factorial experiment with a randomized complete block design with 24 treatments in three replications was carried out. The treatments consisted of applying enriched cow manure (0, 15 and 30 t ha<sup>-1</sup>) with 0% and 5% pure Fe from converter. To investigate the effect of converter sludge-enriched cow manure on the changes in corn Pb uptake, a non-saline soil with low carbon percentage was selected. The soil was polluted with Pb from Pb(NO<sub>3</sub>)<sub>2</sub> source at the concentrations of 0, 200, 300 and 400 mg Pb kg<sup>-1</sup> soil and incubated for one month. Cow manure was produced in a local farm and aged for two years before the experiment. The cow manure was enriched with converter sludge and incubated for three months in room temperature. Then, the enriched cow manure was added to the Pb polluted soil and corn (*Zea mays* L. single grass 704) seeds were sown. After 60 days from the experiment, soil physio-chemical properties and soil and plant Pb concentration were measured.

**Results and Discussion:** The greatest and least DTPA-extractable-Pb were determined in the polluted soil (400 mg Pb) without applying cow manure and the polluted soil (200 mg Pb) treated with 30 t ha<sup>-1</sup> enriched cow manure, respectively. The DTPA-extractable-Pb in uncontaminated soils was not detectable by atomic absorption spectroscopy (AAS). Increasing the amount of cow manure caused a significant reduction in DTPA-extractable-Pb as applying 15 and 30 t ha<sup>-1</sup> cow manure in a polluted soil (300 mg Pb) resulted in a significant decrease in DTPA-extractable-Pb by 11.9 and 23.4 units, respectively. This can be accounted for by the role of organic and inorganic fractions of cow manure in decreasing soil Pb availability. Interactions between Fe and Pb appear to influence the soil Pb availability as application of 15 and 30 t ha<sup>-1</sup> converter sludge-enriched cow manure in 300 mg Pb-polluted soil caused a significant decline in soil Pb availability by 10.4 and 9.3 units, respectively. The highest and least root Pb concentration were observed in the polluted soil (400 mg Pb) without applying cow manure and the polluted soil (200 mg Pb) treated with 30 t ha<sup>-1</sup> enriched cow manure, respectively. The corn root Pb concentration in unpolluted soils was not detectable by AAS. Applying 5% (W/W) pure Fe from converter sludge in the polluted soil (300 and 400 mg Pb) which were not manured significantly decreased the root Pb concentration by 19 and 9 units, respectively which is explainable by the interaction existing between Pb and Fe in soil. Furthermore, root Pb concentration was affected by converter sludge enriched-cow manure as applying 15 and 30 t ha<sup>-1</sup> converter sludge cow manure in a polluted soil (400 mg Pb) significantly decreased the root Pb concentration by 20.8 and 10.9 units, respectively. However, the role of cow manure in increasing pH and decreasing root Pb concentration cannot be ignored. The greatest and least shoot Pb concentration was obtained for the polluted soil (400 mg Pb) without applying cow manure and the polluted soil (200 mg Pb) treated with 30 t ha<sup>-1</sup> enriched cow manure, respectively. The corn shoot Pb concentration in unpolluted soils

1, 2- Forner MSc. Student and Assistant Professor, Department of Soil Science, Arak Branch, Islamic Azad University, Arak, Iran

(\*-Corresponding Author Email:a-baghaie@iau-arak.ac.ir)

was not detectable by atomic absorption spectroscopy (AAS). Interaction effects were also observed for shoot Pb concentration as using 5% (W/W) pure Fe from converter sludge in the polluted soil (300 and 400 mg Pb) which were not treated by cow manure significantly decreased the shoot Pb concentration by 4.1 and 4.7 units, respectively.

**Conclusion:** The results of this study showed that interactions between Pb and Fe seem to play an important role in reducing root and shoot Pb concentration. On the other hand, applying cow manure can increase the soil sorption properties such as CEC and decrease the soil Pb availability and plant Pb uptake which is explainable by the fact that the organic and inorganic fractions of manure impact the Pb availability. However, the influences of soil physico-chemical properties such as pH upon soil Pb availability should be taken into account.

**Keywords:** Converter sludge, Cow manure, Enrichment, Heavy metal, Pollution



## ارزیابی فسفر زیستفراهم جلبک (*Senedesmusobliquus*) با عصاره‌گیرهای شیمیایی در رسبات رودخانه‌های غرب حوضه آبخیز دریاچه ارومیه

حامد ارفع نیا<sup>۱\*</sup>-عباس صمدی<sup>۲</sup>-فرخ اسدزاده<sup>۳</sup>-ابراهیم سپهر<sup>۴</sup>

تاریخ دریافت: 1395/09/23

تاریخ پذیرش: 1395/11/12

### چکیده

فسفر یک عنصر غذایی ضروری برای تمامی جانداران می‌باشد و در زیستبوم‌های آبی به شمشیر دولبهای می‌ماند، که از سویی می‌تواند عامل محدودکننده رشد جاندارن و در شرایط دیگر، موجب آسودگی و ایجاد پدیده سرشارسازی در پیکره‌های آبی شود. گزارش‌های مکتوب و عینی از پدیده شکوفایی جلبکی در تالاب‌ها و رودخانه‌های غرب دریاچه ارومیه وجود دارد. با توجه به عدم وجود پژوهشی جامع در رابطه با وضعیت فسفر زیستفراهم در رسبات رودخانه‌ای در منطقه، این مطالعه با هدف ارزیابی مقدار فسفر زیستفراهم در 34 نمونه از رسبات رودخانه‌ای و با استفاده از 7 روش عصاره‌گیری مختلف انجام و روش مناسب عصاره‌گیری با کاربرد آزمون جلبکی تعیین شد. نتایج شان داد که ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی رسبات و به ویژه بافت آن‌ها دارای دامنه‌ی بسیار وسیعی است. میانگین مقادیر کمی فسفر استخراج شده با استفاده از روش‌های مختلف به ترتیب؛ بری  $2 < \text{دی}$  تی  $\text{بی} < \text{ای} < \text{اولسن} < \text{هیدروکسید سدیم} < \text{مهلیج } 3 < \text{کالول} < \text{آزمون همبستگی}$  موید رابطه معنی‌دار بین مقادیر فسفر استخراج شده در اغلب روش‌های عصاره‌گیری بود. علاوه بر همبستگی معنی‌داری ( $P < 0.001$ ,  $t = 0/93$ ) از نظر کمی مقدار فسفر استخراج شده به روش اولسن و مهلیج 3 نیز مشابهت داشت. آزمون جلبکی نشان داد که در بین شاخص‌های مختلف فسفر زیستفراهم، مقدار فسفر عصاره‌گیری شده به روش کاول رابطه بسیار معنی‌داری ( $P < 0.001$ ,  $t = 0/67$ ) با جمعیت جلبک (*Senedesmusobliquus*) در محیط کشت وجود داشت. در مجموع براساس یافته‌های این پژوهش می‌توان روش کاول را به عنوان مناسب‌ترین روش ارزیابی فسفر زیستفراهم جلبکی در رودخانه‌های غرب دریاچه ارومیه پیشنهاد نمود.

### واژه‌های کلیدی: زیستفراهمی، رشد جلبک، استخراج، مناسب

فسفر به عنوان یکی از محرک‌های اصلی پدیده‌های سرشارسازی<sup>۷</sup> و شکوفایی جلبکی<sup>۸</sup> در محیط‌های آبی است. این پدیده‌ها سبب کمبود اکسیژن در محیط‌های آبی شده و متعاقب آتشکلهای گوناگونی از آسیب‌های زیست محیطی مانند مرگ و میر آبزیان، کاهش تنوع زیستی و تغییر در شیوه‌گذاری می‌تواند بروزیابد<sup>۹</sup>. فسفر به طور عمده در اثر فرآیندهای فرسایش خاک و از طریق رسبات وارد زیستبوم‌های آبی شده و از طریق تعادل پایدار بین فاز جامد رسبات با آب منفذی و آب سطحی می‌تواند در اختیار موجودات زنده این محیط‌ها قرار گیرد<sup>(13) و (19)</sup>. بر این اساس فرآیند آزاد شدن فسفر از رسبات برای استفاده موجودات زنده اهمیت فراوانی داشته و تعیین بخش زیستفراهم فسفر رسبات برای ارزیابی

### مقدمه

فسفر به عنوان محدودکننده ترین عنصر غذایی پرمصرف در رودخانه‌ها و دریاچه‌ها محسوب شده و وجود آن برای فعالیت‌های زیستی ضروری است. براساس شاخص رده‌بندی<sup>۵</sup> نیاز قیاس‌سنجی<sup>۶</sup> فسفر در مقایسه با عنصر پرمصرف کربن و نیتروژن کمترین مقدار بوده (C: 16N: 1P: 106) و در نتیجه اضافه‌شدن مقادیر کمی از آن به زیستبوم‌های آبی می‌تواند نتایج بسیار سوء زیست محیطی در برداشته باشد<sup>(15)، (37) و (41)</sup>.

۱- ۲- ۳- ۴- به ترتیب دانشجوی دکتری شیمی و حاصلخیزی خاک، استاد، استادیار و دانشیار گروه علوم خاک دانشگاه ارومیه

(Email: h\_arfania82@yahoo.com) نویسنده مسئول:

DOI: 10.22067/jsw.v31i4.60469

5- Redfield

6- Stoichiometric need

7- Eutrophication

8- Algal bloom

9- Hypoxia

دریاچه به ویژه از بخش غربی آن حجم قابل توجهی از رسوبات را انتقال می‌دهند که این رسوبات در مسیر رودخانه‌ها سبب بروز مشکلات زیست‌محیطی و از جمله شکوفایی جلبکی می‌شوند. از این رو آگاهی از زیست‌فراهمی فسفر در این رسوبات این رودخانه‌ها و ارتباط آن با رشد جلبک‌های بومی منطقه از قدمهای اولیه و اساسی در راستای توسعه‌ی روش‌های ارزیابی زیست‌محیطی محسوب می‌شود.

بر این اساس پژوهش حاضر، با هدف بررسی ارتباط بین مقدار فسفر عصاره‌گیری شده از رسوبات به روش‌های مختلف با رشد جلبک (*Senedesmus obliquus*)، به عنوان جلبک بومی رودخانه‌های منطقه، صورت گرفته و طی آن تلاش شده تا طریق ایجاد همبستگی بین فسفر ناشی از عصاره‌گیرهای مختلف و رشد جلبک مذکور، عصاره‌گیر مناسبی برای ارزیابی فسفر زیست‌فراهم در رسوبات رودخانه‌های منطقه معرفی شود.

## مواد و روش‌ها

### منطقه مورد مطالعه

دریاچه ارومیه در شمال غرب ایران واقع شده و در سال‌های اخیر بر مشکلات زیست‌محیطی ناشی از خشک شدن آن افزوده شده است. این دریاچه دارای 21 رودخانه فصلی و دائمی است که اغلب آن‌ها در بخش غربی و جنوب دریاچه واقع شده‌اند. رودخانه‌های غرب و جنوب دریاچه ارومیه از کوه‌های مرزی ایران با کشورهای ترکیه و عراق سرچشم می‌گرفته و با عبور از مناطق کشاورزی و بعضًا صنعتی با حرکت به سوی شرق به دریاچه ارومیه متنه می‌شوند. احداث سدها و افزایش مصرف آب در مسیر این رودخانه‌ها سبب تشدید فرآیند رسوب‌گذاری شده و شرایط مناسبی را برای پدیده‌های مانند شکوفایی جلبکی به ویژه در پایاب رودخانه‌ها فراهم آورده است. مهم‌ترین رودخانه‌های این بخش از دریاچه شامل رودخانه‌های نازلو چای، شهرچای، بارندوز چای، گدار چای، مهاباد چای، سیمینه چای و زولاچای می‌باشند که حوزه آبخیز مربوط به آن‌ها در شکل 1 ارائه شده است.

### نمونه برداشی و تعیین ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی نمونه‌های رسوب

در این پژوهش در مجموع 34 نمونه رسوب از کناره هفت رودخانه غرب دریاچه ارومیه، شامل نازلوچای (12 نمونه)، شهرچای (3 نمونه)، بارندوزچای (7 نمونه)، گدارچای (3 نمونه)، مهابادچای (3 نمونه)، سیمینه‌چای (4 نمونه) و زولاچای (2 نمونه) تهیه شدند. برای هر یک از نمونه‌های رسوب، از 3 نقطه در فواصل تقریبی 10 متری

سلامت زیست‌بوم‌های آبی ضروری است (11).

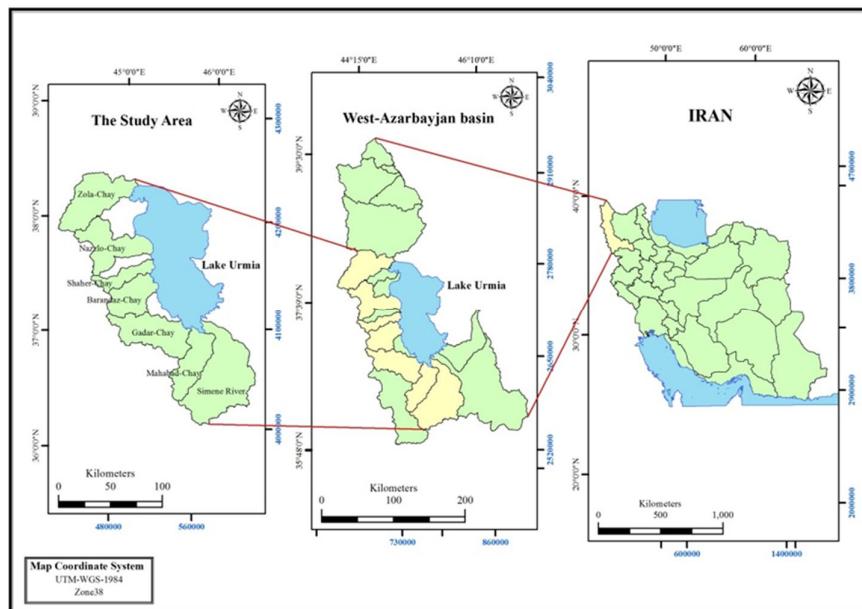
در زیست‌بوم‌های آبی‌بخشی از فسفر رسوبات که می‌تواند مورد استفاده جلبک‌ها باشد به عنوان فسفر زیست‌فراهم در نظر گرفته می‌شود. تعیین کمی فسفر زیست‌فراهم در رسوبات رودخانه‌ای از طریق آزمون جلبک<sup>1</sup> امکان‌پذیر است. هر چند آزمون جلبکی به عنوان یک آزمایش دشوار وقت‌گیر محسوب می‌گردد، اما مقدار فسفر زیست‌فراهم به دست آمده از آزمون جلبکی بهترین روش برای برآورد پتانسیل ایجاد شکوفایی جلبکی توسط رسوبات است (1) و (44). بر این اساس توسعه‌ی آزمون‌های ساده برای ارزیابی زیست‌فراهمی فسفر در خاک‌ها و رسوبات ضروری است.

در طول دهه‌های اخیر روش‌های عصاره‌گیری فراوانی برای ارزیابی فسفر زیست‌فراهم خاک‌ها توسعه یافته‌اند که از میان آن‌ها می‌توان به روش‌هایی مانند مورگان (31)، مهلیج 3 (29)، بری - کورتر 1 (4) و اولسن (34) اشاره نمود. در این راستا، تلاش‌های فراوانی نیز برای ایجاد همبستگی بین مقدار فسفر عصاره‌گیری شده با تک عصاره‌گیرهای شیمیایی و رشد جلبک در محیط‌های آبی صورت گرفته است (1، 11، 12، 14، 21 و 44). فسفر عصاره‌گیری شده با هیدروکسید سدیم 0/1 مولار یکی از اولین عصاره‌گیرهای بود که برای ارتباط بین فسفر رسوبات با رشد جلبک پیشنهاد شد (8 و 40). با این حال ساگار (40) تاکید نمود که استفاده از این عصاره‌گیر ممکن است در نمونه‌هایی که جدیداً کود کلسیم فسفات دریافت کرده‌اند، سبب کم برآورده فسفر زیست‌فراهم شده و بر عکس در نمونه‌هایی که حاوی مقادیر بالایی از اکسیدهای آهن و آلومینیوم هستند، سبب بیش برآورده گردد. نواههای کاغذی پوشیده با اکسیدهای آهن از دیگر روش‌هایی است که همبستگی مطلوبی بین مقدار فسفر استخراج شده توسط آن با رشد جلبکی گزارش شده است (43 و 44). اندرسون و مگ‌داف (1) نیز با مقایسه تعدادی از عصاره‌گیرهای مختلف دریافتند که فسفر عصاره‌گیری شده به روش اولسن در مقایسه با سایر عصاره‌گیرها نظیر نواههای کاغذی پوشیده با اکسیدهای آهن و مهلیج 3، توانایی بیشتری در تبیین رشد جلبک دارد.

رودخانه‌ها به عنوان یکی از اجزای مهم زیست‌بوم‌های آبی محسوب شده و یکی از حلقه‌های اصلی پیوستار زمین - آب شیرین - آب شور می‌باشند (45). رودخانه‌ها از طریق انتقال ذرات کلولئیدی و فسفر متصل به آن‌ها نقش مهمی در چرخه فسفر رسوبات ایفا می‌نمایند. از این رو شناسایی روش‌های مناسب ارزیابی فسفر زیست‌فراهم در آن‌ها اهمیت ویژه‌ای خواهد داشت. زیست‌بوم شکننده اطراف دریاچه ارومیه در سال‌های اخیر در اثر افزایش فعالیت‌های کشاورزی با آسیب‌های فراوانی روبرو شده است. رودخانه‌های منتهری به این

ها خشک شده و از الک 2 میلی‌متری عبور داده شدند.

مقداری رسوب از بستر رودخانه برداشته شده و از اختلاط آن‌ها یک نمونه مرکب حاصل شد. نمونه‌های رسوب پس از انتقال به آزمایشگاه،



شکل ۱- موقعیت جغرافیایی منطقه مورد مطالعه و حوضه‌های آبخیز رودخانه‌ای نمونه‌برداری.

Figure 1- Geographical locations of study area and sampling river basins

#### جدول ۱- روش‌های مختلف عصاره‌گیری فسفر زیست‌فراهم

Table 1- Different bioavailable phosphorus extraction methods

روش عصاره‌گیری Extraction method	زمان تکان دادن Shakingtime minute	دقیقه Extraction reagent	نسبت آب به Sediment/water ratio	علامت اختصاری Abbreviation	منبع Reference
مورگان Morgan	30	0.7 M $\text{NaC}_2\text{H}_2\text{O}_2 + 0.54 \text{ M CH}_3\text{COOH}$ , pH 4.8	1:10	Morgan-P	Morgan 1941
اولسن Olsen	30	0.5 M $\text{NaHCO}_3$ , pH 8.5	1:20	Olsen-P	Olsen et al 1954
برای Bray II	5	0.4 M $\text{NH}_4\text{F} + 0.5 \text{ M HCl}$	1:10	Bray II-P	Bray and Kurtz 1954
کول Cowell	960	0.5 M $\text{NaHCO}_3$ , pH 8.5	1:50	Cowell-P	Cowell 1963
بی‌کربنات آمونیوم - DTPA	15	1M $\text{NH}_4\text{HCO}_3 + 0.005 \text{ M DTPA}$ , pH 7.6	1:20	AB-DTPA-P	Soltanpour and Schwab 1977
Mehlich 3 III	5	0.2 M $\text{CH}_3\text{COOH} + 0.0015 \text{ NH}_4\text{F} + 0.25 \text{ M NH}_4\text{NO}_3 + 0.013 \text{ HNO}_3 + 0.0001 \text{ M EDTA}$	1:10	Mehlich III-P	Mehlich 1984
هیدروکسید سدیم NaOH	1020	0.1 M $\text{NaOH}$	1:100	NaOH-P	Sharpley 1991

عمومی مایع اضافه شد (17). سپس با استفاده از پیپت پاستور و میکروسکوپ پاینور تحدود 20 سلول از محیط مایع جدا شده سپس به پلیتھای حاوی محیط کشت جامد آگار (کشت سریالی) انتقال یافته و خوابانیده شدند. کلنی‌های خالص بدست آمده پساز بررسی و شناسایی زیرمیکروسکوپ نوری به محیط مایع با حجم بالاتر 50 و 100 میلی لیتر انتقال داده شدند. در این مرحله از محیط کشت اختصاصی جلبک سندسموس بصورت بسته و به حجم 5 لیتر استفاده شد که مشخصات محیط کشت برای این جلبک در جدول 2 آورده شده است. جلبک‌ها تحت نور فلوئوست و مهتابی با شدت 90 وات بر متر مربع کشت شدند. در مرحله تثبیت رشد، جلبک مورد نظر به محیط کشت بدون فسفر وارد شد و به مدت یک ماه در این شرایط قرار داده شد تا علائم ظاهری کمبود فسفر مانند افزایش اندازه جلبک و گرد شدنگی در زیر میکروسکوپ ظاهر گردد. در این مرحله 2 میلی لیتر از سوسپانسیون 5 به 1 رسوب به آب که قبلاً به مدت 1 ساعت در انوکلاو قرار داده شده بود به 50 میلی لیتر از محیط کشت جلبک بدون فسفر در لوله‌های آزمایش 100 میلی لیتری اضافه شد. نمونه‌ها به طور مرتب و طی دو نوبت در هر روز به طور کامل مخلوط شدند. پس از یک ماه به منظور مقایسه رشد جلبک در نمونه‌های مختلف، تعداد جلبک‌ها با استفاده از لام نئوبار و میکروسکوپ نوری با بزرگنمایی  $40\times$  شمارش شدند.

ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی در نمونه‌های رسوب شامل؛ بافت به روش هیدرومتری (3)، اسیدیته و قابلیت هدایت الکتریکی در عصاره 1:5 آب به رسوب (52)، کربنات کلسیم معادل به روش تیتراسیون برگشتی با هیدروکسید سدیم (46)، ماده آلی به روش والکی - بلک (36) و کربنات کلسیم فعال با استفاده از نمک اکزالت آمونیوم خشی (20) تعیین شدند. به منظور بررسی زیست‌فراهمی فسفر در نمونه‌های رسوب، از 7 روش مختلف عصاره‌گیری شامل روش اولسن، روش کالول، روش مهلهی 3، روش بری 2، روش بی کربنات آمونیوم - دی تی پی ای، روش مورگان و روش هیدروکسید سدیم 0/1 مولار استفاده شد. جزییات مربوط به هر یک از روش‌های ذکر شده در جدول 1 ارائه شده است.

### آزمون جلبکی

به منظور انجام آزمون جلبکی 17 نمونه‌ی رسوب از مجموع 34 نمونه انتخاب شدند. انتخاب نمونه‌ها براساس ویژگی‌های فیزیکو‌شیمیایی نمونه‌ها و با استفاده از روش تجزیه به مولفه‌های اصلی و آنالیز خوشاهی انجام شد. در ادامه ارتباط بین شاخص‌های مختلف زیست‌فراهمی فسفر در این نمونه‌ها و رشد جلبک، با استفاده از آزمون جلبکی با استفاده از گونه‌ی (*Senedesmusobliquus*) به عنوان جلبک بومی منطقه از آب رودخانه مهاباد در فصل تابستان نمونه‌برداری و به منظور بالا بردن جمعیت جلبک به محیط کشت

جدول 2 - مشخصات ترکیب شیمیایی محیط کشت اختصاصی جلبک سندسموس  
Table 2- The chemical composition of *Senedesmusobliquus*culture medium

A محلول	$\text{g L}^{-1}$
Solution B	
$\text{NH}_4\text{NO}_3$	25
$\text{KH}_2\text{PO}_4$	7
$\text{MgSO}_4$	4.5
B محلول	
Solution A	$\text{mg L}^{-1}$
$\text{H}_3\text{BO}_3$	715
$\text{ZnSO}_4 \cdot 7\text{H}_2\text{O}$	55
$\text{CuSO}_4 \cdot 5\text{H}_2\text{O}$	19
$\text{MnSO}_4 \cdot 7\text{H}_2\text{O}$	635
$\text{Co}(\text{NO}_3)_2 \cdot 6\text{H}_2\text{O}$	15
$(\text{NH}_4)_6\text{Mo}_7\text{O}_{24} \cdot 4\text{H}_2\text{O}$	4
$\text{CaCl}_2 \cdot 6\text{H}_2\text{O}$	1075
$\text{C}_6\text{H}_8\text{O}_7 \cdot 7\text{H}_2\text{O}$	1325
$\text{FeC}_6\text{H}_5\text{O}_7$	1325

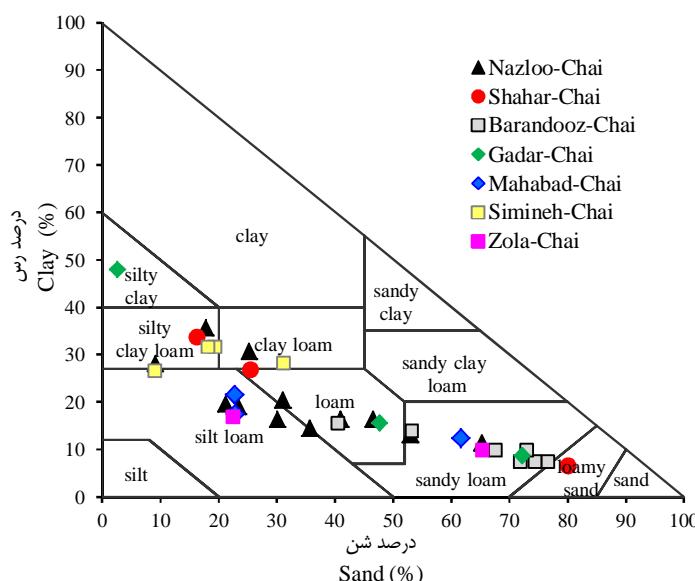
زیست‌فراهم از رگرسیون ساده استفاده شد. کلیه محاسبات آماری این پژوهش با استفاده از نرم‌افزار 16 MINITAB انجام گرفت.

در این پژوهش به منظور بررسی همبستگی بین متغیرهای مختلف از ضریب همبستگی پیرسون استفاده شد. برای تحلیل چند متغیره ویژگی‌های رسوبات از روش تجزیه به مولفه‌های اصلی، برای برقراری ارتباط بین رشد جلبک‌ها شاخص‌های مختلف فسفر

## نتایج و بحث

### ویژگی‌های نمونه‌های رسوب

نتایج برخی از ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی نمونه‌های رسوب مطالعه شده در جدول 3 ارائه شده است. همچنین در شکل 2 دامنه‌ی کلاس‌های بافتی مربوط به نمونه‌ها نشان داده شده است. دامنه‌ی مقدار رس و سیلت در نمونه‌های رسوب به ترتیب از 6/5 تا 47/9 و 13/2 تا 64/2 درصد متغیر بود. مقدار کربنات کلسیم و ماده آلی نیز در رسوبات به ترتیب در محدوده‌ی 0/56-5/6 و 2/5-24/8 درصد قرار داشت. نمونه‌های رسوب از نظر بافتی دارای تنوع بسیار زیادی بوده و نمونه‌های رسوب مربوط به بالادست رودخانه‌ها اغلب درشت بافت بوده و در کلاس‌های بافتی شن لومی و لوم شنی قرار داشتند. در حالی که نمونه‌های رسوب پایین دست در اغلب رودخانه‌ها دارای بافت ریز در محدوده‌ی کلاس‌های رس سیلتی، لومرسی و لومرسی سیلتی قرار داشتند. به نظر می‌رسد فرآیند ترسیب انتخابی در امتداد رودخانه‌ها سبب این گونه تغییرات بافتی در طول مسیر شده باشد (28). در مجموع فراوانی ذرات سیلت و شن خیلی ریز در تمامی نمونه‌های رسوب نسبتاً بالا بود. به نظر می‌رسد حساسیت بالای این ذرات نسبت به فرسایش سبب شده که در اثر انتقال انتخابی ذرات خاک از اراضی بالادست، این ذرات در نمونه‌های رسوب فراوانی بیشتری داشته باشند (2). دامنه‌ی تغییرات pH و EC در نمونه‌ها اندک بوده و تمامی نمونه‌ها



شکل 2- توزیع کلاس‌های بافتی نمونه‌های رسوب رودخانه‌ای  
Fig 2- Sediments textural classesdistribution of river sediments

جدول 3- آمار توصیفی برخی از ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی رسوبات رودخانه‌های غرب حوضه آبخیز دریاچه ارومیه

Table 3- Statistical description of some physical and chemical properties of western river sediments of the Urmia Lake

آماره Statistics	EC dSm <sup>-1</sup>	pH -	مواد آلی Organic matter	آهک فعال Active calcium equivalence	آهک Carbonate calcium equivalence	شن خیلی ریز Very fine sand (%)	رس Clay	شن Sand	سیلت Silt
حداقل Minimum	0.2	7.3	0.56	0.54	2.5	0.23	6.5	2.6	13.3
حداکثر Maximum	1.2	8	5.6	3.9	24.8	22.3	47.9	80.2	64.2
میانگین Average	0.4	7.6	1.8	2.2	15.9	10.7	19.2	40.4	40.4
انحراف معیار Standard Deviation	0.3	0.18	1.1	0.87	6	5.5	9.9	23.2	15.5

جدول 4- مشخصات مولفه‌ها یا یجادشده در روش تجزیه به مولفه‌ها یا اصلی به همراه وزن‌های هر یک از ویژگی‌های رسوبات

Table 4- Results of the principal component analysis with the loadings of sediment properties

متغیر variable	مولفه اول PC1	مولفه دوم PC2	مولفه سوم PC3
کربنات کلسیم Calcium carbonate	-0.04	0.4	-0.64
مواد آلی Organic matter	0.24	-0.35	-0.22
pH اسیدیتیه	-0.16	0.47	0.18
هدایت الکتریکی EC	0.24	-0.39	-0.23
آهک فعال Active calcium carbonate	0.35	0.29	-0.24
Clay رس	0.38	0.24	0.25
Silt سیلت	0.41	0.1	-0.22
Sand شن	-0.44	-0.17	0.04
شن خیلی ریز Very fine sand	-0.35	-0.16	-0.5
Olsen-P فسفر اولسن-پ	0.29	-0.33	0.13
مقادیر ویژه Eigenvalues	4.5	2.9	0.95
% of variance درصد واریانس	44.8	29.3	9.5
cumulative % of variance درصد تجمعی واریانس	44.8	74.1	83.6

اولسن، میانگین مقادیر فسفر در نمونه‌های رسوب کمتر از حد مجاز 20 میلی‌گرم بر کیلوگرم بود. با این حال در برخی از نمونه‌های رسوب به ویژه رسوبات پایین دست، مقدار فسفر بیش از حد مجاز روش اولسن بود (27 و 48). به رغم تفاوت در مقدار فسفر عصاره‌گیری شده توسط روش‌های مختلف، اغلب این روش‌ها همبستگی مطلوبی با یکدیگر نشان دادند (جدول 6). در بین روش‌های مختلف، فسفر استخراج شده به روش بری<sup>2</sup>، دارای کمترین مقدار همبستگی با سایر روش‌های عصاره‌گیری به ویژه روش اولسن بود. این همبستگی ضعیف بین روش اولسن و بری 2 قابل انتظار بود چرا که پژوهشگران متعددی بر این نکته تأکید نموده‌اند که روش بری<sup>2</sup> در نمونه‌های آهکی مقدار فسفر را به شدت

#### روش‌های مختلف عصاره‌گیری فسفر زیست‌فرآهم

در جدول 5 آمار توصیفی مربوط به مقادیر فسفر استخراج شده توسط روش‌های مختلف عصاره‌گیری ارائه شده است. در مجموع نتایج نشان داد که مقدار فسفر قابل استخراج توسط روش‌های مختلف تفاوت قابل توجهی با یکدیگر دارد. و براساس میانگین فسفر استخراج شده از کل نمونه‌های رسوب ترتیب فراوانی مقدار فسفر عصاره‌گیری شده به شکل زیر است.

Cowell > Mehlich III > NaOH 0.1 M > Olsen > Morgan > AB-DTPA > Bray II

تفاوت مقادیر فسفر استخراج شده توسط روش‌های مختلف، نشان دهنده‌ی این واقعیت است که هر یک عصاره‌گیرها توانایی متفاوتی در استخراج فسفر از اجزای مختلف رسوبات دارند. براساس عصاره‌گیر

نمونه زیاد باشد، اشاره نموده‌اند (36 و 47). روش کاول و روش اولسن از نظر ترکیبات شیمیایی استفاده شده یکسان هستند و مقدار فسفر استخراج شده دو روش نیز همبستگی بسیار خوبی با یکدیگر نشان می‌دهد (شکل 3). با این حال به نظر می‌رسد که به دلیل تفاوت در نسبت آب به خاک و در نتیجه تفاوت در زمان تعادل بین دو روش، مقدار کمی فسفر استخراج شده به روش کاول، بیشتر از روش اولسن است (7).

غلط استخراج شده با استفاده از تمامی عصاره‌گیرها به غیر از روش بری 1 بود. ژئو و همکاران (57) در رسوبات بستر سه دریاچه مختلف در انگلستان و چین، بین فسفر استخراج شده به روش اولسن و فسفر کل همبستگی معنی‌داری را مشاهده نموده‌اند. دلوکا و همکاران (9) مشاهده نمودند که مقدار فسفر کل دارای همبستگی معنی‌داری با فسفر عصاره‌گیری شده به روش‌های اولسن و مهليچ 3 است. نتایج مشابهی توسط پالمر-فلگیت و همکاران (35)، یان و همکاران (55) و یان و همکاران (56) گزارش شده است.

فسفر عصاره‌گیری شده با هیدروکسید سدیم 0/1 مولار که در برخی از منابع به عنوان فسفر زیست‌فراهم جلبک در نظر گرفته شده است (26 و 57)، به رغم همبستگی با روش اولسن از نظر مقدار کمی بیش از روش اولسن بود که با نتایج ژو و همکاران (57) همخوانی دارد. از سوی دیگر فسفر استخراج شده با هر دو عصاره‌گیر، همبستگی مطلوبی با غلط استخراج کل فسفر دارد که مشابه گزارش لو و همکاران (22) در رسوبات تالاب‌های جنوب غرب چین می‌باشد. هیدروکسید سدیم 0/1 مولار فسفر متصل با آلومینیوم و آهن و مواد آلی با اکسیدها را آزاد می‌کند (26). در کل هیدروکسید سدیم 0/1 مولار مقدار کمی فسفر نسبت به کل فسفر خارج ساخته است. در این زمینه برخی از پژوهشگران اشاره نموده‌اند که چرخه‌های خشک و مرتبط شدن می‌توانند فسفر قابل استخراج با هیدروکسید سدیم 0/1 مولار را کاهش دهند (26). با توجه به فصلی بدون رودخانه‌ها در مناطق خشک و نیمه‌خشک مانند حوضه آبخیز دریاچه ارومیه و موقع چرخه‌های خشک و مرتبط شدن در رودخانه‌های موردن پژوهش، ممکن است کم بودن مقدار فسفر استخراج شده با هیدروکسید سدیم 0/1 مولار مربوط به موقع این چرخه‌ها باشد.

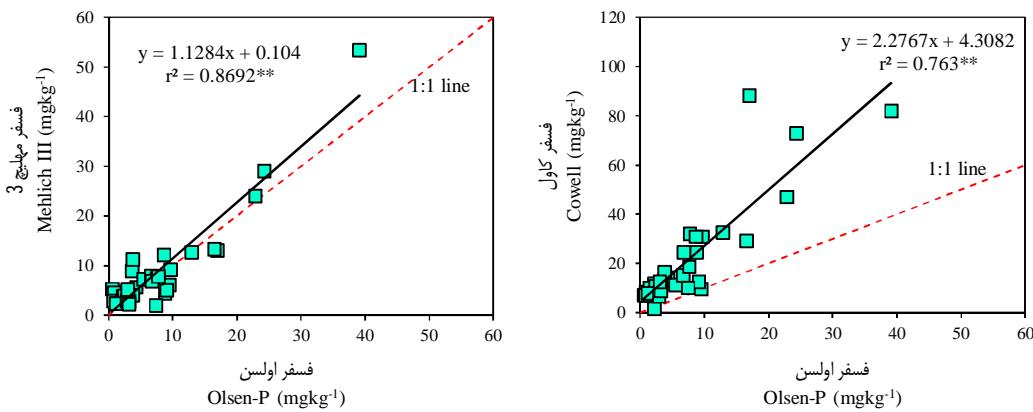
کم برآورد می‌نماید (25). با این حال نبود همبستگی بین مهليچ 3 و بری 2 چندان قابل انتظار نبود چرا که انتظار عمومی این است که هر دوی این روش‌ها نتایج تقریباً مشابهی را برای ارزیابی فسفر ارائه می‌دهند (25). به نظر می‌رسد که ارتباط ضعیف بین روش بری 2 و مهليچ 3 به pH نمونه‌های رسوب که بیش از 7/3 است، مربوط باشد (49). مالارینو (25) در این زمینه اقدام به گروه‌بندی نمونه‌های خاک بر مبنای pH نموده و مشاهده کرد که در pH های کمتر از 7/45 رابطه مطلوبی بین دو روش بری 2 و مهليچ 3 وجود دارد اما برای نمونه‌های با pH بیش از 7/45 رابطه معنی‌داری بین فسفر استخراج شده از دو روش توسط وی گزارش نشد. سوتومیر-رامیز و همکاران (49) نیز رابطه همبستگی مطلوبی بین فسفر استخراج شده از دو روش مذکور را برای تعدادی نمونه خاک با pH کمتر از 7/24 گزارش نمودند. با توجه به اینکه نمونه‌های رسوب این پژوهش نیز همگی دارای pH بیش از 7/3 بودند به نظر می‌رسد که دلیل این همبستگی ضعیف مربوط به pH نمونه‌ها باشد. حداقل همبستگی نیز بین روش اولسن به ترتیب باروش‌های مهليچ 3 و کوول مشاهده شد که ارتباط خطی بین این عصاره‌گیرها در شکل 3 نشان داده شده است (5).

شکل 3 به روشنی نشان می‌دهد که مقدار فسفر استخراج شده به روش مهليچ 3 علاوه بر همبستگی مطلوب با فسفر اولسن از نظر کمی نیزتها با اندکی تفاوت، بیش از فسفر اولسن هستند. این امر ممود این نکته است که روش مهليچ 3 در شرایط رسوبات آهکی منطقه با روش اولسن قابل جایگزینی است (25). با این حال جالای و جالای (18) در نمونه‌های خاک زراعی، گزارش نمودند که عصاره‌گیر مهليچ 3، فسفر بسیار بیشتری نسبت به عصاره‌گیر اولسن استخراج می‌نماید. به نظر می‌رسد که تفاوت نتایج مشاهده شده پژوهش حاضر با گزارش‌های جالای و جالای (18) به دلیل تفاوت در نوع نمونه‌ها باشد. این پژوهشگران از نمونه‌های خاک زراعی که به مدت 4 دهه، تحت کوددهی مداوم فسفر بوده‌اند، استفاده نموده‌اند. این شرایط سبب افزایش قابل توجه فسفر کل در نمونه‌های آن‌ها شده و با در نظر گرفتن این نکته که pH عصاره‌گیر مهليچ 3 کمتر از روش اولسن است، مقدار قابل توجهی از فسفر به روش مهليچ 3 استخراج شده است (36). برخی از پژوهشگران دیگر نیز به توانایی کمتر عصاره‌گیر اولسن نسبت عصاره‌گیرهای اسیدی، به ویژه زمانی که فسفر کل

جدول 5- آمار توصیفی مقادیر فسفر استخراج شده با روش‌های مختلف عصاره‌گیری

Table 5- Statistical description of phosphorus concentration extracted by different methods

آماره Statistics	Olsen	Cowell	Mehlich III	Morgan	Bray II	AB-DTPA	NaOH-0.1M	Total
Minimum حداقل	0.48	1.4	1.9	0.28	>0.01	0.16	0.2	264
Maximum حداقل	39.1	88.4	53.4	19.8	11.6	23.4	20.9	658
Average میانگین	7.6	21.7	8.7	3.4	0.9	3.1	8.5	423
Standard deviation انحراف معيار	8.2	21.3	9.9	4.1	2.3	4.3	5.5	92.2



شکل 3- ارتباط بین فسفر اولسن با فسفر استخراج شده به روش‌های کاول و مهلیچ 3

Figure 3- Relationship of Olsen-P with Cowell-P and MehlichIII-P

جدول 6- خواص همبستگی بین فسفر استخراج شده توسط روش‌های مختلف عصاره‌گیری (n=34)

Table 6- Correlation between extracted P by different sediment extraction methods (n=34)

	AB-DTPA	Olsen	Cowell	Melich III	Bray II	Morgan	NaOH 0.1 M	Total
AB-DTPA	1							
Olsen	0.67**	1						
Cowell	0.58**	0.87**	1					
Melich III	0.64**	0.93**	0.81**	1				
Bray II	0.05	0.03	-0.05	-0.03	1			
Morgan	0.50**	0.80**	0.78**	0.81**	-0.06	1		
NaOH 0.1 M	0.18	0.57**	0.65**	0.51**	0.12	0.36*	1	
Total	0.48**	0.67**	0.76**	0.69**	-0.07	0.65**	0.54**	1

p < 0.05, \* and \*\* Significant at 0.01 and 0.05 probability levels, respectively

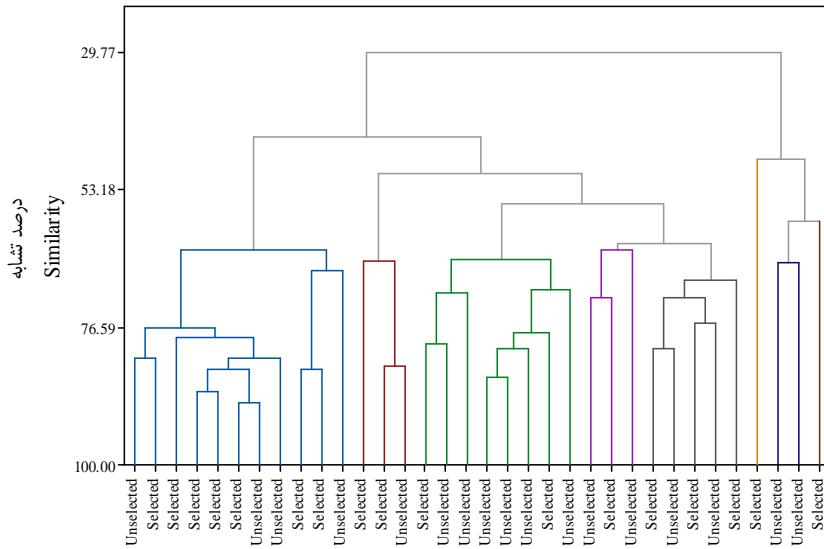
\*\* به ترتیب نشان دهنده معنی‌داری در سطح احتمال <0.01 و <0.05

بتواند از آن در طی یک دوره زمانی 24 ساعته و یا بیشتر استفاده کند. عموماً برای تعیین فسفر زیست فراهم جلبک از روش آزمون جلبکی استفاده می‌شود (30). جمعیت جلبکی در محیط‌های تیمار شده با نمونه‌های رسوب منتخب با یکدیگر متفاوت بوده و نتایج نشان داد که جمعیت جلبکی دارای همبستگی معنی‌داری با مقدار فسفر استخراج شده به روش‌های مختلف است (شکل 4). با این حال مشاهده شد که در بین روش‌های مختلف عصاره‌گیری، مقدار فسفر استخراج شده به روش کاول، دارای بیشترین همبستگی (P<0/001, r²=0/67) با جمعیت جلبکی محیط است پس از روش کاول دو روش مورگان (P<0/01, r²=0/50) و اولسن (P<0/01, r²=0/46) بیشترین همبستگی با مقدار جمعیت جلبکی محیط بودند. این نتایج به روشنی نشان می‌دهد که فسفر استخراج شده به روش کاول در مقایسه با سایر روش‌ها شاخص مناسب‌تری برای ارزیابی فسفر زیست‌فرام جلبک در نمونه‌های رسوب مورد مطالعه است.

## آزمون جلبکی

با توجه به تعداد زیاد نمونه‌های رسوب و با در نظر گرفتن این واقعیت که آزمون جلبکی یک آزمایش زمان‌بر و هزینه‌بر محاسبه می‌گردد، اقدام به انتخاب تعدادی از نمونه‌ها برای ادامه پژوهش در زمینه آزمون جلبکی شد. گزینش نمونه‌های رسوب به نحوی صورت گرفت که این نمونه‌ها در برگیرنده‌ی ویژگی‌های غالب رسوبات منطقه باشند. برای انجام این کار اقدام به آنالیز خوشهای نمونه‌ها بر اساس ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی رسوبات شد. به عبارت دیگر نمودار خوشه‌بندی رسوبات بر مبنای ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی آن‌ها ترسیم و از خوشه‌های مختلف که نشان دهنده‌ی رسوباتی با ویژگی‌های متفاوت هستند، تعدادی نمونه متناسب با تعداد رسوب عضو هر خوشه انتخاب شد. بر این اساس 17 نمونه رسوب برای آزمون جلبکی برگزیده شد (شکل 4).

ساقر (40) فسفر زیست‌فرام جلبک را معادل با مقداری از فسفر معدنی تعریف نموده‌اند که یک جمعیت جلبکی دچار کمبود فسفر



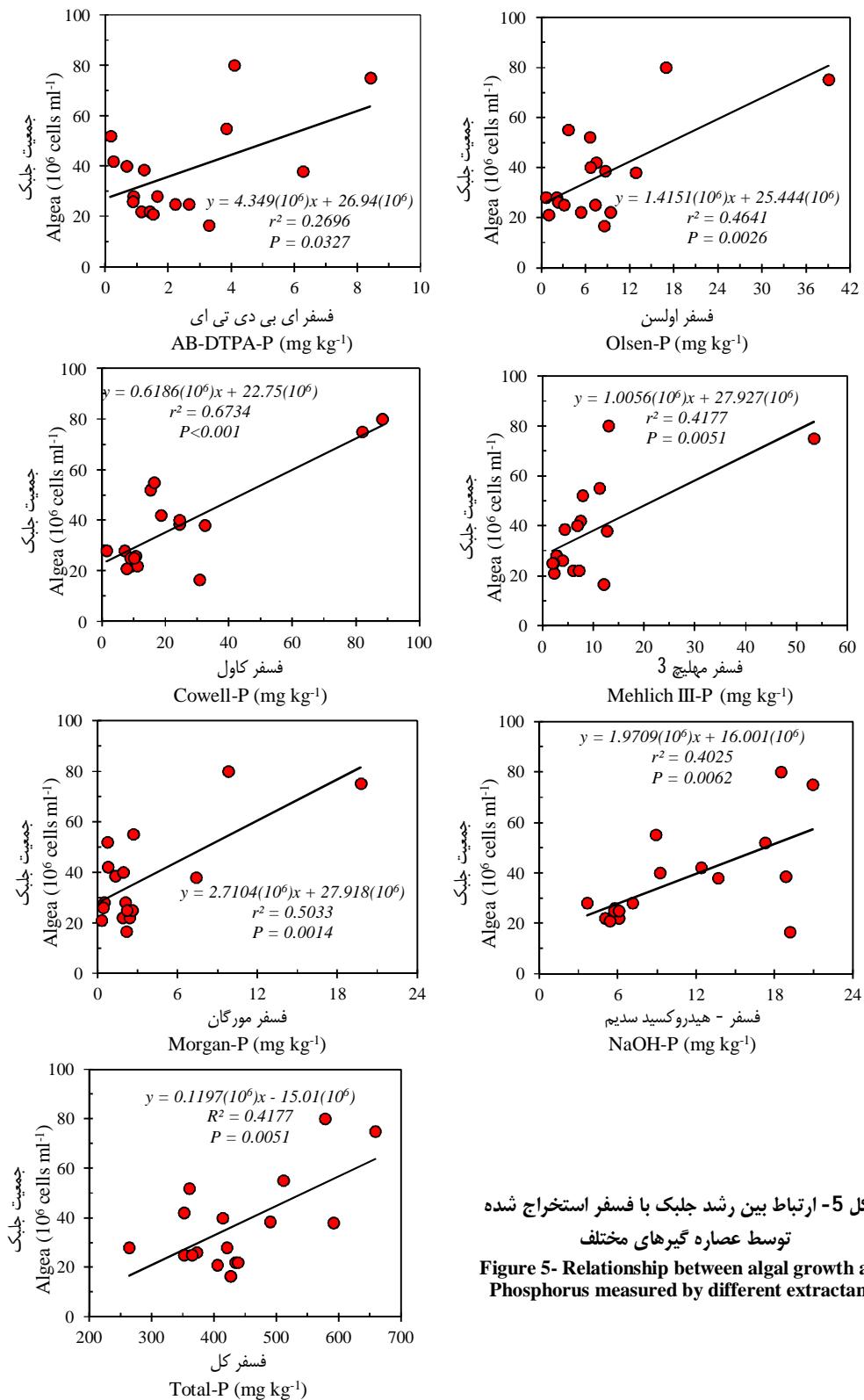
شکل 4- نمودار خوشه‌بندی نمونه‌های رسوب همراه با نمایش نمونه‌های منتخب برای آزمون جلبک  
Figure 4- Cluster analysis on sediment along with selection approach

نظر می‌رسد که حساسیت اکسیدهای آهن و آلمینیوم نسبت به افزایش pH ناشی از کمبود اکسیژن از یک سو و تغییر ساختار اکسیدهای آهن‌باتدی‌ل‌اهنفریک‌هفو از سوی دیگر سبب می‌گردد که بخشی از فسفر این ترکیبات آزاد و در اختیار جلبک قرار گیرد. این فرآیند به صورت تقریبی مشابه با سازوکار عصاره‌گیری فسفر به روش هیدروکسید سدیم ۰/۱ مولار است (26).

### نتیجه‌گیری کلی

بخش غربی حوضه آبریز دریاچه ارومیه به دلیل رشد فزاینده جمعیت و توسعه نامتوانن بخش کشاورزی در طول دو دهه‌ی اخیر با مشکلات زیست محیطی از جمله فرسایش خاک از اراضی بالادست و تولید رسوبات رودخانه‌ای با حجم زیاد مواجه بوده است که این رسوبات با حمل مواد غذایی از جمله فسفر مشکلات زیادی را در زمینه پدیده‌ی شکوفایی جلبکی در زیست‌بوم‌های رودخانه‌ای ایجاد نموده‌اند. این پژوهش با هدف بررسی زیست فراهمی فسفر در رسوبات به منظور تعیین راهکاری مناسب در جهت ارزیابی زیست‌محیطی رسوبات انجام شد.

به نظر می‌رسد که بخشی از همیستگی بالای روش کاول با جمعیت جلبک مربوط به این نکته باشد که محیط رشد جلبک با استفاده از بی‌کربنات سدیم در pH=7/5 باfer می‌شود. با توجه به اینکه در روش کاول نیز، عصاره‌گیری تحت شرایط بافری با بی‌کربنات سدیم صورت می‌گیرد، می‌توان حدس زد که شرایط شیمیایی محیط در دو حالت شباهت تقریبی نسبت به هم دارند (1). در این زمینه ذکر این نکته ضروری است که از نظر محیط شیمیایی دو روش اولسن و کاول مشابه هم هستند. با این حال برتری روش کاول در شرایط آزمون جلبکی علاوه بر مشابهت شرایط شیمیایی می‌تواند به دلیل همچنین مشابهت این دو از نظر زمان تماس طولانی باشد. برخی از پژوهشگران دیگر در این رابطه، فسفر قابل استخراج با هیدروکسید ۰/۱ مولار را به عنوان شاخص فسفر زیست‌فراهم جمعیت جلبکی معرفی نموده‌اند (14، 16، 26، 33، 54 و ۵۷). در این پژوهش نیز همیستگی معنی‌داری بین فسفر عصاره‌گیری شده با هیدروکسید سدیم ۰/۱ مولار و رشد جلبک (Senedesmus Obliquus) مشاهده شد که می‌تواند نشان دهنده توانایی جلبک در استفاده از فسفر متصل به اکسیدهای آهن و آلمینیوم باشد. با توجه به احتمال وقوع شرایط کاهشی در رودخانه به



شکل 5- ارتباط بین رشد جلبک با فسفر استخراج شده توسط عصاره گیرهای مختلف

Figure 5- Relationship between algal growth and Phosphorus measured by different extractants

دریاچه ارومیه پیشنهاد می‌شود. با توجه به پویا بودن چرخه‌ی فسفر در طبیعت و همچنین شرایط متغیر رودخانه‌ها از نظر وضعیت حوضه‌ی آبخیز، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی وضعیت کاربردی اراضی حوضه و ارتباط آن‌ها با تخلیه فسفر در رودخانه‌ها از دیدگاه تعییرات زمانی و مکانی مدنظر قرار گیرد.

### سپاسگزاری

نویسنده‌گان مقاله از زحمات و همکاری رئیس محترم پژوهشکده مطالعات دریاچه ارومیه دانشگاه ارومیه، جناب آقای دکتر زینال‌زاده و مسئول آزمایشگاه جلبک شناسی، سرکار خانم مهندس عسل‌پیشه که زمینه انجام آزمون جلبکی را فراهم نمودند قدردانی و تشکر می‌نمایند.

نتایج نشان داد که رسوبات رودخانه‌ای بسته به موقعیت رودخانه تقاضوت قابل توجهی از نظر ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی دارند. این امر لزوم در نظر گرفتن متغیرهای ژئومورفولوژیکی در مدیریت رسوبات رودخانه‌ای را خاطر نشان می‌نماید. اغلب عصاره‌گیرهای فسفر به غیر از روش بری 2 برآورد نسبتاً مناسبی از مقدار فسفر زیست فراهم در رسوبات را ارائه می‌دهند. روش مهلهیج 3 و روش اولسن از نظر کمیت فسفر استخراج شده، مشابه عمل نمودند که موید قابلیت جایگزینی آن‌ها نسبت به هم در رسوبات آهکی منطقه است. قابلیت بسیار مطلوب روش کاول در پیش‌بینی فسفر زیست‌فراهم آزمون در مقایسه با سایر روش‌ها با استفاده از آزمون جلبکی به اثبات رسید. بنابراین روش کاول به عنوان روش عصاره‌گیری مناسب در پیش‌بینی فسفر زیست‌فراهم رسوبات رودخانه‌ای در منطقه غرب

### منابع

- Anderson B.H. and Magdoff F.R. 2005. Autoclaving soil samples affects algal-available phosphorus, *Journal of Environmental Quality*, 34(6):1958-1963.
- Asadzadeh F. and Samadi A. 2016. Analysis of Physicochemical Properties of Sediments Trapped in Successive Check Dams, *Iranian Journal of Soil and Water Research*, 47(2):293-306. (in Persian with English abstract).
- Bauycos G.J. 1962. Hydrometer methods improved for making particle size of soils, *Agronomy Journal*, 56:464-465.
- Bray R.H. and Kurtz L.T. 1945. Determination of total, organic, and available forms of phosphorus in soils, *Soil Science*, 59(1):39-46.
- Buondonno A., Coppola E., Felleca D. and Violante P. 1992. Comparing tests for soil fertility: 1. Conversion equations between Olsen and Mehlich 3 as phosphorus extractants for 120 soils of south Italy 1, *Communications in Soil Science and Plant Analysis*, 23(7-8):699-716.
- Chamberlain W. and Shapiro J. 1969. On the biological significance of phosphate analysis; comparison of standard and new methods with a bioassay, *Limnology Oceanography*, 14(6):921-927.
- Cowell J.D. 1963. The estimation of phosphorus fertilizer requirements of wheat in southern New South Wales by soil analysis, *Australian Journal of Experimental Agriculture and Animal Husbandry*, 3:190-197.
- Cowen W.F. and Lee G.F. 1976. Phosphorus availability in particulate materials transported by urban runoff, *Journal (Water Pollution Control Federation)*, 580-591.
- DeLuca T.H., Glanville H.C., Harris M., Emmett B.A., Pingree M.R., de Sosa L.L., Morenà C. and Jones D.L. 2015. A novel biologically-based approach to evaluating soil phosphorus availability across complex landscapes, *Soil Biology and Biochemistry*, 88:110-119.
- Ding-Sie T. and Appan, A. 1996. General characteristics and fractions of phosphorus in aquatic sediments of two tropical reservoirs, *Water Science and Technology*, 34(7-8):53-59.
- Ekhholm P. and Krogerus K. 2003. Determining algal-available phosphorus of differing origin: routine phosphorus analyses versus algal assays, *Hydrobiologia*, 492(1-3):29-42.
- Ekhholm P., Jouttiäärvi T., Priha M., Rita H. and Nurmesniemi H. 2007. Determining algal-available phosphorus in pulp and paper mill effluents: Algal assays versus routine phosphorus analyses, *Environmental pollution*, 145(3):715-722.
- Ekhholm P. and Lehtoranta J. 2012. Does control of soil erosion inhibit aquatic eutrophication?, *Journal of Environmental Management*, 93(1):140-146.
- Ellis B.K. and Stanford J.A. 1988. Phosphorus bioavailability of fluvial sediments determined by algal assays, *Hydrobiologia*, 160(1):9-18.
- Elser J.J., Bracken M.E.S., Cleland E.E., Gruner D.S., Harpole W.S., Hillebrand H., Ngai J.T., Seabloom E.W., Surin J.B. and Smith J.E. 2007. Global analysis of nitrogen and phosphorus limitation of primary producers in freshwater, marine and terrestrial ecosystems, *Ecology Letter*, 10(12):1135-1142.
- Fabre A., Qotbi A., Dauta A. and Baldy V. 1996. Relation between algal available phosphate in the sediments of the River Garonne and chemically determined phosphate fractions, *Hydrobiologia*, 335:43-48.
- Guillard R.R. and Ryther, J.H. 1962. Studies of marine planktonic diatoms: I. Cyclotella Nana Hustedt, and Detonula Confervacea (CLEVE) Gran, *Canadian journal of microbiology*, 8(2):229-239.

- 18- Jalali M. and Jalali M. 2016. Relation between various soil phosphorus extraction methods and sorption parameters in calcareous soils with different texture, *Science of the Total Environment*, 566-567:1080-1093.
- 19- Joshi S.R., Kukkadapu R.K., Burdige D.J., Bowden M.E., Sparks D.L. and Jaisi, D.P. 2015. Organic matter remineralization predominates phosphorus cycling in the mid-bay sediments in the Chesapeake Bay, *Environmental science and technology*, 49(10):5887-5896.
- 20- Loepert R.H. and Suarez D.L. 1996. Carbonate and Gypsum.p.437-474. In D. L. Sparks. (ed) *Methods of Soil Analysis*.Part 3, Chemical Methods. Soil Science Society of America, NO.5, Madison.
- 21- Li B. and Brett M.T. 2015. The relationship between operational and bioavailable phosphorous fractions in effluents from advance nutrient removal systems, *International Journal of Environmental Technology*, 12:3317-3328.
- 22- Lu D., Guo P., Ji J., Liu L. and Yang P. 2016. Evaluation of phosphorus distribution and bioavailability in sediments of a subtropical wetland reserve in southeast China, *Ecological Indicators*, 66:556-563.
- 23- Magdoff F.R., Hryshko C., Jokela W.E., Durieux R.P. and Bu Y. 1999. Comparison of phosphorus soil test extractants for plant availability and environmental assessment, *Soil Science Society of America Journal*, 63:999-1006.
- 24- Mallarino A.P. and Blackmer A.M. 1992. Comparison of methods for determining critical concentrations of soil test phosphorus for corn, *Agronomy Journal*, 84:850-856.
- 25- Mallarino A.P. 1995. Comparison of Mehlich-3, Olsen, and Bray-P1 procedures for phosphorus in calcareous soils. In The 25th North Central extension-industry soil fertility conference, St. Louis, Missouri.
- 26- McDowell R.W. and Sharpley, A.N. 2001. A comparison of fluvial sediment phosphorus (P) chemistry in relation to location and potential to influence stream P concentrations, *Aquatic Geochemistry*, 7(4):255-265.
- 27- McDowell R., Sharpley A., Brookes P. and Poulton P. 2001. Relationship between soil test phosphorus and phosphorus release to solution, *Soil Science*, 166(2):137-149.
- 28- Mehdizadeh L., Asadzadeh F. and Samadi A. 2015. Application of mathematical models to describe the particle size distribution of sediments behind successive check dams, *Watershed Engineering and Management*, 6(4):323-336. (in Persian with English abstract)
- 29- Mehlich A. 1984. Mehlich 3 soil test extractant: A modification of Mehlich 2 extractant, *Communications in Soil Science and Plant Analysis*, 15(12):1409-1416.
- 30- Miller W.E. and Greene J.C. 1978. The *Selenastrumcapricornutum*Printz algal assay bottle test: Experimental design, application, and data interpretation protocol (Vol. 78, No. 18), Environmental Protection Agency, Office of Research and Development, Corvallis Environmental Research Laboratory.
- 31- Morgan M.F. 1941. Chemical soil diagnosis by universal soil testing. Bull. 450, Connecticut Agricultural Experiment Station. New Haven.
- 32- Officer C.B., Biggs R.B., Taft J.L., Cronin L.E., Tyler M.A. and Boynton, W.R. 1984. Chesapeake Bay anoxia: origin, development, and significance, *Science*, 223(6).
- 33- Okubo Y., Inoue T. and Yokota K. 2012. Estimating bioavailability of soil particulate phosphorus to *Microcystis aeruginosa*, *Journal of Applied Phycology*, 24:1503-1507.
- 34- Olsen S.R. and Sommers L.E. 1982. Phosphorus. P. 403-430. In A.L., Page et al. (ed.) *Methods of soil analysis*, Part 2. 2nd ed. Agron.Monogr. 9. ASA and SSSA, Madison, WI.
- 35- Palmer-Felgate E.J., Jarvie H.P., Withers P.J., Mortimer R.J. and Krom M.D. 2009. Stream-bed phosphorus in paired catchments with different agricultural land use intensity, *AgricultureEcosystems and Environment*, 134(1):53-66.
- 36- Pizzeghello D., Berti A., Nardi S. and Morari F. 2011. Phosphorus forms and P-sorption properties in three alkaline soils after long-term mineral and manure applications in north-eastern Italy, *Agriculture Ecosystems and Environment*, 141(1):58-66.
- 37- Redfield A.C. 1958. The biological control of chemical factors in the environment, *American Scientist*, 46:205-221.
- 38- Robinson J.S., Sharpley A.N. and Smith S.J. 1994. Development of a method to determine bioavailable phosphorus loss in agricultural runoff, *Agriculture Ecosystem and Environment*, 47:287-297.
- 39- Rowell D.L., 1994. Soil science: methods and application, part 7: Measurement of the composition of soil solution.
- 40- Sagher A. 1976. Availability of soil runoff phosphorus to algae. PhD. Thesis. Univ. of Wisconsin, Madison.
- 41-Schindler D.W., Hecky R.E., Findlay D.L., Stainton M.P., Parker B.R., Paterson M.J., Beaty K.G., Lyng M. and Kasian S.E.M. 2008. Eutrophication of lakes cannot be controlled by reducing nitrogen results of a 37 year whole-ecosystem experiment, *Proceedings of the National Academy of Science, USA*, 105(32):11254-11258.
- 42- Sharpley A.N., Ahuja L.R., Yamamoto M. and Menzel R.G. 1981. The kinetics of phosphorus desorption from soil, *Soil Science Society of America Journal*, 45:439-496.
- 43- Sharpley A.N., Troeger W.W. and Smith S.J. 1991. The measurement of bioavailable phosphorus in agricultural runoff, *Journal Environmental Quality*, 20(1):235-238.
- 44- Sharpley A.N. 1993. An innovative approach to estimate bioavailable phosphorus in agricultural runoff using iron oxide-impregnated paper, *Journal of Environmental Quality*, 22(3):597-601.
- 45- Sharpley A., Jarvie H.P., Buda A., May L., Spears B. and Kleinman P.J.A. 2013. Phosphorus legacy: Overcoming

- the effects of past management practices to mitigate future water quality impairment, *Journal Environmental Quality*, 42: 1308-1326.
- 46- Sims J.T. 1996. Lime requirement. p.491-516. In D. L. Sparks. (ed) *Methods of Soil Analysis. Part 3. Chemical Methods*. SSSA, NO.5, Madison.
- 47- Sims J.T. 2000. Soil test phosphorus: Olsen P. In: Pierzynski G.M. (Ed.), *Methods of Phosphorus Analysis for Soils, Sediments, Residuals and Waters*. Southern Cooperative Series Bull.No. 396. Kansas State University of Manhattan, pp. 20-21
- 48- Sims J.T., Maguire R.O., Leytem A.B., Gartley K.L. and Pautler M.C. 2002. Evaluation of Mehlich 3 as an agricultural soil phosphorus test for the Mid-Atlantic United States of America, *Soil Science Society of America Journal*, 66(6):2016-2032.
- 49- Sotomayor-Ramírez D., Martínez G.A., Mylavarapu R.S., Santana O. and Guzman, J.L. 2004. Phosphorus soil tests for environmental assessment in subtropical soils, *Communications in soil science and plant analysis*, 35(11-12):1485-1503.
- 50- Soltanpour P.A. and Schwab, A.P., 1977. A new soil test for simultaneous extraction of macro-and micro-nutrients in alkaline soils 1, *Communications in Soil Science and Plant Analysis*, 8(3):195-207.
- 51- Rowell D.L., 1994. The preparation of saturation extracts and the analysis of soil salinity and sodicity. *Soil science methods and applications*.ed. DL Rowell. Longman Group, UK.
- 52- Thomas G.W. 1996. *Soil pH and Soil Acidity*.p.475-490. In D. L. Sparks. (ed) *Methods of Soil Analysis. Part 3. Chemical Methods*, SSSA, NO.5, Madison.
- 53- Upadhyay K., Joshi S.R., McGarth J. and Jaisi. D.P. 2015. Factors controlling phosphorus mobilization in a coastal plain tributary to the Chesapeake Bay, *Soil Science Society of America Journal*, 79:826-837.
- 54- Wang X. 2012. Phosphorus Fractionation and Bio-availability in Surface Sediments from the Middle and Lower Reaches of the Yellow River, *Procedia Environmental Sciences*, 12:379-386.
- 55- Yan X., Wang D., Zhang H., Zhang G. and Wei Z. 2013. Organic amendments affect phosphorus sorption characteristics in a paddy soil, *Agriculture Ecosystems and Environment*, 175:47-53.
- 56- Yan X., Wei Z., Wang D., Zhang G. and Wang J. 2015. Phosphorus status and its sorption-associated soil properties in a paddy soil as affected by organic amendments, *Journal of Soils and Sediments*, 15(9):1882-1888.
- 57- Zhou Q., Gibson C.E. and Zhu Y. 2001. Evaluation of phosphorus bioavailability in sediments of three contrasting lakes in China and the UK, *Chemosphere*, 42(2):221-225.



## Estimating Bioavailable Phosphorus by Some Chemical Extraction Methods for Algae (*Senedesmusobliquus*) in Western River Sediments of the Lake Urmia Basin

H.Arfania<sup>1\*</sup>- A. Samadi<sup>2</sup>- F. Asadzadeh<sup>3</sup>- E. Sepehr<sup>4</sup>

Received: 13-12-2016

Accepted: 31-01-2017

**Introduction:** Phosphorus (P) is an essential nutrient for all life forms. In aquatic environments, P is a double-edged sword. In some areas, habitat biodiversity is strongly limited by low P bioavailability, while in others, P inputs in excess of plant needs have led to pollution of water bodies and eutrophication. There is little information available on P status in river sediments by single chemical extraction and its correlation with algae growth in Iran. This study was performed to select proper single chemical extraction methods by algal bioassay. The quantity of P estimated by different extraction methods depends on sediment characteristics such as calcium carbonate, pH, clay and organic matter contents. Therefore, this study was conducted in western rivers of the Lake Urmia to get an insight into P status in sediments by using single chemical and biological P assay.

**Materials and Methods:** The lake Urmia basin has the second largest water resources in Iran with Mediterranean climate. It also has the largest hypersaline lake in the world. There is a significant phytoplankton growth and also some dense algal blooms occurring during years with low salinity in wetlands and lagoons. Thirty four river sediment samples from seven main rivers of the Lake Urmia basin were collected from depth of 0-10 cm to evaluate algae (*SenedesmusObliquus*) P bioavailability by single chemical extraction. Selection of extractants based on different mechanism of extraction. Cluster analysis was conducted on 17 sediment samples selected for algal bioassay. Pearson simple correlation and multivariate analysis were also performed.

**Results and Discussion:** Average total P concentrations of the sediments were 343-654, 456 mg kg<sup>-1</sup>. Sodium bicarbonate 0.5 M extractable P (Olsen-P) varied from 0.48 to 8.42 mg kg<sup>-1</sup>. Sediments from upper reach had considerably higher total and bioavailable P concentration in comparison with lower reach sediment. The low reach sediments of two rivers had higher Olsen extractable P than the threshold value of 20 mg kg<sup>-1</sup> indicating possible release which poses a threat to aquatic environment. Upper reach sediments had higher restoration potential, but algal bloom was observed in low reach part of rivers, particularly Simineh and Mahabad Chai. Land use changes, discharge of sewage from rural and urban section, industrial activity and cycling of river borne P are the main reasons for algal bloom in wetlands and lagoons around the lake. Principal component analysis (PCA) performed on the data identified three PC which explained 83.3% of total variation and silt and sand had higher loading values. Active calcium carbonate equivalent (ACCE) was negatively correlated with sand in the first PC. Different extractions were positively correlated with each other. The Mehlich III and Olsen-P extraction methods were significantly correlated and the predicted values were same. The average rank order of P extraction by single extractants was Cowell > Mehlich III > NaOH 0.1 M > Olsen > Morgan > AB-DTPA > Bray II. Extractants had different long-term and short-term potential to extract algal available P. The Cowell extractable P concentrations of sediments varied from 1.44 to 88.0 mg kg<sup>-1</sup>. This extractant was correlated significantly with algal growth and selected as the best P single extraction method among all extractants. The high correlation between 0.1 M NaOH and algae growth indicates the sensitivity of P bioavailability to redox conditions in river system. Algae (*SenedesmusObliquus*) was able to use P from different sediment components because its growth was correlated with Cowell, Mehlich III, NaOH 0.1M, Olsen and Morgan.

**Conclusion:** Legacy P (sediment P) evaluation by chemical extractants gives new insight into P bioavailability in river sediments of the Urmia Lake. The results of this work showed that Cowell extractant could be used to estimate algal available P in studied river sediments. Similarity between Olsen-P and Mehlich-P in estimating bioavailable P suggests that Mehlich III-P can be substituted for Olsen-P in studied sediments. For sustainable P management, monitoring P status by single chemical extraction methods is necessary. Phosphorous fertilizer application around the Lake Urmia basin lands should be conducted based on the P soil test to avoid any aquatic pollution. Care must be taken in lower reach river sediments because of fragile ecosystems such as

1, 2, 3 and 4-Ph.D student of Soil Chemistry and Fertility, Professor, Assistant Professor and Associated Professor of Soil Science, Urmia University

(\*Corresponding Author Email: h\_arfania82@yahoo.com)

wetlands and lagoons. Further investigations are also needed to evaluate legacy P bioavailability by temporal and spatial variability.

**Keywords:** Bioavailability, Extraction, Algal Growth, suitable



## بررسی پراکنش مکانی شاخص‌های بیولوژیک کیفیت خاک در مزارع گندم دشت پاسارگاد

وحید الله جهاندیده مهجن آبادی<sup>۱</sup>-علیداد کرمی<sup>۲\*</sup>- سید روح الله موسوی<sup>۳</sup>-هادی اسدی رحمانی<sup>۴</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۹/۲۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۲/۲۸

### چکیده

کیفیت خاک ابزاری کارآمد برای ارزیابی عملکرد خاک و تغییرات ناشی از مدیریت بر خاک می‌باشد. برای ارزیابی کیفیت خاک و تغییرات آنها از شاخص‌هایی بیولوژیک استفاده می‌شود. این بروزه به منظور ارزیابی برخی از ویژگی‌های بیولوژیک خاک در دشت پاسارگاد به وسعت حدود ۱۲۰۰ هکتار اجرا شد. بدین منظور پس از بررسی نقشه اولیه دشت پاسارگاد، نقاط نمونه برداری به صورت شبکه‌بندی منظم و با فاصله ۵۰۰ متر تعیین گردید و تعداد ۶۰ نمونه از عمق سطحی خاک (۰-۳۰ سانتی‌متر) جمع‌آوری شد. در بیشتر موارد ویژگی‌های مورد مطالعه دامنه تغییرات زیادی داشتند. بر پایه ضریب تغییرات، pH کمترین و تنفس ویژه بیشترین تغییرات را داشت. همبستگی خطی معنی‌داری بین ویژگی‌های خاک وجود داشت. همچنین، کریجینگ، بهترین میان‌باب برای واکنش خاک، هدایت الکتریکی، کربن آلی، کربن توده زنده میکروبی، آنزیم اوره‌آز، تنفس ویژه و نسبت کربن توده میکروبی به کربن آلی بود. روش وزن‌دهی عکس فاصله برای آنزیم فسفاتاز قلیایی و کوکریجینگ برای تنفس پایه خاک به عنوان بهترین روش انتخاب گردید. مقدار واکنش خاک از شمال به جنوب افزوده شد اما مقدار هدایت الکتریکی و کربن آلی عکس مقدار واکنش خاک بود. بیشترین مقدار تنفس میکروبی و آنزیم اوره‌آز به ترتیب در جنوب و شرق مشاهده گردیدند. مقدار آنزیم فسفاتاز قلیایی در دشت به صورت پراکنده بود و مساحت گسترده‌ای از دشت مقداری بین ۲۱۵-۳۷۵  $\mu\text{g PNP/g.hr}$  را داشت. بیشترین مقدار کربن توده زنده میکروبی و نسبت کربن توده زنده میکروبی به کربن آلی و کمترین مقدار تنفس ویژه در غرب مشاهده گردید. نتایج این تحقیق در پهلو ب برنامه‌ریزی‌های منطقه‌ای جهت مدیریت پایدار خاک کاربرد دارد.

### واژه‌های کلیدی: تغییرات ویژگی‌های بیولوژیکی، زمین‌آمار، کیفیت خاک

### مقدمه

پیش‌بینی دو برابر شدن جمعیت کنونی دنیا در ۵۰ سال آینده سبب شده تا بسیاری از کشورها سوالات مهمی برای آینده خاک‌های کره زمین مطرح نمایند (۴۱). چگونگی افزایش تولید غذا به دو برابر میزان کنونی در طی چند دهه، تاثیر انسان بر روی خاک و برهکش خاک با پیرامونش از جمله این پرسش‌هاست (۲۵). اما متأسفانه شیوه کنونی بهره‌برداری از خاک در اراضی کشاورزی و به ویژه گندم که در

راستای بطریف نمودن نیازهای جمعیت روزافزون بشر صورت می‌گیرد، مدیریت این منابع تولیدی ارزشمند را با بحران جدی روبرو نموده است.

تأمین بیشتر این نیازمندی‌ها در قالب گسترش کشت متراکم و چند نوبت در سال، کاربرد بیش از حد متعارف نهاده‌هایی مانند کودهای شیمیایی و کشت ارقام جدید زراعی موجب فشار بیشتر به منابع اراضی و از جمله خاک شده است.

به دلیل این که این فعالیتها عمدهاً بدون شناخت کافی از محیط خاک و در طول سالیان متعدد انجام گرفته است، باعث کاهش تدریجی کیفیت خاک در اراضی کشاورزی و به دنبال آن اختلال و کاهش توانایی خاک در حمایت از فرآیند تولید غذا شده است (۳۳). در مقابل، از اهداف مدیریت بهینه و استفاده پایدار از اراضی کشاورزی، شناسایی مدیریت‌هایی است که از یک سو باعث ارتقاء کمی و کیفی تولید در طولانی‌مدت گرددند و از سوی دیگر، باعث حفظ کیفیت خاک شده و منجر به تخریب اراضی نشوند (۳۳)، ناگزیر هرگونه چاره‌اندیشی در قبال رودرودی با این خطر را به رشد نیازمند

۱- دانشجوی دکتری علوم خاک، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران  
۲- استادیار بخش تحقیقات خاک و آب، مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی استان فارس، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، شیراز، ایران

(\*)- نویسنده مسئول: ad.karami@areeo.ac.ir

۳- دانشجوی دکتری مدیریت منابع خاک، گروه علوم و مهندسی خاک، دانشگاه تهران، تهران، ایران

۴- دانشیار موسسه تحقیقات خاک و آب، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، کرج، ایران

خاک را شامل می‌شود (۳ و ۲۹). تغییر در این نسبت در اثر افزوده شدن مواد آلی تازه به خاک، هدررفت و یا تثبیت کربن آلی به وسیله قسمت معدنی خاک می‌باشد (۲۹). آندرسون (۳) معتقد است که خاک‌هایی با نسبت کمتر از ۲ در ناحیه بحرانی قرار دارند. افزایش نسبت کربن توده زنده میکروبی به کربن آلی خاک نسبت مستقیمی با کیفیت مواد افزوده شده به خاک دارد و این نسبت در مناطقی که افزوده شدن مواد آلی تازه کم باشد، کاهش یافته و فراوانی مواد آلی سخت تجزیه شونده در خاک افزایش می‌یابد (۳ و ۴).

نکته مهم در راستای ارزیابی ویژگی‌های بیولوژیک خاک به دست آوردن اطلاعات پایه از منطقه مورد نظر می‌باشد که می‌تواند از طریق علم زمین آمار محقق گردد. ویژگی‌های خاک به طور ذاتی در طبیعت به دلیل عوامل حاکسازی (مواد مادری، پوشش گیاهی، آب و هوای) تغییرپذیر بوده ولی ناهمگونی می‌تواند با مدیریت کشاورز نیز تحریک شود (۳۹). شناخت تغییرپذیری مکانی خصوصیات خاک برای مدیریت اراضی کشاورزی، میانیابی و طراحی نمونه‌برداری خاک مهم بوده ولی به مقادیر قابل ملاحظه‌ای از داده‌های زمین-مرجع نیاز دارد.

در این راستا مطالعات زیادی به بررسی واستگی و تغییرات مکانی خصوصیات خاک با استفاده از روش‌های زمین آمار پرداخته‌اند که برخی از آنها در نهایت به تهیه نقشه‌های پراکنش مکانی خصوصیات مورد مطالعه انجامیده است. به منظور برآورد کیفیت خاک مزرعه گندم نمایه‌های کیفیت شامل کربن آلی، pH، EC، تنفس میکروبی، کربن توده میکروبی، کسر متabolیک یا تنفس ویژه و فعالیت آنزیم‌های فسفاتاز و دهیدروژنаз در جنوب شرقی ایالت واشنگتن آمریکا از روش زمین آماری کریجنینگ استفاده و بیان شده است که این روش دارای دقت قابل ملاحظه‌ای می‌باشد. در این پژوهش نهایتاً نسبت به پهنه‌بندی ویژگی‌های کیفیت خاک در محیط GIS اقدام گردیده و نشان داده شده که به منظور سنجش دقیق کیفیت خاک توزیع مکانی، شرایط خاک و فاکتورهای کنترلی دیگر باید مورد توجه قرار گیرد (۱۳).

با توجه به اهمیت و نقش منحصر به فرد ویژگی‌های بیولوژیک خاک در مطالعه تغییرات کیفیت خاک، این پژوهه در دشت پاسارگاد با اهداف الف- ارزیابی و تحلیل تغییرپذیری مکانی ویژگی‌های بیولوژیک خاک در اراضی تحت کشت گندم دشت پاسارگاد به عنوان عواملی از جنبه‌های مهم شناخت تخریب و یا بهبود شرایط خاک، ب- مقایسه روش‌های مختلف زمین آماری در برآورد ویژگی‌های بیولوژیک خاک، ج- تهیه نقشه پراکنش مکانی ویژگی‌های بیولوژیک خاک و د- بررسی محدودیت‌ها، پتانسیل‌ها و ارائه راه کارهای مناسب به منظور استفاده پایدار از اراضی مورد مطالعه انجام شد.

شناخت واقع‌بینانه‌تر از سامانه خاک و رعایت اصول پایداری متعادل آن در چارچوب یک اکوسیستم طبیعی و به‌طور کلی انجام پاییش وضعیت کیفیت خاک می‌باشد. بدیهی است با کنترل کیفیت خاک می‌توان تأثیر شیوه مدیریت خاک را مورد ارزیابی قرار داد. ارزیابی کیفیت خاک به عنوان یک ابزار در گزینش شیوه‌های مدیریتی ویژه نقش بسیار مهمی داشته و معیاری برای سنجش کشاورزی پایدار می‌باشد (۳۲).

توانایی دائم خاک در انجام وظایف خود به عنوان یک سیستم حیاتی زنده در داخل اکوسیستم و تحت کاربری‌های متفاوت، به‌طوری که علاوه بر حفظ تولید بیولوژیک بتواند کیفیت آب و هوا را بهمود بخشد و نیز تأمین کننده سلامت انسان، گیاه و حیوان باشد، کیفیت خاک نامیده می‌شود. کیفیت خاک را نمی‌توان به‌طور مستقیم اندازه‌گیری کرد، بلکه با اندازه‌گیری چندین شاخص می‌توان برآورد قابل قبولی از آن داشت. به‌منظور بررسی وضعیت کیفیت خاک بایستی از شاخص‌های معرف کیفیت پویای خاک بهره‌گیری نمود، به عبارت دیگر برای ارزیابی کیفیت خاک باید شاخص‌هایی را گزینش نمود که دارای حساسیت کافی نسبت به تغییرات و اعمال مدیریت‌های مختلف بوده و با وظایف اساسی و مهم خاک مرتبط باشند (۵)، برای این منظور شاخص‌های مختلف فیزیکی، شیمیابی و بیولوژیکی در خاک اندازه‌گیری می‌شوند.

به‌دلیل واکنش سریع بخش بیولوژیک خاک در برابر مدیریت اراضی و تغییرات محیطی، بررسی وضعیت زیستی خاک در تخمین کیفیت خاک اراضی کشاورزی از اهمیت زیادی برخوردار است (۳۵). مطالعات نشان می‌دهد که شاخص‌های بیولوژیک می‌توانند به عنوان اولین شاخص‌هایی باشند که برای تغییراتی که در اثر روش‌های مدیریتی و همچنین تغییرات اقلیمی در ویژگی‌های خاک روی می‌دهد محسوب شوند (۲۸). زنلا و همکاران (۲۳) دریافتند که خصوصیات بیولوژیکی خاک به دلیل اینکه ارتباط تئوریکی با چرخه عناصر غذایی در خاک دارند بهترین شاخص‌های مهم کیفیت خاک هستند. این شاخص‌ها شامل تنفس و توده زنده میکروبی، معدنی شدن نیتروژن در خاک و به ویژه فعالیت آنزیمی خاک که سهم مهم در توانایی خاک برای تجزیه مواد آلی خاک دارد، می‌باشند. تحقیقات نشان می‌دهد که ترکیب جامعه میکروبی خاک، توانایی خاک را برای تولید آنزیم تعیین می‌کند، بنابراین هرگونه تغییر در جامعه میکروبی خاک بر اثر تغییر فاکتورهای محیطی می‌تواند سنتز و فعالیت آنزیمی خاک را تغییر دهد. امروزه اندازه‌گیری فعالیت آنزیمی خاک به عنوان شاخص مهم باوری و حاصلخیزی خاک و بنابراین شاخص مهم کیفیت خاک محسوب می‌شود (۱۰).

جامعه میکروبی خاک به عنوان قسمت فعل کربن آلی خاک بسیار بهتر از کل مواد آلی به تغییر مدیریت واکنش نشان می‌دهد (۴). در شرایط طبیعی کربن توده زنده میکروبی خاک به عنوان شاخص مهم کیفیت خاک محسوب می‌شود.

فعالیت آنزیمهای فسفاتاز قلیایی و اوره‌آزبا استفاده از واکنش آنزیم سوبسترا و به دست آوردن محصول (۳۰) اندازه‌گیری و نسبت کربن توده زنده میکروبی به کربن آلی (۴) و کسر متابولیکی<sup>۴</sup> یا تنفس ویژه<sup>۵</sup> (۲) محاسبه شدند.

### تجزیه و تحلیل داده‌ها توصیف‌آماریداده‌ها

قبل از هرگونه تجزیه و تحلیل آماری، منظم کردن داده‌ها و ارایه‌ی یک خلاصه‌ی آماری از توزیع داده‌ها ضروری است. در این پژوهش، پارامترهای آماری (شامل بیشینه، کمینه، میانگین، چو لوگی، کشیدگی، واریانس و ضریب تغییرات داده‌ها) با استفاده از نرم‌افزار SPSS محاسبه و ارزیابی شدند. هم‌چنین، توزیع داده‌ها به دو روش هیستوگرام و بررسی چو لوگی و کشیدگی مورد بررسی قرار گرفت و در صورت نرمال نبودن توزیع داده‌ها، از تبدیل لگاریتمی و یا ریشه‌ی دوم استفاده شد.

### تجزیه و تحلیل زمین‌آماری

به منظور تشریح پیوستگی مکانی متغیرها، نیم‌تغییرنمای تجربی داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار زمین‌آماری GS+ محاسبه شد. در روش زمین‌آمار، نخست تغییرات مکانی ویژگی مورد مطالعه در قالب یک متغیر ناحیه‌ای مانند  $Z(x)$  به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$Z(x)=m(x)+\varepsilon(x) \quad (1)$$

که در آن  $m(x)$  روند و تغییرات ساختاری را نشان داده و  $\varepsilon(x)$  عموم‌لطفه تصادفی است.

برای آنالیز زمین‌آماری با فرض برقراری فرضیات پایا یعنی هم تفاوت‌ها ثابت باشد و هم واریانس تفاوت‌ها ثابت باشد (یعنی ساختار و تغییرات همگن بوده و اختلاف مقادیر یک متغیر ناحیه‌ای در نقاط مختلف با یکدیگر صرفاً تابعی از فاصله بین آن‌ها باشد)، مقدار واریوگرام با استفاده از داده‌های حاصل شده به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\gamma(h)=\frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(Xi) - Z(Xi+h)]^2 \quad (2)$$

که  $N(h)$  تعداد جفت نمونه با فاصله  $h$  به عنوان فواصل و  $Z(Xi)$  و  $Z(Xi+h)$  مقادیر متغیر در هر دو مکان مجزا با فاصله  $h$  است. نیم‌تغییرنما از رسم نیم‌واریانس‌ها در مقابل فاصله به دست آمد. مدل‌های نظری بر نیم‌تغییرنما تجربی برآش داده شد و پارامترهای اثر قطعه‌ای ( $C_0$ ) آستانه ( $C+C_0$ ) و محدوده وابستگی مکانی ( $A_0$ ) محاسبه شد.

4- Metabolic Quotient

5- Special Breathing (qCO<sub>2</sub>)

### مواد و روش‌ها

#### موقعیت منطقه مورد مطالعه

این پژوهش به منظور تخمین و تعیین پراکندگی مکانی و ارزیابی ویژگی‌های بیولوژیک کیفیت خاک جهت مدیریت و بهره‌برداری بهینه از اراضی کشاورزی گندم در دشت پاسارگاد انجام شد. وسعت منطقه مورد مطالعه در این دشت حدود ۱۲۰۰ هکتاری بود. منطقه پاسارگاد از نظر آب هوایی دارای اقلیم نیمه خشک است. از پرباران ترین ماه‌های سال، آذر، دی، بهمن و کم پاران ترین ماه‌ها، خرداد، تیر و شهریور ماه می‌باشند. متوسط بارندگی نوزده ساله این ایستگاه ۳۴۸/۱ میلی‌متر برآورد شده است. میانگین دمای منطقه طی دوره پانزده ساله ۱۲/۵ درجه سانتی‌گراد بوده که حداقل مطلق دما ۴۲ درجه و مربوط به تیر ماه ۱۳۷۷ و حداقل مطلق، ۲۲ درجه سانتی‌گراد و مربوط به دی ماه ۱۳۷۴ می‌باشد. میانگین تبخر، طی دوره هفده ساله ۱۸۳۰ میلی‌متر برآورد شده که حداقل آن ۲۰۸۲ میلی‌متر در سال ۶۵-۶۶ و حداقل آن ۱۴۸۹ میلی‌متر و مربوط به سال ۷۱-۷۰ است.

### روش نمونه‌برداری

از آنچاییکه که روش نمونه‌برداری شبکه‌ای منظم، معمول ترین شیوه در مطالعات زمین‌آماری می‌باشد (۱۹)، بنابراین به منظور اجرای این الگو با استفاده از نقشه توپوگرافی منطقه مورد نظر و گوگل ارث<sup>۱</sup> موقعیت نمونه‌ها در قالب یک شبکه تقریباً منظم روی نقشه با ابعاد ۵۰۰ در ۵۰۰ متر بر روی محدوده‌ی مطالعاتی اعمال شد و بدین ترتیب مختصات جغرافیایی ۶۰ نقطه‌ی مشاهداتی به دست آمد (شکل ۱). سپس با توجه به موقعیت جغرافیایی نقاط نمونه‌برداری روی نقشه و تعیین موقعیت جغرافیایی آنها با استفاده از GPS بر روی زمین، نمونه‌ها از عمق صفر تا ۳۰ سانتی‌متری برداشت شدند.

### تجزیه‌های آزمایشگاهی

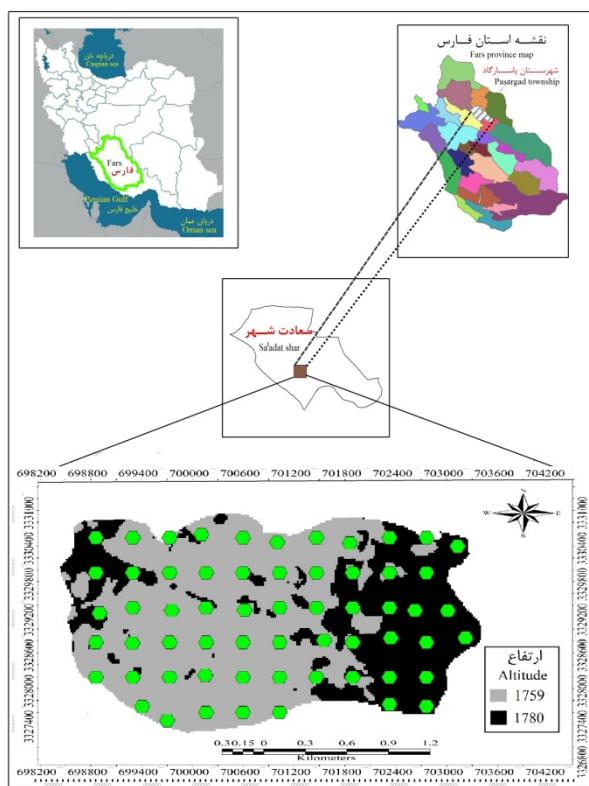
نمونه‌ها پس از انتقال به آزمایشگاه، هواخشک گردید و به منظور آزمایش‌های بعدی از الک ۲ میلی‌متری عبور داده شدند. واکنش خاک در گل اشیاع با دستگاه پیاج متر (۳۱)، قابلیت هدایت الکتریکی عصاره‌ی اشیاع خاک با استفاده از دستگاه هدایتسنچ (۲۴) و میزان ماده‌ی آلی به روش اکسیداسیون تر (۳۷) اندازه‌گیری گردیدند.

شدت تنفس میکروبی یا پایه خاک<sup>۲</sup> با استفاده از ظروف سربسته و به روش تیتراسیون برگشتی با سود باقی‌مانده (۲)، کربن توده زنده<sup>۳</sup> میکروبی<sup>۴</sup> به روش انکوباسیون نمونه تدخین شده با کلروفرم (۳۴)،

1- Google Earth

2-Basal Respiration

3- Microbial Biomass Carbon



شکل ۱- موقعیت منطقه مورد مطالعه و نقاط نمونهبرداری  
Figure 1-Location of study area and sampling points

مقادیر برآورده شده به وسیله مدل تا چه اندازه به مقادیر مشاهدهای نزدیک است. به عبارت ساده‌تر چه میزان اختلاف بین مقادیر مشاهدهای و برآورده وجود دارد. روش‌ها و آماره‌های موجود با بررسی و تجزیه و تحلیل این خطاهای میزان و کارآیی یک مدل را محاسبه می‌نمایند. یکی از شاخص‌های آماری که برای ارزیابی مدل‌ها از آن استفاده می‌شود، ضریب همبستگی پیرسون می‌باشد.

شاخص‌های کمی دیگری مانند آماره‌های ریشه دوم میانگین مربعات خطأ<sup>۱</sup> (RMSE) و ضریب تبیین ( $R^2$ ) وجود دارد که می‌توان در برآورد دقت مدل از آن‌ها استفاده نمود (۱۵). کمترین مقدار ریشه دوم میانگین مربعات خطأ برابر صفر است و مقدار ریشه دوم میانگین مربعات خطأ نشان دهنده بیش برآورد یا کم برآورد است.

ضمن تعیین بهترین مدل برای برآورد نیم‌تغییرنما تحریبی، از روش‌های میان‌یابی وزن دادن عکس فاصله (IDW)، کریجینگ و کوکریجینگ به منظور بیان تغییرپذیری مکانی ویژگی‌های اندازه‌گیری شده، استفاده شد.

برای ارزیابی اعتبار مدل‌ها و برآوردهای زمین‌آماری، آماره‌های

با استفاده از واریوگرام، حدآستانه (فاصله‌ای که مقدار واریوگرام به مقدار واریانس مشاهدهای نزدیک می‌شود)، دامنه تأثیر (فاصله‌ای که در ماورای آن نمونه‌ها بر هم تأثیری ندارند یا حد مجاز نمونه‌برداری) و اثر قطعه‌ای (خطاهای اندازه‌گیری، آزمایشگاهی و تغییرات غیرقابل پیش‌بینی) تعیین شد. از کریجینگ به عنوان بهترین تخمین‌گر خطی ناریب، که براساس منطقه میانگین متحرک وزن دار استوار است، به صورت زیر استفاده شد (۲۲):

$$Z^*(x_o) = \sum_{i=1}^N \lambda_i Z(x_i) \quad (3)$$

که در آن  $Z^*$  تابع خطی از سری مقادیری از  $Z$  است که قبلاً در  $N$  نقطه، غیر از  $x_i$  اندازه‌گیری شده است،  $\lambda_i$  فاکتور میانگین وزن یا اهمیت کمیت وابسته به نمونه‌ی  $i$  ام (Z $\lambda_i$ ) عیار نمونه‌ی  $i$  ام می‌باشد. به بیان دیگر:  $Z^*(Xi)$  مقدار برآورد شده،  $\lambda_i$  مقدار وزن‌های نقاط مورد مشاهده،  $Z(Xi)$  مقدار مشاهده شده در اطراف نقطه مورد نظر،  $n$  تعداد نقاط اندازه گرفته شده و  $Xi$  موقعیت نقاط مشاهده شده است.

برای تعیین کارآیی یک مدل و دقت آن، باید تعیین نمود که

1- Root Mean Square Error

توجه به موقعیت و آرایش نقاط، فقط فاصله آنها را در نظر می‌گیرد، یعنی نقاطی که دارای فاصله یکسانی از نقطه برآورده استند دارای وزن یکسانی می‌باشند.

پایه روشنون دان عکس فاصله، وزن دهی بر اساس عکس فاصله تا نقطه تخمین است. به عبارت دیگر، وزن دهی بیشتر به نزدیکترین نمونه‌ها و اختصاص وزن کمتر به نمونه‌هایی است که در فاصله بیشتر قرار گرفته‌اند. در این روش مقدار متغیر در نقاط نمونه‌برداری نشده از رابطه زیر مشخص شد.

$$Z = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{Z_i}{d_i^m}}{\sum_{i=1}^n \frac{1}{d_i^m}} \quad (9)$$

که در آن  $Z$  مقدار برآورده متغیر در نقطه نمونه‌برداری نشده،  $d_i$  فاصله نقطه نمونه‌برداری شده تا نقطه تخمین،  $N$  تعداد کل نمونه‌ها و  $m$  پارامتر توان فاصله است که تعییرات آن سبب قابلیت انعطاف روش روشنون دان عکس فاصله می‌شود.

بنابراین با انجام محاسبات و تعیین بهترین مدل زمین‌آماری و تعیین بهترین روش میان‌بابی، پراکنش مکانی ویژگی‌ها تعیین و با سطوح مناسب، نقشه پهنه‌بندی شاخص‌های بیولوژیک خاک ترسیم گردید. نقشه مذبور به صورت ترکیب چندطیفی تهیه شد که محدوده‌های ویژگی‌های تعیین شده و روند تعییرات آنها در منطقه بررسی و صحت آنها مورد ارزیابی قرار گرفت.

## نتایج و بحث

### ویژگی‌های آماری

اکثر تحلیل‌های زمین‌آماری بر مبنای نرمال بودن توزیع داده‌ها استوار است و تحلیل‌هایی که از داده‌هایی با توزیع نرمال استفاده شوند کارآیی بیشتری دارند (۳۸). چنان‌چه متغیر مذبور دارای چولگی و کشیدگی بهترین بخوبیت خارج از محدوده‌ی -۱ تا ۱ و -۳ و ۳ باشد، و این انتشار از دارای اعتبار کمتری خواهد بود (۲۶). نتایج چولگی و کشیدگی در جدول ۱ نشان داد که تمام ویژگی‌های خاکی دارای توزیع فراوانی نرمال بودند و فقط قابلیت هدایت الکتروکمتری و تنفس ویژه از توزیع نرمال برخوردار نبودند. بنابراین برای نرمال‌سازی ویژگی‌های مذبور از تبدیل لوگ نرمال استفاده شد.

باتوجه به اطلاعات ارایه شده در این جدول، ۱، شوری منطقه کمتر از ۲ دسی‌زیمنس بر متر بود و می‌توان گفت که خاک‌های منطقه‌ی مطالعاتی غیر شور می‌باشند. کلاس تغییرپذیری ضریب تعییرات بر اساس معیار ارائه شده به وسیله ویلینگ (۴۰) بدین صورت بدست آمده است که اگر ضریب تعییرات کمتر از ۱۵ درصد باشد در کلاس تغییرپذیری کم و اگر ضریب تعییرات بین ۱۵ تا ۳۵ درصد

میانگین مطلق خطاهای<sup>۱</sup> ( $MAE$ )، میانگین اربیسی خطاهای<sup>۲</sup> ( $MBE$ )، ریشه دوم میانگین مربعات خطاهای<sup>۳</sup> ( $RMSE$ ):

$$MAE = \frac{1}{2} \sum_{x=1}^n |\hat{z}(x) - z(x)| \quad (4)$$

$$MBE = \frac{1}{2} \sum_{x=1}^n [\hat{z}(x) - z(x)] \quad (5)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (y_i - \hat{y}_i)^2}{N}} \quad (6)$$

که در آنها  $n$  تعداد نمونه‌ها،  $(x)\hat{z}$  و مقدار برآورده شده پارامتر و  $Z(x)$  مقدار اندازه‌گیری شده پارامتر می‌باشند. مقادیر  $MAE$   $MBE$  صفر باشند. مقادیر مثبت یا منفی آمارها به ترتیب نشان دهنده بیش برآورده یا کم برآورده از مقدار واقعی است.

همانطور که در آمار کلاسیک روش‌های چندمتغیره وجود دارد، در زمین‌آمار نیز می‌توان از روش کوکریجینگ و بر اساس همبستگی بین متغیرهای مختلف، برای برآورده استفاده کرد. در کوکریجینگ از تابع نیم‌تعییرنامای دوجانبه تجربی  $(h)_{ij}$  برای توصیف همبستگی مکانی استفاده می‌شود (۱۷).

$$\gamma_{ij}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z_i(x_{k+h}) - Z_i(x_k)][Z_j(x_{k+h}) - Z_j(x_k)] \quad (7)$$

که در آن  $N(h)$  تعداد حفظ نمونه به کار رفته در محاسبه،  $Z_j$  و  $Z_i$  به ترتیب مقدار متغیرهای اصلی و همراه در موقعیت‌های مکانی  $x_{k+h}$  هستند. پس از محاسبه نیم‌تعییرنامای دوجانبه، مدل‌های نیم‌تعییرنما بر آن برآش داده شد. از مولفه‌های نیم‌تعییرنما برای برآورده مقدار متغیر اصلی در نقاط نمونه‌برداری نشده استفاده شد (۱۹):

$$\hat{Z}_u(x_v) = \sum_{v=1}^V \sum_{i=1}^n \lambda_{iv} Z(x_{iv}) \quad (8)$$

که در آن  $U$  متغیر اصلی،  $V$  متغیر همراه و  $\lambda_{iv}$  وزن تعلق گرفته به هر مشاهده برای متغیر همراه،  $Z(x_{iv})$  مقدار متغیر همراه اندازه‌گیری شده در موقعیت  $i$  و  $x_v$  مقدار متغیر اصلی برآورده شده در موقعیت نمونه‌برداری نشده  $x$  است.

در روشنون دان عکس فاصله برای هر یک از نقاط اندازه‌گیری وزنی بر اساس فاصله بین آن نقطه تا موقعیت نقطه مجھول در نظر گرفته می‌شود. سپس این اوزان توسط توان وزن دهی کنترل می‌شود، به طوری که توان‌های بزرگتر اثر نقاط دورتر از نقطه مورد برآورده را کاهش داده و توان‌های کوچکتر وزن‌ها را به طور یکنواخت‌تری بین نقاط هم‌جوار توزیع می‌کنند. البته باید توجه داشت که این روش بدون

1-Mean Absolute Error

2-Mean Bias Error

3-Inverse Distance Weight

ویژگی‌ها به خود اختصاص داده است که آن می‌تواند به علت پایداری بیشتر این ویژگی و بافری بودن خاک باشد. پیرسی و همکاران (۴۳) نیز ضریب تغییرات واکنش خاکرا به عنوان کمترین ضریب تغییرات در بین ویژگی‌های خاک در جنوب ایران گزارش کرده‌اند. نتایج به دست آمده، نشان می‌دهد که واکنش خاک منطقه‌ی مورد مطالعه، در محدوده‌ی قلیایی می‌باشد.

باشد در کلاس تغییرپذیری متوسط و اگر ضریب تغییرات بیشتر از ۳۵ درصد باشد در کلاس تغییرپذیری زیاد قرار می‌گیرد. بر اساس نتایج جدول ۱، زیاد بودن ضریب تغییرپذیری بیش تر از ۳۵ درصد در سطح خاک برای کربن توده زنده میکروبی و تنفس ویژه، احتمالاً به دلیل عوامل انسانی نظیر عملیات خاکورزی و استفاده از کوددهی می‌باشد که باعث تغییر در یکنواختی سطح خاک می‌شود (۴۰). جدول ۱ نشان می‌دهد که pH کمترین درصد ضریب تغییرات (۳/۹۹) را بین سایر

**جدول ۱- ویژگی‌های آماری متغیرهای اندازه‌گیری شده در دشت پاسارگاد**  
Table 1- The statistical properties of measured variables in Pasargad plain

متغیر Variable	واحد Unit	کمینه Minimu m	بیشینه Maximu m	میانگین Averag e	ضریب تغییرات CV	چولگی Skewne ss	کشیدگی Kurtosi s
واکنش خاک (pH)	-	7.0	8.4	7.92	3.99	-0.67	-0.09
قابلیت هدایت الکتریکی (EC)	(dS/m)	0.51	1.74	0.929	29.14	1.21	1.30
کربن آلی (OC)	(%)	0.79	1.38	1.08	12.46	0.26	-0.55
تنفس میکروبی (BR)	(mg CO <sub>2</sub> /kg soil.day)	39.6	91.2	58.8	20.3	0.7	0.09
کربن توده زنده میکروبی (MBC)	(mg Cmin/kg soil)	59.21	473.6	245.7	42.56	0.20	-0.64
فعالیت آنزیم اوره‌آز (Urease)	mg N-NH <sub>4</sub> <sup>+</sup> /kg (soil. 2hr)	56.45	264.1	162.5	27.05	-.03	-0.25
فعالیت آنزیم فسفاتاز قلیایی (Alkaline phosphatase)	(μg PNP/g.hr)	123.09	383.1	230.9	25	0.6	-0.01
تنفس ویژه (qCO <sub>2</sub> )	(mg CO <sub>2</sub> /gCmin.hr)	1.16	9.69	3.46	62.14	1.52	1.6
نسبت کربن توده زنده میکروبی به کربن آلی (MBC/OC)	-	0.46	4.78	2.31	44.73	0.36	-0.32

**جدول ۲- ضریب همبستگی ساده بین متغیرهای خاکی اندازه‌گیری شده در دشت پاسارگاد**  
Table 2- Simple correlation coefficient between measured variables in Pasargad plain

pH (1)	EC (2)	OC (3)	BR (4)	MBC (5)	Urease (6)	Alkaline phosphatase (7)	qCO <sub>2</sub> (8)	MBC/OC (9)
1	1							
2	-0.6**	1						
3	-0.29*	0.13	1					
4	-0.23	0.003	0.35**	1				
5	0.33	-0.14	-0.06	-0.09	1			
6	-0.07	0.07	0.37**	0.01	0.05	1		
7	-0.14	-0.01	0.55**	0.25*	0.11	0.42**	1	
8	-0.23	0.1	0.18	0.36**	-0.82**	-0.09	-0.05	1
9	-0.39**	-0.01	-0.31*	-0.17	0.96**	-0.04	-0.02	-0.81**

\*\* و \* به ترتیب معنی دار در سطح احتمال یک و پنج درصد.

\*\* and \* are insignificant and significant at 1 and 5 percent, respectively.

بین ویژگی‌های خاکی تعیین و در جدول ۲ ارائه شده است. با توجه به جدول ۲، واکنش خاک با قابلیت هدایت الکتریکی و

ارزیابی همبستگی بین ویژگی‌های اندازه‌گیری شده خاک با استفاده از ضریب همبستگی پیرسون ضرایب همبستگی ساده

توجه به نتایج بدست آمده در این تحقیق و گزارشات ارائه شده توسط محققان مختلف (۱ و ۴۵) بر ما آشکار می‌سازد که عموماً فعالیت‌های آنزیمی با مقدار کربن آلی خاک همبستگی دارند. همبستگی قوی این آنزیم‌ها با کربن آلی نشان‌دهنده این است که هر دو آنزیم دارای تمایل قوی برای برقراری پیوند با بخش آلی خاک می‌باشند. بهطور کلی در تمام مطالعات فوق بر نقش کلیدی کربن آلی خاک در حفظ فعالیت آنزیمی خاک تأثیر شده تا آنجا که سطح فعالیت آنزیم‌ها در خاک به دلیل اینکه به تخریب مواد آلی از خود نشان می‌دهند به عنوان شاخص‌های سنجش کیفیت خاک پیشنهاد شده‌اند (۲۰).

### آمار مکانی

نیم‌تغییرنمای تجربی منفرد ویژگی‌های اندازه‌گیری شده خاک به طور جداگانه محاسبه و ترسیم گردید. مدل‌های مختلف کروی، نمایی، خطی، خطی سقفدار و گوسی بر نیم‌تغییرنمای تجربی برآذش داده شد و مناسب‌ترین مدل انتخاب شد. اطلاعات زمین‌آماری شامل C<sub>0</sub> (بیان کننده اثر قطعه‌ای)، A<sub>0</sub> (دامنه) یا شاعر تأثیر و  $\frac{C_0}{C_0 + C}$  (بیان کننده این است که چه مقدار از کل تغییرپذیری را اثر قطعه‌ای توجیه می‌کند) بهترین مدل برآذش داده شده بر پارامترهای خاکی در جدول ۳ نشان داده شده است.

کربن آلی دارای همبستگی منفی و معنی‌دار بهترتیب در سطح یک و پنج درصد و با کربن توده زنده میکروبی و نسبت کربن توده زنده میکروبی به کربن آلی دارای همبستگی مثبت و معنی‌دار در سطح یک درصد بود. کربن آلی همبستگی مثبت و معنی‌دار با تنفس میکروبی خاک و فعالیت آنزیم‌های فسفاتاز قلیایی و اوره‌آز در سطح احتمال یک درصد داشت. همچنین تنفس خاک با فعالیت آنزیم فسفاتاز قلیایی در سطح احتمال پنج و تنفس ویژه و درصد نیتروژن در سطح احتمال یک درصد همبستگی مثبت و معنی‌داری را نشان داد. وجود همبستگی بین ویژگی‌های خاک بیانگر ارتباط بین آنهاست. هر چه عدد همبستگی‌ها بیشتر باشد، ارتباط مزبور قوی‌تر است.

همبستگی موجود بین کربن آلی، تنفس میکروبی و فعالیت آنزیم‌های فسفاتاز قلیایی و اوره‌آز در تحقیق حاضر را می‌توان به ارتباط تنگاتنگ این شاخص‌ها در منطقه مورد مطالعه نسبت داد. بهطور کلی افزایش فعالیت آنزیمی با افزایش مواد آلی به خاطر وابستگی فعالیت میکروبی و آنزیم تولید شده به عرضه سوبسترای کربن می‌باشد. به علاوه بیشتر آنزیم‌های بروون سلولی آزاد شده در خاک تنها در صورتی که سریعاً تجزیه نشوند، قادرند در خاک پایدار بمانند. از این‌رو وجود کلوئیدهای آلی از عوامل مؤثر در حفظ و پایداری این آنزیم‌ها در محیط خاک به حساب می‌آیند. بنابراین افزایش مواد آلی نه تنها از طریق افزایش فعالیت میکروبی بلکه از طریق پایداری آنزیم در خاک باعث افزایش فعالیت آنزیم گردیده که به دنبال آن تنفس میکروبی افزایش می‌یابد (۳۵).

جدول ۳- مدل‌های برآذش داده شده بر نیم‌تغییرنمای تجربی منفرد و خلاصه‌ای از اطلاعات زمین‌آماری  
Table 3- Models fitted on single semivariogram and summary of geostatistical data

فاکتور Factor	مدل Model	- اثر قطعه‌ای $C_0 + C$	آستانه $C_0$	نسبت همبستگی $\frac{C_0}{C_0 + C}$	دامنه تأثیر، A <sub>0</sub> , Meter	ضریب تبیین R <sup>2</sup>	مجموع مربعات خطای RSS
pH	Exponential نمایی	0.0307	0.3474	0.0883	6685	0.996	$1.22 \times 10^{-5}$
EC	Gaussian گوسی	0.0663	0.2085	0.3179	7110	0.738	$1.14 \times 10^{-4}$
OC	Spherical کروی	0.0128	0.0258	0.5019	8109	0.949	$1.89 \times 10^{-6}$
BR	Spherical کروی	0.1	140.9	0.0007	843	0.991	21.3
MBC	Spherical کروی	2660	10970	0.2424	971	0.999	7904
Urease	Spherical کروی	1	1991	0.0005	798	0.934	49804
Alkaline phosphatase	Gaussian گوسی	10	38.1	0.0026	436	0.923	$1.44 \times 10^{-6}$
qCO <sub>2</sub>	Spherical کروی	0.0001	0.2962	0.00033	1105	0.998	$1.48 \times 10^{-5}$
MBC/OC	Spherical کروی	0.001	1.111	0.0009	1077	0.965	0.0167

محیط خاک و حساسیت بالا نسبت به عوامل مدیریتی باشد. دامنه تأثیر، فاصله‌ای است که در بیش از آن، نمونه‌ها بر هم تأثیری ندارند و می‌توان آن‌ها را مستقل از هم فرض نمود. چنین فاصله‌ای حد همبستگی ویژگی مورد نظر را مشخص می‌کند و اطلاعاتی در رابطه

بیش‌ترین دامنه، برای درصد کربن آلی و برابر ۸۱۰.۹ متر بود. این در حالی است که کمترین دامنه برای فعالیت آنزیم فسفاتاز قلیایی و برابر ۴۳۶ متر مشاهده گردید. در مجموع دامنه تأثیر برای ویژگی‌های بیولوژیک کم بود که این می‌تواند به دلیل پویایی این ویژگی‌ها در

وابستگی مکانی قوی ویژگی‌های خاک می‌تواند به خصوصیات ذاتی خاک (شکل‌گیری خاک) وابسته باشد در حالی که وابستگی مکانی متوسط‌مدت‌به عوامل خارجی (روش‌های مدیریت خاک) نسبت داده می‌شود (۶).

اگر ضریب تبیین بهترین مدل برآش داده شده بر نیم‌تغییرنما کمتر از ۰/۵ باشد همبستگی مکانی ضعیف تعریف می‌شود (۹). بنابراین طبق جدول ۳ ویژگی‌های خاکی اندازه‌گیری شده در این پژوهش از همبستگی مکانی بالایی برخوردار بودند. در بیشتر موارد ضریب تبیین بسیار بالا و مناسب و مجموع مربيعات خطأ بسیار پایین، نتایج بسیار منطقی و مناسبی را نشان داد. تنها کربن توode زنده میکروبی میکروبی و فعالیت آنزیم اورهآز بود که مقدار عددی مجموع مربيعات خطأ زیاد بود.

#### ارزیابی نیم‌تغییرنما دوچانبه و میان‌یابی کوکرجینگ

نیم‌تغییرنما دوچانبه تجربی برای تنفس پایه خاک با درصد کربن آلی و فعالیت آنزیم فسفاتاز قلیایی، فعالیت آنزیم‌های اورهآز و فسفاتاز قلیایی با درصد کربن آلی به طور جداگانه محاسبه و ترسیم گردید. مدل‌های مختلف کروی، نمایی، خطی، سقفدار و گوسی بر نیم‌تغییرنما دوچانبه تجربی برآش داده شد و مناسب‌ترین مدل انتخاب گردید.

بیشترین و کمترین دامنه به ترتیب مربوط به نیم‌تغییرنما دوچانبه تجربی تنفس پایه خاک با کربن آلی (۸۴۴۲ متر) و فعالیت آنزیم فسفاتاز قلیایی با کربن آلی (۴۱۴ متر) است. بهترین مدل برای نیم‌تغییرنما دوچانبه فعالیت آنزیم اورهآز با درصد کربن آلی مدل کروی، برای تنفس پایه خاک با کربن آلی و فعالیت آنزیم فسفاتاز قلیایی مدل نمایی و برای فعالیت آنزیم فسفاتاز قلیایی با درصد کربن آلی مدل گوسی بود.

با حد مجاز فاصله‌ی نمونه‌برداری ارایه می‌دهد (۱۹). فاصله‌ی نمونه‌برداری که برای این پژوهش تعیین شد، ۵۰۰ متر بود، اما با توجه به دامنه محاسبه شده برای ویژگی‌ها (به جز آنزیم فسفاتاز قلیایی)، می‌توان به منظور تعیین فاصله‌ی بهینه‌ی نمونه‌برداری در منطقه‌ی مطالعاتی این فاصله را افزایش داد، بدون آن که در دقت مطالعه خللی ایجاد شود و با این کار در زمان و هزینه‌ها صرفه‌جویی می‌شود.

با توجه به جدول ۳ بهترین مدل برای نیم‌تغییرنما منفرد درصد کربن آلی، تنفس میکروبی، آنزیم اورهآز، کربن توode زنده میکروبی، تنفس ویژه و نسبت کربن توode زنده میکروبی به کربن آلی مدل کروی، برای واکنش خاک مدل نمایی و برای قابلیت هدایت الکتریکی و آنزیم فسفاتاز قلیایی مدل گوسی بود. کرمی و بصیرت (۱۴) نیز بهترین مدل برآش داده شده به کربن آلی را کروی گزارش نمودند. در دشت سانگنین چین نیز بهترین مدل برای پهاش کروی بوده است (۴۲). نائل و همکاران (۲۱) نیز بهترین مدل برآش داده ده

بر تنفس پایه خاک و کربن آلی را مدل کروی بیان نموده است. ویژگی‌های خاکی اندازه‌گیری شده، اثر قطعه‌ای کوچکی را نشان دادند. نسبت واریانس قطعه‌ای به آستانه  $\frac{C_0}{C_0 + C}$  (شاخصی از

قدرت ساختار متغیرهای مکانی است. اگر این نسبت کمتر از ۰/۲۵ باشد، متغیر از ساختار مکانی قوی و اگر نسبت بین ۰/۲۵ تا ۰/۷۵ باشد، گیرد ساختار مکانی آن متوسط و اگر این نسبت بیش از ۰/۷۵ باشد، ساختار مکانی آن ضعیف خواهد بود (۶). بنابراین به جز قابلیت هدایت الکتریکی و درصد کربن آلی که دارای وابستگی مکانی متوسط هستند، سایر ویژگی‌ها در کلاس وابستگی مکانی قوی قرار می‌گیرند. قوی‌بودن ساختار مکانی ویژگی‌های موردمطالعه بدانمعناست که اسافت‌دادهاروش‌های زمین‌آمیزی‌نمایاری به خوبی می‌تواند در تجزیه‌وتحلیل لگوی‌تغییرپذیری‌تغییرهای موردمطالعه مفید واقع شود.

جدول ۴- مدل‌های برآش داده شده بر نیم‌تغییرنما دوچانبه تجربی و خلاصه‌ای از اطلاعات زمین‌آماری  
Table 4- Models fitted on bilateral semivariogram and summary of geostatistical data

فاکتور Factor	مدل Model	اثر قطعه- $C_0$	استانه $C_0 + C$	نسبت همبستگی $\frac{C_0}{C_0 + C}$	دامنه تأثیر، A <sub>0</sub> , Meter	ضریب $R^2$ تبیین	مجموع مربيعات RSS
BR-OC	نمایی Exponential	0.525	1.972	0.3773	8442	0.96	$2.89 \times 10^{-4}$
BR-Alkaline phosphatase	نمایی Exponential	148.1	334.5	0.4427	2458	0.977	19.7
Urease-OC	کروی Spherical	0.45	2.359	0.1907	525	0.923	0.0354
Alkaline phosphatase-OC	گوسی Gaossian	0.01	4.159	0.0024	414	0.898	$1.22 \times 10^{-5}$

وزن دادن عکس فاصله، کریجینگ نقطه‌ای و کوکریجینگ برای ویژگی‌های خاکی، با استفاده از آماره‌های  $MAE$  و  $MBE$  و  $RMSE$  اعتبارسنجی گردید. بدین منظور مقادیر تخمین زده شده پارامتر مذبور با استفاده از بهترین مدل‌های برآش داده شده بر داده‌های اندازه‌گیری شده با آماره‌های مذبور محاسبه و بررسی گردید (جدول ۵). مقادیر مذبور باید برای برآورد بهینه نزدیک صفر باشند.

(۱۸)

نتایج گویای آن است که ساختار مکانی تنفس پایه خاک با کربن آلی و فعالیت آنزیم فسفاتاز قلیایی متوسط و ساختار مکانی فعالیت آنزیم اوره‌آز با درصد کربن آلی و فعالیت آنزیم فسفاتاز قلیایی با درصد کربن آلی قوی بود. از لحاظ ضریب تبیین نیز بهترین مدل برآش داده شده بر نیم‌تغییرنما دوچانبه سایر ویژگی‌ها نیز از همبستگی مکانی بالایی برخوردار بودند (جدول ۴).

#### ارزیابی مدل‌های تخمین‌گر

صحت تخمین نقشه پهنه‌بندی ویژگی‌های خاک با روش‌های

جدول ۵- ارزیابی روش‌های مختلف میان‌یابی ویژگی‌های خاکی در دشت پاسارگاد

Table 5- Evaluation of different interpolation methods of soil characteristics in Pasargad plain

متغیر Variable	میان‌یاب Interpolation	میانگین مطلق خطاهای MBE	میانگین اریبی خطاهای MAE	میانگین دوم میانگین مربعات خطای RMSE
pH	Kriging	-0.002	0.172	0.27
	Inverse distance weight	0.007	0.179	0.028
EC	Kriging	0.004	0.204	0.035
	Inverse distance weight	-0.036	0.206	0.037
OC	Kriging	-0.0014	0.101	0.0081
	Inverse distance weight	-0.0012	0.103	0.0083
BR	Kriging	-0.498	10.01	79.0
	Inverse distance weight	-0.585	9.48	73.9
	BR-OC	-0.1591	9.62	79.7
MBC	Kriging	4.58	73.3	3771
	Inverse distance weight	7.32	81.9	4907
	Kriging	1.935	35.24	950
Urease	Inverse distance weight	2.688	35.81	971
	Urease-OC	-0.232	39.25	1140
Alkaline phosphatase	Kriging	0.588	51.90	2316
	Inverse distance weight	1.204	48.85	1817
	Alkaline phosphatase-OC	0.074	50.44	2012
qCO <sub>2</sub>	Kriging	-0.083	1.314	1.584
	Inverse distance weight	-0.579	1.453	2.383
MBC/OC	Kriging	0.026	0.675	0.338
	Inverse distance weight	0.065	0.801	0.469

شمال و شمال غربی به میزان آن افزوده می‌شد (شکل ۲ب). تقریباً تغییرات قابلیت هدایت الکتریکی و واکنش خاک عکس هم بود و جدول همیستگی نیز این موضوع را تأیید می‌کند (جدول ۲). اگرچه با توجه به نقشه پهنه‌بندهای قابلیت هدایت الکتریکی، منطقه موردنظر در زمرة خاک‌های غیر شور قرار می‌گیرد ولی می‌بایست به نواحی شمال و شمال غربی منطقه، به منظور مطالعات دقیق‌تر برای محصولات حساس و این که شاید به دلیل مدیریت غلط این نواحی در آینده زمرة خاک‌های شور قرار گیرد، توجه بیشتری نمود.

با توجه به شکل ۳پ، مقادیر کربن آلی در جنوب و جنوب شرقی منطقه کمترین مقدار بود و به سمت شمال و شمال غربی به میزان آن افزوده می‌شد. بیشترین سطوح اراضی (۵۵ درصد) دارای مقادیر کربن آلی خاک بین ۱/۱۱ تا ۱/۲۵ درصد بود. افزایش بیشتر ویژگی مزبور در شمال منطقه می‌تواند به دلیل اضافه کردن بیشتر کود دامی توسط کشاورزان باشد. هرچند نوع و درجه تازگی کود دامی که در این منطقه توسط کشاورزان به مزارع اضافه می‌شود تفاوت زیادی با هم دارند. در جنوب و شمال غربی منطقه بیشترین مقادیر تنفس پایه خاک مشاهده گردید (شکل ۲ت) که این می‌تواند به دلیل وجود مواد سهل التجیزه در مواد آلی خاک (۷) و استفاده کمتر از کودهای شیمیایی باشد. هرچه ماده آلی سهل‌الوصول در خاک بیشتر باشد در نتیجه فعالیت میکروبی و به دنبال آن تنفس میکروبی افزایش می‌یابد. در مقابل در جنوب غربی و قسمتی از مرکز منطقه میزان تنفس پایه خاک کمتر مشاهده می‌شود (شکل ۲ت). تحقیقات نشان داده است که افزایش ماده آلی سهل‌الوصول باعث افزایش تنفس میکروبی و فعالیت آنزیمی می‌گردد. این درحالی است که کودهای شیمیایی تأثیر منفی بر شاخص‌های مزبور داشته است (۸). همچنین هدررفت ماده آلی سهل‌الوصول خاک بر اثر کشت و کار و مدیریت نامناسب خاک می‌تواند به عنوان عامل اصلی کاهش تنفس میکروبی (۴۵) در نواحی از منطقه که تنفس میکروبی کم است باشد.

سطح وسیعی در منطقه (۸۶/۵ درصد) دارای مقادیر کربن توده زنده میکروبی بین ۱۶۰ تا ۳۵۰ mg Cmin/kg soil است. کربن توده زنده میکروبی در غرب منطقه مقادیر بالاتری را دارا بود اما، مقادیر آن در شمال شرقی کمترین مقدار است (شکل ۲ت). هرچه میزان مواد آلی و بقایای گیاهی تازه کم باشد، حداقل میزان کربن توده زنده میکروبی مشاهده می‌گردد. ساگار و همکاران (۲۷) نیز مشاهده کردند که با کاهش ورود مواد آلی تازه به خاک، میزان کربن توده زنده میکروبی خاک نیز کاهش می‌یابد. لی و چن (۱۶) نیز کاهش کربن توده زنده میکروبی را با افزایش خشکی در عمق‌های ۰-۵ و ۵-۱۰ سانتی‌متری گزارش نموده‌اند. به نظر می‌رسد در مناطقی که داری مقادیر کم کربن توده زنده میکروبی می‌باشند باید علاوه بر مقدار ماده آلی به نوع ماده آلی توجه ویژه‌ای نمود که این متأسفانه در بعضی

با توجه به جدول ۵ بهترین میان‌باب برای ویژگی‌های واکنش خاک، قابلیت هدایت الکتریکی، درصد کربن آلی، کربن توده زنده میکروبی، آنزیم اوره‌آز، تنفس ویژه و نسبت کربن توده میکروبی به کربن آلی کربیجینگ، برای آنزیم فسفاتاز قلیایی وزن دادن عکس فاصله و برای تنفس پایه خاک کوکربیجینگ (تنفس پایه خاک با آنزیم فسفاتاز قلیایی) بود. برآورد روش کربیجینگ برای متغیرهای خاکی در مقایسه با روش‌های وزن دادن عکس فاصله و کوکربیجینگ با توجه به آماره‌های موردنظر بررسی تقریباً بدون ارجیحیت بیشتری برخوردار است. بنابراین روش کربیجینگ در مقایسه با روش‌های وزن-دادن عکس فاصله و کوکربیجینگ تقریباً از مقادیر کمتر آماره‌های MBE و RMSE (به جز در مورد آنزیم فسفاتاز و تنفس پایه خاک) برخوردار بود که نشان دهنده نزدیکی بیشتر برآوردها به مقادیر اندازه‌گیری شده با روش مزبور است.

به منظور برآورد ویژگی‌های خاک مزروعه گندم شامل کربن آلی، pH، EC، تنفس میکروبی، کربن توده میکروبی، کسر متабولیک یا تنفس ویژه و فعالیت آنزیم‌های فسفاتاز و دهیدروژناز در جنوب‌شرقی ایالت واشنگتن آمریکا از روش زمین‌آماری کربیجینگ استفاده و بیان شده است که این روش دارای دقت قابل ملاحظه‌ای نسبت به دیگر روش‌ها می‌باشد (۱۳). همچنین برای برآورد توزیع مکانی ویژگی‌های خاک روش‌های کربیجینگ و کوکربیجینگ بهتر از روش وزن دادن عکس فاصله بوده است (۴۴). در تحقیق دیگر با استفاده از سه روش میان‌باب وزن دادن عکس فاصله، کوکربیجینگ و اسپلائین‌ها، سوری خاک، واکنش خاک و ماده آلی خاک در جنوب غربی استرالیا برآورد شده که مشخص گردیده روش کوکربیجینگ و اسپلائین‌ها برای تخمین سطوح سوری و ماده آلی و وزن دادن عکس فاصله برای برآورد سطوح واکنش خاک مناسب بوده است (۲۶).

### پهنه‌بنده

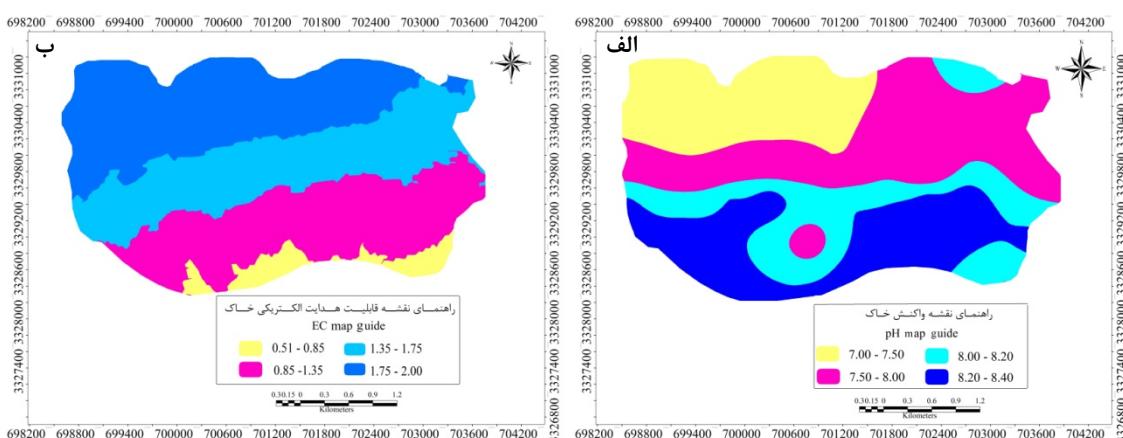
با توجه به شکل ۲الف، مقادیر واکنش خاک در جنوب منطقه بیشترین مقدار بود و به سمت شمال و شمال غربی از میزان آن کاسته می‌شد. بیشترین اراضی دارای مقادیر واکنش خاک بین ۷/۵ تا ۸/۴ بود. این موضع تأیید کننده این می‌باشد که منطقه موردنظر مطالعه در زمرة خاک‌های قلیایی قرار دارد که این می‌تواند به دلیل بارندگی سالانه کم در منطقه باشد. دلایل تغییرات واکنش خاک را می‌توان علاوه بر شرایط طبیعی به حاکم خاک، به مدیریت اعمال شده در مزارع ربط داد که تأثیر متفاوتی بر واکنش خاک داشته‌اند. با کاربرد کودهای شیمیایی و دامی و خاکورزی‌های مختلف واکنش خاک تحت تأثیر قرار می‌گیرد. مقادیر قابلیت هدایت الکتریکی در جنوب و تا حدودی جنوب شرقی منطقه کمترین مقدار بود و به سمت

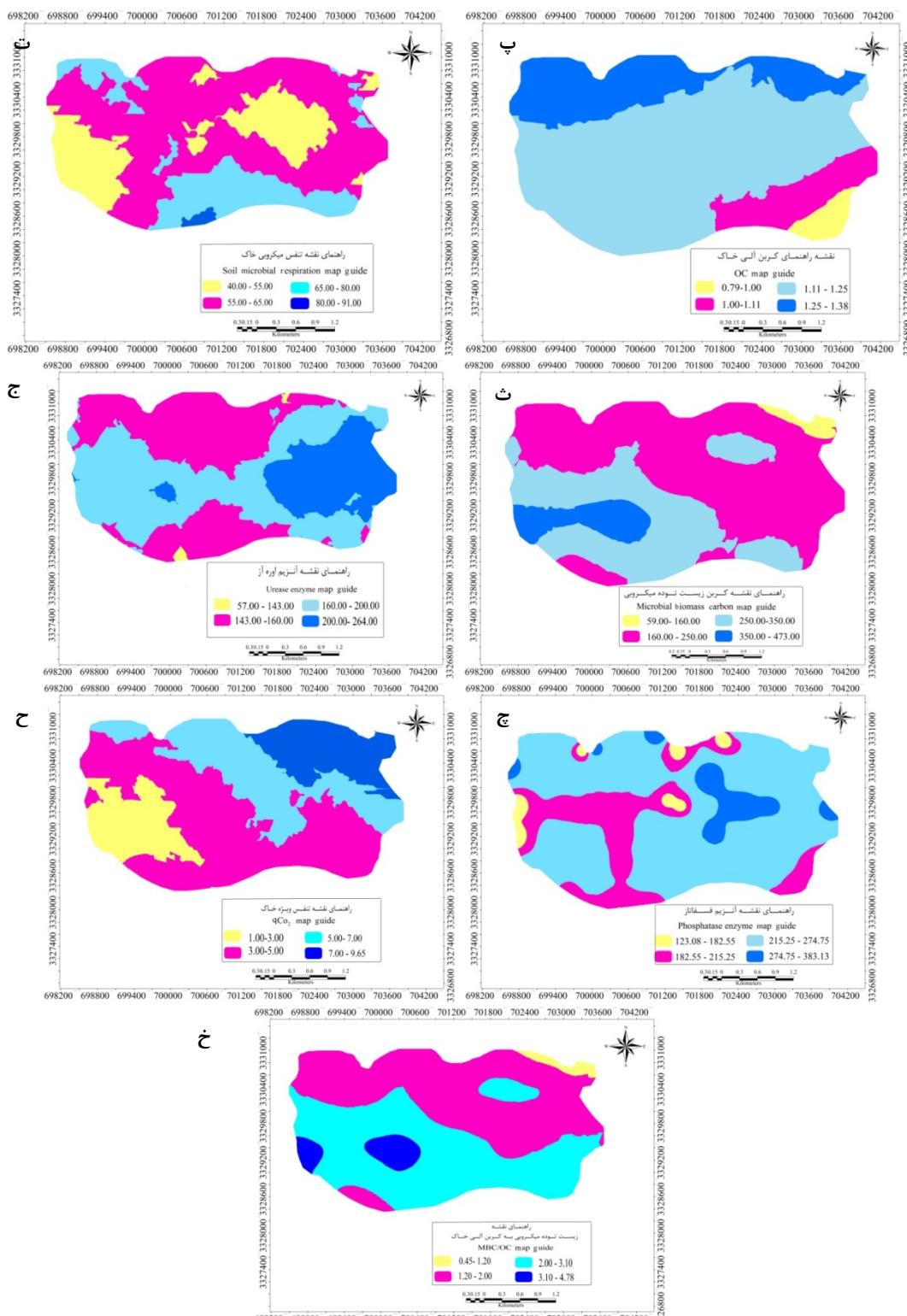
آنزیم فسفاتاز قلیایی رابطه مثبت و معنی‌داری با کربن آلی داشت که مؤید نتایج به دست آمده در این پژوهش است. همچنین کاهش فعالیت این آنزیم در قسمت‌هایی از منطقه می‌تواند به دلیل مصرف بیش از حد کودهای فسفره توسط کشاورزان باشد. متاسفانه مشاهده شد که کشاورزی در منطقه به شدت با تکیه بر کودهای شیمیایی به ویژه نیتراته و فسفره است و کشاورزان در هر دوره کشت مقادیر بالایی از این کودها را مصرف می‌کنند که موجب گردیده بود تا خاک به شدت حالت کلوخه‌ای به خود گرفته و از طرف دیگر عملیات سخنم به سختی انجام شود.

با توجه به شکل ۲ ح تنفس ویژه در غرب کمترین مقدار را دارد. بیشترین مقدار ویژگی مزبور در شمال شرق منطقه مورد مطالعه مشاهده شد. مقادیر بالای ۲ (در برخی منابع بالای ۳ را ذکر نموده‌اند) این شاخص نشان از شرایط تنفس در خاک است (۳). بنابراین قسمت‌هایی از منطقه دارای شرایط نرمال از نظر این شاخص نمی‌باشد که می‌تواند به دلیل عوامل مدیریتی غلط باشد. افزایش تنفس ویژه با توجه به نتایج قبلی به دست آمده در این پژوهه قابل پیش‌بینی بود چرا که روش‌های مدیریتی غلط در برخی از قسمت‌های منطقه سبب کاهش شاخص‌های بیولوژیک نظیر تنفس میکروبی خاک، فعالیت آنزیمی و کربن توده زنده میکروبی گردیده است که تمامی آنها نشان از وجود شرایط تنفس برای ریز جانداران است، به‌طوری که مدیریت غلط با تغییر نوع و حذف بقایای آلی وارد شده به خاک، تغییر و کاهش جمعیت و فعالیت میکروبی و نیز اشتبکی شرایط پایدار خاک بر اثر عملیات خاکورزی و تردد ماشین‌آلات خاک سبب افزایش این شاخص گردیده است. گزارش شده است که شرایط محیطی متفاوت از قبیل تفاوت ورود مواد آلی تازه به خاک و کیفیت کربن آلی در مناطق مورد بررسی می‌تواند علت تفاوت در میزان کسر متابولیکی یا تنفس ویژه باشد (۱۲).

نقاط منطقه رعایت نشده و از مواد آلی غیر تازه و سخت تجزیه شونده استفاده می‌کنند. بنابراین مشاهده می‌شود که علی‌رغم افزایش ماده آلی، کربن توده زنده میکروبی روندی متفاوت را نشان می‌دهد. فعالیت آنزیم اوره‌آز در شرق منطقه مورد مطالعه مقادیر بالاتری را داشت کمترین مقادیر آن در جنوب و شمال مشاهده گردید. سطح وسیعی در منطقه (۸۰ درصد) مقادیر بین ۱۴۲ تا mg N-۲۰۰ soil. 2hr NH<sub>4</sub><sup>+</sup>/kg به نظر می‌رسد به دلیل حساسیت بالای آنزیم اوره‌آز به عوامل مدیریتی و پویایی آن و به دنبال آن دامنه تأثیر کمتر (۷۹۸ متر)، چنین الگویی دور از انتظار نمی‌باشد (جدول ۳). در بررسی‌های انجام شده توسط زنگ و همکاران (۴۵) میزان رطوبت، کربن آلی خاک، نیتروژن کل و فسفر از عوامل تأثیرگذار بر فعالیت آنزیم اوره‌آز ذکر شده‌اند. از دلایل بالا بودن فعالیت آنزیم اوره‌آز در قسمت‌هایی از منطقه می‌توان به زیاد بودن مواد آلی در این نواحی اشاره نمود که جدول همبستگی نیز تأیید کننده این موضوع است (جدول ۲). کاهش فعالیت آنزیم اوره‌آز در جنوب و شمال منطقه ممکن است به دلیل کاهش ترشحات ریشه و فعالیت ریز جانداران خاکزی ناشی از کاهش بقایای آلی اضافه شده به خاک و نیز ورود آمونیوم ناشی از مصرف بیش از حد کودهای نیتروژن باشد.

فعالیت آنزیم فسفاتاز قلیایی در منطقه به صورت پراکنده بود و سطح وسیعی (۶۸/۳۲ درصد) در منطقه مورد مطالعه مقادیری از ۲۱۵ تا ۲۷۵ μg PNP/g.hr را داشت (شکل ۲ج). به نظر می‌رسد این آنزیم نیز به دلیل حساسیت بالا به عوامل مدیریتی و پویایی آن و به دنبال آن دامنه تأثیر کمتر (۴۳۶ متر) چنین الگویی دور از انتظار نمی‌باشد (جدول ۳). از دلایل بالا بودن فعالیت این آنزیم در قسمت‌هایی از منطقه نیز می‌توان به زیاد بودن مواد آلی در این نواحی اشاره نمود که جدول همبستگی نیز تأیید کننده این موضوع است (جدول ۲). نتایج تحقیقات اکوستا-مارتینز و همکاران (۱) نشان داد که فعالیت





شکل ۲- نقشه تغییرپذیری مکانی برای واکنش خاک (الف)، قابلیت هدایت الکتریکی (ب)، درصد کربن آلی (پ)، تنفس میکروبی (ت)، کربن توده زنده میکروبی (ث)، فعالیت آنزیم اوره آز (ج)، فعالیت آنزیم فسفاتاز قلیایی (چ)، تنفس ویژه یا کسر متابولیک (ح) و نسبت کربن توده زنده میکروبی به کربن خاک (خ) در خاکهای دشت پاسارگاد

Figure 2- Map spatial variability for Ph (a), EC (b), OC (c), microbial respiration (d), microbial biomass carbon (e), urease enzyme (f), phosphatase enzyme (g), metabolic fraction or specialbreathing (h) and MBC/OC (i) in Pasargad plain.

ویژگی‌های خاک بیانگر ارتباط قوی بین آنهاست. علم زمین‌آمار به خوبی توانست ویژگی‌ها را مورد بررسی و مطالعه قرار دهد به گونه‌ای که نتایج نشان از دامنه تأثیر کمتر شاخص‌های بیولوژیک بود که به حساسیت آنها در برابر عوامل مدیریتی اشاره دارد و این تأیید کننده این موضوع است که این شاخص‌ها می‌توانند به منظور ارزیابی خاک در این منطقه به خوبی استفاده گردند. به نظر می‌رسد در برخی از نواحی منطقه به دلایلی شامل: ۱- نامناسب بودن نوع مواد آلی اضافه شده به خاک، ۲- اضافه نکردن مواد آلی و ۳- تجزیه مواد آلی در اثر روش‌های ناصحیح مدیریتی، مقدار و نوع مواد آلی در خاک مناسب نبوده و لذا شاخص‌های بیولوژیکی خاک رو به افول است. این معضل موجب به وجود آوردن نواحی بحرانی در این منطقه شده است. به نظر می‌رسد توان بیولوژیک خاک از مضرات کودهای شیمیایی مستثنی نبوده و در نواحی که فعالیت آنزیمی کاهش یافته است کشاورز باید به منظور مدیریت پایدار اراضی از مصرف کودهای شیمیایی به ویژه نیتراته و فسفره بکاهد و در عوض از کودهای دامی مناسب استفاده کند. همچنین به نظر می‌رسد در نواحی بحرانی باید از سیستم‌های کم‌خاکورزی و یا حتی بی‌خاکورزی استفاده گردد تا روند تخریب خاک کاهش و یا حتی متوقف گردد. در مجموع با توجه به نقشه‌های پهنه‌بندی به دست آمده قسمت‌هایی در منطقه دارای شرایط حاد از روش‌های مدیریتی که در این نواحی توسط کشاورزان اعمال می‌شود تغییر استراتژی داد.

بیشترین مقدار نسبت کربن توده زنده میکروبی به کربن آلی در غرب و جنوب مشاهده و به سمت شمال و شمال شرقی از میزان آن کاسته شد (شکل ۲خ). آندرسون (۳) معتقد است که خاک‌هایی با نسبت کمتر از ۲ این شاخص در ناحیه بحرانی قرار دارند. افزایش نسبت کربن توده زنده میکروبی به کربن آلی خاک نسبت مستقیمی با کیفیت مواد افزوده شده به خاک دارد و این نسبت در مناطقی که افزوده شدن مواد آلی تازه کم باشد، کاهش یافته و فراوانی مواد آلی سخت تجزیه شونده در خاک افزایش می‌باید (۳ و ۴). لذا باید در قسمت‌هایی از منطقه که این نسبت کمتر از ۲ است (۵۰/۶ درصد منطقه، به ویژه در شمال و شمال شرقی) به کیفیت مواد آلی که به مزارع اضافه می‌شود توجه نمود.

### نتیجه‌گیری کلی

با توجه به نتایج به دست آمده می‌توان اظهار داشت که ارزیابی ویژگی‌های بیولوژیکی که مورد بحث قرار داده شد، می‌تواند نقش برجسته‌ای را در کنترل عوامل مدیریتی در منطقه موردنظر ایفا کند. تغییرات زیاد برخی از شاخص‌ها از جمله کربن توده زنده میکروبی و تنفس ویژه، احتمالاً به دلیل حساسیت زیاد این ویژگی‌ها به عوامل انسانی نظیر عملیات خاک‌ورزی و استفاده از کودهای شیمیایی می‌باشد که باعث تغییر در یکنواختی سطح خاک می‌شود. نقشه پهنه‌بندی این دو ویژگی نیز این موضوع را تأیید کرد. نتایج حکایت از همبستگی منطقی بین ویژگی‌ها بود که وجود همبستگی بین

### منابع

- Acosta-Martínez, V., Klose, S., and Zobeck, T.M. 2003. Enzyme activities in semiarid soils under conservation reserve program, native rangeland, and cropland. *Journal of Plant Nutrition and Soil Science*, 166: 699-707.
- Anderson, J.P.E. 1982. Soil respiration. p. 831-872. In: A.L. Page, R.H. Miller, and D.R. Keeney (eds.) *Methods of Soil Analysis. Part 2. Soil Science Society of America, Madison, Wisconsin*.
- Anderson, T.H. 2003. Microbial eco-physiological indicators to assess soil quality. *Agriculture, Ecosystem & Environmental*, 98: 285-293.
- Anderson, T.H., and Domsch, K.H. 1989. Ratios of microbial biomass carbon to total organic carbon in arable soils. *Soil Biology and Biochemistry*, 21:471-479.
- Brejda, J.J., Moorman, T.B., Karlen, D.L., and Dao, T.H. 2000. Identification of regional soil quality factors and indicators: I. Central and southern high plains. *Soil Science of Society American Journal*, 64: 2115-2124.
- Camberella, C.A., Moorman, T.B., Novak, J.M., Parkin, T.B., Karlen, D.L., Turco, R.F., and Konopka, A.E. 1994. Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. *Soil Science of Society American Journal*, 58: 1501-1511.
- Chander, K., Goya, S., and Kapoor, K. 2006. Microbial biomass dynamics during the decomposition of leaf litter of Poplar and eucalyptus in a sandy loam. *Applied Soil Ecology*, 35: 10-23.
- Dixon, W.J., and Massey, F.J. 1983. *Introduction to statistical analysis*. McGraw Hill Pub., USA.
- Duffera, M., White, J.G., and Weisz, R. 2007. Spatial variability of Southeastern U.S. Coastal Plain soil physical properties: Implication for site-specific management. *Geoderma*, 137: 327-339.
- Garcia-Gil, J.C., PlazacSenesi, N., Brunetti, G., and polo, A. 2004. Effects of sewage sludge amendment on humic acids and microbiological properties of semiarid Mediterranean soil. *Biology and Fertility of Soils*, 39: 320-328.
- GhorbaniDashtaki, S., Homaei, M., Mahdian, M.H., and Kouchakzadeh, M. 2009. Site-dependence performance

- of infiltration models. *Water Resources Management*, 23: 1573-1650.
- 12- Islam, K.R., and Weil,R.R. 2000. Soil quality indicator properties in mid-Atlantic soils as influenced byconservation management. *Journal of Soil and Water Conservation*, 54: 69-78.
- 13- Jeffrey, L.S., and Jonathan, J.H. 2011. Field scale studies on the spatial variability of soil quality indicators inwashington state, USA. *Applied and Environmental Soil Science*, doi:10.1155/2011/198737.
- 14- Karami, A., and Basirat, S. 2015. Geostatistical assessment of spatial variability of some surface soil properties in arsenjan plain. *Soil Research (Soil and Water Sciences)*. 29: 59-69. (in Persian with English abstract)
- 15- Khodaverdiloo, H., Homae, M., van Genuchten, M.T., and GhorbaniDashtaki, S. 2011. Deriving and validating pedotransfer functions for some calcareous soils. *Journal of Hydrology*, 399: 93-99.
- 16- Li, X., and Chen, Z. 2004. Soil microbial biomass C and N along a climatic transect in the Mongolian steppe. *Biology and Fertility of Soils*, 39:344-351.
- 17- McBratney, A.B., and Webster, R. 1983. Optimal interpolation and is arithmetic mapping of soil properties: V. Coregionalization and multiple sampling strategies. *Journal of Soil Science*, 34: 137-162.
- 18- Mishra, U., Lal, R., Liu, D., and Van Meirvenne, M. 2010. Predicting the spatial variation of the soil organic carbon pool at a regional scale. *SSSAJ*, 74: 906-914.
- 19- Mohammadi, G. 2006. Pedometer 2 (spatial statistics). Pek Press, Tehran, 453 p. (in Persian)
- 20- Monreal, C.M., and Bergstrom, D.W. 2000. Soil enzymatic factors expressing the influence of land use, tillage system and texture on soil biochemical quality. *Canadian Journal of Soil Science*, 80: 419-428.
- 21- Neal, M., Khademi, H., and Hajabbasi, A. 2004. Response of soil quality indicators and their spatial Variability to land degradation in central Iran. *Applied soil ecology*, 27: 221-232.
- 22- Oyonarte, N.A., and Mateos, L. 2002. Accounting for soil variability in the evaluation of furroirrigation. *Transactions of the ASAE*, 45: 85-94.
- 23- Renella, G., Merch, M., Land, L., and Nannaipieri, P. 2005. Microbial activity and hydrolase synthesis in long-term-contaminated soils. *Soil Biology and Biochemistry*, 37: 133-139.
- 24- Richards, L.A. 1954. Diagnosis and improvement of saline and alkali soils. USDA Salinity Laboratory Staff, 160 p.
- 25- Richter, D., Hofmockel, M., Callaham, M.A., Powlson, D.S., and Smith, P. 2007. Long-term soil experiments: Keys to managing earth's rapidly changing ecosystems. *Soil Science of Society American Journal*, 71: 266-279.
- 26- Robinson, T.P., and Metternicht, G. 2006. Testing the performance of spatial. interpolation techniques for mapping soil properties. *Computers and Electronics in Agriculture*, 50: 97-108.
- 27- Saggar, S., Hedley, C.B., and Salt, G.J. 2001. Soil microbial biomass, metabolic quotient, and carbon and nitrogen mineralisation in 25-year-old *Pinusradiata* agroforestry regimes. *Australian Journal of Soil Research*, 39: 491-504.
- 28- Shi, W., Dell, E., Bowman, D., andIyyemperumal, K. 2006. Soil enzymeactivities and organic matter compositionin a turfgrasschromosequence. *Plant and Soil*, 288: 288-296.
- 29- Sparling, G.P. 1992. Ratio of microbial biomass carbon to soil organic carbon as a sensitive indicator of changes in soil organic matter. *Australian Journal of Soil Research*, 30: 195-207.
- 30- Tabatabai, M.A. 1982. Soil enzymes. In:A.L. Page, R.H. Miller, and D.R.Keeney (eds.) *Methods of Soil Analysis*. Part 2.2<sup>nd</sup> ed. Agron. Monogr. No. 9. ASA and SSSA, Madison WI.
- 31- Thomas, G.W. 1996. Soil PH and soil acidity. p. 475-490. In: D.L. sparks (ed.) *Methods of Soil Analysis*. Part 3. No. 5. ASA and SSSA, Madison, WI.
- 32- Van Leeuwen, J.P., Lehtinen, T., Lair, G.J., Bloem, J., Hemerik, L., Ragnarsdóttir, K.V., Gísladóttir, G., Newton, J.S., and de Ruiter, P.C. 2015a. An ecosystem approach to assess soil quality in organically and conventionally managed farms in Iceland and Austria. *Soil Science*, 1: 83-101.
- 33- Van Leeuwen, J.P., Moraetis, D., Lair, G.J., Bloem, J., Nikolaidis, N.P., Hemerik, L., and de Ruiter, P.C. 2015b. Ecological soil quality affected by land use and management on semi-arid Crete. *Soil Discussion*, 2: 187-215.
- 34- Vance, E.D., Brookes, P.C., and Jenkinson, D.S. 1987. An extraction method for measuringsoil microbial biomass carbon. *Soil Biology and Biochemistry*, 19: 703-704.
- 35- Veum, K.S., Goyne, K.W., Kremer, R.J., and Miles, R.J. 2013. Biological indicators of soil quality and soil organic matter characteristics in an agricultural management continuum. *Biogeochemistry*, doi:10.1007/s10533-013-9868-7.
- 36- Wakernagel, H. 2002. *Multivariate Geostatistics*. Springer Press, 387 p.
- 37- Walkley, A., and Black, I.A. 1934. An examination of degtjareff method for determining soil organic matter and a proposed modification of the chromic acid titration method. *Soil Science*, 37: 29-38.
- 38- Webster, R., and Oliver, M.A. 2001. *Geostatistics for Environmental Scientists*. John Wiley and Sons, Chichester, England, 271 p.
- 39- Wei, J.B., Xiao, D.N., Zhang, X.Y., and Li, X.Z. 2006. Spatial variability of soil organic carbon in relation to environmental factors of a typical small watershed in the black soil region, northeast China. *Environmental Monitoring and Assessment*, 121: 597-613.
- 40- Wilding, L.P. 1985. Spatial variability: Its documentation, accommodation, and implication to soil survey. p. 166-

194. In: D.R. Nielsen, and J. Bouma (eds.) Soil Spatial Variability Wageningen, Netherlands.
- 41- Wilding, L.P., and Lin, H. 2006. Advancing the frontiers of soil science towards geoscience. Geoderma, 131: 257–274.
- 42- Yang, F., Zhang, G., Yin, X., and Liu, Z. 2011. Field-scale spatial variation of saline-sodic soil and its relation with environmental factors in western Songnen plain of China. International Journal of Environmental Research, 8: 374-387.
- 43- Yasrebi, J., Sharifi, M., Fathi, H., Karimian, N., Emadi, M., and Baghernejad, M. 2008. Spatialvariability of soil fertility properties forprecision agriculture in southern Iran. Journal ofApplied Sciences, 8: 1612-1650.
- 44- Zare-Mehrjardi, M., Taghizadeh-Mehrjardi, R., and Akbarzadeh, A. 2010. Evaluation of geostatistical techniques for mapping spatial distribution of soil pH, salinity and plant cover affected by environmental factors in Southern Iran. NotulaeScientiaBiologicae,2: 92–103.
- 45- Zeng, D.H., Hu, Y.L., Chang, S.X., and Fan, Z.P. 2009. Land cover change effects on soil chemical and biological properties after planting Mongolian pine (*Pinussylvestrisvar. mongolica*) in sandy lands in Keerqin, northeastern China. Plant and Soil, 317: 121-133.



## Evaluation of Spatial Variability of Biological Indicators of Soil Quality in Wheat Farms of Pasargad Plain

V.A. JahandidehMahjenAbadi<sup>1</sup> - A. Karami<sup>2\*</sup> - R. Mosavi<sup>3</sup> - H. Asadi Rahmani<sup>4</sup>

Received:13-12-2016

Accepted:18-03-2017

**Introduction:** Soil quality as an important part from soil resource sustainability, consistently is influenced by human activities. Today, the presence of accurate information about variability of soil quality properties is considered more than ever to apply this information in economic modeling, environmental predictions, accurate farming and natural resources management. Soil quality is defined as: "capacity of the soil to function, within the ecosystem and land-use boundaries, to sustain biological productivity, maintain environmental quality, and promote plant and animal health"; therefore, it is one of the most important factors in developing sustainable land management and sustaining the global biosphere. The definition of soil quality encompasses physical, chemical and biological characteristics, and it is related to fertility and soil health. Many indicators can be used to describe soil quality, but it is important to take into account sensitivity, required time, and related properties, than can be explained. Properties related to organic matter content, such as microbial respiration, microbial biomass carbon (MBC) and enzymatic activity (urease and phosphatases) can be used as soil quality indicators. They provide early information about mineralization processes, nutrient availability and fertility, as well as effects resulting from changes in land use or agricultural practices (e.g. tillage or application of different types of organic matter). In this context, biological properties have been used as soil quality indicators, because of their relationship with organic matter content, terrestrial arthropofauna, lichen, microbial community (biomass or functional groups), metabolic products as ergosterol or glomalin and soil activities as microbial respiration and enzyme production. This study was carried out for evaluation the spatial variability of biological soil quality indicators in wheat farms of Pasargad plain.

**Materials and Methods:** After reviewing the initial map of Pasargad, a total of 60 samples were provided using a systematic grid square sampling pattern with 500×500 m over the 1200 ha area of Pasargad at surface soil depth (0-30 cm). The characteristics of soil including organic carbon, pH, EC, microbial respiration, microbial biomass carbon , soil alkaline phosphatase and urease enzymes activity, ratio of microbial biomass carbon to organic carbon (MBC/OC) and microbial metabolic quotient( $q\text{CO}_2$ ) were measured and calculated. Results were analysed with SPSS, Excel, GS<sup>+</sup>, and ArcGIS softwares. Summary statistics were calculated for the 60 samples including mean, maximum and minimum, coefficient of variation (CV), kurtosis and skewness. In addition, Pearson correlation coefficients were calculated for untransformed data. For evaluation of different interpolation methods of soil characteristics in Pasargad plain root mean square error (RMSE), mean bias error (MBE) and mean absolute error (MAE) were used. We also constructed maps of the spatial distributions for each individual variable using best interpolators including kriging, inverse distance weighting (IDW) and cokriging methods.

**Results and Discussion:** The results showed that in the most cases the studied properties had too much variation. Based on the coefficient of variation, pH and  $q\text{CO}_2$  had the lowest and highest variations, respectively. There was significant linear correlation between most of soil properties. From lognormal transformation was used for normalization of EC and  $q\text{CO}_2$ . Best model for single semivariogram of organic carbon, microbial respiration, urease enzyme activity, microbial biomass carbon,  $q\text{CO}_2$  and MBC/OC in the soil was spherical model, for pH in the soil was exponential model and for EC and phosphatase enzyme activity was gaussian model. Also, the best interpolator for pH, EC, organic carbon, microbial biomass carbon, urease activity,

1- P.H.T student of Soil Science, College of Agriculture, Shiraz University, Shiraz, Iran

2- Assistant Professor of Soil and Water Research Department, Fars Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, AREEO, Shiraz, Iran

(\*Corresponding Author Email: ad.karami@areeo.ac.ir)

3- P.H.T Student of Soil Resource Management, Department of Science and Soil Engineering, Tehran University, Tehran, Iran

4- Associate Professor of Soil and Water Research Institute, Agriculture Research, Education and Extension Organization, Karag, Iran

$qCO_2$ and MBC/OC was kriging, for alkaline phosphatase activity was inverse distance weight, and for microbial respiration was cokriging method. Amount of pH increased from north to south of Pasargad plain, but amounts of EC and organic carbon were inverse of pH. The higher amounts of microbial respiration and urease activity were observed at the south and east, respectively. The amount of phosphatase activity in the soil of Pasargad plain was scattered, and wide area in the plain had the activity between 215-275  $\mu\text{g PNP/g.hr}$ . The higher amount of MBC and MBC/OCand lower amount of  $qCO_2$ were observed at the west.

**Conclusions:** The biological soil properties were sensitive and rapid indicators of effects of soil management. Generally, according to the spatial variabilitymap, the areas in the region are critical situations in terms of biological indicators of soil. So the management techniques that are applied by farmers in these areas have to be changed. The results of this study used in the improvement of regional planning for sustainable management of soil.

**Keywords:** Biological properties variability, Geostatistic, Soil quality

## تأثیر نوع و مقدار بیوچار بر برخی ویژگی‌های خاک و قابلیت استفاده بعضی عناصر غذایی در یک خاک آهکی

ندا مرادی<sup>۱\*</sup>-میرحسن رسولی صدقیانی<sup>۲</sup>-ابراهیم سپهر<sup>۳</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱۱/۰۵

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۴/۲۱

### چکیده

تجزیه حرارتی ضایعات گیاهی و تبدیل آن به بیوچار و افزودن به خاک علاوه بر ترسیب کربن و کاهش آلودگی هوا می‌تواند سبب اصلاح برخی ویژگی‌های آهکی شود. به منظور بررسی تأثیر بیوچار بر برخی ویژگی‌های خاک آهکی، آزمایشی به صورت فاکتوریل در قالب طرح کاملاً تصادفی اجرا گردید. فاکتورهای آزمایش شامل نوع بیوچار (ضایعات هرس سیب، هرس انگور و کاه و کلش گندم) و مقدار بیوچار (صفر (B<sub>0</sub>)، ۱ (B<sub>1</sub>)، ۲ (B<sub>2</sub>)، ۴ (B<sub>4</sub>) و ۸ (B<sub>8</sub>) درصد وزنی/وزنی) بودند. نمونه‌ها به مدت ۶۰ روز در دمای ۲۵ درجه سانتی‌گراد و ۶۰ درصد رطوبت ظرفیت زراعی نگهداری شده و سپس ویژگی‌های خاک شامل pH، قابلیت هدایت الکتریکی (EC)، مقدار کربن آلی، نیتروژن معدنی، پتاسیم، فسفر، آهن، منگنز، روی و مس قابل استفاده خاک در آن‌ها اندازه‌گیری گردید. نتایج نشان داد، به طور کلی با افزایش مقدار بیوچار، کربن آلی خاک، و همچنین شکل‌های قابل استفاده پتاسیم، فسفر و منگنز به طور معنی‌دار افزایش یافت. درصد کربن آلی خاک در تیمار B<sub>8</sub> ضایعات هرس سیب، هرس انگور و کاه و کلش گندم در مقایسه با شاهد به ترتیب ۳/۷۸، ۳/۸۰، ۵/۲۴ برابر افزایش نشان داد. همچنین شکل‌های نیتروژن نیتراتی و آمونیومی در هر سه بیوچار با افزایش مقدار کاهش یافتد. بیوچار حاصل از کاه و کلش گندم سبب کاهش معنی‌دار pH و آهن قابل استفاده خاک و افزایش قابلیت هدایت الکتریکی خاک گردید. به طور کلی بیوچار حاصل از کاه و کلش گندم بیشترین تأثیر را بر خصوصیات خاک و قابلیت استفاده عناصر غذایی داشت.

**واژه‌های کلیدی:** پتاسیم، تجزیه حرارتی، ضایعات هرس، کاه و کلش گندم، کربن آلی

حرارتی بیوماس در یک ظرف بسته تحت شرایط اکسیژن محدود و در دماهای متوسط ( $700^{\circ}\text{C}$ ) می‌باشد.<sup>(۳۹)</sup> بیوچار به عنوان ماده‌ای که توانایی بهبود پدیده گرمایش زمین را دارد، توجهات زیادی را به خود جلب نموده است، زیرا این ماده ظرفیت زیادی برای کاهش گازهای گلخانه‌ای دارد و می‌تواند کربن را برای دوره‌های طولانی مدت در خاک ذخیره کند.<sup>(۱۸)</sup>

کاربرد بیوچار در خاک به عنوان یک روش جهت جلوگیری از تغییرات آب و هوا از طریق ترسیب بلند مدت کربن در خاک پیشنهاد شده است.<sup>(۴۶)</sup> بیوچار دارای پتانسیل بازیافت مواد مغذی، تهییه خاک، صرفه اقتصادی، مدیریت سیستم پسماند و عاملی بلند مدت برای ترسیب اقتصادی و مطمئن کربن است. از دیگر اثرات سودمند کاربرد بیوچار در خاک‌های کشاورزی به افزایش ماده آلی خاک، بهبود نگهداری آب در خاک، افزایش ظرفیت تبادل کاتیونی و تعامل با چرخه مواد غذایی خاک از طریق تعدیل pH خاک، افزایش حاصلخیزی خاک و کاهش آبشویی عناصر غذایی می‌توان اشاره کرد.<sup>(۱۴)</sup> بیوچار

### مقدمه

یکی از مشکلات کشاورزی در ایران، وجود بقاوی‌ای گیاهی پس از برداشت محصولات زراعی است که مزاحمت‌های فراوانی برای کشاورزان ایجاد می‌کند. یکی از راه‌کارهای استفاده از بقاوی‌ای کشاورزی که اخیراً مورد توجه ویژه‌ای قرار گرفته است، پیرولیز است (Pyrolysis). تجزیه‌ی زیست توده در اثر حرارت را پیرولیز (Pyrolysis) گویند و هنگامی که این فرآیند در شرایط بدون اکسیژن یا با مقادیر خیلی جزئی اکسیژن رخ دهد، بیوچار تولید می‌شود. بیوچار (Biochar) زغال تهییه شده از زیست توده‌های گیاهی و ضایعات کشاورزی است. به عبارت دیگر بیوچار یک بقاوی‌ای جامد تولید شده توسط تجزیه

۱، ۲ و ۳- به ترتیب دانشجوی دکتری، استاد و دانشیار گروه علوم خاک، دانشکده کشاورزی، دانشگاه ارومیه  
- نویسنده مسئول: (Email: n\_moradi18@yahoo.com)  
DOI: 10.22067/jsw.v31i4.61298

باشد و رشد گیاهان را بهبود می‌بخشد و خاک‌ها را برای کشت در دراز مدت به ویژه در مناطق گرمسیری، مناسب نگاه می‌دارد (۴۵، ۵ و ۴۳). همچنین بیوچار سبب بهبود پایداری خاکدانه‌ها نیز می‌گردد. بیوچار می‌تواند به ختنی کردن خاک‌های اسیدی و آماده نمودن شرایط برای فعالیت بیشتر ریزجانداران (۴۰) و جلوگیری از آبسوی عناصر غذایی (به خصوص نیترات) نیز کمک کند.

شناخت تغییرات ایجاد شده بر اثر مصرف بیوچار در خاک، می‌تواند به عنوان کلید مدیریتی در خاک‌های کشاورزی محسوب شود. گزارش‌های زیادی در خصوص تأثیر بیوچار تهیه شده از منابع مختلف زیست توده تحت شرایط متفاوت تولید بر جنبه‌های حاصلخیزی خاک وجود دارد (۲۲ و ۴۱). اما اغلب تحقیقات انجام شده بر روی بیوچار در خاک‌های اسیدی و در مناطق گرمسیر صورت گرفته است و در خاک‌های آهکی تحقیقات چندانی صورت نگرفته است. از مهمترین ویژگی خاک‌های آهکی، پایین بودن قابلیت استفاده برخی از عناصر غذایی از جمله فسفر، آهن، روی، منگنز و مس است که عمدتاً ناشی از pH نسبتاً بالای این خاک‌ها است. بنابراین با توجه به حجم بالای ضایعات هرس درختان سیب و انگور در استان آذربایجان غربی، تبدیل آنها به بیوچار فرستی را برای بهبود حاصلخیزی خاک برای استفاده درازمدت فراهم می‌سازد. از این‌رو در پژوهش حاضر تأثیر نوع و مقدار بیوچار تولید شده از ضایعات گیاهی مختلف بر برخی ویژگی‌های خاک و وضعیت عناصر غذایی در یک خاک آهکی مورد بررسی قرار گرفت.

## مواد و روش‌ها

### طراحی و ساخت دستگاه پیروولیز و تهیه بیوچار

برای تهیه بیوچار، نظر به اهمیت موضوع مقادیر بالایی از شاخه‌های هرس (ترجیح‌آشاخه‌های یک یا دو ساله) از باغ‌های شهرستان ارومیه جمع‌آوری گردید. ضایعات هرس درختان سیب و انگور (اندازه ۲۰-۳۰ میلی‌متر) و کاه و کلش گندم (اندازه ۱۰-۲۰ میلی‌متر) خرد و با آب مقطر شسته و به مدت ۲ روز در دمای ۷۵ درجه سلسیوس داخل آون قرار داده شدند. سپس با ایجاد تغییراتی در یک کوره الکتریکی، شرایط عدم حضور اکسیژن برای پیروولیز فراهم گردید. به این منظور دو راکتور استوانه‌ای از جنس استیل با ابعاد ۷ سانتی‌متر قطر، ۳۱ سانتی‌مترارتفاع طراحی و در شرکت آذر خاک و آب ساخته شدند و چهت پیروولیز در داخل کوره الکتریکی قرار گرفتند. راکتورها دارای یک ورودی گاز و یک خروجی برای فاز گاز و مایع تولیدی بودند. اطراف در محفظه دارای عایق حرارتی بود. تا هدرافت گرمایی به حداقل برسد. ضایعات هرس درختان سیب و انگور و کاه کلش گندم بطور جداگانه در راکتور قرار داده شدند و سپس راکتور داخل کوره الکتریکی قرار گرفت. پیروولیز در دمای ۳۵۰ درجه سانتی‌گراد و

ماده‌ای متخالخل با سطح ویژه بالاست (۲۳) که می‌تواند اثرات معنی‌داری بر رطوبت خاک و پویایی عناصر غذایی داشته باشد (۲۱). مواد قلبایی موجود در بیوچار در مقایسه با مواد اولیه آن‌ها زمانی که نمونه‌های بیوچار با خاک خوابانده شود به راحتی آزاد می‌شود (۴۵). اثر آهک بیوچار روی خاک‌های التی سول اسیدی توسط یوان و خو (۴۸) و یوان و همکاران (۴۹) تأیید شده است. گلاسر و همکاران (۱۴) نشان دادند کاربرد بیوچار می‌تواند pH را در خاک‌های گرمسیری افزایش دهد. pH بیوچار مشابه با خواص دیگر آن، تحت تأثیر نوع مواد اولیه، درجه حرارت تولید و مدت زمان تولید می‌باشد. تاکنون تنها چند مطالعه روی تأثیر بیوچار بر pH خاک آهکی وجود دارد. در تحقیقات انجام شده توسط ون زیتن و همکاران (۴۳)، کاربرد بیوچار ۱ با pH اولیه ۹/۴ و بیوچار ۲ با pH اولیه ۸/۲ هر دو سبب افزایش pH در یک خاک فروسول شدند، اما تنها بیوچار ۲ سبب افزایش pH خاک آهکی (pH اولیه ۷/۶) شد.

بسیاری از مطالعاتی که برروی خاک‌های منطقه تراپوتا انجام شده‌اند، با اندازه‌گیری عناصر غذایی خاک، بیوچار را ماده‌ای سودمند جهت حاصلخیزی خاک برشمردند (۱۴). بیوچار بر خارج کردن عناصر شیمیایی شامل انواع مختلف یون‌های فلزی، مؤثر است. همچنین سبب جذب عناصر غذایی آئیونی همچون یون‌های فسفات نیز می‌گردد، اگرچه که مکانیسم این فرایندها هنوز به طور کامل شناخته شده نیست (۲۲). مطالعات نشان می‌دهند که بیشتر بیوچارها به دلیل داشتن سطوح تبادلی زیاد می‌توانند منجر به افزایش نگهداری عناصر غذایی در خاک شوند. افزودن بیوچار موجب می‌گردد که کارایی استفاده از عناصر غذایی افزایش یابد (۲۵). در طی سه دهه گذشته، تلفات نیتروژن از خاک به دلیل استفاده بیش از حد و بهره‌وری پایین کودهای نیتروژنی به خطر جدی تبدیل گشته است، کودهای نیتروژنی از خاک‌های کشاورزی سبب انتشار گازهای  $N_2O$ ،  $NO$  و  $NH_3$  می‌گردد (۳۵). افزودن بیوچار می‌تواند بر فراهمی نیتروژن و دیگر عناصر غذایی در خاک مؤثر باشد (۲۵). بنابراین افزودن بیوچار به خاک با جلوگیری از هدرافت عناصر غذایی و در نتیجه حفظ منابع آب، بهره‌وری از پتانسیل بالقوه محیطی را افزایش می‌دهد (۲۶). فسفر یک عنصر غذایی ضروری ماکرو برای گیاهان در خاک است. بطور کلی غلظت فسفر قابل استفاده بعد از افزودن بیوچار افزایش می‌یابد، برای اینکه در طی فرایند تولید بیوچار، فسفر محلول فراوانی تشکیل می‌شود (۳۶) و فسفر می‌تواند وقتی که بیوچار به عنوان اصلاح کننده استفاده گردد، رها شود. افزودن بیوچار به خاک سبب افزایش فراهمی فسفر نیز می‌گردد (۱۹). افزایش معنی‌دار فسفر خاک در اثر افزودن بیوچار به خاک‌های شنی و لومی گزارش شده است. کاهش آبسوی عناصر غذایی (۱۹) و نیز ترسیب کربن آلی (۴۴) در اثر استفاده از بیوچار گزارش شده است. بسیاری از تحقیقات نشان داده‌اند که بیوچار منبع مناسبی برای بهبود خصوصیات فیزیکی و شیمیایی خاک می‌

نوع و مقدار بیوچار بر روی ویژگی‌های خاک و عناصر غذایی قابل استفاده خاک، ابتدا به ۱۰۰ گرم از نمونه خاک هوا-خشک شده، از هر یک از بیوچارهای تولید شده (ضایعات هرس سیب، هرس انگور و کاه و کلش گندم) مقدار ۱، ۲، ۴ و ۸ گرم اضافه گردیده و با هم مخلوط شدند. سپس نمونه‌ها در ظروف پلی‌اتیلنی (پلاستیکی) ریخته و سپس رطوبت نمونه‌ها با افزودن آب مقطر به صورت اسپری در ۶۰ درصد رطوبت ظرفیت زراعی تنظیم شدند. برای کاهش از دست رفتن رطوبت در دوره خوابانیدن دهانه ظروف پلی‌اتیلنی بوسیله درپوش پلاستیکی بسته شدند. البته در روی درپوش‌های پلاستیکی ۴ منفذ ریز یکنواخت جهت سادگی تبادلات گازی تعییه شد. این ظروف پلی‌اتیلنی به مدت ۲ ماه در شرایط کنترل شده با دمای  $25 \pm 2$  درجه سانتی‌گراد قرار گرفت. در طول مدت خوابانیدن، ظروف توزین شدند تا اگر وزن آنها کم شده باشد، به‌وسیله آب مقطر جبران گردد تا درصد رطوبت نمونه (۶۰ درصد ظرفیت مزرعه‌ای) در طول این دوره ثابت باقی بماند. پس از پایان ۶۰ روز نمونه‌ها هوایشک شده و مقدار pH، قابلیت هدایت الکتریکی، کربن آلی خاک، مقدار نیتروژن معدنی، پتاسیم، فسفر، آهن، منگنز، روی و مس قابل استفاده خاک با روش های متداول اندازه‌گیری شدند. کربن آلی خاک به روش اکسیداسیون تر با استفاده از دی‌کرومات پتاسیم و اسید سولفوریک غلیظ (۴۵)، نیتروژن معدنی (نیترات و آمونیوم) با کلرید پتاسیم ۲ مولار (۲۸)، فسفر قابل جذب به روش اولسن با بی‌کربنات سدیم ۵/۰ نرمال (۳۲)، بوسیله اسپکتروفوتومتری و پتاسیم قابل استفاده با استات آمونیوم مولار بوسیله نشرشعله‌ای اندازه‌گیری گردیدند (۷). قابلیت هدایت الکتریکی و pH آن در نسبت ۱:۵ خاک به آب تعیین شد (۱۶). جهت اندازه-گیری مقدار آهن، منگنز، مس و روی قابل استفاده در نمونه‌های خاک از روش عصاره‌گیری با محلول DTPA استفاده و با دستگاه جذب اتمی قرائت شد (۲۲).

برای تجزیه و تحلیل آماری داده‌های به دست آمده از این پژوهش شامل تست نرمال بودن و تجزیه واریانس از نرم افزارهای SPSS و MSTATC استفاده شد و مقایسه میانگین از طریق آزمون چند دامنه‌ای دانکن در سطح احتمال ۰/۰۵/۰/۰۵ انجام گرفت. ترسیم نمودارها نیز با استفاده از نرم افزار Excel صورت گرفت.

## نتایج و بحث

**ویژگی‌های بیوچار تولیدی از ضایعات هرس سیب، انگور و کاه و کلش گندم**

برخی از خصوصیات فیزیکی و شیمیایی خاک مورد مطالعه در جدول ۱ نشان داده شده است (خاک مورد مطالعه آهکی بوده و دارای شوری پایین و از لحاظ مواد آلی فقیر بود). بعضی از ویژگی‌های بیوچارهای تولید شده در جدول ۲ نشان داده شده است. هر سه بیوچار

با نرخ افزایش دمای ۳ درجه سانتی‌گراد در هر دقیقه انجام شد. نمونه‌ها به مدت ۱۸۰ دقیقه در دمای مورد نظر نگه داشته شدند و سپس کوره به آرامی با تبادل گرمایی با محیط (۲ درجه سانتی‌گراد کاهش دما در دقیقه) برای رسیدن به دمای ۱۰۰ درجه سانتی‌گراد یا کمتر خنک گردید (۱۸).

## اندازه‌گیری ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی بیوچار

برای انجام آزمایشات فیزیکی و شیمیایی ابتدا بیوچارها را از الک نیم میلی‌متری عبور داده سپس برخی ویژگی‌های آن مانند pH و EC از نسبت ۱:۲۰ بیوچار به آب استفاده شد. سپس نمونه تکان داده شده و پس از ۲۴ ساعت، مقدار pH و قابلیت هدایت الکتریکی (EC) قرائت گردیدند (۳۴)، ظرفیت تبادل کاتیونی (CEC)، به روش استات آمونیوم اصلاح شده یک مولار (۷) pH=۷ (۱۲). کربن، نیتروژن و هیدروژن به روش سوزاندن خشک با دستگاه ECS CHNSO Analyzer ۴۰۱۰ اندازه‌گیری شدند. عصاره‌گیری از خاکستر با اسید کلریدریک ۲ مولار صورت گرفت.

برای تعیین میزان خاکستر بیوچار، مقدار مشخصی از آن را وزن کرده و سپس به مدت ۳ ساعت تحت دمای ۵۵۰ درجه سانتی‌گراد قرار داده شد. سپس با استفاده از رابطه ذیل محتوای خاکستر حاصل شد (۲).

$$\frac{\text{وزن خاکستر (g)}}{\text{بیوچار خشک بیوچار (g)}} = \frac{100}{\text{محتوای خاکستر} (\%)} \quad (۱)$$

## خاک مورد مطالعه

جهت انجام مطالعه تعداد ۵ نمونه خاک از زمین‌های زراعی شهرستان ارومیه از عمق ۰-۲۰ سانتی‌متر نمونه‌برداری شد و سپس از بین نمونه‌های خاک یک نمونه براساس مقدار کربن آلی و آهک انتخاب گردید. نمونه‌ها پس از انتقال به آزمایشگاه، هوا-خشک شده و از الک ۲ میلی‌متری عبور داده شدند. برخی خصوصیات فیزیکی و شیمیایی نظیر بافت به روش هیدرورومتری (۱۳)، pH در سوسپانسیون ۱:۵ خاک و محلول ۰/۰۱ مولار کلرید کلسیم، کربن آلی با روش والکی و بلک اصلاح شده (۳۰)، کربنات کلسیم معادل (CCE) به روش خنثی‌سازی با اسید کلریدریک (۱) و ظرفیت تبادل کاتیونی (CEC) به روش استات سدیم نرمال (۶) اندازه‌گیری شدند.

## خوابانیدن آزمایشگاهی

آزمایش به صورت فاکتوریل در قالب طرح کاملاً تصادفی، شامل دو فاکتور (۱) نوع بیوچار (ضایعات هرس سیب، هرس انگور و کاه و کلش گندم) و (۲) مقدار بیوچار صفر (B<sub>0</sub>)، ۱ (B<sub>1</sub>)، ۲ (B<sub>2</sub>)، ۴ (B<sub>4</sub>) و ۸ (B<sub>8</sub>) درصد وزنی/وزنی با سه تکرار در آزمایشگاه گروه علوم خاک ارومیه اجرا گردید. برای اجرای آزمایش خوابانیدن جهت بررسی تأثیر

کاه و کلش گندم به ترتیب ۳۴/۴۳، ۲۴/۹۴ و ۵۹/۰۹ سانتی‌مول بر کیلوگرم بود. بیشترین و کمترین مقدار درصد خاکستر به ترتیب مربوطه به بیوچار کاه و کلش گندم و بیوچار هرس انگور بود (جدول ۲). دلیل ظرفیت تبادل کاتیونی بالای بیوچار در دو مورد بیان می‌شود: ۱- افزایش سطح موجود در بیوچار به دلیل تجزیه در اثر حرارت- ۲- افزایش بار منفی روی سطح آن (این مسئله احتمالاً به دلیل وجود گروه‌های عاملی فراوان موجود در سطح بیوچار می‌باشد، که منجر به افزایش بار منفی موجود در آن می‌شود). به طور کلی مقدار CEC بیوچار به نوع ماده اولیه و نیز به دمای پیرولیز بستگی دارد.

تولید شده دارای pH قلیایی بودند. بیوچارهای تولیدی دارای مقدار کربن بالا و نیتروژن پایین بودند. مقدار C در بیوچار مشتق شده از بقایای زراعی کمتر از بقایای چوبی است، چون بقایای زراعی غالباً با ترکیبات سلولز و همی سلولز (بسیار قابل تجزیه) در مقایسه با محتوای لیگنین چوب که کمتر قابل تجزیه هستند (۱۰). بیوچار کاه و کلش گندم در مقایسه با بیوچارهای هرس سیب و هرس انگور، مقدار هدایت الکتریکی و pH بالاتر اما محتوای کربن پایین‌تری داشت. بیوچارهای تولید شده از بقایای کاه و کلش و علفی قابلیت هدایت الکتریکی بیشتری نسبت به بیوچارهای مشتق شده از بقایای چوبی دارند (۲۴). مقدار CEC بیوچار حاصل از ضایعات هرس سیب، انگور و

جدول ۱- برخی ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی خاک مورد مطالعه

Table 1- Some physical and chemical properties of the studied soil

مقدار	ویژگی ( واحد ) Properties
لوم سیلتی Silty loam	بافت Texture
21	سیلت Silt
52	شن Sand
27	رس Clay
0.64	کربن آلی (%) Organic carbon
23.5	کربنات کلسیم معادل (%) Calcium carbonate equivalent
7.85	pH پهاش
0.66	قابلیت هدایت الکتریکی (dS m <sup>-1</sup> ) Electrical conductivity
19.5	ظرفیت تبادل کاتیونی (cmol <sub>c</sub> kg <sup>-1</sup> ) Cation-exchange capacity

جدول ۲- برخی ویژگی‌های بیوچارهای تولید شده از بقایای مختلف گیاهی

Table 2- Some biochar properties produced from various plant wastes

نوع بیوچار Biochar type	پ-هاش pH	قابلیت هدایت الکتریکی Electrical conductivity	ظرفیت تبادل کاتیونی Cation exchange capacity	نیتروژن Total N	کربن کل Total C	هیدروژن Total H	خاکستر Ash
بقایای هرس سیب (Apple pruning waste)	7.11	0.05	32.53	0.22	64.02	3.89	10.20
بقایای هرس انگور (Grape pruning waste)	7.56	0.08	36.32	0.86	71.03	4.04	5.08
کاه و کلش گندم (Wheat straw)	8.13	0.55	108.42	0.41	59.42	4.04	17.14

که اثرات اصلی نوع بیوچار و مقدار بیوچار در سطح احتمال ۰/۱ درصد

تجزیه واریانس اطلاعات بدست آمده نشان داد (جدول ۳ و ۴)،

کربن آلی نیز به ترتیب در سطح ۱ و ۵ درصد معنی دار بود. اما اثر متقابل نوع × مقدار بیوچار بر مقدار روی، مس و منگنز قابل استفاده خاک معنی دار نبود. با توجه به جدول ۴ نه تنها اثرات اصلی نوع و مقدار بیوچار بلکه اثر متقابل نوع × مقدار بیوچار نیز بر مقدار روی قابل استفاده خاک معنی دار نبود.

بر قابلیت هدایت الکتریکی، درصد کربن آلی، نیتروژن نیتراتی و آمونیومی، پتاسیم، فسفر، آهن و منگنز قابل استفاده معنی دار است. همچنین براساس نتایج حاصل از تجزیه آماری، اثر متقابل نوع × مقدار بیوچار بر مقدار قابلیت هدایت الکتریکی، نیتروژن نیتراتی و آمونیومی، قابلیت استفاده عناصر غذایی فسفر، پتاسیم و آهن در سطح ۱/۰ درصد معنی دار بود. اثر متقابل نوع × مقدار بیوچار بر مقدار pH و

جدول ۳- تجزیه واریانس مقادیر pH، EC، کربن آلی، آمونیوم، نیترات، پتاسیم و فسفر

Table 3- ANOVA for pH, EC, OC, NH<sub>4</sub><sup>+</sup>-N, NO<sub>3</sub><sup>-</sup>-N, K-Ava.and P-Olsen

منابع تغییر Source	Degree freedom	pH	قابلیت هدایت الکتریکی EC	میانگین مربعات Mean of squares				
				کربن آلی OC	آمونیوم N-NH <sub>4</sub> <sup>+1</sup>	نیترات N-NO <sub>3</sub> <sup>-1</sup>	پتاسیم قابل استفاده K- Available	فسفر اولسن P-Olsen
نوع بیوچار (Biochar type)	2	0.31***	0.75***	1.025***	7.35***	2.45***	3530862***	124***
مقدار بیوچار (Biochar rate)	4	0.019ns	0.143***	11.59***	137.2***	267***	2550104***	720***
نوع × مقدار بیوچار (Biochar type× rate)	8	0.039**	0.143***	0.245*	10.41***	94.33***	909454***	42.76***
اشتباه (Error)	30	0.011	0.002	0.065	0.001	0.001	5773	4.35
ضریب تغییر (CV %)		1.33	11.03	14.04	1.54	7.54	8.02	9.92

٪/۰، \*\* و \*\*\* به ترتیب غیر معنی دار، معنی دار در سطح احتمال ٪/۱ و معنی دار در سطح احتمال ٪/۵ ns

\*، \*\* and \*\*\*: significant at P < 0.05, significant at P < 0.01 and, significant at P < 0.1, respectively.

جدول ۴- تجزیه واریانس مقادیر عناصر کم مصرف در خاک

Table 4- ANOVA for micronutrients in the soil

منابع تغییر Source	Degree freedom	میانگین مربعات Mean of squares				
		آهن Fe	روی Zn	مس Cu	منگنز Mn	
نوع بیوچار (Biochar type)	2	6.28***	0.032 ns	0.0012 ns	91.92***	
مقدار بیوچار (Biochar rate)	4	1.72***	0.079 ns	0.062***	70.75***	
نوع × مقدار بیوچار (Biochar type× rate)	8	0.92***	0.084 ns	0.009 ns	9.41 ns	
اشتباه (Error)	30	0.118	0.092	0.009	10.11	
ضریب تغییر (CV %)		8.69	17.4	11.33	19.54	

٪/۰، \*\* و \*\*\* به ترتیب غیر معنی دار و معنی دار در سطح احتمال ٪/۱ ns

nsand \*\*\*: not significant and significant at P < 0.1, respectively.

مقدار بیوچار، pH خاک تا حدی افزایش یافت، افزایش pH در مقدار ۸ درصد بیوچار ضایعات هرس سیب و انگور در مقایسه با تیمار شاهد (بدون بیوچار B<sub>0</sub>) از لحاظ آماری معنی دار بود (P≤۰/۰۵)، اما در مقدار B<sub>1</sub>, B<sub>2</sub> و B<sub>4</sub> معنی دار نبود. در مقدار ۸ درصد بیوچار ضایعات هرس سیب و انگور در مقایسه با تیمار شاهد (بدون بیوچار) Ph خاک به

تأثیر نوع و مقدار بیوچار بر pH و EC خاک جدول ۵ نتایج مقایسه میانگین اثر متقابل نوع و مقدار بیوچار بر مقدار pH و قابلیت هدایت الکتریکی خاک را نشان داده است. بر اساس جدول ۵ همه مقادیر pH خاک تحت تأثیر نوع و مقدار بیوچار قرار گرفته است. در بیوچار ضایعات هرس سیب و انگور با افزایش

می‌شوند و سبب تولید  $\text{CO}_2$ ، اسیدهای آلی و انتشار اولیه آمونیاک می‌شوند، که باعث کاهش pH خاک می‌شود. کاربرد بیوچار، CEC خاک را افزایش خواهد داد (۱۱ و ۱۷)، که نشانگر ظرفیت بافری خاک است. ظرفیت تبادل کاتیونی خاک ممکن است با کاربرد بیوچار با CEC بالا، افزایش یابد، در نتیجه ظرفیت خاک برای حفظ مواد غذایی افزایش می‌یابد. با این حال تأثیر بیوچار بر pH خاک در خاک‌های آهکی با توجه به خاصیت بافری خاک بدلیل حضور کربنات کلسیم در سیستم این خاک‌ها، حداقل می‌باشد.

مقایسه میانگین تأثیر نوع و مقدار بیوچار بر قابلیت هدایت الکتریکی (EC) خاک نشان داد (جدول ۵)، با افزایش مقدار بیوچار کاه و کلش گندم، قابلیت هدایت الکتریکی خاک به طور معنی‌دار افزایش یافت ( $P \leq 0.05$ )。اما در بیوچار ضایعات هرس سیب و انگور اختلاف معنی‌دار بین مقادیر مختلف آن‌ها و شاهد وجود نداشت. مقدار قابلیت هدایت الکتریکی خاک در مقادیر  $B_1$ ,  $B_2$ ,  $B_4$  و  $B_8$  بیوچار کاه و کلش گندم در مقایسه با تیمار شاهد ( $B_0$ ) به ترتیب  $1/56$ ,  $1/16$ ,  $2/96$  و  $2/88$  برابر افزایش یافت. دلیل افزایش قابلیت هدایت الکتریکی خاک با کاربرد بیوچار کاه و کلش گندم می‌تواند به دلیل بالا بودن قابلیت هدایت الکتریکی این بیوچار باشد. مقدار قابلیت هدایت الکتریکی، میانگین بیوچار کاه و کلش گندم در مقایسه با میانگین بیوچار ضایعات هرس سیب و انگور به ترتیب  $2/57$  و  $2/66$  برابر بزرگتر بود. مقدار افزایش قابلیت هدایت الکتریکی خاک بستگی به نوع بیوچار مورد استفاده داشت.

#### جدول ۵- تأثیر نوع و مقدار بیوچار بر مقدار pH و EC خاک

Table 5- Effects of biochar types and rates on soil pH and EC

Biochar type	نوع بیوچار					pH (1:5)
	$B_0$	$B_1$	$B_2$	$B_4$	$B_8$	
باقیایی هرس سیب (Apple pruning waste)	7.84 <sup>bc</sup> *	8.00 <sup>ab</sup>	8.01 <sup>ab</sup>	8.02 <sup>ab</sup>	8.15 <sup>a</sup>	
باقیایی هرس انگور (Grape pruning waste)	7.84 <sup>bc</sup>	7.87 <sup>bc</sup>	7.94 <sup>b</sup>	8.03 <sup>ab</sup>	8.13 <sup>a</sup>	
کاه و کلش گندم (Wheat straw)	7.84 <sup>bc</sup>	7.79 <sup>c</sup>	7.73 <sup>cd</sup>	7.70 <sup>ed</sup>	7.61 <sup>d</sup>	
قابلیت هدایت الکتریکی EC(dS m <sup>-1</sup> )						
	$B_0$	$B_1$	$B_2$	$B_4$	$B_8$	
باقیایی هرس سیب (Apple pruning waste)	0.25 <sup>e</sup>	0.23 <sup>e</sup>	0.22 <sup>e</sup>	0.24 <sup>e</sup>	0.28 <sup>e</sup>	
باقیایی هرس انگور (Grape pruning waste)	0.25 <sup>e</sup>	0.20 <sup>e</sup>	0.21 <sup>e</sup>	0.24 <sup>e</sup>	0.28 <sup>e</sup>	
کاه و کلش گندم (Wheat straw)	0.25 <sup>e</sup>	0.39 <sup>d</sup>	0.54 <sup>c</sup>	0.74 <sup>b</sup>	1.22 <sup>a</sup>	

\* اعدادی که در ردیف یا ستون هر ویژگی دارای حروف مشترک هستند از نظر آماری در سطح احتمال ۵ درصد با آزمون معنی‌دار نمی‌باشند

\*Numbers followed by the same letters within each parameter show no significant differences among treatments ( $P < 0.05$ )

ترتیب ۳/۹۵ و ۳/۶۹ درصد افزایش یافت. لیانگ و همکاران (۲۳) افزایش قابل ملاحظه در pH خاک در نتیجه کاربرد بیوچار را نشان دادند.

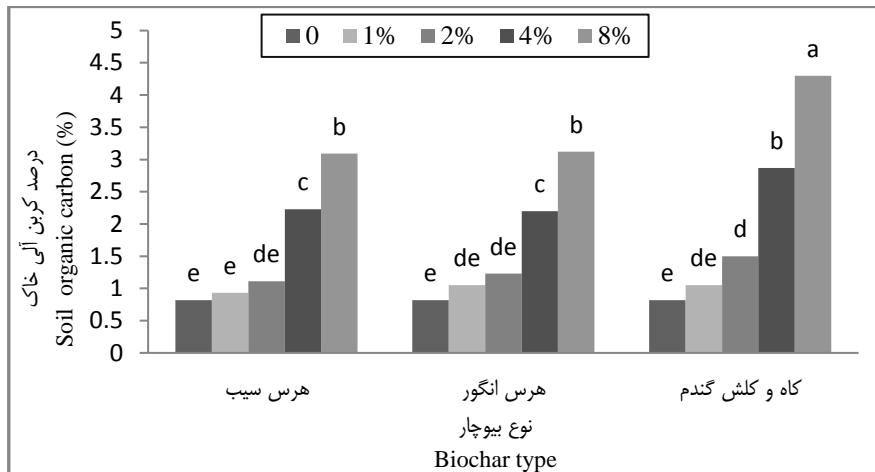
اما بر عکس در بیوچار کاه و کلش گندم با افزایش مقدار بیوچار تا حدودی pH خاک کاهش یافت. کاهش pH در مقدار ۸ درصد بیوچار کاه و کلش گندم در مقایسه با تیمار شاهد (بدون بیوچار  $B_0$ ) از لحاظ آماری معنی‌دار بود ( $P \leq 0.05$ ), اما در مقدار  $B_1$ ,  $B_2$  و  $B_4$  معنی‌دار نگردید. در مقدار ۸ درصد بیوچار کاه و کلش گندم در مقایسه با تیمار شاهد (بدون بیوچار) pH خاک، ۲/۹۳ درصد کاهش یافت. به‌طور کلی بیشترین مقدار pH در مقدار ۸ درصد بیوچار ضایعات هرس سیب و انگور و کمترین مقدار آن در مقدار ۸ درصد بیوچار کاه و کلش گندم مشاهده شد.

بیوچار حاوی کربنات و کاتیون‌های محلول مانند کلسیم و منیزیم است (۴۳ و ۴۴). کاهش pH خاک را می‌توان به واسطه محتوای کاتیون‌های بیوچار توجیه نمود. ترکیب کاتیون‌ها و کربنات‌های خاک، منجر به تشکیل مقداری کمی کربنات محلول خواهد شد و پدیده هیدرولیز کربنات‌ها را محدود می‌کند، در حالی که سبب کاهش مقدار هیدرولیز کربنات‌ها در خاک می‌شود. بنابراین pH خاک آهکی تا حدی بعد از افزودن بیوچار با pH بالا کاهش می‌یابد. بیوچار می‌تواند باعث کاهش و یا افزایش pH خاک شود. این مربوط به تکامل مواد آلی افزوده شده به خاک و سطح تجزیه آن است. مولکول‌های آلی کوچک درست بعد از افزودن به خاک) توسط فعالیت میکروارگانیسم‌ها تجزیه

حاصل از ضایعات هرس سیب، هرس انگور و کاه و کلش گندم با افزایش مقدار این بیوچارها سبب افزایش معنی دار ( $P \leq 0.05$ ) مقدار کربن آلی خاک گردیدند. اما در مقدار ۱ و ۲ درصد بیوچار ضایعات هرس سیب و انگور و مقدار ۱ درصد بیوچار کاه و کلش گندم در مقایسه با شاهد اختلاف معنی دار در مقدار کربن آلی خاک وجود نداشت. کربن آلی خاک در مقدار ۸ درصد بیوچار ضایعات هرس سیب، هرس انگور و کاه و کلش گندم در مقایسه با شاهد به ترتیب  $3/80$  و  $5/24$  برابر بیشتر بود. به طور کلی بیشترین مقدار کربن آلی خاک در مقدار ۸ درصد بیوچار کاه و کلش گندم مشاهده شد. افزایش مواد آلی خاک با کاربرد بیوچار می تواند در نتیجه وجود مقدار بالای کربن در بیوچارهای تولیدی باشد. کربن آلی بالا در خاک های تیمار شده با بیوچار توسط لهمن (۲۰)، سلومون و همکاران (۳۷) و لیانگ و همکاران (۲۳) نیز گزارش شده است.

به نظر می رسد افزایش قابلیت هدایت الکتریکی مربوط به افزوده شدن املاح موجود در بیوچار و همچنین تأثیر بیوچار بر ترکیبات خاک و آزادسازی عناصر محلول باشد. به هر حال مطالعات تکمیلی در این مورد ضروری است. تحقیقات قبلی نشان دادن بیوچار حاوی برخی عناصر مانند پتاسیم، کلسیم و منیزیم است (۲۹ و ۴۳) و موقعی که بیوچار به خاک اضافه شود، می تواند یون های پتاسیم، منیزیم و کلسیم محلول خاک را افزایش دهد که این تأثیر ممکن است یکی از دلایل برای افزایش قابلیت هدایت الکتریکی خاک باشد.

**تأثیر نوع و مقدار بیوچار بر میزان کربن آلی خاک**  
شکل ۱ نتایج مقایسه میانگین اثر نوع و مقدار بیوچار را بر مقدار کربن آلی خاک آهکی نشان می دهد. نتایج نشان داد مقدار کربن آلی خاک هم تحت تأثیر بیوچار و نوع آن قرار گرفت. هر سه نوع بیوچار



شکل ۱- تأثیر نوع و مقدار بیوچار بر مقدار کربن آلی خاک(%)، حروف مشترک از نظر آماری در سطح احتمال ۵ درصد با آزمون دانکن معنی دار نمی باشند

Figure 1- Effects of biochar types and rates on soil organic carbon (%), the same letters show no significant differences among treatments ( $P < 0.05$ ).

ضایعات هرس سیب، هرس انگور مقدار ۴ درصد بیوچار (B<sub>4</sub>) ضایعات هرس سیب مشاهده شد. بیشترین مقدار ازت نیتراتی نیز در مقدار صفر بیوچار (B<sub>0</sub>) و کمترین مقدار ازت نیتراتی در مقدار ۸ درصد بیوچار (B<sub>8</sub>) ضایعات هرس سیب مشاهده شد. نسبت C/N نقش بحرانی را در میزان نیتروژن در طول تجزیه مواد آلی اضافه شده در خاک بازی می کند. افزایش مقدار کربن خاک اغلب باعث افزایش نسبت C/N و کاهش معدنی شدن نیتروژن می شود. با افزودن بیوچار به خاک های کشاورزی منطقه استوایی کاهش در قابلیت دسترسی نیتروژن گزارش شده است (۲۱). کاهش قابلیت دسترسی به نیتروژن ممکن است به خاطر نسبت C/N بالای بیوچار،

### تأثیر نوع و مقدار بیوچار بر نیتروژن آمونیومی و نیتراتی خاک

نتایج مقایسه میانگین اثر متقابل نوع و مقدار بیوچار بر مقدار ازت آمونیومی و نیتراتی خاک در جدول ۶ نشان داده شده است. نتایج نشان داد با افزایش مقدار بیوچار به کار رفته در خاک مقدار ازت نیتراتی و آمونیومی خاک کاهش یافته است. بیشترین مقدار ازت آمونیومی در مقدار صفر بیوچار (B<sub>0</sub>) ضایعات هرس سیب، هرس انگور و کاه و کلش گندم و مقدار ۲ درصد بیوچار بقایای هرس انگور مشاهده شد که از لحاظ آماری بین آن ها اختلاف معنی دار وجود نداشت. کمترین مقدار ازت آمونیومی در مقدار ۸ درصد بیوچار (B<sub>8</sub>)

تلفات آبشویی نیتروژن و تثبیت بیشتر حاصلخیزی آن در طول زمان در خاک‌های سطحی می‌گردد (۳۸).

در نتیجه پتانسیل بزرگتر آن برای آلی شدن نیتروژن و یا به دلیل جذب آمونیوم به بیوچار باشد که به نوبه خود باعث کاهش پتانسیل

جدول ۶- تأثیر نوع و مقدار بیوچار بر مقدار ازت آمونیومی و نیتراتی خاک مورد مطالعه

Table 6- Effects of biochar types and rates on N-  $\text{NH}_4^{+1}$  and N-  $\text{NO}_3^{-1}$  on studied soil

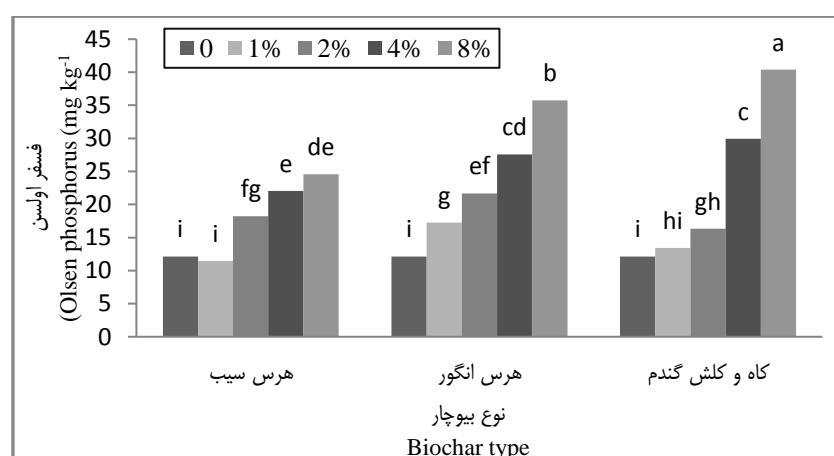
Biochar type	نوع بیوچار				
	N- $\text{NH}_4^{+1}$ آمونیومی (mg kg <sup>-1</sup> )				
	B <sub>0</sub>	B <sub>1</sub>	B <sub>2</sub>	B <sub>4</sub>	B <sub>8</sub>
باقایای هرس سیب	38.5 <sup>a</sup> *	35 <sup>b</sup>	35 <sup>b</sup>	28 <sup>d</sup>	27 <sup>d</sup>
Apple pruning waste					
باقایای هرس انگور	38.5 <sup>a</sup>	38.5 <sup>a</sup>	31.5 <sup>c</sup>	31.5 <sup>c</sup>	28 <sup>d</sup>
Grape pruning waste					
کاه و کلش گندم	38.5 <sup>a</sup>	35 <sup>b</sup>	35 <sup>b</sup>	31.5 <sup>c</sup>	31 <sup>c</sup>
Wheat straw					
نیتروژن نیتراتی N- $\text{NO}_3^{-1}$ (mg kg <sup>-1</sup> )					
	B <sub>0</sub>	B <sub>1</sub>	B <sub>2</sub>	B <sub>4</sub>	B <sub>8</sub>
باقایای هرس سیب	31.5 <sup>a</sup>	24.5 <sup>b</sup>	21 <sup>c</sup>	17.5 <sup>d</sup>	11.5 <sup>f</sup>
Apple pruning waste					
باقایای هرس انگور	31.5 <sup>a</sup>	24.5 <sup>b</sup>	17.5 <sup>d</sup>	17.5 <sup>d</sup>	14 <sup>e</sup>
Grape pruning waste					
کاه و کلش گندم	31.5 <sup>a</sup>	24 <sup>b</sup>	21 <sup>c</sup>	17.5 <sup>d</sup>	14 <sup>e</sup>
Wheat straw					

\* اعدادی که در ردیف یا ستون هر ویژگی دارای حروف مشترک هستند از نظر آماری در سطح احتمال ۵ درصد با آزمون دانکن معنی‌دار نمی‌باشند.

\*Numbers followed by the same letters within each parameter show no significant differences among treatments (P< 0.05)

بیوچار) و تیمار ۱ درصد بیوچار ضایعات هرس سیب و کاه و کلش گندم (اختلاف معنی‌دار با شاهد نداشتند) و بیشترین مقدار آن در تیمار ۸ درصد بیوچار کاه و کلش گندم با مقدار ۴۰/۲۸ میلی‌گرم بر کیلوگرم خاک مشاهده شد. قابلیت استفاده فسفر خاک در تیمار ۸ درصد بیوچار ضایعات هرس سیب، هرس انگور و کاه و کلش گندم در مقایسه با تیمار شاهد به ترتیب ۲/۰۲، ۲/۹۵ و ۳/۳۲ برابر افزایش یافت.

تأثیر نوع و مقدار بیوچار بر فسفر و پتانسیم قابل استفاده شکل ۲ نشان می‌دهد، قابلیت استفاده فسفر خاک تحت تأثیر نوع و مقدار بیوچار قرار گرفته است. بیوچار ضایعات هرس سیب، هرس انگور و کاه و کلش گندم، قابلیت استفاده فسفر خاک را بهطور معنی دار افزایش دادند (P≤۰/۰۵). در هر سه نوع بیوچار با افزایش مقدار بیوچار قابلیت استفاده فسفر خاک نیز بهطور معنی‌دار افزایش یافت (P≤۰/۰۵). کمترین مقدار فسفر قابل استفاده در تیمار شاهد (بدون



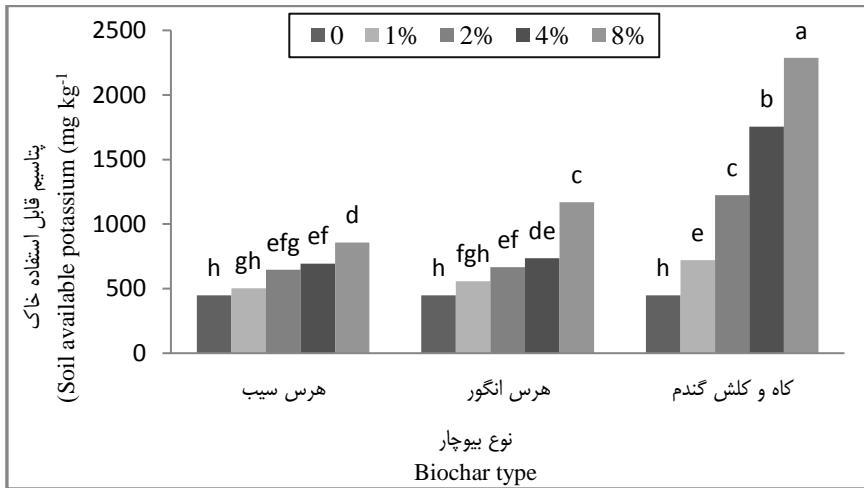
شکل ۲- تأثیر نوع و مقدار بیوچار بر مقدار فسفر اولسن (قابل استفاده خاک)(میلی‌گرم در کیلوگرم)، حروف مشترک از نظر آماری در سطح احتمال ۵ درصد با آزمون دانکن معنی‌دار نمی‌باشند

Figure 2- Effects of biochar types and rates on soil Olsen-phosphorus (soil available) (mg kg<sup>-1</sup>), the same letters show no significant differences among treatments (P< 0.05)

تیمارهای بیوچار کاه و کلش گندم در افزایش قابلیت استفاده پتابسیم خاک مشهودتر بود. با افزایش مقدار بیوچار در هر سه نوع بیوچار مورد مطالعه، پتابسیم قابل استفاده خاک به طور معنی دار افزایش یافت. بیشترین و کمترین مقدار پتابسیم قابل استفاده خاک به ترتیب در تیمار ۸ درصد بیوچار کاه و کلش گندم و تیمار شاهد (بدون بیوچار) بود. میانگین بیوچار کاه و کلش گندم در مقایسه با میانگین بیوچارهای ضایعات هرس سیب و هرس انگور، پتابسیم قابل استفاده خاک را به ترتیب  $1/88$  و  $2/19$  برابر بیشتر افزایش داد. نتایج هافلی و همکاران (۱۵) در مورد تأثیراتی که کاربرد بیوچار ناشی از مقایی برنج بر عناصر قلیابی خاک دارد نشان داد که بیوچار سبب افزایش قابلیت استفاده پتابسیم گردید اما مقدار کلسیم، منیزیم و سدیم تبادلی را کاهش داد.

تربیون (۴۱) گزارش کرد، با کاربرد بیوچار در خاکهای شنی و لومنی بهبود معنی دار در فسفر قابل استفاده مشاهده شد. زینگ و همکاران (۴۷) بیان کردند، افزودن بیوچار کاه و کلش برنج در سطح ۵ درصد منجر به افزایش معنی دار ( $P \leq 0.05$ ) فسفر قابل استفاده به مقدار  $13/8\%$  در مقایسه با تیمار بدون بیوچار می گردد. چیتالا و همکاران (۹) گزارش کردند، بیوچار می تواند قابلیت استفاده فسفر را از طریق جذب سطحی و همچنین از طریق افزایش CEC خاک، افزایش دهد.

مقایسه میانگین اثر متقابل نوع و مقدار بیوچار بر پتابسیم قابل استفاده خاک در شکل ۳ نشان داده است. نتایج نشان داد، کاربرد بیوچارهای ضایعات هرس سیب، هرس انگور در مقدادر بیشتر از ۱ درصد سبب افزایش معنی دار پتابسیم قابل استفاده خاک شدن، اما تأثیر



شکل ۳- تأثیر نوع و مقدار بیوچار بر پتابسیم قابل استفاده خاک (میلی گرم در کیلوگرم)، حروف مشترک از نظر آماری در سطح احتمال ۵ درصد با آزمون دانکن معنی دار نمی باشند

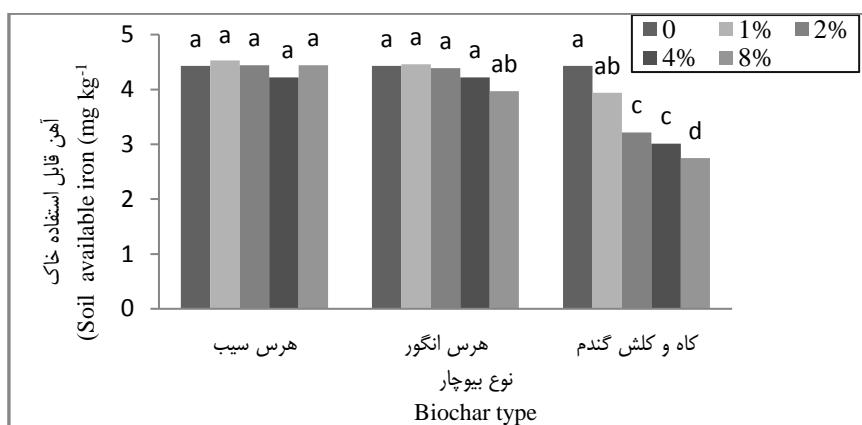
Figure 3- Effects of type and rate biochar on soil available potassium( $\text{mg kg}^{-1}$ ), the same letters show no significant differences among treatments ( $P < 0.05$ )

استفاده خاک در بیوچار حاصل از کاه و کلش گندم و کمترین مقدار در بیوچار حاصل از ضایعات هرس سیب و هرس انگور بود. مقدار منگنز قابل استفاده خاک در بیوچار کاه و کلش گندم در مقایسه با بیوچارهای هرس سیب و هرس انگور به ترتیب  $49/29$  و  $53/08$  درصد بیشتر بود. همچنین نگاهی به شکل ۵-ب نشان می دهد که منگنز قابل استفاده خاک تحت تأثیر مقدار بیوچار قرار گرفته است. منگنز قابل استفاده خاک با افزایش مقدار بیوچار به طور معنی دار افزایش یافته است. بطور کلی تیمار ۸ درصد بیوچار سبب افزایش  $1/86$  برابری منگنز قابل استفاده خاک در مقایسه با تیمار شاهد شده است. نواک و همکاران (۳۱) نشان دادند، بیوچار حاصل از پوسته گردو در یک دوره آزمایش ۶۷ روز توانسته غلظت منگنز خاک را افزایش دهد.

### تأثیر نوع و مقدار بیوچار بر قابلیت استفاده عناصر غذایی کم مصرف

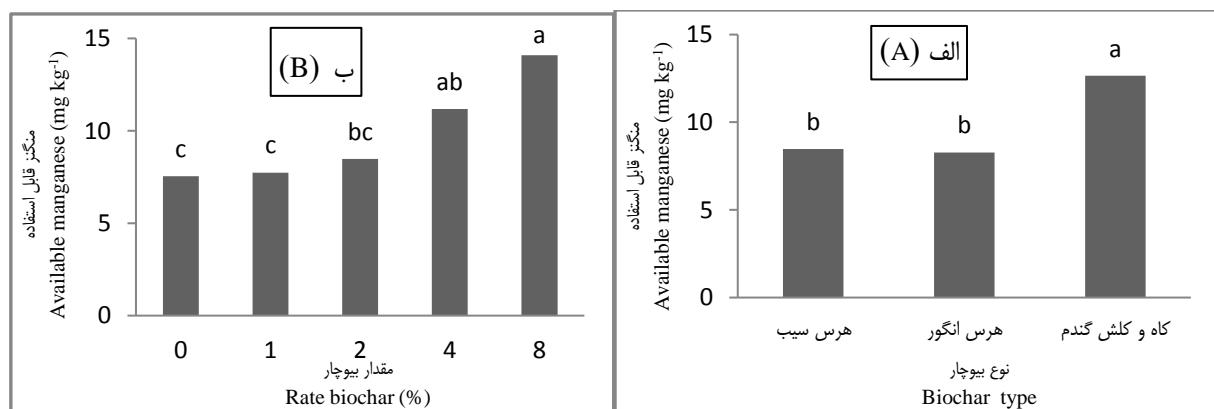
مقایسه میانگین اثر متقابل نوع و مقدار بیوچار بر آهن قابل استفاده خاک (شکل ۴) نشان داد که بیوچارهای ضایعات هرس سیب و هرس انگور با افزایش مقدار آن در خاک، با تیمار شاهد تفاوت معنی دار نداشتند. در بیوچار کاه و کلش گندم با افزایش مقدار بیوچار در خاک، آهن قابل استفاده خاک به طور معنی دار کاهش یافت. به طوری که کمترین مقدار آهن قابل استفاده خاک در تیمار ۸ درصد بیوچار کاه و کلش بود که در مقایسه با تیمار شاهد (بدون بیوچار)،  $50/23$  درصد کاهش یافت.

با توجه به شکل ۵-الف می توان بیان کرد، نوع بیوچار بر منگنز قابل استفاده خاک تأثیر معنی دار داشت. بیشترین مقدار منگنز قابل استفاده خاک تأثیر معنی دار داشت.



شکل ۴- تأثیر نوع و مقدار بیوچار بر آهن قابل استفاده خاک (میلی گرم در کیلوگرم)، حروف مشترک از نظر آماری در سطح احتمال ۵ درصد با آزمون دانکن معنی دار نمی باشند

Figure 4- Effects of biochar types and rates on soil available iron ( $\text{mg kg}^{-1}$ ), the same letters show no significant differences among treatments ( $P < 0.05$ )



شکل ۵- تأثیر نوع (الف) و مقدار (ب) بیوچار بر منگنز قابل استفاده خاک (میلی گرم در کیلوگرم خاک)، حروف مشترک از نظر آماری در سطح احتمال ۵ درصد با آزمون دانکن معنی دار نمی باشند

Figure 5- Effects of biochar types (A) and rates(B) on soil available manganese( $\text{mg kg}^{-1}$ ), the same letters show no significant differences among treatments ( $P < 0.05$ )

استفاده یون‌های غذایی مؤثر است. تشکیل گروه‌های عامل و محلهای جذب در سطح بیوچار نیز ظرفیت خاک را در ایجاد کمپلکس با یون‌های فلزی و جذب آن‌ها افزایش می‌دهد (۴۲).

### نتیجه‌گیری کلی

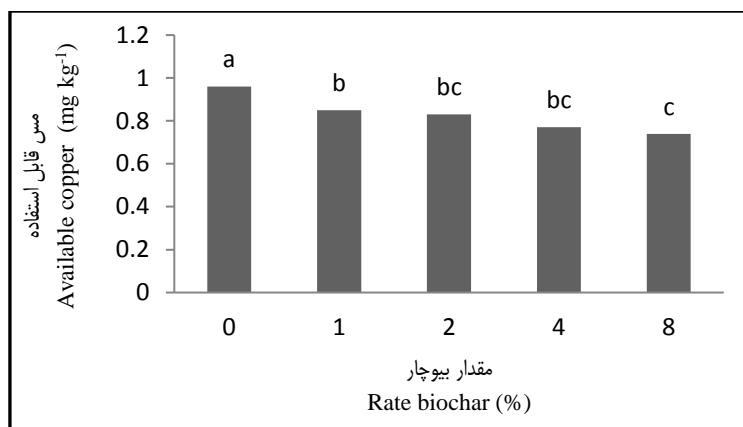
نتایج کلی این پژوهش نشان داد، تیمارهای بیوچار سبب تغییرات در برخی ویژگی‌های خاک مانند کربن آلی خاک، pH، قابلیت هدایت الکتریکی و همچنین قابلیت استفاده برخی عناصر پرصرف و کمصرف می‌گردد. بیوچار حاصل از کاه و کلش گندم در مقدار ۸ درصد در مقایسه با بیوچارهای حاصل از ضایعات هرس سیب و هرس انگور،

تأثیر مقدار بیوچار بر مس قابل استفاده خاک نشان داد (شکل ۵) که مس قابل استفاده خاک با افزایش مقدار بیوچار به طور معنی دار کاهش یافت. به طوری که مقادیر ۱، ۲، ۴ و ۸ درصد بیوچار در مقایسه با مقدار صفر (تیمار شاهد) به ترتیب  $19/79$ ،  $13/54$ ،  $11/45$  و  $22/92$  درصد کاهش نشان دادند. منجز و همکاران (۲۷)، با کاربرد لجن فاضلاب و بیوچار تولید شده از آن به یک خاک مدیترانه‌ای (شنی و غیرآهکی) نشان دادند که قابلیت استفاده روی و مس در نتیجه کاربرد بیوچار نسبت به لجن فاضلاب کاهش معنی داری نشان داد.

اتکینسون و همکاران (۳) نشان دادند که اضافه نمودن بیوچار به خاک با تأثیر بر ظرفیت تبادل یونی و فعالیت‌های میکروبی بر قابلیت

مورد مطالعه با افزایش مقدار به طور معنی‌دار کاهش یافتند.

مقدار کربن آلی خاک، پتاسیم قابل استفاده و فسفر قابل استفاده خاک را بیشتر افزایش داد. مقدار ازت نیتراتی و آمونیومی در هر سه بیوچار



شکل ۶- تأثیر مقدار بیوچار بر مس قابل استفاده خاک (میلی گرم در کیلوگرم خاک)، حروف مشترک از نظر آماری در سطح احتمال ۵ درصد با آزمون دانکن معنی‌دار نمی‌باشند

**Figure 6- Effects of biochar rates on soil available copper ( $\text{mg kg}^{-1}$ ), the same letters show no significant differences among treatments ( $P < 0.05$ )**

آلی و پتاسیم در خاک‌های دچار کمبود آن‌ها مدنظر قرار داد. اما نیاز به انجام مطالعات بیشتر روی تأثیر بیوچارهای مورد مطالعه در خاک‌های آهکی مختلف بهمراه در نظر گرفتن برخی عوایق سوء ناشی از کاربرد این بیوچارها (به‌خصوص بیوچار کاه و کلش گندم) بر برخی ویژگی‌های خاک مانند افزایش شوری و pH خاک، است.

همچنین بیوچار کاه و کلش گندم با افزایش مقدار، سبب افزایش منگنز قابل استفاده و کاهش آهن قابل استفاده خاک گردید. افزایش قابل ملاحظه کربن آلی و پتاسیم قابل استفاده خاک با کاربرد انواع بیوچارهای مورد مطالعه در این پژوهش (به‌خصوص بیوچار کاه و کلش گندم) نشان می‌دهد که می‌توان بیوچار را به عنوان منبع مواد

## منابع

- Allison L.E., and Moodie C.D. 1965. Carbonates. p. 1379-1396. In C.A. Black (ed.) Methods of Soil Analysis. Pares, ASA, Madison, WI.
- ASTM International. 2013. ASTM D1762-84 (2013) Standard test method for chemical analysis of wood charcoal, <http://www.astm.org/Standards/D1762.htm> (accessed April 2014).
- Atkinson C.J., Fitzgerald J.D., and Hipps N.A. 2010. Potential mechanisms for achieving agricultural benefits from biochar application to temperate soils: A review. *Plant and Soil*, 337: 1-18.
- Chan K.Y., Van Zwieten L., Meszaros I., Downie A., and Joseph S. 2008. Using poultry litter biochars as soil amendments. *Australian Journal of Soil Research*, 46:437–444.
- Chan K.Y., Dorahy C., and Tyler S. 2007. Determining the agronomic value of composts produced from greenwaste from metropolitan areas of New South Wales, Australia. *Australian Journal of Experimental Agriculture*, 47: 1377–1382. doi: 10.1071/EA06128.
- Chapman H.D. 1965. Cation Exchange Capability. In C.A. Black et al. (ed.). Methods of Soil Analysis. Soil Science Society of America Journal 891- 901.
- Chapman H.D., and Pratt PE. 1982. Methods of analysis for soil plants and waters. University of California publ.No. 4034. Berkely
- Cheng W., Coleman D.C., Carroll C.R., and Hoffman C.A. 1993. In situ measurements of root respiration and soluble carbon concentrations in the rhizosphere. *Soil Biology and Biochemistry*, 25: 1189-1196.
- Chintala R., Mollinedo J., Schumacher T.E., Malo D.D., and Julson J.L. 2014a. Effect of biochar on chemical properties of acidic soil. *Archives of Agronomy and Soil Science*, 60: 393–404.
- Enders A., Hanley K., Whitman T., Joseph S., and Lehmann J. 2012. Characterization of biochars to evaluate recalcitrance and agronomic performance. *Bioresource Technology*, 114: 644–653.
- Fellet G., Marchiol L., Delle Vedove G., and Peressotti A. 2011. Application of biochar on mine tailings: Effects

- and perspectives for land reclamation. *Chemosphere*, 83: 1262–1267.
- 12- Gaskin J.W., Steiner C., Harris K., Das K.C., and Bibens B. 2008. Effect of Low Temperature Pyrolysis Conditions on Biochars for Agricultural Use. *Transactions of the ASABE*, 51(6): 2061-2069.
  - 13- Ge G.H., and Bauder J.W. 1986. Particle size analysis. p. 383-411. In A. Klute (ed.) *Methods of Soil Analysis. Physical Properties*. Soil Science Society of America, Madison, WI.
  - 14- Glaser B., Lehmann J., and Zech W. 2002. Ameliorating physical and chemical properties of highly weathered soils in the tropics with charcoal—a review. *Biology and Fertility of Soils*, 35:219–230.
  - 15- Haegele S.M., Konboon Y., Wongboon W., Amarante S., Maarifat A.A., Pfeiffer E.M., et al. 2011. Effects and fate of biochar from rice residues in rice-based systems. *Field Crops Research*, 121(3):430-40.
  - 16- Hesse P.R. 1971. A textbook of soil chemistry analysis. John Murray Pub. Ltd. London.
  - 17- Jones B.E.H., Haynes R.J., and Phillips I.R. 2010. Effect of amendment of bauxite processing sand with organic materials on its chemical, physical and microbial properties. *Journal of Environmental Management*, 91: 2281–2288.
  - 18- Kim K.R., Kim J.G., Park J.S., Kim M.S., Owens G., Youn G.H., and Lee J.S. 2012. Immobilizer-assisted management of metal-contaminated agricultural soils for safer food production. *Journal of Environmental Management*, 102:88–95.
  - 19- Laird D., Fleming P., Wang B., Horton R., and Karlen D. 2010b. Biochar impact on nutrient leaching from a Midwestern agricultural soil. *Geoderma*, 158 (3–4): 436–442.
  - 20- Lehmann J., and Rondon M. 2006. Bio-char soil management on highly weathered soils in the humid tropics. *Biological Approaches to Sustainable Soil Systems*, 517-530.
  - 21- Lehmann J., da Silva J.P., Steiner C., Nehls T., Zech W., and Glaser B. 2003. Nutrient availability and leaching in an archaeological anthrosol and a ferralsol of the central amazon basin: Fertilizer, manure and charcoal amendments. *Plant Soil*, 249: 343–357.
  - 22- Lehmann J. 2007. Bio-energy in the black. *Frontiers in Ecology and Environment*. 5:38–387.
  - 23- Liang B., Lehmann J., Solomon D., Kinyangi J., Grossman J., O'Neill B., Skjemstad J.O., Thies J., Luizao F.J., Petersen J., and Neves E.G. 2006. Black carbon increases cation exchange capacity in soils. *Soil Science Society of America Journal*, 70:1719–1730.
  - 24- Lindsay W.L., and Norwell W.A. 1978. Development of a DTPA soil test for zinc, iron, manganese and copper. *Journal of Soil Science Society of America*, 42:421-328.
  - 25- Major J., Steiner C., Downie A., and Lehmann J. 2009. Biochar effects on nutrient leaching. In C.J. Lehmann and S. Joseph (Ed.) *Biochar for environmental management: science and technology*. Earthscan.
  - 26- Major J., Rondon M., Molina D., Riha S., and Lehmann J. 2010. Maize yield and nutrition during 4 years after biochar applicationto a Colombian savanna Oxisol. *Plant Soil*, 333: 117-128.
  - 27- Méndez A., Gómez A., Paz-Ferreiro J., and Gascó G. 2012. Effects of sewage sludge biochar on plant metal availability after application to a Mediterranean soil. *Chemosphere*, 89(11): 1354-1359.
  - 28- Mulvaney RL. 1996. Nitrogen-Inorganic Forms. In *Methods of soil analysis. Part-3- Chemical Methods*. P. 1123-1184. SSSA, Inc., ASA, Inc. Madison, WI.
  - 29- Nelson N.O., Agudelo S.C., Yuan W., and Gan J. 2011. Nitrogen and Phosphorus Availability in Biochar-Amended Soils. *Soil Science*. 176: 218-226 210.1097/SS.1090b1013e3182171eac.
  - 30- Nelson D.W., and Sommers L.E. 1996. Total carbon, organic carbon, and organic matter. p. 961-1010. In A.L. Page et al. (ed.) *Methods of Soil Analysis, Part 2, 2<sup>nd</sup> ed.* American Society of Agronomy, Inc. Madison, WI.
  - 31- Novak J.M., Lima I., Xing B., Gaskin J.W., Steiner C., Das K., et al. 2009. Characterization of designer biochar produced at different temperatures and their effects on a loamy sand. *Annals of Environmental Science*. 3:195-206.
  - 32- Olsen SR, Cole CV, Watanabe FS and Dean CA. 1954. Estimation of available phosphorous in soils by extraction with sodium bicarbonate. U. S. Department of Agricultur Circular. No. 939.
  - 33- Pattiya A. 2011. Thermochemical characterization of agricultural wastes from Thai cassava plantations. *Energy Sources, Part A: Recovery, Utilization and Environmental Effects*, 33: 691-701.
  - 34- Rajkovich S., Enders A., Hanley K., Hyland C., Zimmerman A.R., and Lehmann J. 2012. Corn growth and nitrogen nutrition after additions of biochars with varying properties to a temperate soil. *Biology and Fertility of Soils*, 48: 271–284.
  - 35- Robertson G., and Groffman P. 2007. Nitrogen transformations. p. 341–364. In E.A. Paul and F.E. Clark (ed.) *Soil Microbiology and Biochemistry*. Springer, New York.
  - 36- Sohi S.P., Krull E., Lopez-Capel E., and Bol R. 2010. A review of biochar and its use and function in soil. P. 47-82. In *Advances in Agronomy*. Publisher Elsevier Academic Press Inc., ISSN 0065-2213, San Diego, CA-92101-4495, USA.
  - 37- Solomon D., Lehmann J., Thies J., Schafer T., Liang B., Kinyangi J., Neves E., Petersen J., Luizo F., and Skjemstad J. 2007. Molecular signature and sources of biochemical recalcitrance of organic C in Amazonian dark earths. *Geochimica et cosmochimica Acta*, 71: 2285-2298.
  - 38- Steiner C., TeixeiraW.G., Lehmann J., Nehls T., de Macedo J.L.V., Blum W.E.H., and Zech W. 2007. Long term

- effects of manure, charcoal, and mineral fertilization on crop production and fertility on a highly weathered Central Amazonian upland soil. *Plant and Soil*, 291: 275-290.
- 39- Sukiran M.A., Kheang L.S., Bakar N.A., and May C.Y. 2011. Production and characterization of bio-char from the pyrolysis of empty fruit bunches. *American Journal of Applied Sciences*, 8: 984–988.
- 40- Thies J., and Rillig M. 2009. Characteristics of Biochar: Biological Properties. p. 85-106. In J. Lehmann and S. Joseph (ed.) *Biochar for Environmental Management: Science and Technology*. Earth scan: London, UK.
- 41- Tyron E.H. 1948. Effect of charcoal on certain physical, chemical, and biological properties of forest soils. *Ecological Monographs*, 18: 82-115.
- 42- Uchimiya M., Klasson K.T., Wartelle L.H., and Lima I.M. 2011. Influence of soil properties on heavy metal sequestration by biochar amendment: 1.Copper sorption isotherms and the release of cations. *Chemosphere*, 82: 1431-1437.
- 43- Van Zwieten L., Kimber S., Morris S., Chan K. Y., Downie A., Rust J., Joseph S., and Cowie A. 2010. Effects of biochar from slow pyrolysis of papermill waste on agronomic performance and soil fertility. *Plant Soil*, 327:235-246.
- 44- Ventura M., Zhang C., Baldi E., Fornasier F., Sorrenti G., Panzacchi P., and Tonon G. 2013. Effect of biochar addition on soil respiration partitioning and root dynamics in an apple orchard. *European Journal of Soil Science*, 65: 186–195.
- 45- Walkley A., and Black I.A. 1934. An examination of Degtjareff method for determination soil organic matter and a proposed modification of the chromic acid titration method. *Soil Science*, 37: 29-38.
- 46- Woolf D., Amonette J.E., Street-Perrott F.A., Lehmann J. and Joseph S. 2010. Sustainable biochar to mitigate global climate change. *Nature Communications* 1, Article number: 56 (online journal). [www.nature.com/ncomms/journal/v1/n5/full/ncomms1053.html](http://www.nature.com/ncomms/journal/v1/n5/full/ncomms1053.html).
- 47- Xing Y., Jingjing L., Kim M.G., Huagang H., Kouping L., Xi G., Lizhi H., Xiaoming L., Lei C., Zhengqian Y. and Hailong W. 2015. Effect of biochar on the extractability of heavy metals (Cd, Cu, Pb, and Zn) and enzyme activity in soil. *Environmental Science and Pollution Research*, DOI 10.1007/s11356-015-4233-0
- 48- Yuan J., and Xu R. 2011. The amelioration effects of low temperature biochar generated from nine crop residues on an acidic ultisol. *Soil Use Manage*, 27: 110–115.
- 49- Yuan J., Xu R., Wang N., and Li J. 2011b. Amendment of acid soils with crop residues and biochars. *Pedosphere*, 21: 302–308.



## Effect of Biochar Types and Rates on Some Soil properties and Nutrients Availability in a Calcareous Soil

N. Moradi<sup>1\*</sup> - M.H. Rasouli-Sadaghiani<sup>2</sup> - E. Sepehr<sup>3</sup>

Received:24-01-2017

Accepted:12-07-2017

**Introduction:** Biochar is a material produced from organic matters under high temperature and low oxygen conditions. In recent years, scientific attention has been focused on its effects on soil amendment and ecological restoration. Due to its properties related to surface area and porosity, bulk density, nutrient content, stability, cation exchange capacity (CEC), pH value, and carbon content, biochar has the potential to improve physical and chemical soil properties and thus improve crop productivity and contribute to carbon sequestration. Biochars can have very different properties depending on the feedstock they are produced from and the pyrolysis conditions used to generate them. Biochar retains nutrients for plant uptake and soil fertility. The infiltration of harmful quantities of nutrients and pesticides into ground water and the runoff that erodes the soil and enters into the surface waters can be limited with the use of biochar. The actual effects of biochar on soil properties depend on the soil type and the plant species grown on the area of application, as well as biochar type and application rate. The aim of this study was to evaluate the effect of the biochar types and rates on some soil properties and nutrient availability in a calcareous soil.

**Materials and Methods:** An incubation experiment was conducted in a completely randomized design with three replications. The treatments were three type of biochar (apple pruning wastes, grape pruning wastes and wheat straw), and five biochar rates (0, 1, 2, 4 and 8% w/w). Biochars used in the experiment were reproduced at the final temperature of approximately 350°C for almost 3 hours. The biochars were ground and sieved over 1 mm sieve for the incubation experiment. 100 g of soil sample was weighed into polyethylene pots and then thoroughly mixed with 1, 2, 4 and 8 g of the biochar samples. Soil controls were run without any amendment. Distilled water was added to the soil-biochar mixtures (soil samples) in order to keep their moisture content to 60% of their water-holding capacity. The incubation was carried out in a controlled incubation chamber at 25°C for incubation in aerobically controlled non-leached conditions during 8 weeks. After 60 days, the samples were dried and soil pH and electrical conductivity (EC) were determined in 1:5 soil to water extracts. Also, to determine mineral N, the soil samples with biochar were extracted with 2 M KCl. Organic matter was determined by dichromate oxidation. Soil extractable P and K were extracted with 0.5 M NaHCO<sub>3</sub> (ratio 1:10) (Olsen-P) and 1 N NH<sub>4</sub>Ac (1:20) (NH<sub>4</sub>Ac-EK), respectively. DTPA-extractable Fe, Mn, Cu, and Zn were analyzed by atomic absorption spectrometry method (Shimadzu AA-6300).

**Results and Discussion:** The results indicated that adding biochar changed some soil properties such as soil organic carbon, pH, electrical conductivity and the availability of some macro and micro nutrients. These changes were also more evident with increasing in the rate of biochar. Soil organic carbon (SOC) contents in the amount of 8% apple pruning wastes, grape pruning wastes and wheat straw biochar were 3.78, 3.80 and 5.24 times more than control, respectively. Available potassium and phosphorus increased further in derived biochar from wheat straw in the amount of 8% compared with apple pruning and grape pruning wastes. Soil available potassium in wheat straw biochar was 2.19 and 1.88 times higher than apple pruning and grape pruning wastes biochars, respectively. Wheat straw biochar greatly increased soil EC compared to control, and a higher biochar addition finally resulted in a higher value of soil EC. Also, the mineral - N, comprising of ammonium nitrogen (NH<sub>4</sub>-N) and nitrate nitrogen (NO<sub>3</sub>-N), concentrations showed significant reduction when different rates of biochar were added to the soil. Increase in the rate of application markedly reduced the concentration of both NH<sub>4</sub>-N and NO<sub>3</sub>-N. Wheat straw biochar significantly reduced available iron. Also, soil available copper significantly decreased by increasing the rate of biochar. But, soil available manganese significantly increased by increasing the rate of biochar. The type and rate of studied biochars had no significant effect on available Zn.

1, 2, and 3- PhD. Student, Professor, Associate Professor, Department of Soil Science, College of Agriculture, Urmia University, Urmia, Iran, Respectively

(\*- Corresponding Author Email: n\_moradi18@yahoo.com)

**Conclusion:** Generally, the soil organic carbon (SOC) markedly increased with an increase in rate of application of biochar during the 60 days of incubation. This suggests that the biochar has great potential for carbon sequestration in soil. In conclusion, it became clear that in order to allow for accurate prediction of the effects of biochar on soil characteristics and nutrient availability, a deeper understanding of interactions between soil type, biochar production method, biochar feedstock, application rate and field crops is essential. Further research is needed to determine long term impacts of biochar on these soils.

**Keywords:** Biochar, Nutrient availability, Organic carbon, Pruning wastes, Wheat straw



## بررسی آزمایشگاهی نفوذپذیری ناهمسانگرد خاک‌های درشت دانه یکنواخت

فاطمه پیشو<sup>۱</sup> - مرتضی بختیاری<sup>۲\*</sup> - نیما شهنی کرمزاده<sup>۳</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱۲/۰۸

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۵/۳۱

### چکیده:

بررسی آب عبوری از خاک یکی از مسائل بنیادی در مکانیک خاک و مهندسی محیط زیست است. هدایت هیدرولیکی اثر مهمی بر مشکلات تراوش، تحکیم و پایداری دارد که جزو مهمی از طراحی و تحلیل مهندسی خاک و سنگ را شکل می‌دهد. به منظور انجام تحقیق حاضر، اقدام به طراحی و آزمایش دستگاهی برای اندازه‌گیری هدایت هیدرولیکی افقی و قائم درنمونه ذرات درشت دانه یکنواخت شده است. در تحقیق حاضر چهار نمونه خاک با قطر ۰/۸۵، ۰/۲۵، ۰/۳۵ و ۰/۵ میلی متر برای آزمایش انتخاب گردیده است. اثر تعییرات تخلخل و بار آبی بر میزان ناهمسانی هدایت هیدرولیکی بررسی شده است. نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهد میزان ناهمسانی با افزایش تخلخل کاهش می‌یابد. همچنین با افزایش هدایت هیدرولیکی جریان از حالت لایه‌ای خارج می‌گردد. هدایت هیدرولیکی در جهت افقی اغلب بیشتر از هدایت هیدرولیکی در جهت قائم است. میزان ناهمسانی هدایت هیدرولیکی محدوده بین ۰/۳۵ تا ۰/۸۵ را دربر می‌گیرد.

**واژه‌های کلیدی:** هدایت هیدرولیکی، خاک درشت دانه، ناهمسانگردی، تخلخل

### مقدمه

خاک‌های غیرچسبنده وجود دارد. گزارشات حاکی از آن است که ناهمسانی هدایت هیدرولیکی خاک‌های غیرچسبنده به علت فقدان روش‌های اندازه‌گیری مناسب، اندک می‌باشد(۱۱). دستگاه‌های اندکی برای اندازه‌گیری هدایت هیدرولیکی افقی وجود دارند. یک دستگاه نفوذپذیری افقی با ابعاد  $30 \times 15 \times 15$  سانتی‌متر بوسیله چاپیوس و همکاران (۹) طراحی شد که می‌توان هدایت هیدرولیکی افقی خاک‌های ماسه‌ای و شنی را با استفاده از آن اندازه‌گیری کرد. این دستگاه مجهز به غشای منعطف، صفحات متخلخل، پیزومترهای جانبی و مخازن هد ثابت می‌باشد. دستگاه‌های دیگری برای اندازه‌گیری هدایت هیدرولیکی افقی توسط سایر پژوهشگران طراحی شده است (۱۰، ۱۶، ۱۷ و ۲۱). این دستگاه‌ها شامل محدودیت‌هایی مثل تراوش جانبی، نمونه‌هایی با اندازه ذرات ریز و یا عدم اطمینان از اشباع کامل نمونه می‌باشند. همچنین اندازه‌گیری هدایت هیدرولیکی افقی و عمودی در دو دستگاه جداگانه شرایط اندازه‌گیری را دستخوش تعییرات می‌کند. بنابراین اندازه‌گیری ناهمسانی ممکن است به شرایط آزمایش و اندازه ذرات بستگی داشته باشد. جو و همکاران (۱۸) یک دستگاه اندازه‌گیری برای بدست آوردن ضریب هدایت هیدرولیکی خاک‌های دانه‌ای در جهات مختلف (۹۰-۰ درجه) طراحی کردند. وانگ و همکاران (۱۵) دستگاه اصلاح شده‌ای برای اندازه‌گیری ناهمسانی هدایت هیدرولیکی خاک‌های درشت دانه طراحی کردند.

در پژوهه‌های مهندسی نوار ساحلی، بررسی مشخصات مصالح موجود به عنوان یک فاکتور اصلی ضروری است. ضریب هدایت هیدرولیکی (k) یکی از مهم‌ترین پارامترهای مورد استفاده در ارزیابی در تراوش آبهای زیرزمینی و دستیابی به سازه‌های ایمن مهندسی می‌باشد. معمولاً هدایت هیدرولیکی در راستای افقی بیشتر از هدایت هیدرولیکی در راستای قائم است (۱۲). به عبارت دیگر هدایت هیدرولیکی در نمونه‌های خاک ناهمسان می‌باشد. میزان ناهمسانی هدایت هیدرولیکی را معمولاً با پارامتر بدون بعد  $k_a$  نشان می‌دهند که برابر نسبت هدایت هیدرولیکی افقی به هدایت هیدرولیکی عمودی است. ناهمسانی هدایت هیدرولیکی اثر زیادی بر جریان آب و انتقال آن در مهندسی ژئوتکنیک دارد. برای خاک‌های چسبنده و سنگ‌ها می‌توان به آسانی نمونه‌های خاک را در جهات مختلف برش داد، بنابراین نتایج آزمایشگاهی زیادی برای میزان ناهمسانی  $k_h/k_v$  وجود دارد. نتایج آزمایشگاهی اندکی برای ناهمسانی هدایت هیدرولیکی

۱، ۲ و ۳- به ترتیب کارشناس ارشد مهندسی سواحل بنادر و سازه‌های دریایی و استادیاران دانشکده مهندسی دریا، دانشگاه علوم و فنون دریایی خرمشهر (Email: ortezabakhtiari@yahoo.com) - نویسنده مسئول: DOI: 10.22067/jsw.v31i4.61410

اعتبار قانون دارسی برابر ۱۰ درنظر گرفته می‌شود(۶).

### جدول ۱- توزیع ذرات با توجه به نتایج آزمایش الک

Table1- Grain Size Distribution by Sieve Analysis

نمونه Sample	D50(mm)	Cu	Cc
1	0.85	1.63	0.74
2	2	1.81	0.95
3	6.35	1.2	0.95
4	9	1.1	1.007

D50: قطر متوسط ذرات خاک بر حسب میلیمتر.  $Cu = D60/D10$  : ضریب یکنواختی(نسبت قطری که ۶۰ درصد ذرات خاک از آن کوچکترین به قطری که ۱۰ درصد ذرات خاک از آن کوچکتر هستند).  $Cc = (D30)^2/(D60 \times D10)$  : ضریب خمیدگی

### مواد و روش‌ها

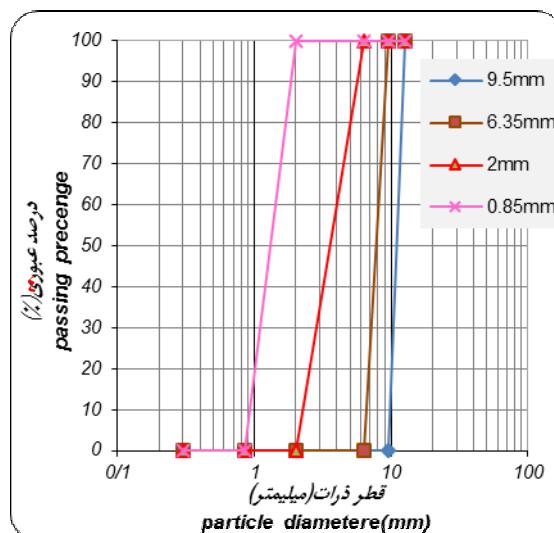
در این تحقیق، دستگاهی برای اندازه‌گیری ناهمسانی هدایت هیدرولیکی ذرات درشت دانه خاک طراحی شده است، بطوری که هم هدایت هیدرولیکی افقی و هدایت هیدرولیکی عمودی در این دستگاه اندازه‌گیری می‌شود. در مطالعه حاضر، نمونه‌های خاک با استفاده از نمونه‌برداری شن و ماسه موجود در منطقه ساحلی جزیره شادمانی آبادان به دست آمده‌اند. شن و ماسه موجود در محل در این تحقیق برای شبیه سازی سواحلی با قطر ذرات یکنواخت، الک شده و ۴ نمونه خاک با قطر ۸/۸۵، ۲، ۶/۳۵ و ۹/۵ میلی متر به دست آمده است. مصالح مورد آزمایش در جدول (۱)، مشخصات نمونه‌های یکنواخت و در شکل (۱) نمودار دانه‌بندی مصالح یکنواخت نشان داده شده است.

میزان ناهمسانی نفوذپذیری اندازه‌گیری شده در این دستگاه‌ها تحت تأثیر عوامل مختلفی مثل اندازه ذرات، آرایش آنها، نحوه آماده‌سازی نمونه و میزان تخلخل و همچنین بار آبی هیدرولیکی بوده است. میزان ناهمسانی هدایت هیدرولیکی رسه‌های همگن، سنگها و خاک‌های دانه‌ای بسیار شبیه به هم می‌باشد. به نظر می‌رسد که میزان آن کمتر از ۴ بشد. مطالعات چاپیوس و جیل (۱۰) نشان می‌دهند که میزان ناهمسانی هدایت هیدرولیکی ماسه‌ها و شنها در محدوده ۰/۷۵ تا ۴/۱ قرار دارد. نتایج آزمایش همچنین نشان می‌دهد که با افزایش دانسیته نمونه خاک، میزان  $T_k$  افزایش، و با افزایش درجه تخلخل کاهش می‌یابد. جو و همکاران (۱۸) میزان حداکثر ناهمسانی هدایت هیدرولیکی برای مصالح دانه‌ای همگن را برابر ۲/۵ بدست آورده‌اند. نتایج آزمایش‌های وانگ و همکاران (۱۵) روی مصالح درشت دانه نشان می‌دهند که میزان ضریب هدایت هیدرولیکی افقی ۱/۲ تا ۲/۲۸ برابر ضریب هدایت هیدرولیکی قائم می‌باشد.

براساس تعداد زیادی از نتایج آزمایشگاهی، در مقادیر پایین اعداد رینولدز، گرادیان هیدرولیکی با سرعت تخلیه رابطه خطی دارد و قانون دارسی معتبر است و اصطلاحاً جریان لایه‌ای (آرام) است، درحالی که در مقادیر بالای اعداد رینولدز بار آبی هیدرولیکی رابطه غیرخطی دارد و قانون دارسی معتبر نیست (۶). اعداد رینولدز معمولاً بصورت زیر تعریف می‌شود:

$$R_e = \frac{\rho V d}{\mu} \quad (1)$$

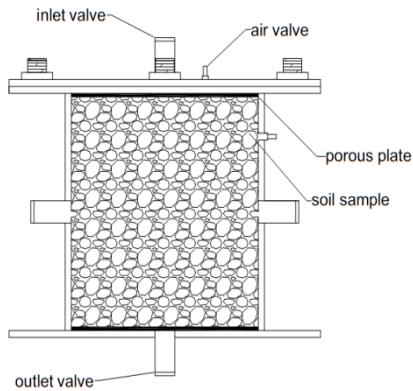
$\rho$  و  $\mu$  دانسیته و ویسکوزیته دینامیکی سیال،  $V$  سرعت تخلیه و  $d$  قطر متوسط ذرات خاک می‌باشد. معمولاً عدد رینولدز بحرانی برای



شکل ۱- منحنی دانه‌بندی ذرات یکنواخت

Figure 1- Grain size distribution curves of tested materials

متخلخل قرار داده شود که اگر در این شرایط هدایت هیدرولیکی افقی نیز انجام شود این صفحات در نتایج تأثیر خواهند گذاشت. در دو قسمت علاوه بر شیر ورودی آب، شیر هوایگیری نیز تعییه گردید.



شکل ۲- دستگاه اندازه‌گیری هدایت هیدرولیکی

Figure 2- Hydraulic conductivity measurement instrument

**آزمایش اندازه‌گیری نفوذپذیری قائم**  
برای اندازه‌گیری ضریب هدایت هیدرولیکی عمودی به دلیل داشتن نمونه‌هایی با دانه‌بندی درشت طبق استاندارد (ASTM D2434) از روش آزمایش با بار ثابت استفاده شده است. ابتدا صفحه متخلخل را در کف دستگاه اندازه‌گیری قرار داده شده تا خاک ورودی و خروجی نفوذ آب را مسدود نکند. خاک را از ارتفاع ثابتی که ممکن است به دانسیته وابسته باشد، به درون دستگاه ریخته و صفحه متخلخل روی نمونه قرار داده می‌شود. صفحه بالای دستگاه را قرار داده و پیچ‌ها بسته می‌شود بطوری که هیچ آبی نشست نکند. وزن خاک درون دستگاه را اندازه‌گیری نموده و سیستم به آب متصل می‌شود. با باز شدن شیر آب نمونه را اشباع نموده برای اطمینان از اشباع شدن نمونه شیر هوایگیری را باز کرده و با خروج آب از آن شیر هوایگیری باید بسته شود. در انجام آزمایش مخزن را در ارتفاع ثابتی قرار داده، شیر پایینی بایستی به مخزن نزدیک باشد تا با جمع آوری آب خروجی در یک ظرف، حجم آب خروجی قابل اندازه‌گیری باشد. شیر خروجی پایین را باز و آب از درون نمونه خاک عبورداده می‌شود تا زمانی که نمونه کاملاً اشباع شود و هیچ حباب هوایی از لوله خروجی بیرون نیاید (جریان پایدار) و سطح آب درون مخزن ثابت بماند. هد آب فاصله بین سطح آب در قیف و خروجی پایین دستگاه را اندازه نموده و بشرطی که وزن کرده، کرنومتر را به کار انداخته و مدت زمان خروج آب برای حجم مشخص آب (مثلاً ۸۰۰ میلی‌لیتر) اندازه‌گیری می‌شود. پس از انجام آزمایش در یک بار آبی معین، آب

مطابق USCS (۱۴) ماسه خوب دانه‌بندی شده دارای ضریب یکنواختی بزرگتر از  $C_e$  و  $C_c$  بین یک تا سه و شن خوب دانه‌بندی دارای ضریب یکنواختی بزرگتر از  $C_e$  و  $C_c$  بین یک تا سه می‌باشد. همانطور که از نمودار دانه‌بندی مشخص است نمونه‌های ۳ و ۴ یکنواخت و ذرات درشت‌دانه می‌باشند. نمونه ۳ و ۴ در طبقه‌بندی یونیفايد بصورت GP یعنی شن بد دانه‌بندی شده و نمونه‌های ۱ و ۲ در طبقه‌بندی SP به معنی ماسه بد دانه‌بندی شده قرار می‌گیرند. متغیرهای مورد بررسی در این آزمایش‌ها ضریب تخلخل و میزان آبگذری از نمونه‌ها می‌باشد. در جدول (۲) دامنه قرائت‌های صورت گرفته برای پارامترهای اندازه‌گیری شده ارائه شده است.

جدول ۲- دامنه قرائت‌های صورت گرفته برای پارامترهای اندازه‌گیری شده در آزمایش‌های نمونه‌های یکنواخت

Table 3- The readings taken samples for testing parameters in uniform material tested

پارامتر (minimum)	حداکثر (maximum)	حداکثر (parameter)
21	83	$\Delta H(cm)$
0.46	0.98	تخلخل $e$
0.85	9.5	قطر $D(mm)$
0.001	0.005	سرعت $V(m/s)$

### روش تحقیق

به منظور انجام آزمایش‌های تحقیق حاضر اقدام به طراحی و ساخت دستگاهی گردید که بتواند هم هدایت هیدرولیکی افقی و هم هدایت هیدرولیکی قائم را اندازه‌گیری نماید. این دستگاه مطابق با استانداردهای لازم (ASTM D5856) برای دستگاه آزمون هدایت هیدرولیکی می‌باشد و شامل: شیرهای هوایگیری، شیرهای ورودی و خروجی و هوایگیری، صفحات متخلخل هم اندازه با نمونه می‌باشد. در شکل (۲) دستگاه طراحی و ساخته شده برای اندازه‌گیری هدایت هیدرولیکی افقی و عمودی نشان داده شده است.

ابعاد دستگاه اندازه‌گیری نباید کمتر از  $6 \times 4$  برابر بزرگترین قطر موثر (d85) ذرات خاک مورد استفاده در آزمایش باشد (۱۵)، لذا در این تحقیق، بزرگترین اندازه دانه‌ها  $9/5$  میلیمتر و ابعاد درونی دستگاه اندازه‌گیری  $150 \times 150$  میلیمتر و طول آن  $173$  میلیمتر تعیین گردید. به دلیل تاثیر شرایط مرزی، وانگ و همکاران (۱۵) پیشنهاد می‌کنند آزمایشات هدایت هیدرولیکی افقی و قائم به صورت مجزا انجام شود که در تحقیق حاضر این موضوع رعایت شده است، زیرا در صورت انجام آزمایش هدایت هیدرولیکی قائم، باید در بالا و پایین صفحات

### آزمایش تراکم

به منظور آماده‌سازی نمونه‌ها برای انجام آزمایش تراکم، ابتدا نمونه را در کوره خشک نموده سپس نمونه برای هر دو آزمایش دانسیته ماکزیمم و مینیمم استفاده می‌شود. بعد از خشک کردن نمونه را از کوره خارج و اجازه داده می‌شود تا در دمای آزمایشگاه سرد شود. در صورت استفاده از مصالح دانه‌ای باید تراکم به صورت ریزشی انجام پذیرد و دانسیته ماکزیمم و مینیمم با استفاده از ASTM(D4252-2000) و ASTM(D4253-2000) تعیین گردد. این روش بازسازی بهترین روش در فرایند شبیه‌سازی رسوب‌گذاری طبیعی خاک (ماسه‌های سیلیتی) با حداقل انرژی (ارتفاع سقوط صفر) می‌باشد، به این ترتیب می‌توان از جداسدگی دانه‌ها تا حد امکان جلوگیری نمود. در این روش، انتهای قیف لوله‌دار در پایین قالب نمونه‌ساز قرار می‌گیرد. شن و ماسه به آرامی در امتداد محور تقارن دستگاه ریخته شده این روش شلترين حالت را بدست می‌دهد. به طور کلی میزان تخلخل حداکثر (emax) برای مصالح دانه‌ای بیشتر از ۰/۹۲ می‌باشد. نمونه‌های متراکمتر از ریختن سریع نمونه‌های خاک درون قیف و ارتفاع بیشتر بدست می‌آیند.

مراحل انجام آزمایش به شرح زیر می‌باشد:

(الف) اندازه‌گیری وزن نمونه شکل. (ب) با استفاده از قیف، قالب با مصالح پر می‌شود. لازم به ذکر است با حرکتی گردشی این فرآیند ادامه می‌یابد. (ج) قالب در حدود ۱۳ تا ۲۵ میلی‌متر بالای لبه قالب پر می‌شود. در شکل (۳) آماده‌سازی نمونه‌ها به روش ریزشی نشان داده شده است.



شکل ۳- آماده سازی نمونه به روش ریزشی

Figure 3- make sample with falling method

(د) سطح ماسه را هم‌تراز با لبه قالب تنظیم نموده و باید توجه نمود که نمونه متراکم نشود (برای نمونه‌های شلترين). (ه) مقدار نمونه باقیمانده را اندازه گرفته و به این ترتیب مقدار خاک ریخته شده در دستگاه بدست می‌آید (Ms). (و) با داشتن ابعاد درونی دستگاه حجم آن را محاسبه نموده و طبق رابطه (۲) دانسیته خشک نمونه

را با تنظیم مخزن تغییر داده و ضربه هدایت هیدرولیکی در سایر بارها اندازه‌گیری می‌شود.

### آزمایش اندازه گیری نفوذپذیری افقی

به منظور اندازه گیری نفوذپذیری افقی، ابتدا صفحات متخلخل را در دو طرف دستگاه قرار داده می‌شود و مشابه حالت قبل نمونه خاک به روش ریزشی و از ارتفاع معین به درون دستگاه ریخته می‌شود. با توجه به اینکه ممکن است در سطح بالای خاک، نشت وجود داشته باشد لذا روی خاک یک غشای لاستیکی و صفحه‌ی فلزی قرار داده و پیچ‌ها به دقت محکم می‌شود. در مرحله بعد وزن خاک درون دستگاه اندازه گیری و سیستم به آب متصل می‌شود سپس شیرهای هواگیری باز شده و هوای محبوس درون محفظه خارج می‌شود. بعد از آن شیرهای هواگیری بسته و شیرهای اندازه گیری باز می‌شوند. در این مرحله نیز باید مطمئن گردید که شیر خروجی کناری به مخزن نزدیک است و با باز کردن شیر آب نمونه اشباع می‌شود. در واقع آنقدر باید صبر نمود تا آب خروجی زلال شود. در انجام آزمایش مخزن را در ارتفاع ثابتی قرار داده، شیر پایینی بایستی به مخزن نزدیک باشد تا با جمع آوری آب خروجی در یک ظرف، حجم آب خروجی قابل اندازه گیری باشد. شیر خروجی پایین را باز و آب از درون نمونه خاک عبور داده می‌شود تا زمانی که نمونه کاملاً اشباع شود و هیچ حباب هوایی از لوله خروجی بیرون نیاید (جریان پایدار) و سطح آب درون مخزن ثابت بماند. شیر خروجی پایین را باز و آب از درون نمونه خاک عبور داده می‌شود تا زمانی که نمونه کاملاً اشباع شود و هیچ حباب هوایی از لوله خروجی بیرون نیاید (جریان پایدار) و سطح آب درون مخزن ثابت بماند. هد آب فاصله بین سطح آب در قیف و خروجی پایین دستگاه را اندازه نموده و بشرطی که وزن کرده، کرنومتر را به کار انداخته و مدت زمان خروج آب برای حجم مشخص آب (مثلاً ۸۰۰ میلی لیتر) اندازه می‌شود.

### الگوی انجام آزمایش‌ها

به منظور دستیابی به اهداف تحقیق، الگوی آزمایش‌ها در حالت دائم‌بندی یکنواخت مطابق جدول (۳) تعیین گردید.

جدول ۳- الگوی کلی آزمایش‌های تحقیق در شرایط دائم‌بندی  
یکنواخت

Table 2- The general pattern research experiments in uniform grain size

Water head	هد آب	تخلخل	قطر ذرات	پارامتر parameter
	Void ratio	Diameter particle		
3	3	4		تعداد حالات آزمایش The number of test cases

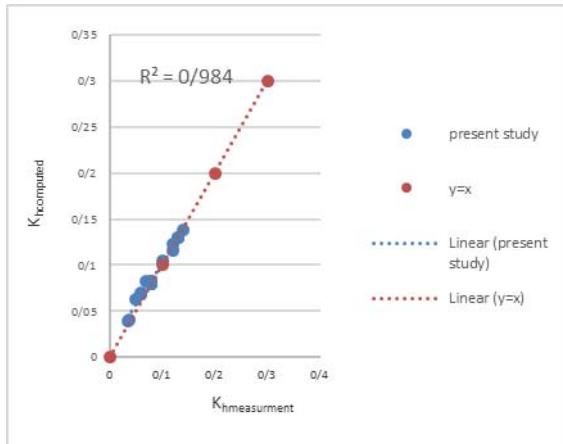
منظور صحت سنجی نتایج در قالب روابط استخراج شده، ابتدا اقدام به استخراج معادله با  $30$  درصد داده‌ها سپس رابطه استخراج شده برای  $70$  درصد باقیمانده داده‌ها بکار گرفته و ضریب همبستگی میان داده‌های اندازه گیری شده و محاسبه شده با استفاده از فرمول استخراج گردید.

ضریب هدایت هیدرولیکی افقی

$$K_h = \frac{V^{0.604} L^{-1}}{H^{0.974}} \quad R = 0.84 \quad (5)$$

ضریب هدایت هیدرولیکی عمودی

$$K_v = \frac{0.25 V^{-0.016} L^{0.026}}{H^{0.588}} \quad R = 0.84 \quad (6)$$



شکل ۴- مقایسه میان ضریب هدایت هیدرولیکی افقی محاسبه شده و اندازه گیری شده برای ذرات یکنواخت

Figure 4- The comparison between calculated and measured horizontal hydraulic conductivity coefficient for uniform particle

خاک بدست می‌آید.

$$\rho_d = \frac{M_s}{V} \quad (2)$$

(ز) در این مرحله با استفاده از فرمول (۳) ضریب تخلخل بدست خواهد آمد.  $\rho_w$  جرم مخصوص آب،  $G_s$  چگالی ذرات جامد خاک و  $\rho_s$  دانسیته خشک نمونه خاک می‌باشد. دقیت شود که تخلخل مینیمم در بیشترین حد دانسیته و بر عکس حداقل تخلخل در کمترین دانسیته بدست می‌آید.

$$g = \frac{\rho_w G_s}{\rho_s} - 1 \quad (3)$$

#### پارامترهای وابسته و آنالیز ابعادی

با توجه به پارامترهای حاکم بر این تحقیق و به منظور دستیابی به روابط حاکم بصورت عبارات بدون بعد در این تحقیق، اقدام به آنالیز ابعادی بین پارامترهای موثر در این پدیده گردید. به طور کلی پارامترهای موثر در تحقیق حاضر را می‌توان در سه دسته تقسیم‌بندی نمود: (الف) پارامترهای هندسی (مصالح و اندازه کل نمونه) شامل:

قطر متوسط ذرات ( $L$ )، طول نمونه ( $L$ )، سطح مقطع نمونه ( $A$ )، تخلخل نمونه ( $a$ )

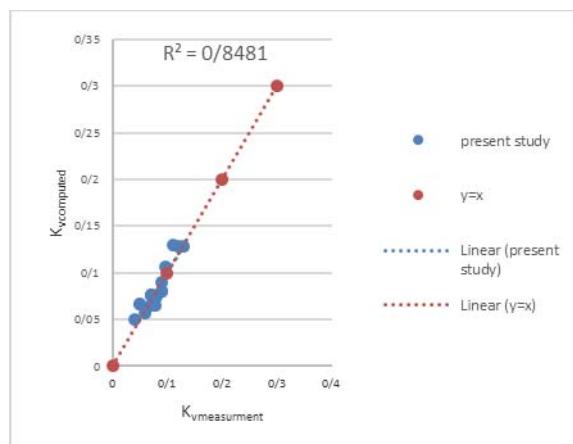
(ب) پارامترهای هیدرولیکی شامل:

هد آب ( $H$ )، سرعت جریان ( $V$ )

(ج) پارامترهای وابسته به سیال شامل:

جرم واحد حجم سیال ( $\rho$ )، لزوجت ( $\mu$ )، دما ( $T$ )  
اگر سه پارامتر طول نمونه ( $L$ )، هد آب ( $H$ ) و جرم واحد حجم سیال به عنوان پارامترهای تکراری انتخاب شوند لذا بر اساس آنالیز ابعادی به روش  $\pi$  باکینگهام نتیجه می‌شود:

$$f(k, d_{30}, I, A, e, H, V, \rho, \mu, T) = 0 \quad (4)$$



شکل ۵- مقایسه میان ضریب هدایت هیدرولیکی عمودی محاسبه شده و اندازه گیری شده برای ذرات یکنواخت

Figure 5- The comparison between calculated and measured vertical hydraulic conductivity coefficient for uniform particle

میلیمتر انجام گردید. این نمونه‌ها در سه تراکم مختلف آماده‌سازی شده و هدایت هیدرولیکی افقی و عمودی آنها تحت سه آبگذری متفاوت اندازه‌گیری شده است.

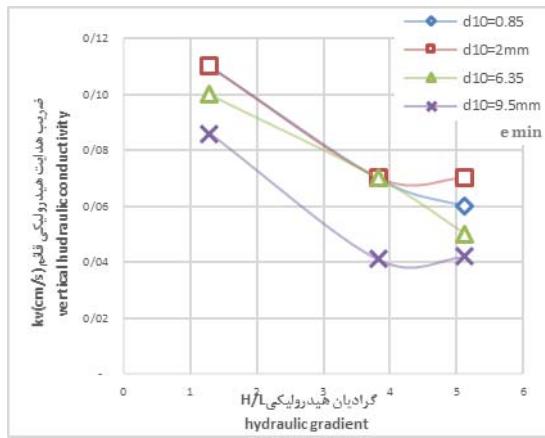
**بررسی اثر بار آبی هیدرولیکی بر روی ضریب هدایت هیدرولیکی افقی و قائم برای نمونه‌های یکنواخت در شکل‌های (۶) تا (۹) تأثیر بار آبی هیدرولیکی بر روی هدایت هیدرولیکی افقی و قائم برای نمونه‌های یکنواخت در شرایط حداقل و حداقل تراکم نشان داده شده است.**

## نتایج و بحث

نتایج حاصل از آزمایش‌های تحقیق را می‌توان در دو بخش ذرات یکنواخت و نمونه‌های غیر یکنواخت تقسیم‌بندی نمود:

### نتایج آزمایش‌های انجام شده بر روی نمونه‌های یکنواخت

اولین بخش آزمایش‌های تحقیق حاضر، آزمایش‌های هدایت هیدرولیکی افقی و عمودی بر روی نمونه‌های یکنواخت بوده که شامل مصالح درشت‌دانه با قطر متوسط  $0.085 \pm 0.005$  می‌باشد.



شکل ۶- ضریب هدایت هیدرولیکی قائم براساس گرادیان هیدرولیکی برای نمونه‌های یکنواخت با حداقل تخلخل  
Figuer 6- According vertical hydraulic conductivity to hydraulic gradient for uniform samples with minimal porosity

هیدرولیکی قائم روبه رو می‌شود. بنابراین نتایج آزمایش با افزایش بار آبی در حال ثابت شدن هستند. وانگ و همکاران (۱۵) با استفاده از سیال خروجی و سرعت جریان، بار آبی بحرانی را تخمین زدند. آنها به این نتیجه رسیدند که با افزایش بار آبی هیدرولیکی سرعت سیال خروجی افزایش می‌یابد و در مقادیر بالای بار آبی ذرات ریزتر خاک با شدت همراه با سیال خروجی از دستگاه خارج می‌شوند. آنها بار آبی بحرانی را حدوداً برابر  $2/2$  بدست آورden.

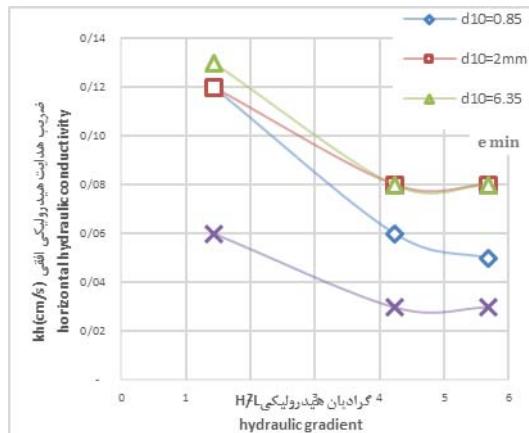
همانگونه که در اشکال (۶) و (۷) مشاهده می‌شود رفتار مشاهده شده در هر دو حالت هدایت هیدرولیکی قائم و افقی در شرایط تخلخل حداقل مشابه شرایط رخ داده برای تخلخل حداقل می‌باشد. در این حالت ابتدا با افزایش بار آبی هیدرولیکی تا حدود مشابه قبل ضرایب هدایت هیدرولیکی کاهش و بعد مقدار ثابتی داشته است.

**بررسی اثر تخلخل روی ضریب هدایت هیدرولیکی افقی و عمودی نمونه‌های یکنواخت به منظور بررسی تأثیر تخلخل نمونه بر ضریب هدایت**

همانطور که در شکل (۶) مشخص است، در شرایط ضریب تخلخل حداقل با افزایش بار آبی هیدرولیکی تا حدود ( $H/L = 4$ ) ضریب هدایت هیدرولیکی قائم کاهش یافته و پس از آن، روند تغییرات تقریباً ثابت می‌ماند. وقتی بار آبی هیدرولیکی افزایش می‌یابد سرعت سیال خروجی نیز زیاد می‌شود که با افزایش بیش از حد آن جریان از حالت آرام خارج می‌شود و در این حالت ممکن است ذرات ریزتر همراه با سیال خارج شوند. به عنوان مثال برای نمونه یکنواخت با متوسط ذرات ۲ میلی‌متر با سه برابر شدن بار آبی هیدرولیکی میزان هدایت هیدرولیکی قائم ۳۶ درصد کاهش یافته و با چهار برابر کردن با آبی هیدرولیکی، هدایت هیدرولیکی ثابت باقی می‌ماند. برای نمونه  $9/5$  میلیمتری نیز با سه برابر کردن بار آبی هیدرولیکی ضریب هدایت هیدرولیکی قائم ۵۲ درصد کاهش یافته و بعد از آن ثابت باقی می‌ماند. نمونه  $8/5$  میلی‌متری با سه برابر شدن گرادیان به اندازه ۲۲ درصد و با چهار برابر کردن ۱۴ درصد با کاهش میزان هدایت هیدرولیکی همراه است. نمونه  $6/35$  میلی‌متری با سه برابر شدن بار آبی ۳۰ درصد و با چهار برابر شدن آن ۲۸ درصد با کاهش هدایت

نمودارهای یاد شده پرداخته است.

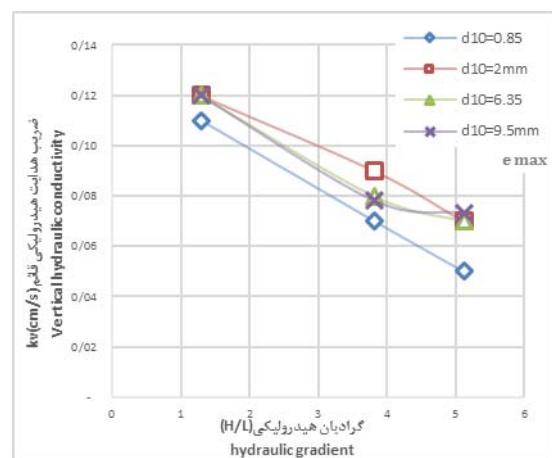
هیدرولیکی، اقدام به ترسیم ضریب هدایت هیدرولیکی قائم و افقی به صورت همزمان در مقابل تخلخل گردید. اشکال (۱۰) تا (۱۳) به



شکل ۷- ضریب هدایت هیدرولیکی افقی براساس گرادیان هیدرولیکی برای نمونه های یکنواخت با حداقل تخلخل

Figuer 7- According Horizontal hydraulic conductivity to hydraulic gradient for uniform samples with minimal porosity

همچنین بررسی ها نشان می دهد با کاهش تخلخل تفاوت بین ضریب هدایت هیدرولیکی افقی و عمودی افزایش یافته است. بررسی های چاپیوس و همکاران (۹) نیز نشان می دهد که در شرایط تراکم مختلف با افزایش ضریب تخلخل هدایت هیدرولیکی در جهت قائم و افقی افزایش یافته که به علت افزایش فضای خالی بین ذرات خاک و قابلیت آسان تر عبور سیال بین فضای خالی می باشد. همچنین آنها به این نتیجه رسیدند که ضریب هدایت هیدرولیکی افقی در شرایط تراکم استاتیکی بیشتر از ضریب هدایت هیدرولیکی قائم می باشد. شکل (۱۱) نمودار ضریب هدایت هیدرولیکی براساس تخلخل برای نمونه یکنواخت ۲ میلیمتر را نشان می دهد. رفتار حاصل شده در این حالت نیز مشابه نمونه ۸۵/۰ میلیمتر می باشد. بررسی ها نشان می دهد در شرایط حداکثر تخلخل ( $e = +0.97$ ) میزان ضریب هدایت هیدرولیکی افقی نسبت به ضریب هدایت هیدرولیکی عمودی  $35/3$  درصد افزایش یافته است و در شرایط حداقل تخلخل ( $e = +0.87$ ) میزان ضریب هدایت هیدرولیکی افقی یک درصد بیشتر از ضریب هدایت هیدرولیکی قائم بدست آمده است. شکل (۱۲) نمودار ضریب هدایت هیدرولیکی براساس تخلخل برای نمونه ۶/۳۵ میلیمتر را نشان می دهد. بررسی ها نشان می دهد میزان ضریب هدایت هیدرولیکی افقی در حداکثر تخلخل ( $e = +0.66$ ) نسبت به ضریب هدایت هیدرولیکی عمودی  $28/14$  درصد افزایش می یابد. در تخلخل (۱۳) میزان ضریب هدایت هیدرولیکی افقی  $61/0$  درصد کمتر از ضریب هدایت هیدرولیکی عمودی بدست آمده است. همچنین در حداقل تخلخل ( $e = +0.53$ ) میزان ضریب هدایت هیدرولیکی افقی  $34/8$  درصد بیشتر از ضریب هدایت هیدرولیکی عمودی بدست آمده است. بررسی نتایج بدست آمده نشان می دهد با افزایش ضریب تخلخل هر دو ضریب هدایت هیدرولیکی افقی و عمودی افزایش یافته است

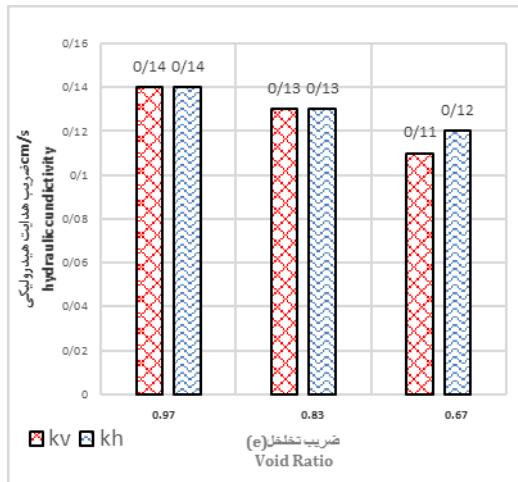


شکل ۸- ضریب هدایت هیدرولیکی قائم براساس گرادیان هیدرولیکی برای نمونه های یکنواخت با حداکثر تخلخل

Figuer 8- According vertical hydraulic conductivity to hydraulic gradient for uniform samples with maximum porosity

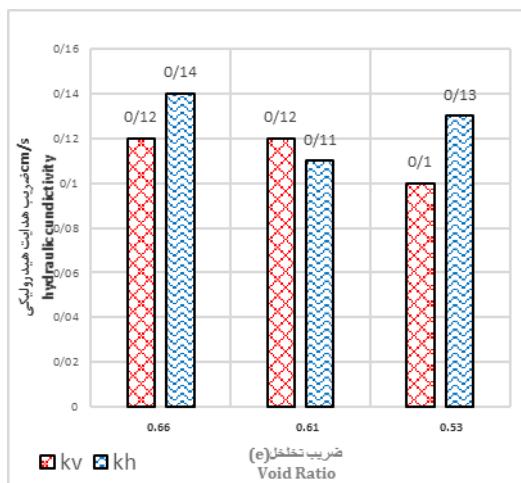
همانطور که از شکل (۱۰) مشخص است، میزان ضریب هدایت هیدرولیکی افقی برای نمونه با قطر متوسط  $85/6$  از ضریب هدایت هیدرولیکی عمودی بیشتر است و در تخلخل ماقزیم ( $e = +0.98$ ) ضریب هدایت هیدرولیکی افقی حدود  $9/1$  درصد بیشتر از ضریب هدایت هیدرولیکی عمودی می باشد. همچنین در حداقل تخلخل ( $e = +0.46$ ) ضریب هدایت هیدرولیکی افقی حدود  $34/23$  درصد بیشتر از ضریب هدایت هیدرولیکی عمودی بدست آمده است. بررسی نتایج بدست آمده نشان می دهد با افزایش ضریب تخلخل هر دو ضریب هدایت هیدرولیکی افقی و عمودی افزایش یافته است

است. بررسی‌ها نشان می‌دهد در یک روند تقریباً کلی با افزایش ضریب تخلخل میزان ضریب هدایت هیدرولیکی برای هر نمونه در دو راستای افقی و عمودی افزایش می‌یابد.



شکل ۱۱- تغییرات ضریب هدایت هیدرولیکی افقی و قائم برای نمونه‌های یکنواخت با قطر ۲ میلیمتر

Figure 11- Horizontal and vertical hydraulic conductivity coefficient for the uniform sample with 2 diameter

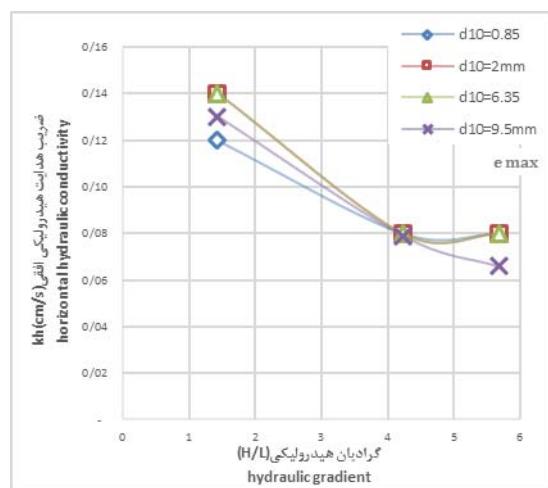


شکل ۱۲- تغییرات ضریب هدایت هیدرولیکی افقی و قائم برای نمونه‌های یکنواخت با قطر ۶.۳۵ میلیمتر

Figure 12- Horizontal and vertical hydraulic conductivity coefficient for the uniform sample with 6.35 diameter

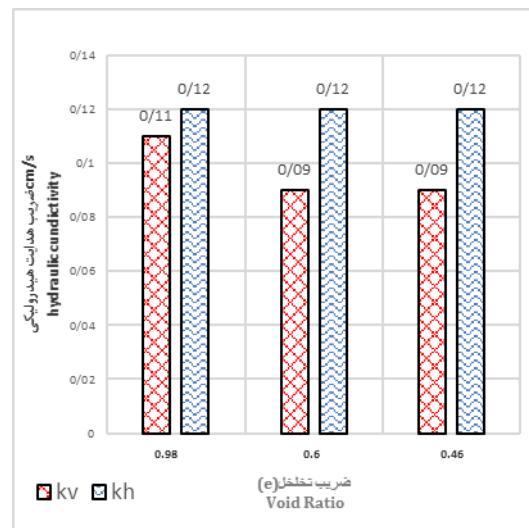
بررسی اثر تخلخل بر روی ضریب ناهمسانی هدایت هیدرولیکی نمونه‌های یکنواخت ضریب ناهمسانی هدایت هیدرولیکی به صورت نسبت ضریب هدایت هیدرولیکی افقی به ضریب هدایت هیدرولیکی عمودی تعریف می‌شود. شکل (۱۴) میزان ضریب ناهمسانی هدایت هیدرولیکی در

نمونه یکنواخت ۹/۵ میلیمتر را نشان می‌دهد.



شکل ۹- ضریب هدایت هیدرولیکی افقی براساس گرادیان هیدرولیکی برای نمونه‌های یکنواخت با حداکثر تخلخل

Figure 9- According horizontal hydraulic conductivity to hydraulic gradient for uniform samples with maximum porosity



شکل ۱۰- تغییرات ضریب هدایت هیدرولیکی افقی و قائم برای نمونه‌های یکنواخت با قطر ۰.۸۵ میلیمتر

Figure 10- Horizontal and vertical hydraulic conductivity coefficient for the uniform sample with 0.85 diameter

میزان ضریب هدایت هیدرولیکی افقی در حداکثر تخلخل ( $e = 0/63$ ) نسبت به ضریب هدایت هیدرولیکی عمودی  $7/6$  درصد افزایش و در تخلخل ( $e = 0/56$ ) میزان ضریب هدایت هیدرولیکی افقی سه درصد بیشتر از ضریب هدایت هیدرولیکی قائم و در شرایط حداقل تخلخل ( $e = 0/51$ ) میزان ضریب هدایت هیدرولیکی افقی ۲۵ درصد کمتر از میزان ضریب هدایت هیدرولیکی قائم بدست آمده

مقابل تخلخل برای نمونه‌های مختلف نشان داده شده است.

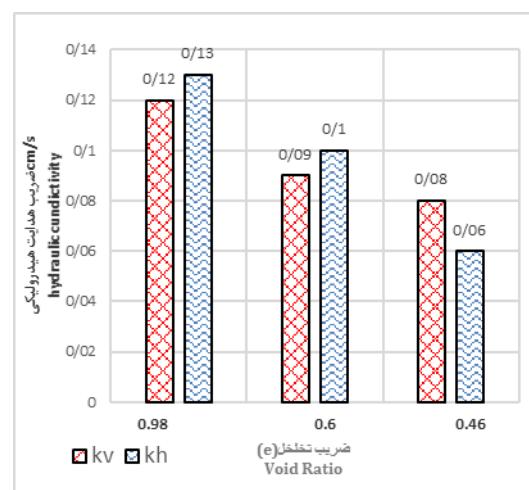
بررسی‌ها نتایج نشان می‌دهد با افزایش تخلخل میزان ضریب ناهمسانی هدایت هیدرولیکی برای نمونه‌های یکنواخت کاهش می‌باید و این ضریب برای نمونه‌های یکنواخت در محدوده ۰/۸۹ تا ۰/۳۵ قرار دارد. بررسی مطالعات پیشین نشان می‌دهد میزان ناهمسانی هدایت هیدرولیکی رسهای همگن، سنگها و خاکهای دانه‌ای بسیار شبیه به هم می‌باشد و میزان آن کمتر از ۴ می‌باشد. مطالعات چاپیوس و جیل (۱۰) نشان می‌دهند که میزان ناهمسانی ماسه‌ها و شن‌ها در محدوده ۰/۷۵ تا ۰/۱۴ قرار دارد، ۹۵٪ میزان  $r_k$  در محدوده ۰/۱۱±۰/۵ گزارش شده است. نتایج آزمایش همچنین نشان می‌دهد که با افزایش دانسیته، میزان  $r_k$  افزایش، و با افزایش درجه تخلخل کاهش می‌باید.

### نتیجه‌گیری کلی

- می‌توان نتایج نهایی را به صورت موارد زیر خلاصه نمود:
- (۱) هدایت هیدرولیکی در جهت افقی اغلب بیشتر از هدایت هیدرولیکی در جهت قائم است.
  - (۲) میزان ناهمسانی هدایت هیدرولیکی برای نمونه‌های یکنواخت مقادیر نزدیک به یک دارد و در این تحقیق محدوده بین ۰/۸۵ تا ۰/۱۱/۳۵ را در بر می‌گیرد، همچنین میزان ناهمسانی با افزایش تخلخل کاهش می‌باید.
  - (۳) هدایت هیدرولیکی بالاتر اغلب در تخلخل‌های بالاتر برای نمونه‌های یکنواخت اتفاق می‌افتد.
  - (۴) با افزایش ضریب یکنواختی میزان ناهمسانی هدایت هیدرولیکی کاهش می‌باید.

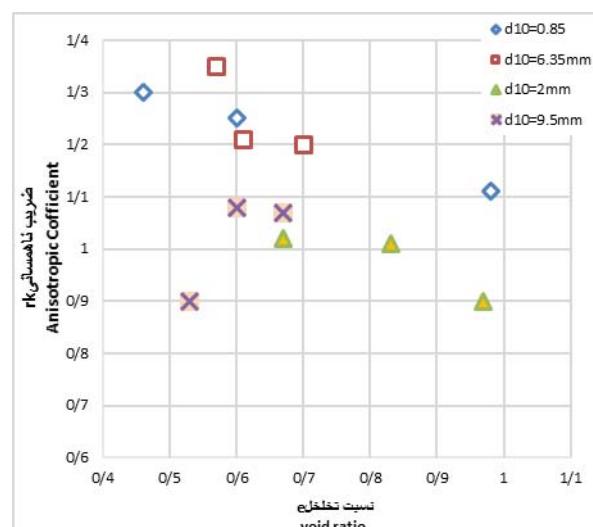
### سپاسگزاری

بدینوسیله نویسنده‌گان این مقاله از دانشگاه علوم و فنون دریایی خرمشهر به جهت ایجاد شرایط انجام تحقیق حاضر، سپاسگزاری می‌نمایند.



شکل ۱۳- تغییرات ضریب هدایت هیدرولیکی افقی و قائم برای نمونه‌های یکنواخت با قطر ۹/۵ میلیمتر

Figure 13- Horizontal and vertical hydraulic conductivity coefficient for the uniform sample with 9.5 diameter



شکل ۱۴- میزان ناهمسانی هدایت هیدرولیکی در مقابل تخلخل نمونه‌های یکنواخت

Figure 14- Anisotropy of hydraulic conductivity to porosity for uniform particle

### منابع

1. ASTM. 2011a. Standard D2434 – Permeability of granular soils (Constant Head). ASTM annual CDs of standards, 04. 08, West Conshohocken, PA.
2. ASTM. 2006a. ASTM D4253-00: Standard test methods for maximum index density and unit weight of soils using a vibratory table. ASTM int., West Conshohocken, PA. doi:10. 1520/D4253-00R06.
3. ASTM. 2006b. ASTM D4254-00: Standard test methods for minimum index density and unit weight of soils and calculation of relative density. ASTM int., West Conshohocken, PA. doi:10. 1520/D4254-00.

4. ASTM D5856-15:Standard test method for measurement of hydraulic conductivity of porous material using a rigid-wall, compaction-mold permeameter.
5. Ahmad N, and D.K. Sunada. 1969. Nonlinear flow in porous media. ASCE Journal of the Hydraulics Division, vol.95, HY6, Nov., 1847-1857.
6. Bear J. 1972. Dynamics of Fluids in Porous Media. New York: Dover Publications.
7. Bagarello V., Sferlazza S., and A. Sgroi. 2009. Testing laboratory methods to determine the anisotropy of saturated hydraulic conductivity in a sandy-loam soil. Geoderma 154(1):52–58. Doi:10.106/j.geoderma.2009.09.012
8. Esmaeili M, Ghalndarzadeh A., and A. Choobbasti .2012.Behavior of sand-gravel composite with two different preparation method under seismic liquefaction condition. Technical journal of Engineering and Applied Sciences. ISSN 2051-0853 .
9. Chapuis P . Denis G and K. Bass.1989 .Laboratory Permeability Test on Sand:Influence of the Compaction Method on Anisotropy. Canadian Geotechnical Journal . Vol.26 ,1989.
10. Chapuis R.P ., and D.E. Gill. 1989. Hydraulic anisotropy of homogeneous soils and rocks: Influence of the densification process. Bull. Int. Assoc. Eng. Geol. 39:75-86. Doi:10.1007/BF02592538.
11. Chapuis R.P . D.E Gill and K. Baass. 1989. Laboratory permeability tests on sand: Influence of the compaction method on anisotropy. Canadian Geotechnical Journal. 26:614-622. Doi:10.1139/t89-074.
12. Freeze R.A and J.A. Cherry. 1979. Groundwater: Upper Saddle River, New Jersey: Prentice-Hall.
13. Felton G.K and N.M. Herrera. 1995. Design procedure for rock fill dams. Applied Engineering in Agriculture, Applied Engr. In Agri. Vol.11, no.5,p.653-657.
14. Holtz R. D., Kovacks W. D., and T. C Sheahan., 2011. An introduction to Geotechnical Engineering. Prentice-Hall, Upper Saddle River, NJ, 853 p.
15. Jun-Jie Wang and Zhen-Feng Qiu .2015. Anisotropic hydraulic conductivity and critical hydraulic gradient of a crushed sandstone–mudstone particle mixture, Marine Georesources & Geotechnology, DOI: 10.1080/1064119X.2015.1103825
16. Moore, P. J.1979. Determination of Permeability Anisotropy in a Two-Way Permeameter. Geotechnical Testing Journal, GTJODJ, Vol. 2, No. 3, Sept. 1979, pp. 167-169.
17. PARE J .J., ARES R ., CABOT L ., and GARZON M. 1982. Large scale permeability and filter tests at LG3. Proceedings, 14th Large Dams, Rio de Janeiro, vol. Q.55, R.7, Congress on pp. 103-122.
18. Guo P., Liu Y and Stolle D.2015. Limit of Anisotropic Hydraulic Conductivity Ratio of Homogeneous Granular Materials. soil science society of America 5585 Guilford Rd., Madison, WI 53711 USA.
19. Stephenson D. 1979. ROCKFILL IN HYDRAULIC ENGINEERING. Elsevier Scientific, Amsterdam, 215 pp.
20. Tejas G. Murthy, Monica Prezzi.2010. Rodrigo Salgado, and Dimitrios Loukidis, "Influence Of Densification Method On Some Aspects Of Undrained Silty Sand Behavior. International Conferences on Recent Advances in Geotechnical Earthquake Engineering and Soil Dynamics. Paper 29.
21. Witt K. J., Brauns, J.1983.Permeability-Anisotropy Due To Particle Shape. Journal of geotechnical Engineering .109(9) : 1181-1187



## Experimental Investigation Anisotropy Permeability of Uniform Coarse Grain Soils

F. Pishro<sup>1</sup>- M. Bakhtiari<sup>2</sup>- N. Shahnikaramzadeh<sup>3</sup>

Received:26-02-2017

Accepted:22-08-2017

**Introduction:** Investigation of water passing through soil is one of the most important problems in soil mechanics and environmental engineering. It is an important parameter for predicting the movement of water and contaminants dissolved in the water through the soil and measured on soil samples in the lab and sometimes tests carried out in the field. Soil permeability generally depends on two factors, the first one is soil Specifications contains an empty space of soil, surface roughness of solid particles, saturation, and another one is characteristics of the fluid (water) that passes through soil. Already few efforts have been made to recognize the characteristics of anisotropy in the geotechnical designs therefore this study has been done. Physical and mechanical properties of soils and sedimentary rocks are generally heterogeneous and hydraulic conductivity ( $k$ ) is not an exception. The anisotropy of hydraulic conductivity of soils has a great influence on the fluid flow and the transmission of contamination. Knowing the hydraulic conductivity in cases such as flow through dams and dikes, internal erosion in soil masses, settling of consolidated clay levels, optimal design of water and oil wells, and the design of drainage systems for roads, airports and agricultural land. Generally, the hydraulic conductivity is more in the horizontal direction than the hydraulic conductivity in the vertical direction, and the hydraulic conductivity anisotropy is shown with a non-dimensional parameter  $r_k$  which is equal to the ratio of the horizontal hydraulic conductivity to the vertical hydraulic conductivity. According to Chapuis et al. (1989), on more than 100 measurements of hydraulic conductivity along with the results of the experiments of Chapuis et al. (1990), Rice et al. (1970) and Leroueil et al. (1990), the anisotropy of the hydraulic conductivity of clays, sands and sedimentary rocks are almost like each other. The degree of anisotropy may depend on the shape of the particles, their arrangement, or the orientation of the free space among the particles of the soil, which appears to be less than 4. Due to the impossibility of preparing intact samples from grain materials, as well as the lack of suitable measuring instruments for grain samples, there are few valid results for non-sticky materials. As Chapuis et al. (1989) and Sferlazza et al. (2009) in accordance with most of the experimental results, the anisotropy of hydraulic conductivity increases with density, and also the degree of anisotropy decreases with increasing porosity ratio.

**Materials and Methods:** In order to conduct the present research, measurement device was designed and built. This device is a cube with  $150 \text{ mm} \times 150 \text{ mm} \times 173 \text{ mm}$  dimensions. The components of the device are: bleeding valves, inlet and outlet valves, porous plates and the size of the sample respectively. In this study, four uniform soil samples were selected for test. Samples are prepared in falling manner, with three porosity and under three different hydraulic gradient were tested. In Table 1 The general pattern of research experiments is presented. In this study, 36 tests were performed.

**Table 1**-Pattern of research experiments

Water head	Void ratio	Diameter particle	Parameter
$r$	$r$	$\epsilon$	The number of test cases

1, 2 and 3- Graduated of Costal & Port and Marine Science Structure and Assistant Professors of Marine Engineering, Khorramshahr University of Marine Science and Technology

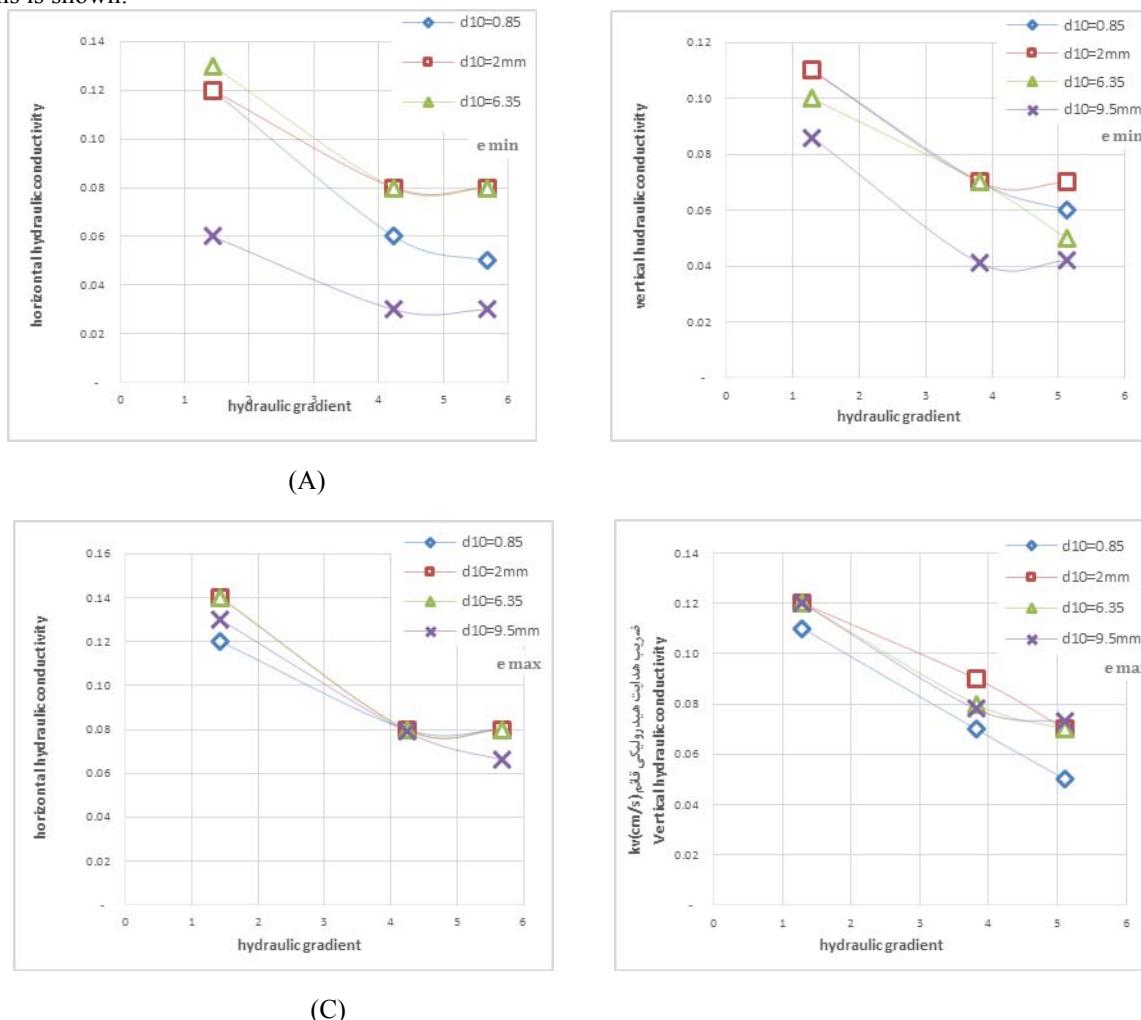
(-\*Corresponding Author Email:mortezabakhtiari@yahoo.com)

To measure vertical permeability, due to large grains samples, according to ASTM D-2434 standard fixed-load test method has been used. First, the porous plate is placed on the bottom of the measuring device to prevent the soil from entering and exiting the water penetration then The soil is inserted from the fixed height into the device and the porous plate is placed on the sample. Then place should be located at the top of the device and close the screws so there should be no water leak. Then the weight of the soil should be measured and connect the system to the water. Then the outlet tap should be opened and water should be passed through the soil sample until the sample would be completely saturated and no air bubbles come out of the outlet pipe and fix water level. Then the water head and weigh the empty container and the duration of the outflow of water for a given water volume should be measured. After performing the test at a specified head, the elevation of water should be changed by reservoir adjustment and the permeability coefficient would be measured in other loads.

## Results and Discussion:

### The effect of hydraulic loads on horizontal and vertical hydraulic conductivity coefficients for uniform samples

Horizontal and vertical hydraulic conductivity tests were performed on uniform samples including coarse aggregate materials with a diameter of 0.85, 2, 6.35, and 5.9 mm. In Figures (1) to (3), the effect of hydraulic load on horizontal and vertical hydraulic conductivity for uniform samples in minimum and maximum conditions is shown.



**Figure 1-** According hydraulic conductivity to hydraulic gradient for uniform samples with A) vertical hydraulic conductivity, minimal porosity B) Horizontal hydraulic conductivity, minimal porosity C) vertical hydraulic conductivity, maximum porosity D) horizontal hydraulic, maximum porosity

Investigations showed that in all cases, with increasing hydraulic load, the horizontal and vertical hydraulic conductivity decreased and then the process of change was almost constant.

Investigation of the effect of porosity on horizontal and vertical hydraulic conductivity of uniform samples

The results showed that the horizontal hydraulic conductivity coefficient for all samples was higher than the vertical hydraulic conductivity coefficient.

Also, the results showed that the minimum hydraulic conductivity ( $e = 0.46$ ) and maximum porosity ( $e = 0.97$ ) were about 34.33 and 0.35 percent higher than the hydraulic conductivity, respectively.

**Investigation of the effect of porosity on the anisotropy coefficient of hydraulic conductivity of uniform samples:**

The results showed that with increasing porosity, the coefficient of heterogeneity of hydraulic conductivity for uniform samples was reduced and this coefficient was for uniform samples in the range of 0.89 to 1.35.

**Conclusions:** The final results can be summarized as follow:

1. The permeability in the horizontal direction is often greater than the permeability in the vertical direction.
2. The anisotropy permeability for uniform sample is between 0.85-1.35.
3. The anisotropy permeability decreases with increasing porosity.
4. In the uniform samples, maximum permeability occurs at higher hydraulic conductivity.
5. With increasing the uniformity coefficient, the amount of hydraulic conductivity decreases.

**Key words:** permeability, Coarse Grain Soils, Anisotropy, porosity

## تحلیل منطقه‌ای و استخراج منحنی بزرگی- مساحت- فراوانی خشکسالی با استفاده از توابع مفصل در حوضه آبریز دریاچه ارومیه

مجید منتظری<sup>۱\*</sup> - بابک امیر عطایی<sup>۲</sup> - حسین رضایی<sup>۳</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۹/۲۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۳/۳۰

### چکیده

خشکسالی‌ها رویدادهای کرانه‌ای هستند که براساس تداوم در زمان و تاثیرات مکانی آن مشخص می‌شوند. بطورکلی خشکسالی‌های منطقه‌ای متاثر از گردش عمومی جو (در مقیاس بزرگ) و عوامل طبیعی منطقه‌ای شامل شرایط توپوگرافی، دریاچه‌های طبیعی، موقعیت نسبت به مرکز و مسیر جریان‌های آب و هوایی در جو (در مقیاس ریز) بوده و اثرات کاملاً همسانی در یک منطقه وسیع را نشان نمی‌دهند. لذا در این مطالعه توزیع احتمال توابع بزرگی-مساحت تحت پوشش خشکسالی در حوضه آبریز دریاچه ارومیه با استفاده از تکنیک توابع مفصل انجام پذیرفته و منحنی بزرگی-مساحت- فراوانی/احتمال خشکسالی (S-A-F) توسعه داده شده است. بدین منظور از سرو داده‌های شاخص خشکسالی یکماهه SPI در ۲۴ ایستگاه هواشناسی در محدوده مطالعاتی و ۷ خانواده تابع مفصل شامل کلایتون، گامبل، فرانک، جو، گالاموس، پلاکت و نرمال برای مدل‌سازی توزیع احتمال توابع دو متغیر همبسته بزرگی و مساحت تحت پوشش خشکسالی استفاده شده است. عملکرد توابع مفصل هفتگانه مذکور براساس معیارهای آماری رایج مورد آزمون قرار گرفته و در نهایت بازیابی مناسب‌ترین تابع مفصل (مفصل فرانک)، دوره‌های بازگشت شرطی تعیین و منحنی S-A-F برای منطقه مطالعاتی استخراج شد. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که رفتارهای کرانه‌ای اقلیمی (خشکسالی یا ترسالی) اکثربت محدوده مطالعاتی را تحت تاثیر قرار می‌دهند. در حالیکه رفتارهای نیمه یا شبیه‌خشک دارای پوشش مساحت متفاوت با پراکنده‌گی قابل توجه در محدوده مطالعاتی بوده و با افزایش بزرگی خشکسالی مساحت بیشتری از حوضه آبریز را در بر می‌گیرند. بطوریکه عنوان مثال، بزرگی خشکسالی برای زمان برگشت ۵۰ ساله با کمترین و بیشترین مقادیر در منطقه یعنی ۰/۰ و ۰/۴۲ بترتیب حدود ۵ و ۹۵ درصد مساحت محدوده مطالعاتی را پوشش می‌دهد.

### واژه‌های کلیدی: بزرگی خشکسالی، توزیع حاشیه‌ای، شاخص بارش استاندارد، مساحت تحت پوشش خشکسالی

چندمتغیره شناخته شده که اغلب توسط متغیرهای مدت، بزرگی، شدت و مساحت تحت پوشش (گستردگی مکانی) مشخص می‌شود. اگرچه تحلیل نقطه‌ای خشکسالی می‌تواند اطلاعات مفیدی را از یک رویداد خشکسالی در یک نقطه یا منطقه محدود ارائه کند، ولی نتایج آن برای مدیریت خشکسالی یا ارزیابی ریسک خشکسالی در یک منطقه وسیع دارای عدم قطعیت‌های اساسی خواهد بود (۱۳ و ۵۰). بطور معمول خشکسالی‌های کوتاه/ بلند مدت در طبیعت بصورت منطقه‌ای اتفاق می‌افتد و اغلب مساحت بسیار بزرگی را تحت تاثیر قرار می‌دهند. لذا مطالعه خشکسالی در چارچوب تحلیل منطقه‌ای، امکان ارزیابی جامع‌تری از این پدیده را در هر منطقه فراهم نموده و از ضروریات اساسی و مهم در استراتژیک‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت در مدیریت منابع آب محسوب می‌شود (۳۹). در چین تحلیلی، علاوه بر مدت و بزرگی خشکسالی، درصد مساحتی که تحت تاثیر خشکسالی قرار گرفته مورد ارزیابی قرار می‌گیرد (۳، ۳۷، ۴۱، ۴۲، ۴۳، ۵۱ و ۵۲).

### مقدمه

خشکسالی یک پدیده طبیعی و بلندمدت موثر بر مناطق بزرگ است که با بارش کمتر از حد انتظار توصیف می‌گردد. در مقایسه با دیگر بلاهای طبیعی مانند سیل و طوفان، گستردگی مکانی خشکسالی‌ها معمولاً بسیار بزرگ‌تر است (۳۳). هنگامی که خشکسالی از یک فصل یا دوره طولانی مدت گسترش یابد، منجر به کمبود آب شده و این آب ناکافی در دسترس منجر به ایجاد خسارات اجتماعی، اقتصادی و زیست محیطی می‌گردد (۵۳). از آنجائیکه خشکسالی‌ها بطور قابل توجهی از نظر ویژگی‌های زمانی و مکانی، از یک منطقه به منطقه دیگر متفاوت می‌باشند، این پدیده به عنوان یک پدیده

۱، ۲ و ۳- به ترتیب استاد گروه مهندسی آب، دانشجوی دکتری مهندسی منابع آب و دانشیار گروه مهندسی آب، دانشگاه ارومیه  
(Email: montaseri@hotmail.com)- نویسنده مسئول:  
DOI: 10.22067/jsw.v31i4.60382

SPI در پرتوغال را در دوره آماری ۱۹۰۴-۲۰۰۴ با استفاده از شاخص در مقیاس زمانی ۱، ۶ و ۱۲ ماهه مورد مطالعه قرار دادند. نتایج ایشان نشان داد که بخش جنوبی کشور نسبت به بخش شمالی آن بیشتر تحت تاثیر خشکسالی بوده است (۴۰). حسینی صفا و مرید در سال ۱۳۸۷ به بررسی احتمالاتی خصوصیات مکانی شدت خشکسالی در استان تهران پرداختند. در این مطالعه مساحت بزرگی- مساحت- فراوانی خشکسالی (S-A-F) بازای شاخص خشکسالی SPI در منطقه فراوانی خشکسالی (S-A-F<sup>۱</sup>) بازای شاخص خشکسالی (I-A-F<sup>۲</sup>) مورد بررسی قرار گیرد (۳۶). این منحنی‌ها بر اساس روابط ریاضی بین بزرگی با شدت خشکسالی و مساحت تحت پوشش آن (گستردگی مکانی) برای دوره‌های بازگشت مختلف بدست می‌آیند (۲ و ۱۸). برای استخراج چنین منحنی‌هایی، اغلب از توزیع‌های احتمالی مقادیر حدی استفاده می‌شود. بدین صورت که برای درصد مساحت مشخصی از خشکسالی، مقدار خشکسالی مربوطه از هر رویداد تاریخی استخراج شده و سپس تحلیل فراوانی صورت می‌گیرد.

یکی از اولین مطالعات در زمینه تحلیل مکانی خشکسالی توسط تاسه در سال ۱۹۷۶ انجام شده است. در این مطالعه، با استفاده از یک روش تجربی تک متغیره مانند روش مونت کارلو یا تکنیک تولید داده، با ماکزیمم شدت کمبود به عنوان مشخصه خشکسالی و مساحت متاثر، احتمال پوشش مکانی خشکسالی را برای ارزیابی روابط شدت- کمبود- مساحت ارائه نمود (۵۱). در سال ۲۰۰۲، کیم و والدیز خصوصیات زمانی و مکانی خشکسالی را با استفاده از شاخص خشکسالی پالمر (PDSI) و با توجه به منحنی‌های شدت- مساحت- فراوانی برای حوضه رودخانه کانچوس مکزیک مورد تحلیل قرار دادند. در این مطالعه، از روش کریجینگ برای میانیابی مقادیر شاخص خشکسالی در منطقه استفاده نمودند (۱۹). هیسیدال و تالاکسن در سال ۲۰۰۳ با استخراج منحنی‌های S-A-F<sup>۳</sup>، سری زمانی ماهیانه بارندگی و جریان رودخانه در دانمارک را بر اساس روش توابع معتماد تجربی، مدل سازی نمودند (۱۲). در سال ۲۰۰۴، لوکاس و واسیلادیس تغییرات زمانی و مکانی خشکسالی هواشناسی را در منطقه تسلای یونان در بازه زمانی ۱۹۶۰ الی ۱۹۹۳ مورد مطالعه قرار دادند. در این مطالعه با بکارگیری داده‌های بارندگی ماهیانه ۵۰ ایستگاه هواشناسی و استفاده از روش رگرسیون چندگانه برای تعیین درصد مساحت تحت پوشش خشکسالی، منحنی‌های S-A-F<sup>۴</sup> بازای SPI در مقیاس‌های زمانی مختلف در منطقه توسعه دادند (۲۳). میشرا و دسای در سال ۲۰۰۵ روابط S-A-F<sup>۵</sup> را بازای شاخص خشکسالی SPI برای بازه زمانی ۱۹۶۵-۲۰۰۱ در حوضه رودخانه کانساباتی هند را مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه از روش وزن‌دهی عکس فاصله (IDW) برای میانیابی مقادیر SPI استفاده کردند (۲۸). سانتوس و همکاران در سال ۲۰۱۰ خشکسالی هواشناسی

شیائو در سال ۲۰۰۶ توزیع احتمال توم دومتغیره خصوصیات خشکسالی مدت و بزرگی خشکسالی در جنوب تایوان را با استفاده از شاخص SPI و تئوری توابع مفصل مورد ارزیابی قرار داد (۴۴). سانگ و سینگ در سال ۲۰۱۰ توزیع احتمال توم مدت، بزرگی و فواصل بین دو خشکسالی را با استفاده از تابع مفصل پلاکت سه متغیره در چین را مدل سازی نمودند (۴۹). ردی و گانگولی در سال ۲۰۱۲ چهار گروه مختلف توابع مفصل دومتغیره شامل خانواده‌های ارشمیدسی، مقادیر حدی، پلاکت و بیضوی را برای مدل سازی توزیع احتمال توم خصوصیات خشکسالی بکار برندند و مفصل گامبل- هوگارد را به عنوان تابع مفصل بهتر معرفی و ارائه نمودند. در نهایت از این تابع مفصل برای استخراج منحنی‌های بزرگی- مدت- فراوانی در منطقه راجاستان در هند استفاده نمودند (۳۵). میرعباسی و همکاران در سال ۲۰۱۲ از توابع مفصل دومتغیره برای مدل سازی مدت و بزرگی

به منظور درک ماهیت زمانی و مکانی خشکسالی در مقیاس منطقه‌ای، مطالعاتی مختلفی در گذشته صورت گرفته است. بررسی ریسک خشکسالی منطقه‌ای می‌تواند از طریق رابطه چندمتغیره مانند توسعه منحنی‌های بزرگی- مساحت- فراوانی خشکسالی (S-A-F<sup>۱</sup>) و یا شدت- مساحت- فراوانی خشکسالی (I-A-F<sup>۲</sup>) مورد بررسی قرار گیرد (۳۶). این منحنی‌ها بر اساس روابط ریاضی بین بزرگی با شدت خشکسالی و مساحت تحت پوشش آن (گستردگی مکانی) برای دوره‌های بازگشت مختلف بدست می‌آیند (۲ و ۱۸). برای استخراج چنین منحنی‌هایی، اغلب از توزیع‌های احتمالی مقادیر حدی استفاده می‌شود. بدین صورت که برای درصد مساحت مشخصی از خشکسالی، مقدار خشکسالی مربوطه از هر رویداد تاریخی استخراج شده و سپس تحلیل فراوانی صورت می‌گیرد.

یکی از اولین مطالعات در زمینه تحلیل مکانی خشکسالی توسط تاسه در سال ۱۹۷۶ انجام شده است. در این مطالعه، با استفاده از یک روش تجربی تک متغیره مانند روش مونت کارلو یا تکنیک تولید داده، با ماکزیمم شدت کمبود به عنوان مشخصه خشکسالی و مساحت متاثر، احتمال پوشش مکانی خشکسالی را برای ارزیابی روابط شدت- کمبود- مساحت ارائه نمود (۵۱). در سال ۲۰۰۲، کیم و والدیز خصوصیات زمانی و مکانی خشکسالی را با استفاده از شاخص خشکسالی پالمر (PDSI) و با توجه به منحنی‌های شدت- مساحت- فراوانی برای حوضه رودخانه کانچوس مکزیک مورد تحلیل قرار دادند. در این مطالعه، از روش کریجینگ برای میانیابی مقادیر شاخص خشکسالی در منطقه استفاده نمودند (۱۹). هیسیدال و تالاکسن در سال ۲۰۰۳ با استخراج منحنی‌های S-A-F<sup>۳</sup>، سری زمانی ماهیانه بارندگی و جریان رودخانه در دانمارک را بر اساس روش توابع معتماد تجربی، مدل سازی نمودند (۱۲). در سال ۲۰۰۴، لوکاس و واسیلادیس تغییرات زمانی و مکانی خشکسالی هواشناسی را در منطقه تسلای یونان در بازه زمانی ۱۹۶۰ الی ۱۹۹۳ مورد مطالعه قرار دادند. در این مطالعه با بکارگیری داده‌های بارندگی ماهیانه ۵۰ ایستگاه هواشناسی و استفاده از روش رگرسیون چندگانه برای تعیین درصد مساحت تحت پوشش خشکسالی، منحنی‌های S-A-F<sup>۴</sup> بازای SPI شاخص SPI در مقیاس‌های زمانی مختلف در منطقه توسعه دادند (۲۳). میشرا و دسای در سال ۲۰۰۵ روابط S-A-F<sup>۵</sup> را بازای شاخص خشکسالی SPI برای بازه زمانی ۱۹۶۵-۲۰۰۱ در حوضه رودخانه کانساباتی هند را مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه از روش وزن‌دهی عکس فاصله (IDW) برای میانیابی مقادیر SPI استفاده کردند (۲۸). سانتوس و همکاران در سال ۲۰۱۰ خشکسالی هواشناسی

1- Severity-Area- Frequency

2- Intensity-Area-Frequency

3- Empirical Orthogonal Functions (EOF)

خصوصیات خشکسالی منطقه؛<sup>(۳)</sup> استخراج و ارائه منحنی بزرگی-مساحت- فراوانی خشکسالی/احتمال بر اساس تابع مفصل منتخب در منطقه.

## مواد و روش‌ها

### منطقه مورد مطالعه و داده‌ها

دریاچه ارومیه یکی از بزرگترین دریاچه‌های آب شور دنیا است که در شمال غرب ایران قرار دارد. مساحت حوضه آبریز دریاچه ارومیه در حدود ۵۲۰۰ کیلومتر مربع و ارتفاع آن بین ۱۲۳۶ تا ۳۷۳۳ متر بوده که توسط کوه‌های زاگرس در همسایگی حوضه رودخانه زاب و کوه‌های سبلان در همسایگی حوضه رودخانه ارس قرار دارد. متوسط بارش سالیانه حوضه در حدود ۳۳۴ میلیمتر (۱۹۷۱-۲۰۱۳) بوده و اقلیم آن بر اساس طبقه‌بندی اقلیمی کوپن- کیگر در محدوده نیمه‌خشک و قاره‌ای (Bsk & Dsa) قرار دارد<sup>(۴)</sup>. متناسفانه، موقع خشکسالی‌های اخیر، افزایش جمعیت و توسعه ناپایدار کشاورزی در منطقه باعث عدم تعادل آبی و در نهایت منجر به کاهش سطح آب دریاچه در سال‌های اخیر شده است. بنابراین، درک واقعی مشخصه‌های خشکسالی منطقه می‌تواند از اهمیت بالای در مدیریت ریسک خشکسالی حوضه داشته باشد.

در این مطالعه از داده‌های بارندگی ماهیانه ۲۴ ایستگاه بارانسنجی در داخل حوضه آبریز دریاچه ارومیه در دوره آماری ۱۹۷۱-۲۰۱۳ استفاده شده که موقعیت منطقه مطالعاتی و ایستگاه‌های منتخب در شکل (۱) نشان داده شده است. آمار ایستگاه‌های مورد مطالعه بدون گپ آماری بوده و کیفیت داده‌ها قبل از بکارگیری آن‌ها در مدل‌سازی، از نظر همگنی، تصادفی بودن و روند کنترل شده است. نتایج بیانگر همگنی، تصادفی بودن و عدم وجود روند داده‌ها بوده که به دلیل محدودیت صفحات مقاله ارائه نشده است.

مشخصات آماری بارندگی‌های سالیانه در ایستگاه‌های بارانسنجی منتخب در جدول (۱) ارائه شده، بطوریکه میانگین بارش سالیانه در محدوده مطالعاتی از ۲۳۹/۷ تا ۵۴۲/۶ میلیمتر متغیر بوده و ضریب تغییرات سالیانه (CV) آن در بازه ۲۲ تا ۴۱ درصد می‌باشد. مقادیر چولگی (Skew) و ضریب همبستگی مرتبه اول (P) داده‌ها نیز در اکثر ایستگاه‌ها ثابت می‌باشد. این دامنه تغییرات قابل توجه رخدادهای حدی خشکسالی می‌تواند داده‌های بسیار بالرزش و مناسب جهت ارزیابی خصوصیات توان خشکسالی و مدیریت ریسک خشکسالی حوضه آبریز دریاچه ارومیه باشد.

### مشخصات خشکسالی

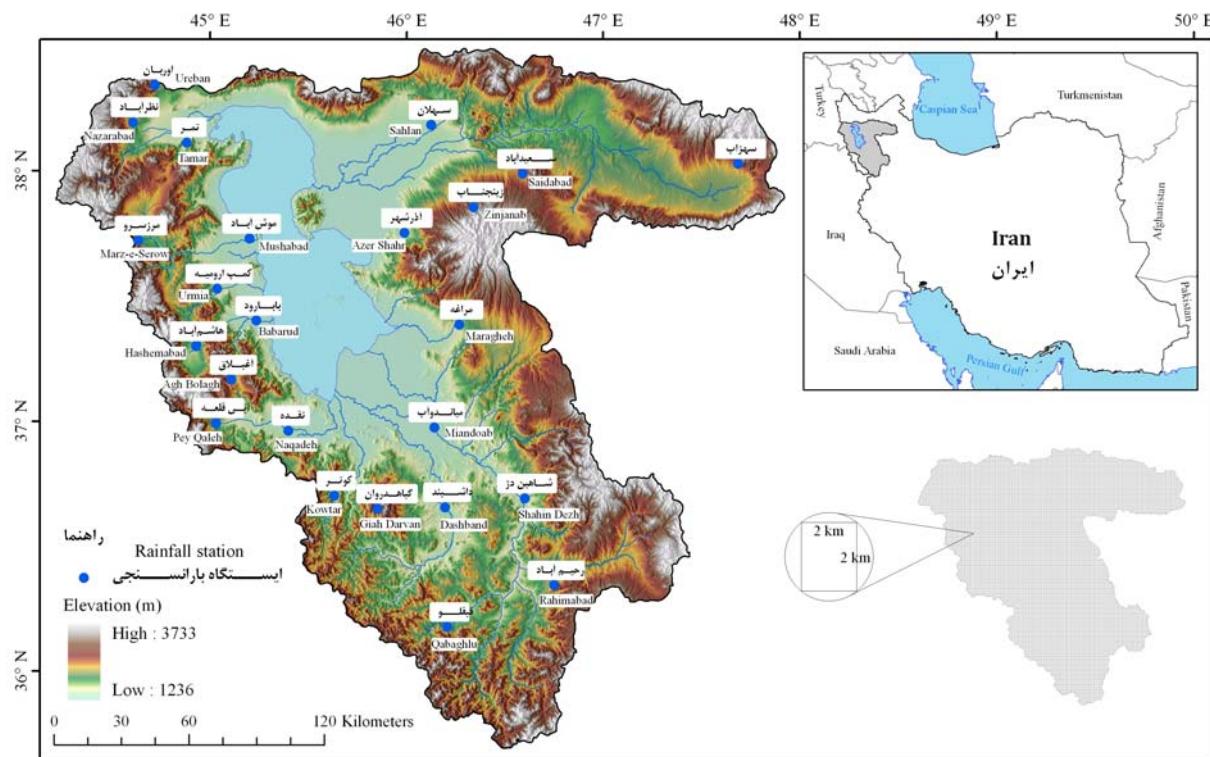
در این مطالعه از شاخص خشکسالی SPI برای پایش خشکسالی و استخراج مقادیر شاخص SPI یکماهه استفاده شده است. شاخص

خشکسالی در شمال غرب ایران استفاده کردند. ایشان بر اساس آزمون خطأ و ضرایب همبستگی دمی، تابع مفصل گالامبوس را به عنوان تابع مفصل برتر در منطقه برای مدل‌سازی مدت و بزرگی خشکسالی معرفی و خصوصیات احتمالاتی توان و دوره‌های بازگشت شرطی در منطقه را مورد تحلیل قرار دادند<sup>(۲۵)</sup>. ردی و گانگولی در مطالعه دیگری در سال ۲۰۱۳ به تحلیل زمانی و مکانی خشکسالی در منطقه کانسایباتی هند بر اساس داده‌های شبکه‌بندی شده شده با تفکیک مکانی ۰/۵ درجه با استفاده از روش توابع مفصل (سه تابع مفصل گامبل، فرانک و پلاکت) پرداختند و نمودارهای شدت-مساحت- فراوانی را در این منطقه توسعه دادند<sup>(۳۶)</sup>. کلیه مطالعات مذکور به توانایی و قابلیت بسیار بالا تکنیک توابع مفصل در مدل‌سازی خصوصیات همبسته خشکسالی بصورت دو یا چند متغیره تاکید داشته و ضمناً مروج جامعی از کاربرد توابع مفصل در مطالعه گست و فاوره و سالوادوری و همکارانگزارش شده است<sup>(۳۹ و ۶)</sup>.

بنابراین در این مطالعه تحلیل منطقه‌ای بزرگی-مساحت تحت پوشش خشکسالی با استفاده از تکنیک توابع مفصل در یکی از حوضه‌های آبریز مهم و نسبتاً پر آب کشور، یعنی حوضه آبریز دریاچه ارومیه که در حال حاضر با شرایط بحرانی کاهش شدید تراز آب دریاچه ارومیه روبرو بوده، انجام پذیرفته است. چنین مطالعه‌ای برای اولین بار برای تحلیل تغییرات زمانی و مکانی منطقه‌ای خشکسالی با تاکید و لحاظ نمودن واستنگی بزرگی و مساحت تحت پوشش خشکسالی بصورت یک تحلیل دو متغیره بزرگی-مساحت تحت پوشش خشکسالی در محدوده مطالعاتی بازای داده‌های ایستگاه‌های بارانسنجی با دامنه قابل توجه پارامترهای آماری داده‌های سالیانه (مانند میانگین، انحراف معیار، چولگی و ضریب خودهمبستگی داخلی داده‌ها) انجام پذیرفته است. این امر برخلاف مطالعات منتشر شده مذکور و خصوصاً در محدوده مطالعاتی (۱۰، ۲۶ و ۳۰)، با فرض وابستگی هر کدام از خصوصیات خشکسالی مانند مدت و بزرگی خشکسالی، استفاده از داده‌های ایستگاه‌های بارانسنجی با دامنه قابل توجه از مشخصات آماری داده‌ها، استفاده از توزیع‌های حاشیه‌ای انجام و تکیه‌گاهی<sup>(۱)</sup> و بکارگیری از خانواده‌های مختلف توابع مفصل انجام پذیرفته است. در این مطالعه از داده‌های بارندگی ماهیانه در دوره آماری ۱۹۷۱-۲۰۱۳ در ۲۴ ایستگاه بارانسنجی که بطور یکنواخت در سطح حوضه پراکنده و اکثريت محدوده مطالعاتی را تحت پوشش قرار می‌دهند و معرف مناسبی برای تعیین بارندگی متوسط کل منطقه هستند، استفاده شده است. اهداف اصلی این مطالعه عبارتند از: (۱) مدل‌سازی خصوصیات خشکسالی از قبیل بزرگی و درصد مساحت تحت پوشش خشکسالی در حوضه آبریز دریاچه ارومیه؛ (۲) ارزیابی عملکرد توابع مفصل خانواده‌های مختلف در مدل‌سازی ساختار

احتمالات توام خشکسالی می‌تواند از اهمیت بالایی برخوردار باشد  
(۳۱).

خشکسالی SPI بعنوان مناسبترین شاخص خشکسالی در کاهش  
میزان عدم قطعیت انتخاب نامناسب شاخص خشکسالی در تحلیل



شکل ۱- موقعیت منطقه مطالعاتی و ایستگاه‌های بارانسنجی منتخب در حوضه آبریز دریاچه ارومیه

Figure 1- Location of study area and rainfall stations in Lake Urmia basin

محاسبه می‌گردد:

$$A_t = \frac{\sum_{i=1}^{N_p} I[SPI_{i,t} \leq SPI_{thr}] \times A_i}{\sum_{i=1}^{N_p} A_i} \quad (1)$$

که در آن،  $I[\cdot]$ تابع نشانگر منطقی می‌باشد که مقدار آن بسته به درست یا نادرست بودن عبارت داخل کروشه می‌تواند برابر یک و یا صفر باشد،  $SPI_{i,t}$  مقدار آماره شاخص در گام زمانی  $t$ ،  $SPI_{thr}$  مقدار آستانه خشکسالی شاخص  $SPI$ ،  $A_i$  برابر با مساحت متاثر از خشکسالی در پلیگون  $i$  و  $N_p$  برابر با تعداد کل پلیگون‌ها در منطقه می‌باشد.

(۲) بزرگی خشکسالی ( $S_t$ ): برابر با مجموع مقادیر SPI متولی در هر شبکه سلولی و هر گام زمانی که زیر حد آستانه یا تحت خشکسالی قرار گیرد، که بصورت رابطه (۲) تعریف می‌شود:

$$S_t = -\frac{1}{N_{p,D}} \sum_{i=1}^{N_{p,D}} I[SPI_{i,t} \leq SPI_{thr}] \times SPI_{i,t} \quad (2)$$

محاسبه مقادیر شاخص خشکسالی SPI برای هر دوره زمانی و در هر ایستگاه بعنوان یک موقعیت مکانی بدین ترتیب است: ابتدا توزیع آماری مناسب بر آمار بلندمدت بارندگی‌ها برآش داده شده، سپستابع تجمعی با استفاده از احتمالات مساوی به توزیع نرمال تبدیل می‌گردد. سپس مقادیر آماره SPI بر اساس رابطه  $SPI_i = (P_i - \bar{P}) / \delta$  بازای مقادیر نرمال شده محاسبه می‌گردد. که در آن  $P_i$  و  $\bar{P}$  به ترتیب آماره شاخص و بارندگی نرمال شده در پریود  $\delta$ : میانگین بارندگی نرمال شده و  $\bar{P}$ : انحراف معیار بارندگی نرمال شده، می‌باشد. در نهایت پریودهای خشک یا خشکسالی بازای مقادیر آماره شاخص SPI کمتر از یک حد آستانه مشخص (در سه کلاس خشکسالی ضعیف، متوسط و شدید) تعیین می‌شود.

بطور خاص، مشخصات خشکسالی مورد استفاده در این مطالعه بقرار زیر می‌باشند:

- (۱) درصد مساحت تحت پوشش خشکسالی ( $A_t$ ): برابر با درصدی از مساحت کل در هر گام زمانی است که مقدار آماره شاخص SPI کمتر از حد آستانه مشخص باشد. بر این اساس، درصد مساحت تحت پوشش خشکسالی ( $A_t$ ) برای هر گام زمانی  $t$  بصورت رابطه (۱)

جدول ۱- مشخصات آماری داده‌های بارندگی سالیانه ایستگاه‌های منتخب در دوره آماری (۱۹۷۱-۲۰۱۳)  
Table 1- Statistical properties of annual rainfall data (1971-2013) in the selected stations

ایستگاه Station	میانگین average (mm)	CV	$\rho$	Skew	ایستگاه Station	میانگین average mm	CV	$\rho$	Skew
آغلاق Agh Bolagh	421.8	0.28	0.37	0.30	نظرآباد Nazabad	413.1	0.39	0.20	0.83
آذرشهر Azer Shahr	239.7	0.31	0.31	-0.15	پی‌قله Pey Qaleh	490.0	0.25	0.41	0.55
بابارود Babarud	341.7	0.30	0.11	0.76	قیقبلو Qabaghlu	414.4	0.27	0.09	0.28
داشپند Dashband	396.3	0.41	0.48	1.48	رحیم‌آباد Rahimabad	365.0	0.32	0.24	0.43
گیاهدوران Giah Darvan	456.7	0.33	-0.03	1.00	سهلان Sahlan	258.9	0.23	-0.02	-0.28
هاشم‌آباد Hashemabad	542.6	0.34	0.35	0.84	سوزاب Sahzab	301.2	0.33	0.36	0.77
کوتار Kowtar	377.4	0.29	0.17	-0.11	سعیدآباد Saidabad	373.0	0.27	0.12	0.48
مراغه Maragheh	316.3	0.22	0.03	0.09	صائین‌دز Shahin Dezh	290.6	0.33	0.29	-0.10
مرز سرو Marz-e-Serow	369.3	0.26	0.16	0.09	تمر Tamar	240.5	0.27	0.14	0.23
میاندوآب Miandoab	303.4	0.29	0.16	0.89	اوریان Ureban	311.4	0.26	0.01	0.03
موس‌آباد Mushabād	245.2	0.29	0.20	0.40	ارومیه Urmia	364.1	0.27	0.01	0.69
نقده Naqadeh	329.8	0.31	0.21	-0.06	زینجناب Zinjanab	294.5	0.24	-0.02	0.21

تابع مفصل توسط اسکلار (۴۸)، جو (۱۵)، نلسن (۳۲) و ساللادری و همکاران (۳۹) توسعه یافته است. از آن زمان به بعد، توابع مفصل بطور گسترده در زمینه‌های مختلفی از جمله مالی، مدیریت ریسک، هواشناسی و هیدرولوژی مورد استفاده قرار گرفته است.  
بر اساس تئوری اسکلار (۲۰۰۶)، اگر  $F_{xy}$  یک تابع توزیع دومتغیره از متغیر تصادفی  $X$  و  $Y$  با تابع توزیع حاشیه‌ای  $F_x$  و  $F_y$  باشد، یک مفصل  $C$  (تابع توزیع تجمعی مفصل) بصورت رابطه (۳) وجود خواهد داشت:

$$F_{XY}(x, y) = C(F_x(x), F_y(y)) \quad (3)$$

به همین ترتیب رابطه فوق را می‌توان برای تابع چگالی احتمال توان بر اساس تابع چگالی احتمال حاشیه‌ای  $(x)$  و  $F_y(y)$  بصورت رابطه (۴) بدست آورد:

$$f_{X,Y}(x, y) = c(F_x(x), F_y(y)) f_x(x) f_y(y) \quad (4)$$

که در آن  $c$  تابع چگالی احتمال مفصل بوده و از رابطه (۵) تعیین می‌گردد:

$$c(u, v) = \frac{\partial^2 C(u, v)}{\partial u \partial v} \quad (5)$$

که در آن  $N_p$  برابر با تعداد کل پلیگون‌های متأثر از خشکسالی می‌باشد.

بر اساس تعریف شاخص SPI، مقادیر کمتر از -۱ در هر دوره به عنوان دوره خشک طبقه‌بندی می‌شود (۲۶ و ۲۹). این در حالی است SPI برخی محققین معتقد هستند که دوره‌های شبه خشک متوالی با منفی (بزرگتر از -۱) نرسیده به -۱  $< SPI < 0$  - با مقادیر تجمعی کمیود زیاد (یعنی بزرگی خشکسالی زیاد) اثر منفی بیشتری نسبت به دوره‌های کوتاه‌مدت با SPI کمتر از -۱ برای یک اکوسیستم دارند (۴۴). لذا در این مطالعه حد آستانه خشکسالی مقدار صفر برای مدل‌سازی منطقه‌ای خشکسالی در منطقه مورد مطالعه در نظر گرفته شده است.

#### تابع مفصل و خصوصیات آن

مفصل یک مدل تصادفی و مبتنی بر احتمال می‌باشد. بعبارت دیگر، مفصل تابعی برای مدل‌سازی دو یا چند متغیر تصادفی می‌باشد (۳۲). تابع مفصل می‌تواند توزیع‌های حاشیه‌ای را به سادگی به توزیع‌های چندگانه، متصل کند. ساختار توزیع چندمتغیره با استفاده از

(پلاکت) استفاده شده است. توابع مربوط به CDF توابع مفصل مذکور بهمراه محدوده تغییرات پارامتر توابع در جدول (۲) نشان داده شده است.

توابع مفصل از خانواده‌های مختلفی تشکیل شدند که در این مطالعه از هفت تابع مفصل از خانواده‌های مختلف، از جمله خانواده ارشمیدسی (کلایتون، فرانک، گامبل و جو)، خانواده مقادیر حدی (گالامبوس)، خانواده بیضوی (نرمال) و خانواده مفصل‌های متفرقه

**جدول ۲- روابط CDF توابع مفصل مورد استفاده در مطالعه**  
Table 2- The copulas CDF used in this study

تابع مفصل Copula	C(u,v)	محدوده پارامتر Parameter space
کلایتون Clayton	$(u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1)^{-\frac{1}{\theta}}$	$\theta \geq -1$
فرانک Frank	$-\frac{1}{\theta} \ln \left[ 1 + \frac{(e^{-\theta u} - 1)(e^{-\theta v} - 1)}{e^{-\theta} - 1} \right]$	$\theta \neq 1$
گامبل Gumbel	$\exp \left\{ - \left[ (-\ln u)^{\theta} + (-\ln v)^{\theta} \right]^{\frac{1}{\theta}} \right\}$	$\theta \geq 1$
جو Joe	$1 - \left[ (1-u)^{\theta} + (1-v)^{\theta} - (1-u)^{\theta} (1-v)^{\theta} \right]^{\frac{1}{\theta}}$	$\theta \geq 1$
گالامبوس Galambos	$uv \exp \left\{ \left[ (-\ln u)^{-\theta} + (-\ln v)^{-\theta} \right]^{-\frac{1}{\theta}} \right\}$	$\theta \geq 0$
نرمال Normal	$\Phi_{\theta}(\Phi^{-1}(u), \Phi^{-1}(v))$	$-1 \leq \theta \leq 1$
پلاکت Plackett	$\frac{1}{2} \frac{1}{\theta-1} \left\{ 1 + (\theta-1)(u+v) - \left[ (1+(\theta-1)(u+v))^2 - 4\theta(\theta-1)uv \right]^{\frac{1}{2}} \right\}$	$\theta \geq 0$

که در آن،  $u$  و  $v$  توابع توزیع تجمعی،  $\theta$  پارامتر وابستگی توابع توزیع تجمعی و تابع چگالی احتمال نرمال استاندارد می‌باشند.

نهایت، انتخاب بهترین تابع مفصل برخوردار می‌باشد. از آنجاییکه متغیر درصد مساحت تحت پوشش خشکسالی (A) دارای محدوده مشخصی بوده و دامنه تغییرات آن بین مقدار ۰ تا ۱۰۰ تغییر می‌کند، لذا استفاده از توزیع‌های تکیه‌گاهی برای برآش با داده‌های متغیر A اجتناب ناپذیر خواهد بود (۱۱). در این مطالعه از توزیع بتا<sup>۴</sup> به عنوان یکی از توزیع‌های تکیه‌گاهی، برای برآش داده‌های درصد مساحت تحت پوشش خشکسالی استفاده شده و همچنین از شش توزیع احتمالی نمایی، گاما، گامبل، لاگ نرمال دوپارامتری، لجستیک و ویبول برای برآش و انتخاب بهترین توزیع حاشیه‌ای متغیر بزرگی خشکسالی استفاده شده است. برای برآورد پارامترهای توزیع حاشیه‌ای از روش حدکث درستنمایی<sup>۵</sup> (MLE) و برای انتخاب بهترین تابع توزیع حاشیه‌ای متغیرها و آزمون نکوبی برآش توزیع‌های احتمال از معیار اطلاعاتی آکائیک<sup>۶</sup> (AIC) و معیار اطلاعاتی بیزین<sup>۷</sup> (BIC) بر

برای بکارگیری تئوری مفصل در تحلیل احتمال توام دو متغیره متغیرهای تصادفی  $x$  و  $y$ ، ارزیابی وابستگی بین متغیرها از اهمیت بالایی برخوردار است. چراکه در صورت وجود همبستگی بین دو متغیر تصادفی، امکان ایجاد و تحلیل دومتغیره بازای توابع مفصل، معنی دار خواهد بود. در این مطالعه علاوه بر معیارهای اندازه‌گیری کمی همبستگی بین دو متغیر (مانند اسپیرمن و کندال) (۵۶)، از معیارهای گرافیکی که اخیرا توسعه پیدا کردند (نمودار پراکندگی رتبه‌ای، نمودار کی<sup>۸</sup> و نمودار کندال<sup>۹</sup>)، برای اندازه‌گیری همبستگی بین دو متغیر بزرگی و درصد مساحت تحت پوشش خشکسالی استفاده شده است. جزئیات بیشتر در مورد معیارهای گرافیکی همبستگی نمودار کی و کندال را می‌توان در منبع گنست و فاوره (۶) یافت.

#### توزیع حاشیه‌ای مشخصه‌های خشکسالی

یکی از گام‌های کلیدی در برآش توابع مفصل با خصوصیات مختلف خشکسالی، تعیین مناسب‌ترین توزیع حاشیه‌ای برای هریک از مشخصه‌های خشکسالی بوده و از اهمیت بسیار بالایی در تحلیل و در

3- Bounded distribution

4- Beta

5- Maximum Likelihood Estimation

6- Akaike Information Criterion

1- Chi plot

2- Kendall plot

مناسبی دارد (۴۷). مدل با بیشترین (کمترین) مقدار لگاریتم حداکثر درستنایی (AIC، BIC و RMSE) نشان‌دهنده مناسب‌ترین تابع مفصل می‌باشد (۴، ۱۷، ۲۷ و ۴۴ و ۵۴).

ضمناً جهت آزمون برآشن گرافیکی عملکرد توابع مفصل مورد مطالعه، ۳۰۰۰ جفت حاشیه‌های تصادفی بر اساس روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو برای هر کدام از توابع مفصل تولید شد و سپس با استفاده از توابع توزیع حاشیه‌ای متغیرها به میدان حقیقی داده‌ها انتقال داده شد. این امر جهت ارزیابی همپوشانی مقادیر مشاهداتی بازی توابع مفصل مختلف، بویژه در مقادیر کران‌های بالا و پایین می‌تواند از اهمیت بالایی در انتخاب نوع تابع مفصل برخوردار باشد.

#### دوره‌های بازگشت شرطی بازی توابع مفصل

دوره بازگشت شرطی ( $T_{S|A}(s|a)$ ) بزرگی خشکسالی بازی مساحت تحت پوشش خشکسالی  $A=a$  را می‌توان بصورت رابطه (۸) نوشت:

$$T_{S|A}(s|a) = \frac{\gamma}{1 - C_{S|A=a}} \quad (8)$$

که در آن،  $\gamma = \frac{N}{n}$ : طول دوره مقادیر SPI بر حسب سال،  $n$ : تعداد رویدادهای خشکسالی در مدت N سال بر حسب سال،  $C_{S|A=a}$ : بیانگر تابع توزیع تجمعی شرطی بزرگی خشکسالی بازی درصد مساحت تحت پوشش آن. توزیع شرطی توابع توام مفصل از رابطه (۹) تعیین می‌گردد:

$$C_{S|A=a} = \frac{\partial C(F_S(s), F_A(a))}{\partial F_A(a)} \quad (9)$$

در این مطالعه برای تعیین بزرگی خشکسالی به عنوان یکی از مهم‌ترین مشخصه خشکسالی در منطقه، ابتدا مقادیر شاخص SPI در هر کدام از ایستگاه‌های منتخب محاسبه شد. سپس کل منطقه به شبکه‌های بسیار کوچک با اندازه سلولی  $2000 \times 2000$  متر (مطابق با شکل (۱) تقسیم‌بندی گردید. با یک کد برنامه‌نویسی، فواصل بین مرکز شبکه‌ها (حدود ۱۳۴۰ شبکه) با تمام ایستگاه‌های منتخب محاسبه و مقدار شاخص SPI در هر یک از سلول‌ها با درنظر گرفتن آستانه شاخص خشکسالی SPI برابر صفر و با اعمال فاصله و وزن هر کدام از ایستگاه‌ها (روشن نسبت عکس مجذور فاصله)، محاسبه گردید. در نهایت مساحت تحت پوشش خشکسالی در منطقه با جمع مساحت هر یک از شبکه‌ها بازی مقادیر کمتر از آستانه، محاسبه و به عنوان مساحت تحت پوشش خشکسالی منطقه در نظر گرفته شد.

در مرحله بعد، سری‌های استخراج شده بصورت تک‌متغیره با توزیع آماری مختلف برآشن داده شده و توزیع حاشیه‌ای برتر

اساس رابطه (۶) و (۷) استفاده گردید (۵۴ و ۵۵).

$$AIC = -2 \ln L + 2p \quad (6)$$

$$BIC = -2 \ln L + \ln(n) \times p \quad (7)$$

که در آن، L برابر با مقدار حداکثر درستنایی، p تعداد پارامترها و n تعداد داده‌ها می‌باشند.

#### برآورد پارامتر تابع مفصل

روش‌های رایج مورد استفاده برای برآورد پارامتر تابع مفصل شامل روش گشتاورها<sup>۱</sup> (۸)، روش تابع منطقی برای حاشیه‌ها<sup>۲</sup> (IFM)<sup>۳</sup> (۱۵) و روش حداکثر شبکه درستنایی (MPL)<sup>۴</sup> (۷) می‌باشند. در مقایسه با دیگر روش‌های برآورد پارامترهای تابع مفصل، روش IFM به عنوان یک روش کامل پارامتری، یک روش متداول برای برآورد پارامتر تابع چندبعدی شناخته شده (۱۶) و مورد استفاده بسیاری از محققین قرار گرفته است (۱، ۲۰، ۴۴، ۳۸، ۲۶، ۲۱ و ۵۴). بنابراین، در این مطالعه روش IFM جهت تخمین پارامترهای تابع مفصل بکار گرفته شد. در این روش، ابتدا پارامترهای توزیع حاشیه‌ای با استفاده از روش حداکثر نمودن تابع لگاریتم درستنایی تابع مفصل ( $\theta$ ) با استفاده از حداکثر نمودن تابع لگاریتم درستنایی بدست می‌آید. به عنوان نمونه، تابع لگاریتم درستنایی تابع چگالی مفصل، برای دو متغیر درصد مساحت تحت پوشش خشکسالی و بزرگی خشکسالی بصورت رابطه (۸) می‌باشد (۴۴):

$$\ln L(a, s; \alpha_1, \alpha_2, \beta_1, \beta_2, \theta) = \ln L_C(F_A(a), F_S(s); \theta) + \ln L_A(a; \alpha_1, \alpha_2) + L_S(s, \beta_1, \beta_2) \quad (8)$$

که در آن  $\ln L_C$  تابع لگاریتم درستنایی مفصل و  $\ln L_A$  ترتیب تابع لگاریتم درستنایی برای توزیع‌های حاشیه‌ای درصد مساحت تحت پوشش خشکسالی و بزرگی خشکسالی می‌باشند. با جایگذاری پارامترهای برآورده<sub>i</sub>,  $\hat{\alpha}_i$ ,  $\hat{\beta}_i$ : تابع لگاریتم درستنایی

$\hat{\theta}$  برای برآورد پارامتر مفصل بیشینه می‌شود.

انتخاب یک تابع مفصل مناسب برای مدل سازی صحیح و استنگی بین توزیع‌های حاشیه‌ای از اهمیت بالایی برخوردار می‌باشد. در این مطالعه برای ارزیابی عملکرد تابع مفصل برآشن یافته از معیار لگاریتم حداکثر درستنایی، معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC)، معیار اطلاعاتی بیزین (BIC) و RMSE استفاده شده است. نتایج مطالعات مختلف نشان داده است که عملکرد معیار BIC در نمونه‌های زیاد بهتر بوده، در حالیکه معیار AIC در تعداد نمونه‌های کمتر، عملکرد

1 - Bayesian Information Criterion

2 - Method of moments

3 - Inference Function for Margins

4 - Maximum Pseudo Likelihood

خط نیمساز باشد، همبستگی مثبت (نژدیک‌تر شدن داده‌ها به خط منحنی بیانگر همبستگی بیشتر می‌باشد) و درصورتیکه نقاط در پایین خط نیمساز قرار گیرند، همبستگی منفی خواهد بود (۹). بر اساس شکل (۵-ج) نیز همبستگی مثبت بین دو متغیر قابل مشاهده است، بطوریکه جفت داده‌ها با مقادیر کمتر، به دلیل نزدیکی به نیمساز، دارای همبستگی کمتری نسبت به دیگر نقاط می‌باشند.

### توزیع‌های حاشیه‌ای متغیرهای خشکسالی

در توابع مفصل، توابع توزیع توان، تابعی از توابع توزیع تک متغیرهای می‌باشد. در این مطالعه شش تابع توزیع احتمال رایج برای برازش با متغیر بزرگی خشکسالی استفاده گردید. همچنین از آنجائیکه متغیر درصد مساحت تحت پوشش خشکسالی (A)، دارای محدوده مشخصی بوده و دامنه تغییرات آن بین مقدار ۰ تا ۱۰۰ تغییر می‌کند، لذا از توزیع بتا (Beta)، به عنوان یکی از توزیع‌های تکیه‌گاهی برای برازش داده‌های درصد مساحت تحت پوشش خشکسالی استفاده شد. پارامترهای توزیع‌ها با استفاده از روش حداقل درستنمایی برآورد شدند. سپس عملکرد توزیع‌های انتخابی برای متغیر بزرگی خشکسالی با استفاده از آزمون‌های نکوبی برازش AIC، BIC مورد ارزیابی قرار گرفتند.

نتایج بهترین توزیع آماری برازش یافته بر دو متغیر بزرگی و درصد مساحت تحت پوشش خشکسالی بهمراه پارامترهای توزیع‌های برازش یافته در جدول (۳) نشان داده شده است. بر اساس نتایج جدول (۳)، بازای معیارهای AIC و BIC، توزیع لاغرormal دوپارامتری به عنوان بهترین توزیع برای متغیر بزرگی خشکسالی انتخاب گردید. منحنی تابع چگالی احتمال (PDF)، منحنی تابع توزیع تجمعی (CDF)، منحنی احتمال-احتمال (P-P plot) و منحنی چندک-چندگ (Q-Q plot) توزیع‌های برازش یافته (توزیع‌های لاغرormal دوپارامتری و بتا بترتیب برای متغیرهای A و S) در شکل (۶) ارائه شده است. با توجه به برازش گرافیکی مناسب توزیع بتا با داده‌های مشاهداتی (شکل (۶)، توزیع بتا به عنوان توزیع حاشیه‌ای مناسب برای متغیر A در نظر گرفته شد.

### ساختار وابستگی توان بر اساس توابع مفصل

بعد از انتخاب توزیع حاشیه‌ای متغیرها، توزیع توان خصوصیات خشکسالی با استفاده از ۷ تابع مفصل کلایتون، گامبل، فرانک، جو، گالامبوس، پلاکت و نرمال برای منطقه مطالعاتی مدل‌سازی گردید. پارامترهای توزیع مفصل با استفاده از روش IFM برآورد گردید. در نهایت تابع مفصل مناسب بر اساس آماره چهار معیار Log-likelihood، AIC، BIC و RMSE تعیین و انتخاب شده است (۲۱، ۵۶). معیارهای ارزیابی مذکور میزان انحراف مقادیر برآورده و

نک‌متغیره برای هر کدام از متغیرهای S و A تعیین گردید. سپس مقادیر توابع توزیع تجمعی متغیرها با توابع مفصل مختلف برازش داده شده و مناسب‌ترین تابع مفصل بازای معیارهای مختلف انتخاب گردید. در انتهای بازای تابع مفصل منتخب در منطقه، منحنی بزرگی- مساحت- فراوانی برای محدوده مطالعاتی تعیین گردید.

### نتایج و بحث

توزیع فراوانی مقادیر ماهیانه شاخص SPI در کل ایستگاه‌های منتخب از سال ۱۹۷۱ الی ۲۰۱۳ بازای ۲۵ و ۵۰ درصد وقوع در شکل (۲-الف) نشان داده شده است. مشاهده می‌شود که در طول دوره آماری (۴۳ سال) دوره‌های خشک و تر بطور متناوب و بدون یک الگو مشخص در منطقه تکرار شده است. ضمناً مقادیر ماهیانه شاخص SPI برای داده‌های ایستگاه ارومیه واقع در غرب دریاچه ارومیه در شکل (۲-ب) نشان داده شده است. روند تغییرات مقادیر SPI در این ایستگاه نیز دارای رفتار مشابهی با رفتار کلی شاخص SPI در کل منطقه است.

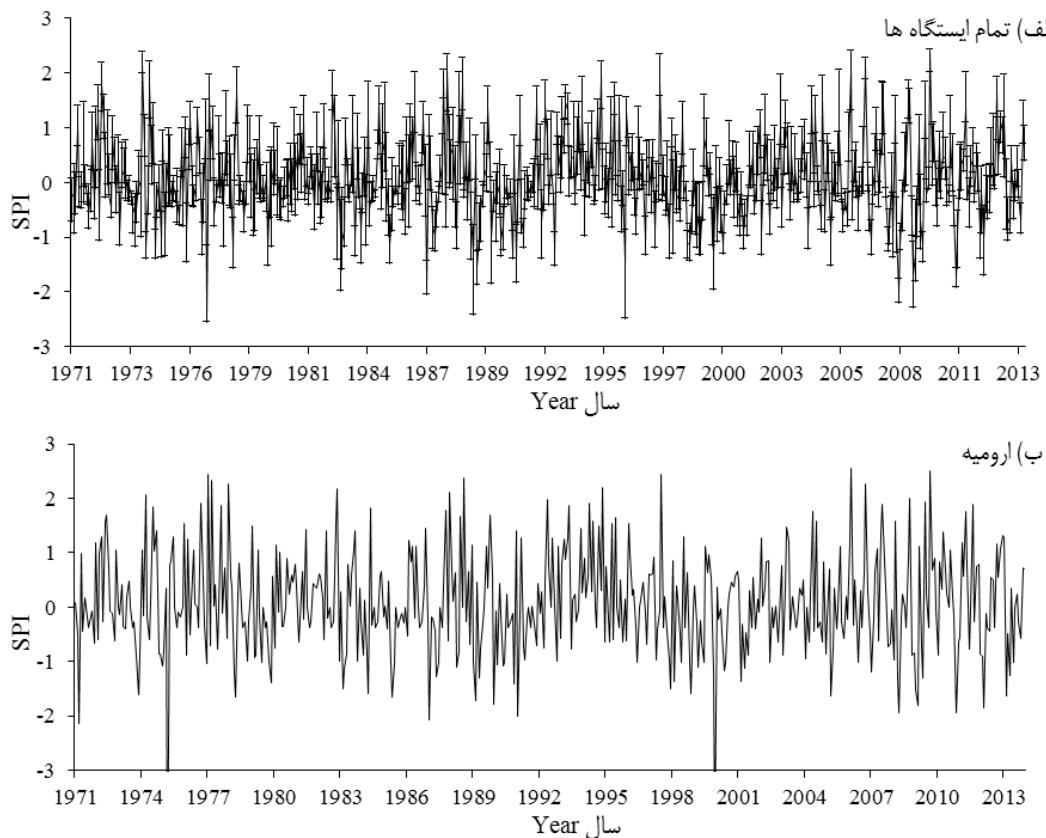
### مشخصه‌های خشکسالی (بزرگی و مساحت تحت پوشش خشکسالی)

تغییرات سری زمانی و نمودار پراکندگی دو متغیر بزرگی و درصد مساحت تحت پوشش خشکسالی در کل محدوده مطالعاتی بترتیب در شکل‌های (۳) و (۴) نشان داده شده است. همانطوریکه مشاهده می‌گردد، اکثریت محدوده مطالعاتی (حوضه آبریز دریاچه ارومیه) متاثر از رفتارهای کرانه‌ای اقلیمی (خشکسالی یا ترسالی) می‌باشد. در حالیکه رفتارهای نیمه یا شبیه‌خشک دارای پوشش مساحت متفاوت با پراکندگی قابل توجه در محدوده مطالعاتی بوده و با افزایش بزرگی خشکسالی مساحت بیشتری از حوضه آبریز را در بر می‌گیرند.

مقدار همبستگی دو متغیر خشکسالی مذکور بازای معیارهای اندازه‌گیری رتبه‌ای اسپیرمن و کندال به ترتیب برابر با ۰/۸۱۴ و ۰/۶۱۷ با مقدار  $p$  برابر  $1/1000$  بوده که بیانگر همبستگی معنی‌دار بین متغیرها در سطح ۹۵ درصد می‌باشد. در شکل (۵) نیز همبستگی گرافیکی دو متغیر خشکسالی A و S نشان داده شده است. بر اساس نمودار پراکندگی رتبه‌ای دو متغیر (شکل ۵-الف) همبستگی مثبت دو متغیر قابل مشاهده است. بر اساس نمودار کی (شکل ۵-ب)، مشاهده می‌شود که اکثر نقاط در بالای محدوده اطمینان (برای سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر با  $\sqrt{n}/1.78$ ) باشند که در آن n برابر تعداد داده ها است) قرار دارند که بیانگر وجود همبستگی مثبت معنی‌دار بین دو متغیر می‌باشد (۵). بر اساس نمودار کندال، درصورتیکه نقاط بالای

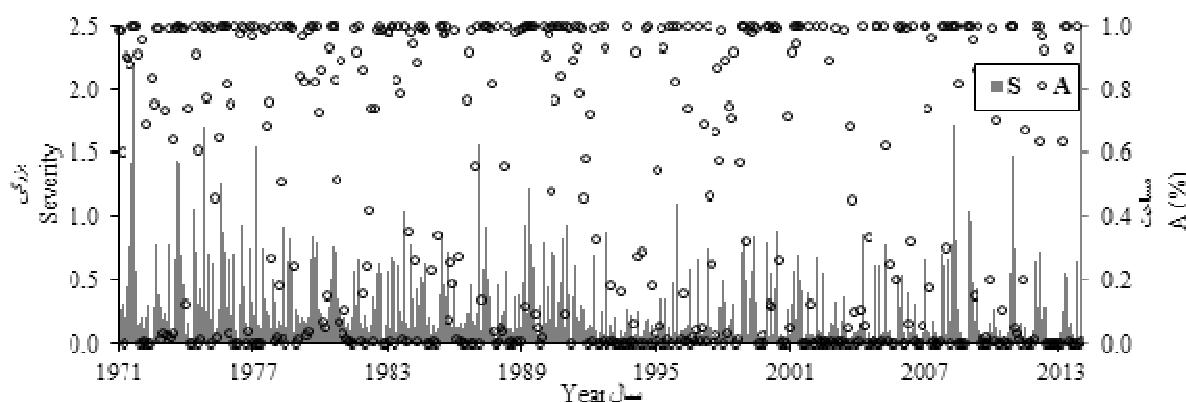
مدل‌بندی توزیع توام دومتغیره بزرگی و درصد مساحت تحت پوشش خشکسالی بازای هفتتابع مفصل برای محدوده مطالعاتی در جدول (۴) خلاصه و ارائه شده است.

مشاهداتی را بطور کمی و معنی‌داری خلاصه می‌کنند و توابع مفصل مناسب یا برتر با کمترین (بیشترین) مقدار AIC و BIC و (Log-likelihood) تعیین یا معرفی می‌شود (۴، ۱۷، ۴۴، ۵۳). نتایج



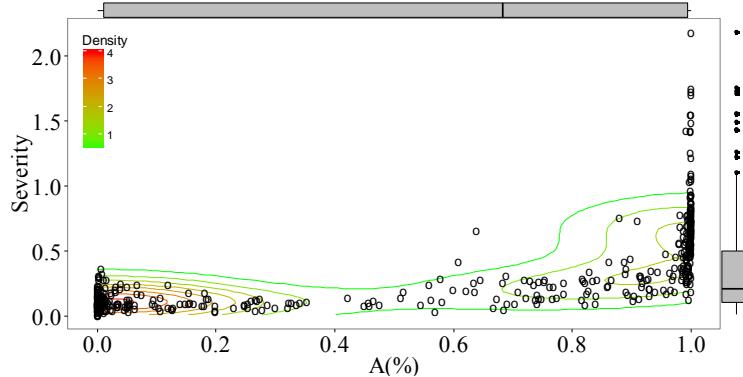
شکل ۲- سری‌های زمانی ماهیانه شاخص SPI در کل ایستگاه‌ها (الف)، در ایستگاه ارومیه (ب)

Figure 2- Monthly time series of SPI in total stations (a) and Urmia station (b)

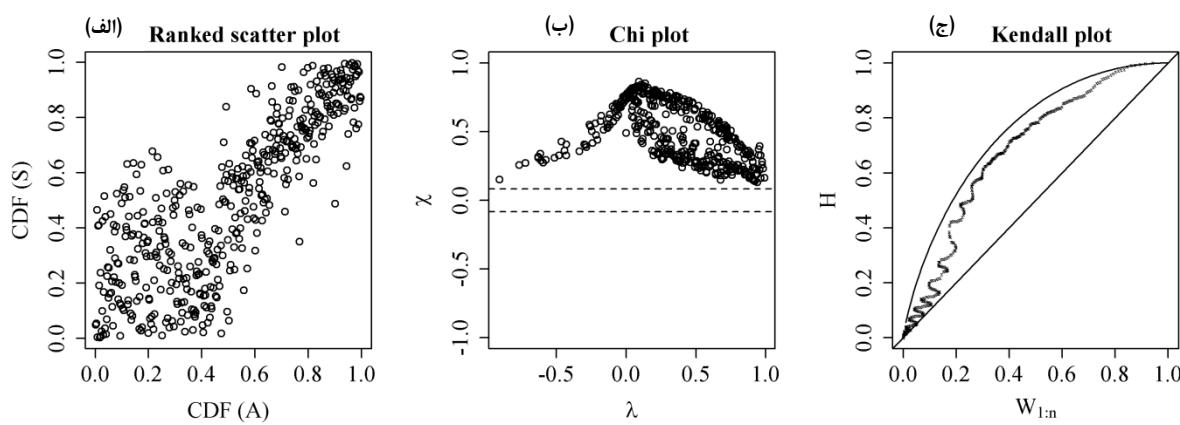


شکل ۳- سری‌های زمانی بزرگی و درصد مساحت تحت پوشش خشکسالی در دوره آماری ۱۹۷۱-۲۰۱۳

Figure 3- Time series of drought severity and percent of area under drought (1971-2013)



شکل ۴- نمودار پراکندگی و باکس پلات دو متغیر بزرگی و درصد مساحت تحت پوشش خشکسالی  
Figure 4- Scatter plot and histogram of drought severity and percent of area under drought



شکل ۵- همبستگی گرافیکی بین متغیرهای خشکسالی (الف) نمودار پراکندگی رتبه‌ای، (ب) نمودار کی و (ج) نمودار کندال  
Figure 5- Graphical dependence a) Ranked scatter plot, b) Chi plot and c) Kendall plot

جدول ۳- نتایج برآوردهای آماری با متغیرهای خشکسالی A و S  
Table 3- The results of the goodness of fit test of drought A and S variables

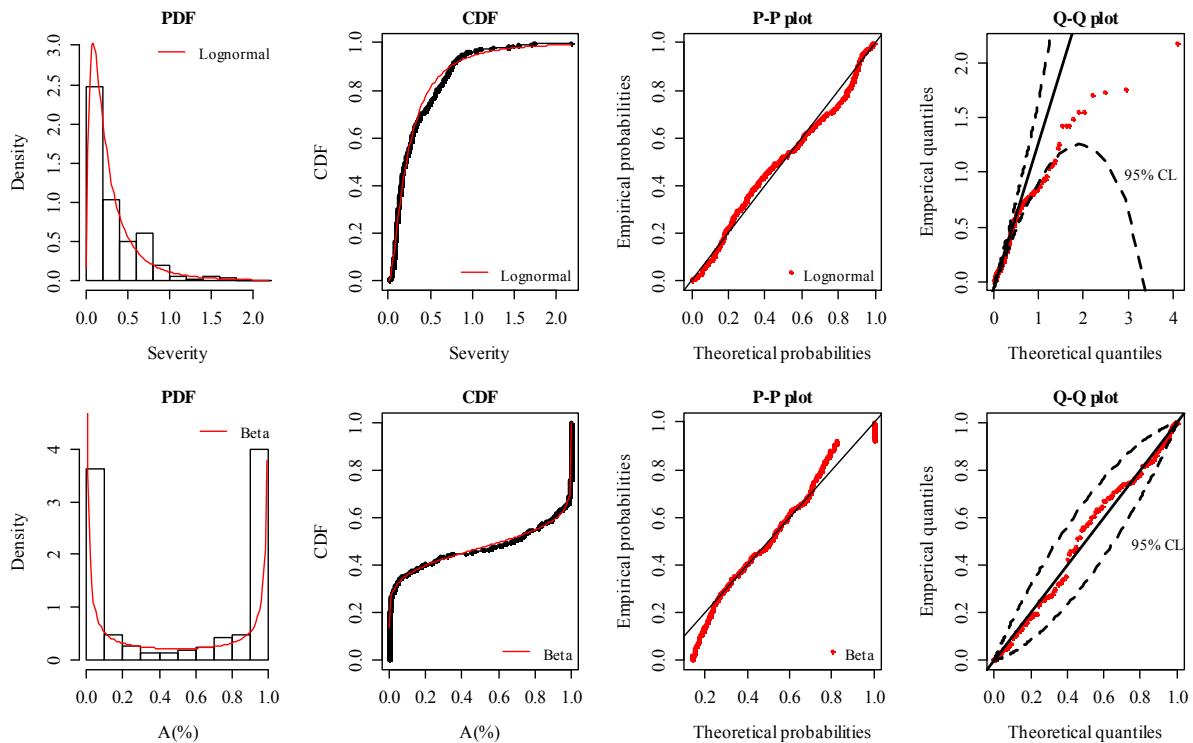
متغیر خشکسالی	توزیع	پارامترهای توزیع	بیزین	آکائیک
Drought variable	Distribution	Parameters of distribution	AIC	BIC
Severity (S)	Exponential	(rate)	(3.001)	-89.9 -85.7
	Gamma	(shape, rate)	(1.297, 3.892)	-106.0 -97.7
	Gumbel	(mu, sigma)	(0.202, 0.196)	41.5 49.8
	Log Normal	(meanlog, sdlog)	(-1.531, 0.958)	<b>-140.9 -132.6</b>
	Logistic	(location, scale)	(0.281, 0.165)	209.9 218.2
	Weibull	(shape, scale)	(1.116, 0.348)	-97.2 -89.0
مساحت تحت پوشش خشکسالی Percent of area under drought (A)	Beta	(shape1, shape2)	(0.137, 0.123)	- -

معیارهای ارزیابی مذکور نسبت به سایر توابع مفصل، به عنوان تابع مفصل برتر برای مدل‌سازی توام متغیرهای بزرگی و درصد مساحت تحت پوشش خشکسالی برای منطقه مطالعاتی انتخاب گردید. نمودار پراکندگی جفت نمونه‌های تصادفی تولیدی (نقاط خاکستری) بازای ۳۰۰۰۰ جفت حاشیه‌های تصادفی تولید شده بر اساس شبیه‌سازی مونت کارلو و نمونه‌های مشاهداتی (نقاط مشکی)

بر اساس نتایج جدول (۴)، سه تابع مفصل گامبل، جو و گالامبوس دارای عملکرد ضعیفی بوده و برای مدل‌بندی احتمال توام بزرگی و درصد مساحت تحت پوشش خشکسالی در محدوده مطالعاتی مناسب بنظر نمی‌رسند و استفاده از سه تابع مفصل مذکور در مناطق مختلف مطالعاتی نیز باستی همراه با تأمل و احتیاط باشد. در این میان تابع مفصل فرانک با دارا بودن آماره بسیار مناسب‌تری از

شکل‌های (۷) و (۸)، عملکرد توابع مفصل مختلف بصورت گرافیکی بطور روشتری نمایش داده شده است. بطور موکد، شکل‌های پراکندگی مذکور نشان می‌دهد که عملکرد تابع مفصل فرانک در توجیه داده‌های مشاهداتی بسیار عالی بوده است.

در شکل (۷) و (۸) بترتیب بازای مقادیر تابع توزیع تجمعی و داده‌های مشاهداتی نشان داده شده است. همانطوریکه مشاهده می‌گردد، در تابع مفصل فرانک نمونه‌های مشاهداتی همپوشانی بیشتری نسبت به دیگر توابع مفصل با نمونه‌های شبیه‌سازی شده دارند. بر اساس



شکل ۶- نمودار PDF، CDF، P-P و Q-Q توزیع حاشیه‌ای مناسب متغیرهای بزرگی و درصد مساحت تحت پوشش خشکسالی

Figure 6- PDF, CDF, P-P and Q-Q plots of appropriate marginal distributions of drought severity and percent of area under drought

جدول ۴- پارامتر توابع مفصل و معیارهای مختلف انتخاب تابع مفصل

Table 4- Copula parameters and evaluation criteria of copula functions

	تابع مفصل						
	Copula function						
	کلایتون Clayton	گامبل Gumbel	فرانک Frank	جو Joe	گالامبوس Galambos	پلاکت Plackett	نرمال Normal
Parameter	1.731	1.155	8.458	1.074	0.189	15.318	0.509
Log-likelihood	131.67	25.89	<b>235.04</b>	9.37	18.65	211.11	123.09
AIC	-261.34	-49.79	<b>-468.09</b>	-16.75	-35.31	-420.23	-244.19
BIC	-257.20	-45.65	<b>-463.95</b>	-12.60	-31.16	-416.09	-240.05
RMSE	0.132	0.183	<b>0.109</b>	0.198	0.201	0.119	0.151

تابع توان مفصل و توزیع‌های شرطی متغیرهای خشکسالی استخراج می‌شود. برای یک دوره بازگشت مشخص ( $s|a$ )، بزرگی خشکسالی مربوط به درصد مساحت تحت تاثیر خشکسالی را می‌توان با حل عددی معادله (۸)، که در آن مقدار  $\gamma$  در این مطالعه برابر با  $1/11$  محاسبه شده است، تعیین کرد. مقدار عبارت  $C_{S|A=a}$  برای تابع

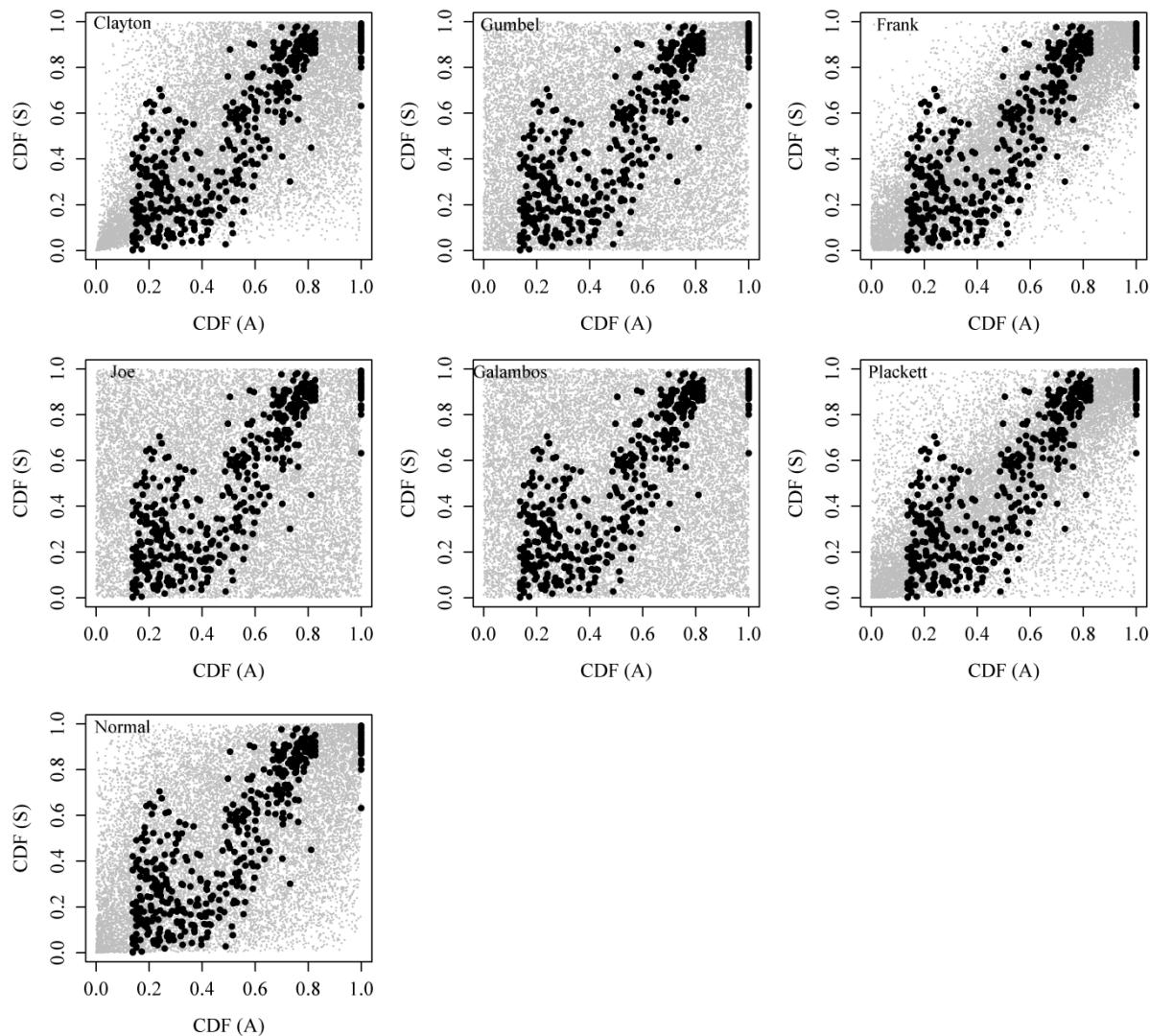
روابط بزرگی-مساحت-فراوانی خشکسالی منحنی بزرگی-مساحت-فراوانی خشکسالی (S-A-F) ارتباط بین تغییرات مکانی بزرگی خشکسالی و درصد پوشش خشکسالی را بازی یک دوره بازگشت ارائه می‌دهد. به عبارت دیگر، منحنی S-A-F شامل اطلاعاتی در مورد فراوانی درصد مساحتی که تحت تاثیر یک بزرگی مشخص خشکسالی قرار دارد، می‌باشد. این منحنی بر اساس

۱۲۷۱

مفصل برتر یعنی تابع مفصل فرانک بصورت رابطه (۱۰) (مشتق‌گیری تابع مفصل فرانک نسبت به متغیر درصد مساحت تحت پوشش خشکسالی بازی رابطه (۹)) تعیین می‌شود:

$$C_{S|A=a} = -\frac{e^\theta(e^{\theta v}-1)}{(e^{\theta v}-e^\theta)e^{\theta u}-e^{\theta v+\theta}+e^\theta} \quad (10)$$

که در آن،  $v=F_S(s)$  و  $u=F_A(a)$  و  $\theta$  پارامتر تابع مفصل فرانک می‌باشد.



شکل ۷- نمودار پراکندگی تابع توزیع تجمعی نمونه‌های شبیه‌سازی و مشاهداتی S و A، بازی تابع مفصل مختلف

Figure 7- Scatterplots of generated and observed cumulative distribution functions of S and A, based on different copula

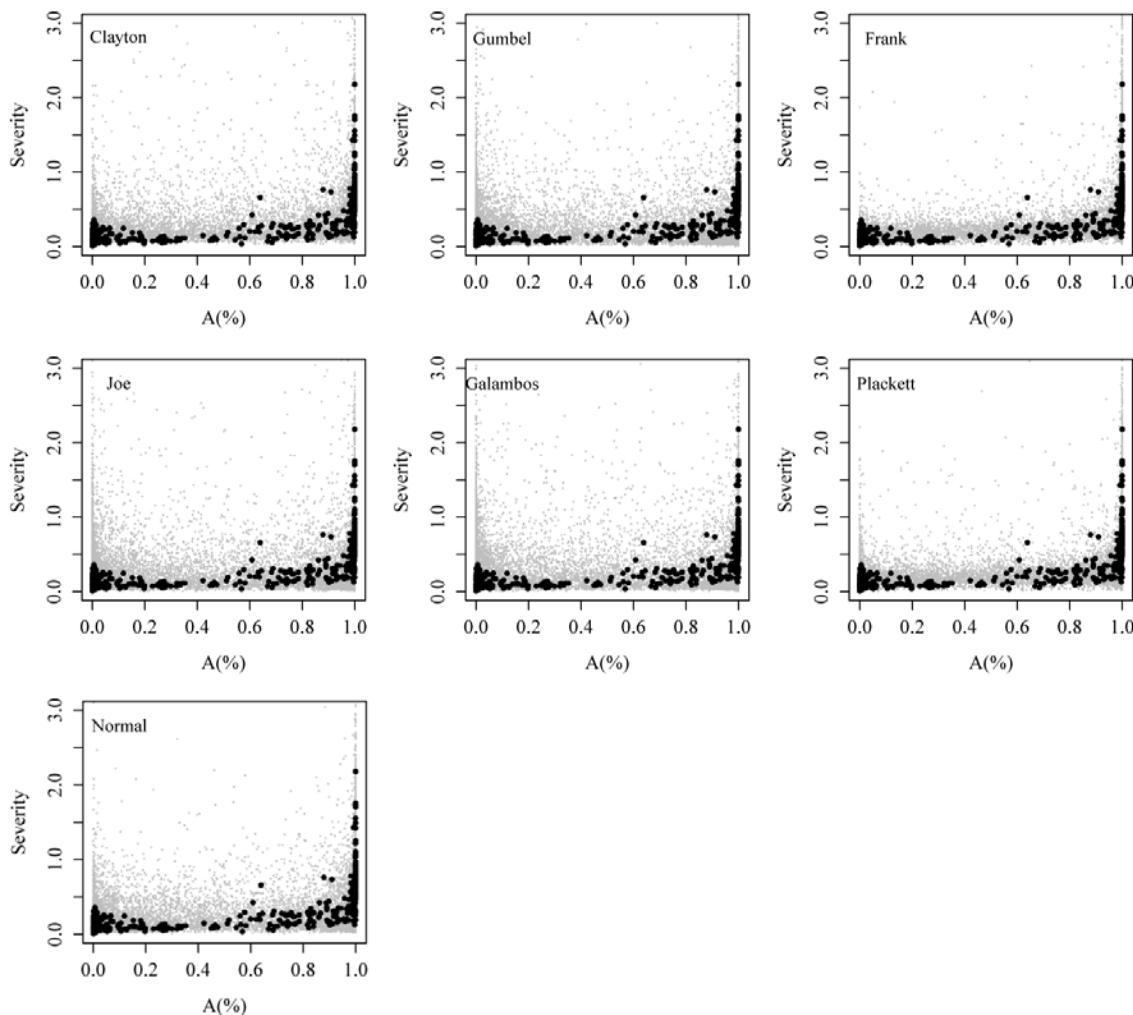
۰/۳۷ بوده و مقدار بزرگی خشکسالی بازی دوره بازگشت ۱۰۰ ساله و ۸۰ درصد مساحت تحت پوشش خشکسالی در منطقه برابر با ۱/۰۵ می‌باشد. بعبارت دیگر، بازی دوره بازگشت ۱۰۰ ساله و بزرگی خشکسالی برابر ۱/۰۵، حدود ۸۰ درصد منطقه مطالعاتی تحت تاثیر خشکسالی قرار خواهد گرفت. همچنین بزرگی خشکسالی برای زمان برگشت ۵۰ ساله با کمترین و بیشترین مقادیر در منطقه یعنی ۰/۴۲ و ۱/۰ بترتیب حدود ۵ و ۹۵ درصد مساحت مطالعاتی را پوشش می‌دهد. نتایج مطالعه موردي حسینی صفا و مرید (۱۳۸۷) در

منحنی S-A-F برای محدوده مطالعاتی حوضه آبریز دریاچه ارومیه بازی دوره‌های بازگشت مختلف در شکل (۹) نشان داده شده است. مشاهده می‌گردد که با افزایش بزرگی خشکسالی در منطقه، مساحت بیشتری تحت تاثیر خشکسالی قرار می‌گیرد. بر اساس منحنی S-A-F، امکان تعیین بزرگی خشکسالی بازی درصد مساحت تحت پوشش خشکسالی و دوره بازگشت مشخص، وجود دارد. به عنوان مثال، مقدار بزرگی خشکسالی بازی دوره بازگشت ۲۰ ساله و ۲۰ درصد مساحت تحت پوشش خشکسالی در منطقه برابر با

### نتیجه‌گیری کلی

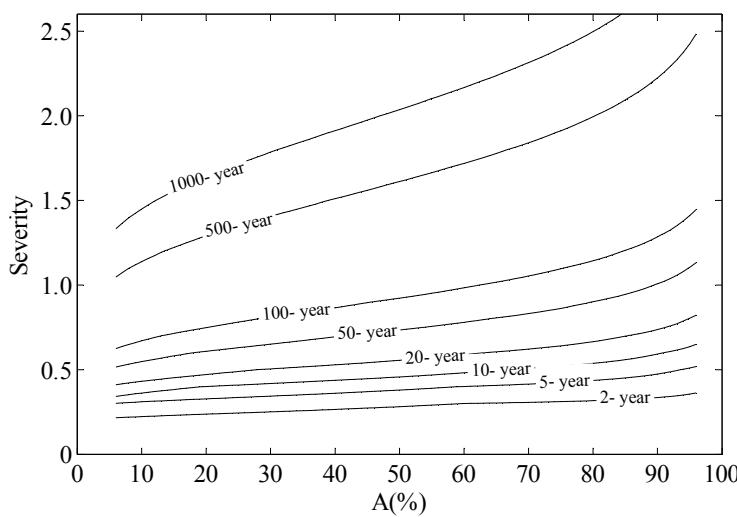
تعیین مشخصه‌های احتمالاتی منطقه‌ای خشکسالی، یکی از گام‌های مهم در برنامه‌ریزی منابع آب می‌باشد. در این مطالعه مشخصه‌های خشکسالی حوضه آبریز دریاچه ارومیه از قبیل بزرگی و درصد مساحت تحت پوشش خشکسالی بازای شاخص خشکسالی SPI در مقیاس زمانی یکماهه و مقیاس مکانی  $2000 \times 2000$  متر با استفاده از توابع مفصل مدل‌سازی گردید. بدین منظور، بازای توزیع‌های حاشیه‌ای برآش یافته به مشخصه‌های بزرگی و درصد مساحت تحت پوشش خشکسالی، ۷ خانواده مختلف از توابع مفصل شامل تابع مفصل کالایتون، گامبل، فرانک، جو، گالامبوس، پلاکت و نرمال برای متغیرهای خشکسالی برآش داده شد.

استان تهران (منحنی S-A-F خشکسالی) بیانگر وجود تغییرات یکسان بزرگی خشکسالی بازای مساحت ثابت و افزایش دوره بازگشت خشکسالی می‌باشد. بعارت دیگر، تغییرات بزرگی خشکسالی مستقل از مساحت بوده و این رفتار در تمام مساحت‌ها مشابه می‌باشد. این امر به دلیل عدم درنظر گرفتن همبستگی دو متغیر بزرگی و مساحت تحت پوشش خشکسالی در مطالعه بوده است. در حالیکه نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که بازای درصد مساحت تحت پوشش خشکسالی ثابت، تغییرات بزرگی خشکسالی با افزایش دوره بازگشت خشکسالی یکسان نبوده و این تغییرات دارای روند افزایشی است.



شکل ۸- نمودار پراکندگی نمونه‌های شبیه‌سازی و مشاهداتی S و A، بازای توابع مفصل مختلف

Figure 8- Scatterplots of generated and observed S and A, based on different copula



شکل ۹- منحنی S-A-F بازی دوره‌های بازگشت مختلف در حوضه آبریز دریاچه ارومیه  
Figure 9- S-A-F curve based on different return periods in Lake Urmia basin

بیشتری از حوضه آبریز را در بر می‌گیرند. بطوریکه بعنوان مثال، بزرگی خشکسالی بازی زمان برگشت ۵۰ ساله با کمترین و بیشترین مقادیر در منطقه یعنی  $0^{\circ} ۴۲$  و  $۱۰^{\circ}$  بترتیب حدود ۵ و ۹۵ درصد مساحت محدوده مطالعاتی را پوشش می‌دهد. استخراج چنین منحنی‌هایی به مدیران سیستم‌های منابع آب بیان می‌کند که بازی دوره‌های بازگشت مختلف، بزرگی خشکسالی چه مقدار خواهد بود و این خشکسالی چه درصدی از مساحت منطقه را تحت تاثیر قرار می‌دهد، که از اولویت‌های بالایی در پایش خشکسالی و ارزیابی ریسک آن در گستره‌های بزرگتر برخوردار می‌باشد.

بر اساس آزمون‌های آماری و گرافیکی نکوبی بارش،تابع مفصل فرانک به عنوان مناسب‌ترین تابع مفصل برای مدل‌سازی بزرگی و درصد مساحت تحت پوشش خشکسالی انتخاب گردید. در نهایت بازی تابع مفصل برتر (مفصل فرانک) و توزیع‌های شرطی، روابط بین بزرگی و درصد مساحت تحت پوشش خشکسالی تحت عنوان منحنی بزرگی- مساحت- فراوانی استخراج گردید. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که رفتارهای کرانه‌ای اقلیمی (خشکسالی یا ترسالی) اکثربه محدوده مطالعاتی را تحت تاثیر قرار می‌دهند. درحالیکه رفتارهای نیمه یا شبکه‌ای دارای پوشش مساحت متفاوت با پراکندگی قابل توجه در محدوده مطالعاتی بوده و با افزایش بزرگی خشکسالی، مساحت

## منابع

- 1- Abdul Rauf U., and Zeephongsekul P. 2014. Copula based analysis of rainfall severity and duration: a case study. *Theoretical and Applied Climatology*, 115(1):153–166.
- 2- Alemaw B.F., and Kileshye-Onema J.M. 2014. Evaluation of drought regimes and impacts in the Limpopo basin. *Hydrology and Earth System Sciences Discussion*, 11:199-222.
- 3- Bonaccorso B., Peres D.J., Castano A., and Cancelliere A. 2015. SPI-based probabilistic analysis of drought areal extent in Sicily. *Water Resources Management*, 29:459–470.
- 4- Chen L., Singh V.P., Guo S., Mishra A.K., and Guo J. 2013. Drought analysis using copulas. *Journal of Hydrologic Engineering*, 18(7):797–808.
- 5- Fisher N.I., and Switzer P. 1985. Chi-plots for assessing dependence. *Biometrika*, 72:253-265.
- 6- Genest C., and Favre A.C. 2007. Everything you always wanted to know about copula modeling but were afraid to ask. *Journal of Hydrologic Engineering*, 12(4):347–368.
- 7- Genest C., Ghoudi K., and Rivest L. 1995. A semi-parametric estimation procedure of dependence parameters in multivariate families of distributions. *Biometrika*, 82:543–552.
- 8- Genest C., and Rivest L.P. 1993. Statistical inference procedures for bivariate archimedean copulas. *Journal of the American Statistical Association*, 88(423):1034–1043.
- 9- Genest C., and Boies J.C. 2003. Detecting dependence with Kendall plots. *American Statistician*, 57:275–284.
- 10- Ghorbani Aghdam M., Dinpazhuh Y., Fakheri Fard A., and Darbandi S. 2012. Regionalization of Urmia lake basin from the view of drought using factor analysis. *Journal of Water and Soil*, 26(5):1268-1276. (in Persian with English abstract)

- 11- Griffiths D.V., and Fenton G.A. 2007. Probabilistic Methods in Geotechnical Engineering. SpringerWien, New York.
- 12- Hisdal H., and Tallaksen L.M. 2003. Estimation of regional meteorological and hydrological drought characteristics: a case study for Denmark. *Journal of Hydrology*, 281(3):230-247.
- 13- Hisdal H., Stahl K., Tallaksen L.M., and Demuth S. 2001. Have streamflow droughts in Europe become more severe or frequent?. *International Journal of Climatology*, 21:317–333.
- 14- Hosseini Safa H., and Morid S. 2008. Probabilistic analysis of spatial-temporal characteristics of droughts severity in Tehran province. *Journal of Agricultural Science and Natural Resources*, 15(15):1-11. (in Persian)
- 15- Joe H. 1997. Multivariate Models and Dependence Concepts. Chapman and Hall, New York.
- 16- Joe H. and Xu J.J. 1996. The estimation method of inference functions for margins for multivariate models. Technical Report 166, Department of Statistics, University of British Columbia.
- 17- Karmakar S., and Simonovic S.P. 2009. Bivariate flood frequency analysis. Part 2: a copula-based approach with mixed marginal distributions. *Journal of Flood Risk Management*, 2:32–44.
- 18- Khadr M. 2016. Temporal and spatial analysis of meteorological drought characteristics in the upper Blue Nile river region. *Hydrology Research*, DOI: 10.2166/nh.2016.194
- 19- Kim T.W., Valdes J.B., and Aparicio J. 2002. Frequency and spatial characteristics of droughts in the Conchos River basin, Mexico. *Water International*, 27(3):420-430.
- 20- Lee T., Modarres R., and Quarda T.B.M.J. 2013. Data-based analysis of bivariate copula tail dependence for drought duration and severity. *Hydrological Processes*, 27(10):1454–1463.
- 21- Li T., Guo S., Chen L., and Guo J. 2013. Bivariate flood frequency analysis with historical information based on copula. *Journal of Hydrologic Engineering*, 10.1061/(ASCE)HE.1943-5584.0000684, 1018-1030.
- 22- Liu X., Wang S., Zhou Y., Wang F., Yang G., and Liu W. 2016. Spatial analysis of meteorological drought return periods in China using copulas. *Natural Hazards*, 80(1):367–388.
- 23- Loukas A., and Vasilades L. 2004. Probabilistic analysis of drought spatiotemporal characteristics in Thessaly region, Greece. *Natural Hazards and Earth System Sciences*, 4:719–731.
- 24- McKee T.B., Doesken N.J., and Kleist J. 1993. The relationship of drought frequency and duration on time scales. In Proceedings of the 8<sup>th</sup> Conference on Applied Climatology (Vol. 17, No. 22, pp. 179-183). Boston, MA: American Meteorological Society.
- 25- Mirabbasi R., Fakheri-Fard A., and Dinpashoh Y. 2012. Bivariate drought frequency analysis using the copula method. *Theoretical and Applied Climatology*, 108:191–206.
- 26- Mirabbasi R., Fakheri-Fard A., Dinpashoh Y., and Eslamian S.S. 2013. Longterm drought monitoring of urmia using joint deficit index (JDI). *Water and Soil Science*, 23(4):87-103. (in Persian with English abstract)
- 27- Mirakbari M., and Ganji A. 2012. A bivariate analysis of meteorological drought duration and severity (case study: Kermnashah province). *Iranian Water Research Journal*, 6(11):17-25. (in Persian with English abstract)
- 28- Mishra A.K., and Desai V.R. 2005. Spatial and temporal drought analysis in the Kansabati river basin, India. *International Journal River Basin Management*, 3(1):31–41.
- 29- Mishra A.K., and Singh V.P. 2011. Drought modeling—a review. *Journal of Hydrology*, 403:157 175.
- 30- Montaseri M., and Amirataee B. 2015. Stochastic forecasting of drought probabilities (case study on northwest of Iran). *Journal of Civil and Environmental Engineering*, 45(78):51-63. (in Persian with English abstract)
- 31- Montaseri M., and Amirataee B. 2017. Comprehensive stochastic assessment of meteorological drought indices. *International Journal of Climatology*, 37(2):998–1013.
- 32- Nelsen R.B. 2006. An Introduction to Copulas. Springer, New York.
- 33- Obasi G.O.P. 1994. WMO's role in the international decade for natural disaster reduction. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 75(9):1655–1661.
- 34- Peel M.C., Finlayson B.L., and McMahon T.A. 2007. Updated world map of the Köppen-Geiger climate classification. *Hydrology and Earth System Sciences*, 11:1633-1644.
- 35- Reddy M., and Ganguli P. 2012. Application of copulas for derivation of drought severity-duration-frequency curves. *Hydrological Processes*, 26(11):1672–1685.
- 36- Reddy M.J., and Ganguli P. 2013. Spatio-temporal analysis and derivation of copula-based intensity-area-frequency curves for droughts in western Rajasthan (India). *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 27:1975–1989.
- 37- Rossi G., Benedini M., Tsakiris G., and Giakoumakis S. 1992. On regional drought estimation and analysis. *Water Resources Management*, 6:249-277.
- 38- Saghafian B., and Mehdikhani H. 2014. Drought characterization using a new copula-based trivariate approach. *Natural Hazards*, 72:1391–1407.
- 39- Salvadori G., De Michele C., Kottekoda N.T., and Rosso R. 2007. Extremes in Nature: An Approach Using Copulas. Springer, Dordrecht.
- 40- Santos J.F., Pulido-Calvo I., and Portela M. 2010. Spatial and temporal variability of droughts in Portugal. *Water Resources Research*, 46:W03503.

- 41- Santos M.A. 1983. Regional droughts: a stochastic characterization, *Journal of Hydrology*, 66:183-211.
- 42- Sen Z. 1980. Regional drought and flood frequency analysis: theoretical consideration. *Journal of Hydrology*, 46:265-279.
- 43- Sen Z. 1998. Probabilistic formulation of spatio-temporal drought pattern, *Theoretical and Applied Climatology*, 61:197-206.
- 44- Shiau J.T. 2006. Fitting drought duration and severity with two dimensional copulas. *Water Resources Management*, 20(5):795-815.
- 45- Shiau J.T., and Modarres R. 2009. Copula-based drought severity duration frequency analysis in Iran. *Meteorological Applications*, 16(4):481-489.
- 46- Shin H.S., and Salas J.D. 2000. Regional drought analysis based on neural networks. *Journal of Hydrologic Engineering*, 5(2):145-155.
- 47- Shumway R.H., and Stoffer D.S. 2011. Time series analysis and its applications, Springer, New York.
- 48- Sklar A. 1959. Functions de répartition à n dimensions et leurs marges. *Publ Inst Stat Univ Paris* 8:229-231.
- 49- Song S., and Singh V.P. 2010. Frequency analysis of droughts using the Plackett copula and parameter estimation by genetic algorithm. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 24(5):783-805.
- 50- Tallaksen L.M., and Hisdal H. 1997. Regional analysis of extreme streamflow drought duration and deficit volume, In: FRIEND'97-Regional Hydrology: Concepts and Models for Sustainable Water Resource Management (ed. by A. Gustard, S. Blazkova, M. Brilly, S. Demuth, J. Dixon, H. van Lanen, C. Llasat, S. Mkhandi & E. Servat), 141-150. IAHS Publ. no. 246.
- 51- Tase N. 1976. Area-Deficit-Intensity characteristics of droughts, *Hydrology Papers*, 87, Colorado State University, Fort Collins, USA.
- 52- Vogt J.V., and Somma F. 2000. Drought and Drought Mitigation in Europe, Kluwer Academic Publishers, the Netherlands.
- 53- WMO Report, 2006. Drought monitoring and early warning: concepts, progress and future challenges. WMO report no. 1006, World Meteorological Organization.
- 54- Yusof F., Hui-Mean F., Suhaila J., and Yusof Z. 2013. Characterisation of drought properties with bivariate copula analysis. *Water Resources Management*, 27(12):4183-4207.
- 55- Zhang L., and Singh V.P. 2007. Bivariate rainfall frequency distributions using Archimedean copulas. *Journal of Hydrology*, 332(1-2):93-109.
- 56- Zhang L., and Singh V.P. 2012. Bivariate rainfall and runoff analysis using entropy and copula theories. *Entropy*, 14(9):1784-1812.



## Copula-Based Regional Drought Analysis and Derivation of Severity-Area-Frequency Curve in Lake Urmia Basin

M. Montaseri<sup>1\*</sup> - B. Amirataee<sup>2</sup> - H. Rezaei<sup>3</sup>

Received: 13-12-2016

Accepted: 20-06-2017

**Introduction:** Drought is a natural phenomenon and was described when precipitation is less than expected. Since the precipitation amounts in terms of spatial and temporal characteristics are different from one region to another, so this phenomenon is known as a multivariate phenomenon. This phenomenon often characterized by different variables such as drought duration, severity, intensity and spatial extent. Although site specific analysis can provide useful information on drought occurrences in a limited area, but these results have a fundamental uncertainty to drought risk assessment in a large region. Therefore regional drought analysis, provides a more comprehensive assessment in each region, and is essential for short and long term management of water resources .Meanwhile, the copula functions has been developed as a new advanced technique for modeling the two or multivariate joint probability distribution in different fields such as financial, hydrology, water resources and risk management. So, in this research, regional analysis of drought severity and percent of drought area were performed using the copula functions in Lake Urmia basin, as one of the Iran's drought-prone basin. Such study with emphasis on bivariate analysis of drought severity and drought areal extend were conducted for the first time in the study area. The main objectives of this study are: 1) Modeling drought characteristics in Lake Urmia basin, 2) Evaluation of copula functions in modeling the structure of the region's drought characteristics, and 3) Develop the Severity-Area-Frequency curve using the appropriate copula.

**Materials and Methods:** Copula is the stochastic model and based on probability. In other words, copulas are function for modeling the two or multivariate random variables. Copulas can be easily coupled the marginal distributions to multiple distributions. There are many parametric copula families available, that seven copula functions such as archimedean (Clayton, Frank, Gumbel and Joe), extreme value (Galambos), elliptical (Normal) and others (Plackett) were used. The SPI-1 was determined at each station and then, the whole area was divided into small grids with cell size of  $2000 \times 2000$ . Distances between the grid centers with all the selected stations were calculated with a programming code. Finally, the SPI values in each grid were calculated using IDW method. The severity and percentage of drought area variables were determined and used for regional drought modeling in the study area based on drought threshold equal to zero. After determining the best statistical distribution of two variables, the appropriate copula function was conducted based on different goodness of fit tests. Finally, the Severity-Area-Frequency curve for the study area was developed based on the appropriate copula function and conditional return periods.

**Results and Discussion:** The correlation between the two variables of percentage of drought area and severity was assessed using different graphical (Kendall plot and Chi plot) and statistical tests (Spearman rand order correlation and Kendal tau). The results showed a positive correlation between the drought severity and percentage of drought area variables. Based on Akaike Information Criterion (AIC) and Bayesian Information Criterion (BIC) and graphical test, the Lognormal and Beta probability distributions were select as a best fit distribution of severity and percentage of area under drought, respectively. Finally, the Frank copula among other type of copulas was selected as an appropriate copula for modeling joint drought severity and percentage of area under drought for the study area based on Maximum log likelihood, AIC, BIC and RMSE criteria. The S-A-F curve was developed using conditional return periods based on Frank copula. According to S-A-F curve, it can be seen that increase in the percentage of area under drought in the study area led to increase in drought severity and vice versa. For example, drought severity with return period of 20 years and drought with 20 percent areal extend is obtained equal to 0.37.

**Conclusions:** Copula functions are of great importance in the analysis of drought, due to preserve correlation between variables and not have any limitation to have a same marginal distribution in long-term prediction of drought events. In this study, using best fit copula (Frank copula) and conditional return periods, the relationships between drought severity and percent of area under drought for the study area named S-A-F curve

1, 2 and 3- Professor, PhD Candidate and Associate Professor, Department of Water Engineering, Urmia University, Urmia

(\*- Corresponding Author Email: montaseri@hotmail.com)

were developed. These curves can be useful for planning and management of drought in the region. Drought risk assessment based on the results of this study can be high priorities for drought monitoring in large areas.

**Keywords:** Area under drought, Marginal distribution, Severity, SPI

## Contents

<b>Effect of Different Irrigation Levels and Cultivation Techniques on Water Use Efficiency and Quantity and Quality yield of Sweet Corn (<i>Zea mays</i> var. <i>saccharata</i>)</b>	1014
M. J.Fereidooni - H. Farajee	
<b>Modeling the Effects of Climate Change on Irrigation Requirement and Water Use Efficiency of Wheat Fields of Khuzestan Province</b>	1030
R. Deihimfard - H. Eyni Nargeseh- Sh. Farshadi	
<b>Application of Archimedean and Extreme values Copula Functions for Multivariate Analysis of Low Flows in Dez Basin</b>	1045
F. Ahmadi - F. Radmanesh - G. A. Parham - R. Mirabbasi Najaf Abadi	
<b>Sensitivity Analysis of FAO Penman-Monteith Model in Daily Reference Evapotranspiration Estimation and Zoning Sensitivity Coefficients across Iran</b>	1059
F. Khadempour - B. Bakhtiari- S. Golestani	
<b>Effectiveness Comparison of Pot, Porous Pipe and Gravity Drip Irrigation Methods in the Range of Gravity Pressures</b>	1069
M.Arbafard - A. Shahnazari- M. ZiatabarAhmadi	
<b>Effect of Polyacrylamide Polymer on Wind Erosion Control of Sandy Soil in Azadegan Plain</b>	1082
F. Arzaghi - A. Farrokhan Firouzi - N. Enayatizamir - B. Khalilimoghaddam	
<b>Study the Population of Iron and Sulfur Oxidizing Bacteria in the Soil of Miduk Cooper Mine in Shahrebabk</b>	1092
M. Hassanshahian - S. Ghorbani	
<b>Integrated Crop Management Effect on Carbon and Nitrogen of Soil</b>	1107
A. Baghdadi - M. Balazadeh - A. Kashani - F. Golzardi	
<b>Effect of Fe-EDDHA on Soybean and Distribution of Chemical Forms of Iron in Soils of Fars Province</b>	1119
L. Tabande - M. R. Bakhshi	
<b>Potassium Solubilizing Bacteria Ability to Increase Wheat Growth and Potassium uptake under in vitro Condition</b>	1134
N. Enayatizamir - A. Landi	
<b>Characterizing the Error Structure of Selected Soil Particle Size Distribution Models</b>	1147
F. Afrasiabi – H. Khodaverdiloo - F. Asadzadeh	
<b>Critical Level of Iron for Bean (<i>Phaseolus vulgaris</i> L.) Cultivation in Markazi Province</b>	1158
M. A. Khodshenas - J. Ghadbeiklou - M. Dadivar	
<b>Effect of Potassium Releasing Pseudomonads on Growth and K Uptake of Tomato in Two Soils with Different Amount of Available K</b>	1170
M. Delamirad - M.R. Sarikhani - Sh. Oustan	
<b>Application of Fractal Theory to Quantify Structure from Some Soil Orders in Fars Province</b>	1186
A. Karami - R. Zara - V.A. Jahandideh Mahjen Abadi	
<b>Interactive Effect of Fe and Pb on Decreasing Corn Pb Availability in a Pb-Polluted Soil</b>	1199
N. Tabarteh Farahani - A.H. Baghaie	
<b>Estimating Bioavailable Phosphorus by Some Chemical Extraction Methods for Algae (<i>Senedesmus obliquus</i>) in Western River Sediments of the Lake Urmia Basin</b>	1214
H. Arfania - A. Samadi- F. Asadzadeh- E. Sepehr	
<b>Evaluation of Spatial Variability of Biological Indicators of Soil Quality in Wheat Farms of Pasargad Plain</b>	1231
V.A. Jahandideh Mahjen Abadi - A. Karami - R. Mosavi - H. Asadi Rahmani	
<b>Effect of Biochar Types and Rates on Some Soil properties and Nutrients Availability in a Calcareous Soil</b>	1246
N. Moradi - M.H. Rasouli-Sadaghiani - E. Sepehr	
<b>Experimental Investigation Anisotropy Permeability of Uniform Coarse Grain Soils</b>	1259
F. Pishro - M. Bakhtiari - N. Shahnikaramzadeh	
<b>Copula-Based Regional Drought Analysis and Derivation of Severity-Area-Frequency Curve in Lake Urmia Basin</b>	1277
M. Montaseri - B. Amirataee - H. Rezaei	

# **WATER AND SOIL**

(AGRICULTURAL SCIENCES AND TECHNOLOGY)

**Vol . 31            No. 4            Sept.-Oct.2017**

**Published by:** Faculty of Agriculture, Ferdowsi University of Mashhad, Iran

**Manager in Charge:** Valizadeh, R. (Ruminant Nutrition) Prof., Ferdowsi University of Mashhad

**Editor in Chief:** Fotovat, A. (Soil Science) Prof., Ferdowsi University of Mashhad

**Editorial Board:**

Alizadeh, A.	Irrigation and Drainage	Prof., Ferdowsi University of Mashhad
Astaraei, A. R.	Soil Science	Assoc. Prof., Ferdowsi University of Mashhad
Fotovat, A.	Soil Science	Prof., Ferdowsi University of Mashhad
Ghaemi, A.A.	Irrigation and Drainage	Assoc. Prof., Shiraz University
Kamali, Gh.	Agricultural Meteorology	Assoc. Prof., Islamic Azad University, Tehran
Khormali, F.	Soil Science	Prof., Agricultural Sciences & Natural Resources University of Gorgan
Kiani, A.R.	Irrigation and Drainage	Prof., Agricultural and Natural Resources Res. Center of Golestan Province
Lakzian,A.	Soil Science	Prof., Ferdowsi University of Mashhad
Mahdian, M.H.	Irrigation and Drainage	Prof., Soil Conservation and Watershed Management Research Institute
Mosaedi, A.	Irrigation and Civil Eng.	Prof., Ferdowsi University of Mashhad
Mousavi Baygi, M	Agricultural Meteorology	Prof., Ferdowsi University of Mashhad
Oustan, Sh.	Soil Science	Assoc. Prof., Tabrizi University
Sanaei-Nejad, S.H.	Agricultural Meteorology	Assoc. Prof., Ferdowsi University of Mashhad

**Publisher:** Faculty of Agriculture, Ferdowsi University of Mashhad

**Printed by:** Ferdowsi University of Mashhad, Press.

**Address:** Faculty of Agriculture, Ferdowsi University of Mashhad, Iran

**P.O. Box:** 91775- 1163

**Fax:** +98 511 8787430

**E-Mail:** jsawa3@um.ac.ir

**Web Site:** <http://jm.um.ac.ir>

**Journal of Water and Soil is published bimonthly (six issues per year).**