نشریه آب و خاک (علوم و صنایع کشاورزی)
جلد ۲۴، شماره ۲، خرداد - تیر ۱۳۸۹، ص. ۳۸۴-۳۷۵

Journal of Water and Soil
Vol. 24, No. 2, May-Jun 2010, p. 375-384

بررسی تأثیرعوامل اقلیمی و اقتصادی بر عملکرد گندم آبی با استفاده از الگوی داده‌های تابلویی مطالعه موردی: استان خراسان رضوی

نرگس صالح‌نیا[1*] - محمدعلی فلاحی[2]

تاریخ دریافت: ۸۸/۸/۱۷
تاریخ پذیرش: ۸۹/۱/۲۴

چکیده

به منظور بررسی و ارزیابی اثرات سیاست‌های قیمتی (قیمت تضمینی گندم در هر دوره و در دوره ماقبل)، عوامل محیطی (سطح زیر کشت) و اقلیمی (متوسط درجه حرارت حداقل و حداکثر، مجموع کل بارندگی سالانه، مجموع درجه-روز سرمائی سال و مجموع درجه-روز گرمایی سال) بر عملکرد گندم در محدودهٔ خراسان رضوی (۹ شهرستان)، تحقیق حاضر برای دوره آماری ۱۳ ساله ۷۲ -۷۱ تا ۸۴-۸۳ انجام شد. در این پژوهش از الگوی داده‌های تابلویی برای بررسی اثرات تغییرات مقطعی و سری زمانی پارامترهای ورودی بر عملکرد گندم استفاده شد. بررسی و تحلیل نتایج حاصل از تحقیق نشان داد که متغیرهای متوسط درجه حرارت حداقل، قیمت دوره قبل و بارندگی بهاره به طور منحصر به فردی دارای اثرات مثبت و قویاً معنی‌دار و متغیر درجه - روز سرمائی نیز دارای اثر منفی و معنی‌دار بر عملکرد گندم می‌باشند. اگرچه معنی داری تخمین‌های حاصله در سطح اطمینان ۹۵٪ بالا بوده، اما نتایج بدست آمده از الگوی اثرات تصادفی یک جانبه حاکی از کم کشش بودن عملکرد گندم نسبت به متغیرهای ورودی بوده، به طوری که کشش آن نسبت به متوسط درجه حرارت حداقل، قیمت دوره قبل، بارندگی بهاره عملکرد گندم درجه - روز سرمائی به ترتیب ۰/۲۶، ۰/۱۳، ۰/۱۵ و ۰/۲۸- می‌باشد. از این رو، تخمین‌های حاصله حاکی از کم کشش بودن عملکرد گندم نسبت به متغیرهای ورودی می‌باشد و در بین متغیرهای مورد بررسی، عملکرد گندم نسبت به متغیر درجه- روز سرمائی حساسیت بیشتری را نشان می‌دهد. بررسی‌ها همچنین نشان دادند که الگوی اثرات تصادفی یک جانبه برای تخمین تابع عملکرد گندم مناسب است.

واژه‌های کلیدی: عملکرد گندم، داده‌های تابلوئی، متغیر اقلیمی، متغیر قیمتی، الگوی جزء خطای یک جانبه و دو جانبه، خراسان رضوی

مقدمه

بخش کشاورزی یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصادی و به اعتبار ارزش‌افزوده تولیدی، اولین بخش اقتصادی کشور به شمار می‌آید. حدود ۲۵ درصد تولید ناخالص داخلی (GDP) و درآمدهای ارزی حاصل از صادرات غیرنفتی و نزدیک به ۸۰ درصد نیازهای غذایی جامعه و قریب به ۲۵ درصد اشتغال کشور از طریق بخش کشاورزی ایجاد می‌شود و در این میان گندم یکی از محصولات استراتژیک است که ۴۰ درصد از اراضی آبی و ۷۰ درصد از اراضی دیم کشور، یعنی حدود ۶/۳ میلیون هکتار زیر کشت این محصول است (۸). اگرچه این اراضی بیش از ۱۰ میلیون تن در سال تولیدات دارد، ولی از آنجا که برای نیاز کشور سالانه بین ۳ تا ۶ میلیون تن گندم وارد می‌شود، لذا اهمیت توجه بیشتر به این محصول، دو چندان می‌شود و در مجموع، توسعه بخش کشاورزی به صورت عام و خودکفایی در تولید و عملکرد گندم به صورت خاص یکی از مهم‌ترین اهداف دولت و جامعه است.

بطور کلی گندم نه تنها یک کالای مهم تجاری در دنیا می‌باشد بلکه به عنوان سلاحی برتر در مناسبات سیاسی و جهانی است که روز به روز بر اهمیت استراتژیک آن افزوده می‌شود. گندم و نان بعنوان اصلی ترین غذای مردم از اهمیت ویژه ای در کشور برخوردار می‌باشد (۵). طبق اطلاعات و گزارشات مختلف،کالری مورد نیاز ۴۳ درصد از خانوارهای شهری و ۵۶ درصد از خانوارهای روستایی از طریق نان تامین می‌شود. در سال های اخیر در کشورمان میزان مصرف این ماده غذایی روبه افزایش نهاده است؛ به طوری که از نظر آمارهای بین المللی، ایران هشتمین مصرف کننده گندم در دنیا بوده و سهم کشورمان از این بابت ۱/۶ درصد است. مصرف سرانه گندم در ایران

۱- دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد
(* - نویسنده مسئول: Email: Salehnia_n@yahoo.com)
۲- دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد

حدود ۱۳۵ کیلوگرم است و بخش عمده آن به صورت نان مصرف می‌شود. این در حالی است که متوسط سرانه جهانی مصرف گندم ۶۸ کیلوگرم است به این ترتیب کشور ما در ردیف کشورهای پرمصرف گندم قرار دارد (۶).

سهم گندم آبی از کل محصول گندم کشور در سال ۱۳۵۰، حدود ۵۱/۵ درصد و در سال ۱۳۸۲، ۶۴/۷ درصد رسیده است که نشان دهنده افزایش چشمگیر سهم گندم آبی می‌باشد. در انطباق با تغییرات سطح زیرکشت وعملکرد گندم در طی دوره ۳۲ ساله (۸۲-۱۳۵۰)، میانگین رشد عملکرد گندم آبی، دیم وکل گندم کشور به ترتیب ۱۱/۳۹، ۳/۹۷ و۷۸/۷ درصد در سال بوده است. بعلاوه، از میزان کل افزایش تولید گندم کشور ۳۴ درصد مربوط به سطح زیرکشت و بقیه مربوط به افزایش عملکرد می‌باشد (۳). لازم به ذکر است که سطح برداشت شده گندم کشور در سال زراعی ۸۶ – ۸۵ حدود ۷/۲۲ میلیون هکتار با تولید معادل ۱۵/۸۹ میلیون تن برآورد شده که ۳۸/۵۲ درصد سطح زیر کشت به گندم آبی با ۶۶/۵۷ درصد تولید و ۶۱/۴۸ درصد سطح زیر کشت به گندم دیم با ۳۳/۴۳ درصد تولید، اختصاص یافته است. ضمناً خراسان رضوی با ۶/۶۶ درصد سطح زیر کشت گندم کل کشور بعد از خوزستان، فارس و کردستان مقام چهارم و در میزان تولید با ۶/۲۹ درصد از تولید کل کشور بعد از استان‌های خوزستان و گلستان مقام سوم را داراست (۹). باید در نظر داشت که در تولید و عملکرد محصولات زراعی توجه به مزیت نسبی، یکی از مهم‌ترین جنبه‌های برنامه‌ریزی اقتصادی است. گودرزی و صدرالاشرافی (۷)، درمطالعه‌ای برای تعیین مزیت نسبی گندم آبی ایران از روش ماتریس تحلیل سیاستی استفاده کردند و به این نتیجه رسیدند که مزیت نسبی عملکرد گندم آبی در ایران در طول زمان رو به بهبود بوده و تغییرات نرخ ارز وهزینه سایه‌ای نهاده‌های قابل تجارت بیشترین تأثیر را بر روی میزان مزیت نسبی این محصول برجای گذاشته است.

رفیعی و همکاران (۲) در پژوهشی به بررسی همگرایی در بهره‌وری کل عوامل تولید گندم در ۸ استان، با استفاده از روش ناپارامتری تابع تولید مرزی پرداختند. نتایج کار آنها بیانگر این امر است که استان فارس از بیشترین رشد بهره‌وری در کشت دیم و آبی گندم برخوردار بوده و در مجموع، بهره‌وری عوامل تولید در کشت آبی کمتر از دیم می‌باشد. آزمونهای مربوط به همگرایی نیز حاکی از آن است که گرچه در کوتاه مدت رشد بهره‌وری در مناطق مختلف متفاوت است، اما در بلند مدت این روند در کلیه مناطق همگرا می‌باشد (۲). افزایش تولید گندم تنها از طریق توسعه سطح کشت بواسطه محدودیت‌های سایر منابع تولید معقول نیست بلکه تنها راه منطقی، تلاش برای ارتقاء میزان عملکرد در واحد سطح می‌باشد. در این راستا آدامز و همکارانش (۱۰) در تحقیقی که بر روی عوامل مؤثر بر عملکرد محصولات کشاورزی در آمریکا انجام دادند به این نتیجه رسیدند که این متغیر تابع عوامل محیطی وبخصوص پارامترهای اقلیمی از جمله درجه حرارت و بارندگی می‌باشد. همچنین، فینگر و اشمید (۱۴) با استفاده از یک روش شبیه‌سازی بیوفیزیکی در یک مدل اقتصادی، به تحلیل تأثیرگذاری تغییر شرایط اقلیمی بر عملکرد محصولات کشاورزی در سوییس پرداختند. آنها سه سناریوی تغییر شرایط اقلیمی، قیمت محصولات ومیزان ریسک‌گریزی کشاورزان را جهت بررسی میزان حساسیت عملکرد در هکتار بکارگرفتند. نتایج بدست آمده بیانگر آن است که عملکرد درهکتار در مقابل تغییر شرایط اقلیمی نسبت به دو سناریوی دیگر، حساسیت بیشتری را نشان می‌دهد.

در زمینه برآورد تابع عملکرد محصولات زراعی از جمله گندم، مطالعات متعددی انجام شده است. براساس مطالعه سیدهو وبانانته (۱۹)، میزان کارآیی اقتصادی در تخصیص منابع میان مزارع با اندازه‌های مختلف، یکسان است. قیمت محصول، ابزار قدرتمند و تأثیرگذار بر عملکرد محصول است و آموزش خانوارها نیز بر تولیدات کشاورزی و نهاده‌های آن به گونه معنی‌داری مؤثر است. همچنین، شاهنوشی و همکاران (۴) در پژوهشی، با استفاده از اطلاعات سری زمانی، به بررسی عوامل مؤثر بر عرضه گندم در قالب الگوی نرلاو پرداختند و به این نتیجه رسیدند که هرچند نقش عوامل قیمتی را در عرضه گندم نمی‌توان نادیده گرفت، اما عرضه گندم با یک وقفه زمانی و میزان بارندگی مهمترین عوامل تأثیرگذار بر عرضه گندم می‌باشند. بر اساس پژوهشی که در یونان توسط کاراجیانیز و ساریز (۱۷) انجام گرفته، مدل کارایی فنی تولید هشت محصول کشاورزی (گندم، تنباکو، پنبه، زیتون، میوه‌جات، سبزیجات، محصولات گلخانه‌ای و ذرت) ارائه شد. برای هریک از محصولات، یک مجموعه داده تابلویی در بازه زمانی ۹۵-۱۹۹۱ مورد استفاده قرار گرفت. نتایج این پژوهش نشان داد که متغیرهای مختلف جمعیتی و اقتصادی-اجتماعی از عوامل مؤثر بر تفاوتهای بین کارایی تولید محصولات هر کشاورز است. در این زمینه، همچنین می‌توان به تحقیقی که توسط دون و ویلیامز (۱۳) در ایالت کانزاس آمریکا انجام شده، اشاره نمود. این محققین با استفاده از داده‌های مقطعی، معنی‌داری ضرایب متغیرهای سن کشاورز و نرخ بهره را بر عملکرد نشان دادند و با استفاده از داده‌های تابلویی به این نتیجه رسیدند که با لحاظ اثرات فردی، زمانی یا تصادفی، ضریب تغییرات سن بی‌معنی می‌باشد. ساهین و همکاران (۱۸)، با بررسی پویایی‌های عملکرد گندم در ترکیه به این نتیجه رسیدند که استفاده از کود و سطح بارندگی از جمله نهاده‌های بسیار مهم جهت عملکرد گندم در مقیاس بالا می‌باشند. به علاوه با توجه به مدل اقتصادسنجی تخمینی ارائه شده، مشخص شد که اثر کود در مقایسه با سطح بارندگی از اهمیت بیشتری برخوردار است.

بررسی و تحلیل شواهد تجربی و مطالعات انجام شده در خصوص

توابع تولید و عملکرد در بخش کشاورزی حاکی از آن است که پارامترهای زیادی از جمله سیاست‌های قیمتی، عوامل محیطی و اقلیمی بر عملکرد محصولات کشاورزی نظیر گندم تأثیر گذار می‌باشد. همچنین بررسی‌های فوق نشان داد که استفاده همزمان از داده‌های مقطعی و سری زمانی (رفتار واحدهای مختلف در طول چندین دوره مختلف) نتایج بهتر و منطقی‌تری را در برآورد عملکرد محصولات کشاورزی بدست می‌دهد (اگرچه در ایران کمتر از این توانمندی استفاده شده است). زیرا تجزیه و تحلیل داده‌های مقطعی به تنهائی و به دلیل غفلت از تغییرات پویای متغیرها، عمدتاً نامناسب و همراه باتورش می‌باشد. بنابراین الگوی داده‌های تابلویی از یک سو به دلیل در نظرگرفتن واحدهای مورد بررسی در طی زمان، حداقل واریانس ناهمسانی را بدست داده و از سوی دیگر با استفاده از اطلاعات بیشتر در ابعاد زمانی و فردی (و در نتیجه لحاظ درجات آزادی بالاتر)، باعث می‌شود کارایی برآوردهای حاصله افزایش یابد. همچنین این الگو با ارائه داده‌های زیاد برای کلیه واحد، می‌تواند تورشی را که ممکن است در نتیجه لحاظ واحدها (به صورت جمعی و کلی) حاصل شوند، حداقل سازد.

با توجه به توضیحات فوق، هدف از ارائه تحقیق حاضر اولاً بررسی و ارزیابی اثرات عوامل قیمتی، محیطی و اقلیمی مؤثر بر عملکرد گندم آبی در محدودهٔ مستعد خراسان با توجه به مشخصات هر منطقه بوده و ثانیاً به واسطه تأثیر تغییرات مقطعی و سری زمانی پارامترهای ورودی بر عملکرد محصولات کشاورزی به ویژه گندم و نیز دستیابی به نتایج منطقی‌تر، از چارچوب الگوی داده‌های تابلویی و توانمندی این الگوها در ارزیابی اثرات مکانی و زمانی استفاده شد.

مواد و روش‌ها

موقعیت جغرافیایی منطقه مورد مطالعه

با توجه به بررسی‌های صورت گرفته به دلیل خصوصیات اقلیمی، وجود خاکهای زراعی، شرایط آبی نسبتاً مناسب، دشت‌ها و دره‌های بزرگ وحاصلخیز، خراسان رضوی دارای وضعیت مناسبی جهت کشت گندم آبی است. لذا، بررسی تأثیر عوامل مختلف در عملکرد گندم آبی ۹ شهرستان این استان شامل: مشهد، تربت حیدریه، نیشابور، سرخس، گناباد، سبزوار، قوچان، تربت جام و کاشمر، با استفاده از داده‌های تابلویی مورد ارزیابی قرار گرفت. براساس آخرین تقسیمات کشوری، استان خراسان رضوی درسال ۱۳۸۴ دارای۲۰ شهرستان، ۶۴ بخش، ۶۹ شهرو ۱۶۱ دهستان بوده است. این استان با وسعتی بیش از ۱۲۷ هزار کیلومتر مربع، بین مدار جغرافیایی ۳۳ درجه و ۳۰ دقیقه تا ۳۷ درجه و ۴۱ دقیقه عرض شمالی از خط استوا و ۱۵۶ درجه ۱۹ دقیقه تا ۶۱ درجه و ۱۸ دقیقه طول شرقی از نصف النهار گرینویچ قرار گرفته است.

الگوی داده‌های تابلویی و ارزیابی عملکرد آن

استفاده ازداده‌های تابلویی با اثرات ثابت[1] یک راه حل مناسب برای عدم تشخیص رگرسیون به خصوص زمانی که اثرات ویژه هر واحد (اثرات فردی) بر اثرات زمانی آن غالب می باشد، خواهد بود (۱۱ و ۱۵). با عنایت به استفاده از الگوی داده‌های تابلوئی در ارزیابی اثرات فردی و زمانی عوامل مؤثر بر عملکرد گندم، در اینجا سعی شده تا الگوی مذکور به اختصار تشریح شود. معادله رگرسیونی ذیل را که به شکل تابلوئی بوده را در نظر بگیرید:

$$Y_{it}= \beta_{1,t} + \beta_2 X_{i,t} + U_{i,t} \quad (۱)$$

که در آن؛ i: شمارنده واحد مقطعی و t: شمارنده دوره زمانی است. برآورد معادله ۱ به فروض ما در مورد عرض از مبدا، ضرایب شیب و جمله خطای تصادفی $U_{i,t}$ بستگی دارد، که این فروض در برآورد معادله فوق در حالت کلی عبارت است از:

الف) عرض از مبداء و ضرایب شیب در طول زمان و در سطح واحدها (مکان) ثابت بوده و جمله خطا در طول زمان و برای افراد مختلف متفاوت است.

ب) ضرایب شیب ثابت، اما عرض از مبدا برای افراد مختلف متفاوت است. ساده‌ترین روش، حذف ابعاد مربوط به واحدها (مکان) از داده‌های ترکیبی در حالت الف و برآورد رگرسیون متداول حداقل مربعات معمولی است. در این حالت معادله ۱ به صورت ذیل تصریح خواهد شد:

$$Y_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 X_{it} + U_{it} \quad (۲)$$

همانطور که مشاهده می‌شود در برآورد معادله مذکور، عرض از مبدا و ضرایب شیب بین تمامی مقاطع مشترک خواهند بود. برآورد معادله ۲ که با روش حداقل مربعات معمولی صورت می‌گیرد، به روش حداقل مربعات تلفیقی[2] معروف است.

روش دیگر برای ملاحظه تکی (وجود مستقل) هر یک از واحدهای مقطعی بدین صورت است که باید عرض از مبدا برای هریک از آن‌ها متفاوت باشد. با فرض ثابت بودن ضرایب شیب بین مقاطع می‌توان، معادله رگرسیون را به صورت ذیل تصریح کرد:

$$Y_{i,t} = \beta_{1,i} + \beta_2 X_{it} + U_{it} \quad (۳)$$

در این معادله اندیس i جمله عرض از مبدا را نشان می‌دهد که عرض از مبدا متفاوت ممکن است ناشی از ویژگی‌های خاص هر یک از مقاطع باشد. در ادبیات اقتصادی معادله ۳ به مدل رگرسیون اثرات ثابت یا حداقل مربعات متغیرهای مجازی (LSDV)[3] معروف است.

1 - Fixed Effect
2 - Pooled Least Square
3 - Least Square Dummy Variable

اصطلاح اثرات ثابت، ناشی از این حقیقت است که با وجود تفاوت عرض از مبدا میان مقاطع، عرض از مبداهای هر مقطع طی زمان تغییر نمی‌کند. برای این که عرض از مبداهای هر مقطع بدون تغییر باقی بماند، از متغیرهای مجازی در این روش استفاده می‌شود (۱). برای انتخاب مدل حداقل مربعات ترکیبی و مدل اثرات ثابت از آزمون F مقید (یا همان رهیافت لیمر[1]) به صورت ذیل استفاده شده که تحت فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود اثرات فردی و ثابت در طول زمان می‌باشد:

$$F = \frac{(R^2_{fe} - R^2_{pls})/(N-1)}{1 - R^2_{fe}/(NT-K-N)} \qquad (۴)$$

که در آن؛ R^2_{fe}: ضریب تعیین در روش اثرات ثابت، R^2_{pls}: ضریب تعیین در روش حداقل مربعات تلفیقی، N: تعداد مقاطع، K: تعداد متغیرهای توضیحی و T: طول دوره زمانی می‌باشد. اگر F محاسباتی از F بحرانی بزرگتر باشد، در این صورت روش اثرات ثابت انتخاب خواهد شد.

استدلال پایه‌ای مدل اثرات ثابت آن است که در تصریح مدل رگرسیونی نمی‌توان متغیرهای توضیحی مناسب را که طی زمان تغییر نمی‌کنند، وارد مدل کنیم. از این رو، وارد کردن متغیرهای مجازی، پوشش و جبرانی بر این بی‌توجهی و ناآگاهی می‌باشد.

در مقابل، طرفداران مدل اثرات تصادفی (RE)[2] یا مدل جزء خطا (ECM)[3] معتقدند که اگر متغیرهای مرده نشان دهنده فقدان دانش و اطلاعات ما درباره مدل حقیقی هستند چرا آن را از طریق جمله خطا بیان نکنیم؟ ایده اساسی و اولیه با معادله ۳ شروع می‌شود. طرفداران روش اثرات تصادفی معتقدند، به جای این که در معادله ۳، β_{1i} را ثابت فرض کنید، آن را به صورت یک متغیر تصادفی با میانگین β_1 درنظر گرفته و مقدار عرض از مبدا برای هر مقطع را به صورت زیر بیان نمایید:

$$\beta_{1i} = \beta_1 + \varepsilon_i \qquad (۵)$$

که در آن؛ ε_i: جمله خطای تصادفی با میانگین صفر و واریانس σ^2_ε است.

فرض اساسی در مدل اثرات تصادفی این است که، مقاطع مورد مطالعه متعلق به جامعه‌ای بزرگتر بوده و میانگین مشترکی برای عرض از مبدا دارند. اختلاف در مقادیر عرض از مبدا هر مقطع در جمله خطای ε_i منعکس می‌شود. بر اساس مدل اثرات تصادفی، معادله ۳ به صورت زیر خواهد بود:

$$Y_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_i + U_{it} \qquad (۶)$$

$$Y_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 X_{it} + w_{i,t} \qquad (۷)$$

$$w_{i,t} = \varepsilon_i + u_{i,t} \qquad (۸)$$

جمله خطای ترکیبی $w_{i,t}$ متشکل از دو جزء ε_i (خطای مقطعی) و $u_{i,t}$ (خطای ترکیبی) می‌باشد. اطلاق مدل اجزاء خطا به این دلیل می‌باشد که جمله خطای ترکیبی $w_{i,t}$، از دو یا چند جزء خطا تشکیل شده است. ساختار جمله خطا در روش اثرات تصادفی به گونه‌ای است که باید این روش را با کمک حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS)[4] برآورد کرد. خاطر نشان می‌شود که اگر در الگوی تابلویی مورد نظر فقط اثرات فردی را در جملات خطا (چه با اثرات ثابت و چه با اثرات تصادفی) لحاظ نمایید، الگوی مورد نظر به صورت الگوی جزء خطای یک‌جانبه[5] خواهد بود. اما اگر علاوه بر اثرات فردی، اثرات زمانی یا پویایی‌های مقطع مربوطه در طی زمان را نیز لحاظ کنید، الگوی مورد نظر به صورت الگوی جزء خطای دوجانبه[6]، می‌باشد.

برای انتخاب درست یکی از دو روش ثابت و تصادفی، می‌توان از آزمون هاسمن[7] استفاده کرد (۱۶):

$$H = \left[\left(\beta_{fe} - \beta_{re}\right)'\left(\mathrm{cov}_{fe} - \mathrm{cov}_{re}\right)^{-1}\left(\beta_{fe} - \beta_{re}\right)\right] \approx \chi^2_k \qquad (۹)$$

که در آن؛ k: تعداد متغیرهای توضیحی، β_{fe} و β_{re}: به ترتیب بردار ضرایب در روش اثرات ثابت و تصادفی، COV_{fe} و COV_{re}: به ترتیب ماتریس کوواریانس ضرایب در روش اثرات ثابت و تصادفی می‌باشند. در این آزمون، فرضیه صفر دال بر کارآتر بودن اثرات تصادفی است. همان گونه که در معادله ۹ مشاهده می‌شود، آماره هاسمن دارای توزیع مجانبی χ^2 بوده و تعداد درجات آزادی آن نیز برابر با تعداد متغیرهای توضیحی مدل است. در ادامه خاطر نشان می‌شود که در چارچوب داده‌های تابلوئی، برای تعیین معنی‌داری اثرات فردی یا زمانی، از آزمون بروش و پاگان[8] و جهت بررسی قابلیت ترکیب داده‌ها از آزمون قابلیت ترکیب‌پذیری داده‌ها[9] استفاده شده است (۱۲).

اطلاعات و داده‌های تحقیق

برای تعیین عوامل مؤثر بر عملکرد گندم آبی در ۱۳ سال زراعی (سال‌های ۷۲–۷۱ تا ۸۴–۸۳) برای ۹ شهر مورد مطالعه از داده‌های

1 - Limer Approach
2 - Random Effects
3 - Error Component Model

4- Generalized Least Square
5 - One-Way Error Component
6 - Two-Way Error Component
7- Hausman Test (1978)
8 - Breusch-Pagan (1980)
9 - Pool ability Test

مربوط به میزان عملکرد (کیلوگرم برهکتار)، سطح زیرکشت گندم آبی (واحد آمار و انفورماتیک سازمان جهاد کشاورزی)، قیمت تضمینی گندم در دوره آماری (واحد آمار وزارت بازرگانی)، قیمت دوره ماقبل و نیز داده‌های مربوط به پارامترهای هواشناسی شامل متوسط درجه حرارت حداقل و حداکثر، مجموع کل بارندگی سالانه، مجموع درجه-روز سرمائی سال[1] و مجموع درجه-روز گرمایی سال[2] (سازمان هواشناسی کشور) استفاده شد. لازم بذکر است، چون داده‌های بدست آمده از ایستگاه‌های همدیدی به تاریخ میلادی ثبت شده‌اند لذا هر سال زراعی با توجه به تاریخ کاشت و برداشت گندم در استان خراسان رضوی از اول نوامبر هرسال تا اول ژوئیه سال بعد که برابر با ۱۰ آبان ماه تا ۱۰ تیرماه سال بعد می‌باشد، لحاظ شده است.

نتایج و بحث

از آنجائی که هدف اصلی این تحقیق، تعیین متغیرهای تأثیرگذار بر عملکرد گندم آبی در تعدادی از شهرستان‌های استان خراسان رضوی و در چارچوب داده‌های تابلویی می‌باشد، بنابراین براساس توضیحات ارائه شده در بخش قبل، در ابتدا برای تأثیر هریک از متغیرهای مستقل بر عملکرد، از برازش رگرسیونی حداقل مربعات معمولی (OLS) و سپس برای انتخاب متغیرهای مستقل مناسب از برازش الگوی جزء خطای یک جانبه ثابت و تصادفی و نیز برازش الگوی خطای دوجانبه استفاده شد.

روش حداقل مربعات معمولی

بررسی نتایج نشان می‌دهد که تأثیر برخی متغیرهای مستقل به ویژه بارندگی، درجه حرارت حداقل و حداکثر و درجه - روز گرمایی بر عملکرد معنی‌دار نبوده (جدول ۱)، لذا با تحلیل بیشتر نتایج در چارچوب الگوی داده‌های تابلویی از یک سو و از سوی دیگر بررسی تأثیر پارامترهای هواشناسی و قیمت محصول بر عملکرد، نسبت به تغییر نحوهٔ استفاده از متغیرهای ورودی اقدام شد. نتایج بررسی و ارزیابی پارامترهای ورودی در عملکرد گندم در چارچوب الگوی تابلویی نشان داد که متغیرهای ورودی سطح زیر کشت، متوسط درجه حرارت حداکثر، بارندگی فصل رشد و نیز درجه- روز گرمایی با توجه به مقدار آماره t-استیودنت کمتر از ۲ در سطح اطمینان ۹۵ درصد و مقدار ضریب تعیین، R^2 ، معنی‌دار نبوده و تأثیر چندانی بر عملکرد محصول ندارد. اما درجه حرارت حداقل، درجه-روز سرمائی، قیمت دوره ماقبل با توجه به نتایج ارائه شده در جدول ۱ در سطح اطمینان ۹۵ بر عملکرد تأثیر معنی داری دارد. لازم به توضیح است، بررسی‌های اولیه نشان داد که اگر بارندگی فصل رشد به صورت یکجا در مدل وارد شود، اثرات آن معنی‌دار نمی‌باشد. این موضوع بر خلاف نظر کارشناسان کشاورزی بود که اظهار داشتند بارندگی جزو مهمترین پارامترهای تأثیر گذار بر عملکرد است. بنابراین برای بررسی مجدد تأثیر بارندگی بر عملکرد، به جای متغیر بارندگی کل فصل رشد از دو متغیر جدید بارندگی یعنی بارش‌های بهاره ۱ (از ۱۰ فروردین تا ۱۰ تیر) و بهاره ۲ (از ۱۰ اسفند تا ۱۰ تیر) در فصل رشد استفاده شد. این تغییر متغیر نشان داد که بارندگی بهاره ۲ در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأثیر معنی داری بر عملکرد گندم دارد.

الگوی جزء خطای یک جانبه

الگوی اثرات ثابت

با توجه به آنچه که در بخش‌های فوق بیان شد، استفاده از داده‌های تابلویی با اثرات ثابت یک راه حل مناسب برای عدم تشخیص رگرسیون به خصوص زمانی که اثرات ویژه هر واحد (اثرات فردی) بر اثرات زمانی آن غالب می‌باشد، خواهد بود. نتایج بدست آمده نشان دادند که کلیه ضرایب برآوردی مربوط به عوامل مؤثر بر عملکرد، معنی‌دار می‌باشند. همچنین با مشاهده مقدار آماره F که برابر ۱۸/۸۰ ($F(۸ ، ۱۰۴)$) بدست آمد، مشخص شد که فرضیه صفر، مبنی بر عدم وجود اثرات ثابت رد شده یا به عبارت دیگر وجود اثرات ثابت در مدل تایید می‌شود. بطور کلی، تصدیق وجود اثرات ثابت به این معنی است که، با وجود تفاوت عرض از مبدا میان مقاطع (واحدها یا شهرها)، عرض از مبداهای هر مقطع طی زمان تغییر نمی‌کند و برای این که عرض از مبداهای هر مقطع بدون تغییر باقی بماند، از متغیرهای مجازی[3] استفاده شده است.

الگوی اثرات تصادفی

در اینگونه الگوها به منظور دستیابی به برآوردی از ضرایب متغیرهای توضیحی سمت راست مدل، باید به برآوردی از اجزاء ماتریس واریانس-کوواریانس رسید. اجزاء این ماتریس نیز شامل واریانس یا انحراف معیار استاندارد اثرات فردی (δ_μ) و اثرات تصادفی (δ_υ) موجود درجمله اخلال می‌باشند. برآورد این پارامترها به همراه ضرایب مربوط به متغیرهای اثرگذار بر عملکرد را می‌توان در خروجی مدل مشاهد کرد (جدول ۲). برطبق نتایج حاصل، می‌توان به برآوردهایی از پارامترهای فوق، از روش رگرسیونی حداقل مربعات تعمیم یافته[4] و به کمک سه برآوردگر والاس-حسین، ونسبیک-کپتین و سوآمی- اروراً[5]، دست یافت. مشاهده می‌شود که این برآوردها بسیار به هم نزدیک می‌باشند. شایان ذکر است که، تخمین‌های حاصل از

1 - Cooling Degree Days (CDD)
2 - Heating Degree Days (HDD)

3 - Dummy Variables
4 - Feasible Generalized Least Square (GLS)
5 - Wallace-Hussain, Wansbeek-Kapteyn & Swamy-Arora

رگرسیون حداقل مربعات معمولی و حداقل مربعات تعمیم یافته، بصورت میانگین‌های وزنی از نتایج رگرسیون‌های حاصل از اثرات ثابت (Within) و رگرسیون در بین واحدها (Between) می‌باشند. تخمین انجام شده به روش حداکثر راستنمایی تکراری (IMLE)[1]، که پس از چهار تکرار موجب همگرایی تابع راستنمایی به یک حداکثر عمومی می‌شود (که نشان دهنده سرعت بالای همگرایی مدل بوده)، نیز مشابه مقادیر بدست آمده از روشهای فوق الذکر می‌باشد. بنابراین ملاحظه شد که بین تخمین‌های حاصل از رگرسیون حداقل مربعات تعمیم یافته یا حداکثر راستنمایی تکراری تفاوت زیادی وجود ندارد و همه این برآوردها مشابه با تخمین‌های حاصل از روش اثرات ثابت می‌باشند. همچنین میزان آماره محاسباتی در آزمون حداکثر راستنمایی، حاکی از آن بود که اثرات تصادفی در بین واحدها معنی‌دار می‌باشند. مقایسه ضرایب تعیین حاصل از کلیه رگرسیونهای مذکور نشان می‌دهد که روش رگرسیون بین گروهی و تصادفی دارای بالاترین قدرت برازش جهت الگوی موردنظر می‌باشد.

الگوی جزء خطای دو جانبه

آزمون اثرات ثابت

تجزیه و تحلیل نتایج حاصل از آزمون اثرات ثابت الگوی خطای دو جانبه نشان داد که انجام این آزمون با ثابت بودن زمان در بین ۹ مقطع (تعداد ۹ شناسه برای مکان)، به جهت حذف متغیر قیمت، عملاً امکان‌پذیر نمی‌باشد. حذف قیمت بدین جهت است که یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر میزان عملکرد یعنی قیمت دوره قبل، در هر دوره زمانی در بین واحدها یکسان بوده و تغییر نمی‌کند.

آزمون اثرات تصادفی

همانگونه که در بخش قبل اشاره شد، در اینگونه الگوها به منظور دستیابی به برآوردی از ضرایب متغیرهای توضیحی سمت راست مدل، باید به برآوردی از اجزاء ماتریس واریانس–کوواریانس رسید. اجزاء این ماتریس در حالی جزء خطای دو جانبه شامل واریانس یا انحراف معیار استاندارد اثرات فردی (δ_μ)، اثرات زمانی (δ_λ) و اثرات تصادفی (δ_υ) موجود درجمله اخلال می‌باشند. در این بخش نیز به کمک رگرسیون حداقل مربعات تعمیم یافته می‌توان از طریق سه برآوردگر والاس– حسین، ونسبیک–کپتین و سوآمی– اروراء به تخمین‌هایی از ضرایب متغیرهای توضیحی مدل دست یافت (جدول ۳). بررسی معنی‌داری تخمین‌های حاصل از برآوردگرهای فوق، بیانگر عدم وجود اثرات تصادفی بوده و لذا در پژوهش حاضر وجود الگوی جزء خطای دوجانبه رد می‌شود.

آزمون ترکیب‌پذیری (Pool ability)

در این نوع آزمون باید به بررسی این موضوع پرداخت که آیا امکان ترکیب‌پذیری داده‌ها در بین واحدهای نمونه مورد بررسی وجود دارد یا اینکه باید به بررسی پارامترهای هر واحد بطور مستقل بپردازیم. چون میزان آماره F محاسباتی بیش از میزان F بحرانی جدول است، فرضیه صفر مبنی بر وجود Pool ability رد می‌شود و این امر بیانگر آن است که در تحلیل داده‌ها نمی‌توان ضرایب شیب‌های برآوردی در بین واحدها را به صورت انباشته در نظر گرفت، بلکه باید در تحلیل آزمون داده‌های تابلوئی، به اثرات مجزای کلیه واحدها توجه داشت.

$$F(40,72)=\frac{e'e-e^{*'}e^{*}/\left((N-1)\right)K')}{e^{*'}e^{*}/N(T-K')}=2.43 \qquad (۱۰)$$

آزمون هاسمن

در خصوص آزمون هاسمن نیز ذیلاً (جدول ۴) مشاهده می‌شود که مقدار χ^2 محاسباتی صفر است که مفهوم این امر آن است که شواهدی جهت رد فرضیه صفر مبنی بر کارآتر بودن اثرات تصادفی ویا عدم وجود رابطه بین متغیر توضیحی با جزء اخلال تصادفی، موجود نیست و وجود اثرات تصادفی را نمی‌توان رد کرد.

آزمون بروش و پاگان

این آزمون نیز با توجه به بزرگتر بودن آماره محاسباتی χ^2 از مقدار بحرانی آن، فرضیه صفر مبنی برعدم وجود اثرات زمانی و فردی رد می‌شود. به عبارت دیگر در نمونه مورد بررسی وجود اثرات فردی در اجزاء جمله اخلال تایید می‌شود (جدول ۵).

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

نتایج این تحقیق بیانگر تفاوت‌های خاص در اثرات ناشی از متغیرهای توضیحی مربوط به میزان عملکرد گندم در نواحی مختلف می‌باشد که بدین منظور از روش داده‌های تابلویی استفاده شده است. داده‌های تابلویی، محیط بسیار مناسبی برای گسترش روش‌های تخمین و نتایج نظری فراهم می‌سازند. بطوری که، محققان قادر به استفاده از داده‌های مقطعی و سری زمانی برای بررسی مسائلی می‌شوند که امکان مطالعه‌ی آنها در محیط‌های فقط مقطعی یا فقط سری زمانی وجود ندارد. مزیت این روش در این است که معمولاً روش‌های سنتی اقتصاد سنجی بر سری‌های زمانی و داده‌های مقطعی، ناهمگنی‌های مربوط به واحدها یا گروهها را لحاظ نمی‌کنند و نتایج دارای ریسک تورش‌دار بودن است. در تحقیق حاضر نیز با

1 - Iterative Maximum Likelihood

استفاده از رهیافت F لیمر، ناهمگنی داده‌ها و وجود اثرات ثابت تایید شد. به منظور انتخاب بین اثرات ثابت یا تصادفی نیز از آزمون هاسمن استفاده شد. نتایج نشان داد که وجود اثرات تصادفی در مدل را هم نمی‌توان رد کرد، به عبارتی بین متغیرهای توضیحی ملحوظ در مدل و جزء اخلال تصادفی رابطه‌ای وجود ندارد. همچنین نتایج بدست آمده از آزمون بروش و پاگان نشان داد که در نمونه مورد بررسی وجود اثرات فردی در اجزاء جمله اخلال تایید می‌گردد. آزمون ترکیب‌پذیری نیز حاکی از آن است که در تحلیل داده‌ها نمی‌توان ضرایب شیب‌های برآوردی در بین واحدها یا مقاطع را به صورت انباشته درنظر گرفت؛ بلکه، باید در تحلیل تابع عملکرد گندم به اثرات مجزای کلیه مقاطع یا واحدهای موردنظر نیز توجه داشت.

(جدول ۱)- نتایج رگرسیون حداقل مربعات معمولی

متغیر توضیحی	ضریب	خطای استاندارد	آماره t- استیودنت	$P > \|t\|$	فاصله اطمینان ۹۵ درصد	
متوسط درجه حرارت حداقل	۱۴۱/۰۶۸۸	۷۳/۳۲	۲/۰۰	۰/۰۵۷	-۴/۲۰۰	۲۸۶/۳۳۸
درجه – روز سرمائی	-۳/۸۰۳۲۲	۱/۱۷	-۳/۲۶	۰/۰۰۱	-۶/۱۱۷	-۱/۴۸۹
قیمت دوره ماقبل	۰/۵۳۳۵۴۲	۰/۱۰	۵/۲۲	۰/۰۰۰	۰/۳۳۱	۰/۷۳۶
بارندگی بهاره ۲	۲/۳۴۰۸۶۸	۱/۱۱	۲/۱۱	۰/۰۳۷	۰/۱۳۹	۴/۵۴۲
عرض از مبدا	۲۲۸۸/۸۴۷	۲۵۰/۶۱	۹/۱۳	۰/۰۰۰	۱۷۹۲/۳۰۲	۲۷۸۵/۳۹۱

(جدول ۲)- خلاصه خروجی‌های رگرسیونی الگوی جزء خطای یک جانبه

روش مورد استفاده	ضرایب مربوط به متغیرهای اثرگذار بر عملکرد و انحراف معیار استاندارد اثرات فردی (δ_μ) و اثرات تصادفی (δ_υ) موجود درجمله اخلال							ضریب تعیین (درصد)
	T min**	CDD	Pricelag	Press	ρ	δ_μ	δ_υ	
حداقل مربعات معمولی	۱۴۱/۰۷	-۳/۸۰	۰/۵۳	۲/۳۴				۴۲
اثرات ثابت (در داخل)	۱۴۴/۸۹	-۴/۸۲	۰/۵۵	۲/۷۸				۶۰
رگرسیون بین واحدها	۱۴۱/۰۷	-۳/۸۰	۰/۵۳	۲/۳۴				۹۳
اثرات تصادفی	۱۶۴/۰۴	-۴/۶۸	۰/۵۴	۲/۸۵	۰/۶۶	۴۷۹/۹۴	۳۴۸/۲۸	۵۸
اثرات تصادفی Θ	۱۶۴/۰۴	-۴/۶۸	۰/۵۴	۲/۸۵	۰/۶۶	۴۷۹/۹۴	۳۴۸/۲۸	۵۸
سوآمی – اروارا	۱۶۴/۱۰	-۴/۶۸	۰/۵۴	۲/۸۶	۰/۶۶	۴۷۹/۹۸	۳۴۸/۲۷	۵۷
والاس حسین	۱۶۵/۰۸	-۴/۶۷	۰/۵۴	۲/۸۶	۰/۶۳	۴۴۹/۱۰	۳۴۱/۷۴	۵۷
ونسبیک-کپتین	۱۶۷/۳۶	-۴/۶۵	۰/۵۴	۲/۸۷	۰/۵۸	۴۰۹/۰۸	۳۴۸/۲۷	۵۷
حداکثر راستنمایی	۱۶۷/۸۰	۴/۶۴	۰/۵۴	۲/۸۷	۰/۵۷	۳۹۱/۶۵	۳۴۲/۱۳	-

**: T min: درجه حرارت حداقل، CDD: درجه – روز سرمائی، Pricelag: قیمت دوره قبل و Press: بارش بهاره ۲

(جدول ۳)- خلاصه‌ای از خروجیهای رگرسیونی الگوی جزء خطای دو جانبه

روش مورد استفاده	ضرایب مربوط به متغیرهای اثرگذار بر عملکرد و انحراف معیار استاندارد اثرات فردی (δ_μ)، اثرات زمانی (δ_λ) و اثرات تصادفی (δ_υ) موجود درجمله اخلال							ضریب تعیین (درصد)
	T min**	CDD	Pricelag	Press	δ_μ	δ_λ	δ_υ	
حداقل مربعات معمولی	۱۴۱/۰۷	-۳/۸۰	۰/۵۳	۲/۳۴				۴۲
سوآمی – اروارا	۱۲۰/۹۱	-۴/۰۴	۰/۵۴	۲/۰۷	۴۸۲/۷۷	۹۸/۹۹	۲۹۳/۸۲	۴۱
والاس حسین	۸۵/۹۸	-۳/۳۴	۰/۵۴	۱/۵۶	۴۵۰/۴۳	۱۵۷/۱۰	۳۱۰/۰۰	۴۱
ونسبیک-کپتین	۵۲/۶۱	-۰/۹۰	۰/۵۶	۰/۲۷	۳۵۴/۸۴	۴۵۰/۳۳	۲۹۳/۸۲	۳۳

(جدول ٤)- نتایج حاصل از آزمون هاسمن (خروجی نرم افزار Eviews 6.0)

آزمون اثرات تصادفی مقطعی			
خلاصه آزمون تصادفی مقطعی	آماره آزمون χ^2	درجه آزادی آزمون χ^2	سطح احتمال
	۰/۰۰۰۰۰۰	٤	۱/۰۰۰۰
اثرات ثابت مقطعی (متغیرهای مجازی)			
ضریب تعیین	۰/۷۶۰	میانگین متغیر وابسته	۲۸۳۵/۱۷۹
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۷۳۳	انحراف معیار متغیر وابسته	۶۷۳/۵۵۹
انحراف معیار رگرسون	۳۴۸/۲۷۱	معیار آکائیک	۱۴/۶۴۸
مجموع مربعات پسماندها	۱۲۶۱۴۴۶۹	معیار شوارتز	۱۴/۹۵۵
لگاریتم راستنمایی	-۸۴۳/۹۲۴	معیار هنان-کوئین	۱۴/۷۷۳
آماره فیشر (F)	۲۷/۴۹۰	آماره دوربین – واتسون	۱/۵۳۷
احتمال (آماره فیشر)	۰/۰۰۰۰۰۰		

(جدول ۵)- نتایج حاصل از آزمون بروش و پاگان (خروجی نرم افزار Stata 9.0)

نتایج تخمین زده شده	Yield [fcode, t] =xb+ u[fcode] +e[fcode, t]	
	واریانس	انحراف از معیار
عملکرد	۴۵۳۶۸۱/۴۰	۶۷۳/۵۶
شناسه مکان	۱۲۱۲۹۵/۵۰	۳۴۸/۲۶
شناسه مکان	۲۳۰۳۴۳/۰۰	۴۷۹/۹۴
χ^2 =۲۰۵/۶۹		
Prob > χ^2 = ۰/۰۰۰۰		

در تحقیق مذکور در نهایت عملکرد گندم به صورت تابعی از متغیرهای متوسط درجه حرارت حداقل، درجه-روز سرمائی، قیمت دوره قبل و بارندگی بهاره در نظر گرفته شد. بررسی نتایج حاصل از آزمون‌های مورد بحث و تخمین‌های مربوطه هم وجود اثرات ثابت و تصادفی در الگوی جزء خطای یک جانبه را تائید کرد. نتایج حاصل از تصریح مدل (لگاریتمی- لگاریتمی) به روش اثرات تصادفی، بیان می‌کنند که متغیرهای متوسط درجه حرارت حداقل، قیمت دوره قبل و بارندگی بهاره، به طور منحصر بفرد دارای اثرات مثبت و قویاً معنی‌دار و متغیر درجه-روز سرمائی نیز دارای اثر منفی و معنی‌داری (در سطح اطمینان ۹۵٪) بر عملکرد گندم می‌باشند (جدول ۶).

بر طبق نتایج جدول فوق می‌توان به تفسیر کشش‌های حاصل از تخمین مدل دست یافت. بدین ترتیب که، با یک درصد افزایش (کاهش) در میزان متوسط درجه حرارت حداقل، قیمت دوره قبل و بارندگی بهاره، عملکرد گندم به‌ترتیب ۰/۲۶، ۰/۱۳ و ۰/۱۵ افزایش (کاهش) یافته و با یک درصد افزایش (کاهش) در متغیر درجه-روز سرمائی ، عملکرد گندم ۰/۲۸ کاهش (افزایش) می‌یابد. از این رو، تخمین‌های حاصله حاکی از کم کشش بودن عملکرد گندم نسبت به متغیرهای ورودی می‌باشد و در بین متغیرهای مورد بررسی، عملکرد گندم نسبت به متغیر درجه-روز سرمائی حساسیت بیشتری را نشان می‌دهد.

نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که استفاده از قابلیت الگوی داده‌های تابلویی در خصوص کلیه محصولات کشاورزی و با لحاظ کلیه پارامترهای اقلیمی، اقتصادی-اجتماعی، کشاورزی و سیاستی قابل انجام است. علاوه براین اگر امکان پیش‌بینی تغییرات پارامترهای اقلیمی وجود داشته باشد، تأثیر احتمالی این متغیرها بر عملکرد گندم آبی و سایر محصولات کشاورزی نیز قابل پیش بینی خواهد بود. باید توجه داشت که بسته به نوع محصول، دوره مورد مطالعه و منطقه مورد نظر ممکن است تفسیر و تحلیل نتایج متفاوت باشد که تخمین الگوها با روش داده‌های تابلویی، این ناهمگنی‌ها و شدت اثر پارامترهای متفاوت اقلیمی را تعیین می‌کند. مسلماً این اطلاعات برای برنامه‌ریزی‌های بیمه‌ای محصولات کشاورزی و ایجاد انگیزه در کشاورزان جهت گرایش به کاشت سایر انواع محصولات راهگشا خواهد بود. از آنجائی که طبق تحقیق حاضر مشخص شد که عملکرد گندم نسبت به تغییرات اعمال شده در پارامترهای انتخابی نسبتاً کم کشش است می‌توان تأثیر سایر عوامل اقلیمی، منطقه‌ای، فیزیکی یا حتی تأثیر بهبود تکنولوژی را هم از طریق داده‌های تابلویی بررسی نمود.

(جدول ٦)- نتایج تصریح مدل به روش اثرات تصادفی (مدل لگاریتمی- لگاریتمی)

متغیر توضیحی	ضریب	آماره Z	P > |z|	فاصله اطمینان ۹۵ درصد	
متوسط درجه حرارت حداقل	۰/۲۶	۲/۱۱	۰/۰۰۳	۰/۵۱۱	۰/۰۱۹۳
درجه – روز سرمائی	-۰/۲۸	-۴/۱۳	۰/۰۰۰	-۰/۱۵۱	-۰/۴۲۴
قیمت دوره ماقبل	۰/۱۳	۷/۵۳	۰/۰۰۰	۰/۱۶۳	۰/۰۹۶
بارندگی بهاره ۲	۰/۱۵	۷/۹۱	۰/۰۰۰	۰/۱۸۷	۰/۱۱۲
عرض از مبدا	۷/۵	۲۰/۳۵	۰/۰۰۰	۸/۲۲۵	۶/۷۸۰

منابع

۱- ابریشمی ح. ۱۳۸۵. مبانی اقتصاد سنجی. مولف: داموودار گجراتی. چاپ سوم. انتشارات دانشگاه تهران. ۵۶۰ صفحه.

۲- رفیعی ح.، مجاوریان م.، و کنعانی ت. ۱۳۸۶. رشد بهره‌وری در کشاورزی ایران: آیا همگرایی در بین مناطق مختلف تولید وجود دارد؟ مطالعه موردی: کشت گندم. ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران. مشهد. ۸ و ۹ آبان ماه ۸۶.

۳- زارع فیض آبادی الف.، کوچکی ع.، و نصیری محلاتی م. ۱۳۸۵. بررسی روند ۵۰ ساله تغییرات سطح زیر کشت، عملکرد و تولید غلات در کشور و پیش‌بینی وضعیت آینده. مجله پژوهش‌های زراعی ایران. جلد ۴ (۱): ۶۹ – ۴۹.

۴- شاهنوشی ن.، دهقانیان س.، قربانی م.، گیلانپور الف.، و دانش مسگران م. ۱۳۸۳. بررسی عوامل مؤثر بر عرضه گندم در استان خراسان". مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه. سال دوازدهم. شماره ۴۷: ۱۱۳-۹۱.

۵- عابدی شاپورآبادی الف. ۱۳۷۴. بررسی اقتصادی سوبسید و ضایعات نان دراستان اصفهان. فصل‌نامه اقتصاد کشاورزی و توسعه. شماره ۱۱: ۱۰۶-۹۹.

۶- عطایی الف. ۱۳۸۸. الگوی مصرف نان چه زمانی اصلاح می‌شود؟. روزنامه جام‌جم. سی‌ام تیرماه ۱۳۸۸. شماره ۲۶۱۳. ص:۱۱.

۷- گودرزی م.، و صدرالاشرافی م. ۱۳۸۶. مطالعه عوامل مؤثر بر روند تغییرات شاخص‌های حاصل از ماتریس تحلیل سیاستی برای گندم آبی ایران. ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران. مشهد. ۸ و ۹ آبان ماه ۸۶.

۸- نعیمی ح.، قرائیان ع.، قندالی ر.، و ثمینی ب. ۱۳۸۸. بررسی اقتصادی وضعیت تولید گندم در سه سال اول برنامه چهارم در استان خراسان رضوی. سازمان جهاد کشاورزی استان خراسان رضوی. مشهد۰ ۲۳ صفحه.

۹- وزارت جهاد کشاورزی، ۱۳۸۸. آمارنامه کشاورزی سال زراعی ۸۶ – ۱۳۸۵. دفتر آمار و فناوری اطلاعات. معاونت برنامه ریزی و اقتصادی. وزارت جهاد کشاورزی. جلد اول. تهران. ۱۳۳ صفحه.

10- Adams R.M., Fleming R.A., Chang C.C., McCarl B.A., and Rosenzweig C. 1995. A Reassessment of the Economic Effects of Global Climate Change on U.S. Agriculture. Climatic Change. 30:147 – 167.

11- Baltagi B. 2005.Econometric Analysis of Panel Data. Third Edition. John Wiely & Sons. 291 pp.

12- Breusch T.S., and Pagan A.R. 1980. The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics. Review of Economic Studies. 47:239-253.

13- Dunn J.W., and Williams J.R. 2000. Farm Characteristics that Influence Net Farm Income Variability and Losses. Western Agricultural Economics Association Annual Meeting. Vancouver. June 29- July 1. 2000.

14- Finger R., and Schmid S. 2007. Modeling Agricultural Production Risk and the Adaptation to Climate Change". P resented at the 101st EAAE Seminar: Management Risk in Agriculture. Berlin. Germany. July 5-6. pp: 200.

15- Greene W.H. 2003. Econometric Analysis. Fifth Edition. John Wiely & Sons. 1052 pp.

16- Hausman J.A. 1978. Specification tests in Econometrics. Econometrica. 46:1251-1271.

17- Karagiannis G., and Saris A. 2002. Direct Subsidies and Technical Efficiency in Greek Agriculture". International Congress. August 28-31. 2002. Zaragoza, Spain from European Association of Agricultural Economists. No 24868.

18- Sahin A., Akdi Y., and Arslan F. 2007. Wheat yield Dynamics: A Structural Econometric Analysis". Pakistan Journal of Biological Science. 10 (20): 3533-3540.

19- Sidhu S.S., and Baannante C.A. 1981.Estimating Farm Level Input Demand and Wheat Supply in Panjab Using Translog Profit Function". American Journal of Agricultural Economics. 63: 237-246.

Journal of Water and Soil
Vol. 24, No. 2, May-Jun 2010, p. 375-384

نشریه آب و خاک (علوم و صنایع کشاورزی)
جلد ۲۴، شماره ۲، خرداد - تیر ۱۳۸۹، ص. ۳۸۴-۳۷۵

Evaluating Eco-Climatict Variables on Wheat Yield Using Panel Data Model

N. Salehnia*[1] - M. A. Falahi[2]

Abstract

In order to evaluation the effects of price policies (wheat guarantee price in each period and its price lag), environmental (planted area) and climatic (Min and Max average temperature, total annual precipitation, cold-day degree and hot-day degree) factors, we considered wheat yield in Razavi-Khorasan Province (9 cities) for a 13-year statistical period (1371-72 to 1383-84). In this study, we used Panel Data Model to evaluate and analyze the effects of cross-sectional and time- series variations of explicative variables on Wheat Yield. The results show that Min Average temperature, Price of previous period and Spring Precipitation variables have significant and positive effects and Cold-degree day variable has a significant and negative effect on Wheat Yield. Although the significance of the estimations in 95% confidence interval is high, One-Way Error Component results points out that Wheat Yield has a low-elasticity against the explicative variables, such that, its elasticity to Min Average temperature, Price of previous period and Spring Precipitation and Cold-Degree Day is respectively: 0.26, 0.13, 0.15 and -0.28 . Therefore, the estimated results reveals that Wheat Yield is low-elastic in relation to explicative variables, and amongst them Wheat Yield is more-elastic to Cold-degree day variable. So, One-Way Error Component Model is suitable for Wheat Yield estimation.

Keywords: Wheat yield, Panel data, Climatic variables, Price variables, One way and two way error component models, Razavi Khorasan

1 - P.h.D Student of Economics, Economics Department, Ferdowsi University of Mashhad
(*- Corresponding author Email: Salehnia_n@yahoo.com)
2 - Associate Professor of Economics Department, Ferdowsi University of Mashhad