اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال ۲۹، شمارهٔ ۱۱۴، تابستان ۱۴۰۰

DOI: 10.30490/AEAD.2021.252361.0

مقاله پژوهشی

شبیه‌سازی تأثیر عوامل اقلیمی بر کارآیی هزینهٔ تولید گندم در ایران

ابراهیم مرادی[۱]*، مژگان اکرمی مهاجری*[۲]

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۳/۲۰ تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۷/۱۲

چکیده

با توجه به اهمیت تأثیر تغییر اقلیم بر تولید محصولات بخش کشاورزی، هدف پژوهش حاضر بررسی چگونگی تأثیر درجه حرارت و بارندگی بر کارآیی هزینه تولید محصول گندم در ایران بود. به‌منظور شبیه‌سازی، اطلاعات مربوط به قیمت نهاده‌ها، عملکرد در هکتار، هزینه تولید در هکتار، میانگین درجه حرارت و بارندگی در دوره کاشت محصول، برای گندم آبی از سال زراعی ۸۱-۱۳۸۰ تا سال زراعی ۹۳-۱۳۹۲ برای ۲۸ استان جمع‌آوری شد. با بررسی روش‌های مختلف برآورد تابع هزینه مرزی تصادفی با داده‌های تابلویی، روش مرزی تصادفی «داده‌های ترکیبی» انتخاب شد. پس از تخمین

۱- نویسندهٔ مسئول و استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران.
(eb_moradi@eco.usb.ac.ir)

۲- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران.
(mojgan.akrami@gmail.com)

مدل، با استفاده از روش دلتا، شبیه‌سازی اثر متغیرهای بارندگی و درجه حرارت بر هزینه مرزی صورت گرفت و میزان اثرگذاری این دو متغیر بر مرز هزینه و بر کارآیی هزینه برآورد شد. نتایج نشان داد که استان خوزستان بالاترین کارآیی هزینه و استان یزد کمترین کارآیی هزینه در تولید گندم را دارند و افزایش درجه حرارت و بارندگی در دامنه شرایط اقلیمی کشور تا حدود چهار درصد در افزایش کارآیی هزینه مؤثر است. با توجه به اقلیم‌های مختلف در کشور و روند کاهش بارندگی و افزایش درجه حرارت، اصلاح و استفاده از ارقام مقاوم به خشکی می‌تواند بر ارتقای کارآیی هزینه مؤثر باشد.

کلیدواژه‌ها: *کارآیی هزینه، شبیه‌سازی، روش مرزی تصادفی، اقلیم، گندم.*
طبقه‌بندی JEL : Q180, Q110, Q160

مقدمه

غلات نقش ویژه و مهمی در الگوی مصرف هر کشوری دارد و یکی از مهم‌ترین تولیدات غـذایی برای انسان است. تقریباً ۵۵ درصد پروتئین‌ها، پانزده درصد چربی‌ها، هفتاد درصد گلوسیدها و به‌طور کلی، ۵۵-۵۰ درصد کالری مصرفی انسان در دنیا از طریق غلات تأمین می‌شود. از میان غلات کشت‌شده در ایران، گندم، جو، برنج و ذرت بیشترین سطح زیر کشت را دارند. در سال زراعی ۱۳۹۴-۱۳۹۳، سطح برداشت گندم در کل کشور حدود ۵/۷ میلیون هکتار برآورد شده که معادل ۵۰/۲۴ درصد از کل سطح زیر کشت محصولات زراعی و ۷۱/۸۶ درصد از کل سطح زیر کشت غلات کشور است؛ همچنین، سهم اراضی آبی ۳۹/۱۵ درصد و اراضی دیم ۶۰/۸۵ درصد است[۱].

استان کردستان، با ۱۰/۲۵ درصد از کل سطح برداشت گندم، بیشترین سطح زراعت گندم را در کشور به خود اختصاص داده است؛ و پس از آن، استان‌های آذربایجان شرقی با ۷/۷۵ درصد، گلستان با ۶/۹۸ درصد، خوزستان با ۶/۸۹ درصد، کرمانشاه با ۶/۸۳ درصد، آذربایجان غربی با ۶/۴۵ درصد و اردبیل با ۶/۳۶ درصد از کل اراضی گندم کشور، در

۱- آمارنامه کشاورزی، سال زراعی ۹۴-۱۳۹۳.

جایگاه‌های دوم تا هفتم قرار گرفته‌اند. به دیگر سخن، بیش از نیمی (۵۱/۵۱ درصد) از اراضی گندم در این هفت استان برداشت شده است. از نظر میزان تولید، استان خوزستان با ۱۱/۰۸ درصد از تولید گندم کشور در جایگاه نخست تولید این محصول قرار گرفته است و استان‌های فارس با ۱۰/۱۹ درصد، گلستان با ۹/۰۷ درصد، آذربایجان شرقی با ۶/۷۳ درصد، خراسان رضوی با ۶/۴۳ درصد، اردبیل با ۶/۳۷ درصد و کردستان با ۵/۶۵ درصد از تولید گندم کشور در مقام‌های دوم تا هفتم قرار دارند[۱].

با توجه به اهمیت تغییرات آب‌وهوا در کشاورزی و وابستگی میزان عملکرد محصولات کشاورزی به نزولات جوی به‌ویژه محصولات زراعی، ارائه اطلاعات صحیح در زمینه بارندگی و دما در طول چند سال گذشته مفید به‌نظر می‌رسد، زیرا با اطلاع از چگونگی تولید گندم، بدون مقایسه نزولات جوی به‌عنوان یکی از عناصر مهم در عملکرد محصولات، نمی‌توان علل کاهش یا افزایش عملکرد محصولات را توجیه کرد (Safikhani, 2007). به‌طور کلی، می‌توان گفت که تغییر آب‌وهوا از دو عامل دما و میزان بارش تأثیر می‌پذیرد که با تغییر هر کدام از این دو، تغییرات آب‌وهوایی اتفاق می‌افتد و در نتیجه آن، چگونگی زندگی انسان‌ها نیز تغییر می‌کند؛ و یکی از آثار آن، آسیب‌های وارد بر بخش کشاورزی است (Rastgari, 1998). از دیرباز، عملکرد محصولات زراعی نظیر گندم، به‌دلیل اهمیت آن در برنامه‌ریزی اقتصادی، مورد توجه پژوهشگران بوده است (Hossaini et al., 2007).

بیشتر مطالعات داخلی انجام‌شده در زمینه ارزیابی عملکرد تولید محصولات کشاورزی به تحلیل کارآیی فنی و تخمین تابع تولید مرزی تصادفی پرداخته‌اند.

موسوی و خلیلیان (Mousavi and Khalilian, 2005)، با هدف تخمین کارآیی فنی تعدادی از مزارع گندم در شهرستان شهرکرد، از تابع تولید مرزی تصادفی ترانسلوگ بهره گرفتند و مدل را با استفاده از داده های ترکیبی (مرکب)[۲] برآورد کردند؛ نتایج نشان داد که میانگین کارآیی فنی ۷۸ درصد بوده است. جهانی و اصغری (Jahani and Asghari, 2005) به

۱- آمارنامه کشاورزی، سال زراعی ۹۴-۱۳۹۳.

2. pooled data

بررسی ساختار ریاضی تابع هزینه تولید گندم در قالب داده های مقطعی و مدل غیرمرزی پرداختند. در این پژوهش، از تابع هزینه ترانسلوگ غی مرزی همراه با معادلات سهم هزینه استفاده شد و پس از تخمین مدل، تحلیل روابط جانشینی و مکملی بین نهاده‌ها صورت گرفت و نتایج نشان داد که کود شیمیایی مکمل بذر و ماشین آلات مکمل نیروی کار بوده و فرضیه تبدیل یکنواخت[1]، بازدهی ثابت نسبت به مقیاس و همگنی رد شده است. زراءنژاد و یوسفی حاجی‌آباد (Zaranejad and Yousefi Hajiabad, 2008)، به منظور بررسی کارآیی فنی گندم‌کاران استان‌های مختلف، از دو روش تخمین تابع تولید مرزی تصادفی و تحلیل پوششی داده‌ها استفاده و با کاربرد داده‌های تابلویی سال‌های زراعی ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۳، کارآیی فنی را محاسبه کردند نتایج به‌دست‌آمده از رهیافت پارامتریک نشان داد که میانگین کارآیی تولید گندم در ایران در دوره مورد بررسی ۰/۵۷ بوده، در حالی که بر اساس نتایج کاربرد روش ناپارامتریک، میانگین کارآیی در همین دوره ۰/۸۴ است. مرادی شهربابک (Moradi Shahrbabak, 2008)، به‌منظور بررسی کارآیی تولید گندم در بافت کرمان، از تصریح و تخمین تابع تولید مرزی تصادفی کاب- داگلاس استفاده کرد و سپس، با استفاده از اصل دوگانگی، تابع هزینه را به‌دست آورد. در این مطالعه، نتایج نشان داد که میانگین کارآیی فنی، تخصیصی و اقتصادی، به‌ترتیب، ۸۸، ۸۴ و ۷۴ درصد است. علیجانی و همکاران (Aligani et al., 2011) به بررسی اثر درجه حرارت و بارندگی بر عملکرد گندم آبی ایران پرداختند و تأثیر تغییرات زمانی درجه حرارت و بارندگی بر عملکرد محصول گندم را با روش تخمین GLS بررسی کردند. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه بر مبنای داده‌های ترکیبی سری زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۵ و مقطعی (چهارده استان دارای عملکرد بالاتر در کشور) بود؛ نتایج نشان داد که برای هرکدام از استان‌ها، متغیرهای فیزیکی (نهاده‌های مصرفی) مدل غیر از سم مصرفی تأثیر مثبت و معنی‌دار در عملکرد دارند و سهم رشد بارندگی و درجه حرارت در عملکرد گندم نیز به‌ترتیب، ۷/۱۱- و ۱/۳۱- درصد است؛ همچنین، تغییرات عملکرد گندم

1. homothetic

استان‌ها نسبت به تغییرات بارندگی واکنش بیشتری نشان داد .مرادی و همکاران (Moradi et al., 2013) به بررسی نظریهٔ نقش عامل عدم تجانس در تخمین تابع هزینه مرزی تصادفی و محاسبه کارآیی هزینه پرداختند و با بهره‌گیری از داده‌های تابلویی در شرایط تفاوت در سطح زیر کشت مزارع پنبه استان‌های مختلف کشور، تابع هزینه مرزی تصادفی را برآورد کردند؛ نتایج نشان داد که استان کرمان بالاترین کارآیی هزینه و استان یزد کمترین کارآیی هزینه را دارند و تأثیر عدم تجانس سطح زیر کشت ت بر کارآیی هزینه معنی‌دار نیست. همچنین، مرادی و همکاران (Moradi et al., 2015) به بررسی همگرایی کارآیی هزینه تولید در زراعت گندم ایران پرداختند و با بررسی روش های مختلف برآورد تابع هزینه مرزی تصادفی با داده‌های تابلویی، روش مرزی تصادفی «اثرات تصادفی صحیح» را انتخاب کردند؛ سپس، با استفاده از روش شبیه‌سازی هالتون، برآورد مدل و محاسبهٔ کارآیی هزینه برای هر اصورت گرفت. آنگاه آزمون همگرایی بتا و سیگما روی کارآیی هزینه انجام شد. نتایج نشان داد که تغییرات اجاره (قیمت) زمین بیشترین تأثیر و تغییرات قیمت کود شیمیایی کمترین تأثیر بر هزینه تولید در هکتار را دارند و همگرایی بتا و سیگما بین استان‌های مختلف در ارتقای کارآیی هزینه تولید گندم وجود دارد.

در مطالعات خارجی نیز ریوردو- گیها و همکاران (Revoredo-Giha et al., 2009) به تحلیل تابع هزینه مرزی تصادفی مزارع اسکاتلند پرداختند و از تابع هزینه ترانسلوگ مرزی تصادفی و همچنین، از تبدیل باکس- کاکس به‌جای ستاده برای برآورد تابع استفاده کردند و سپس، مدل خود را در قالب داده‌های تابلویی تخمین زدند؛ نتایج نشان داد که تأثیرات منطقه‌ای و اندازه مزارع بر افزایش کارآیی مؤثر است. آنتریاندارتی (Antriyandarti, 2015) تابع هزینه مرزی تصادفی را برای واحدهای تولیدکننده برنج تخمین زد؛ نتایج نشان داد که هرچه کارآیی هزینه افزایش یابد، قدرت رقابت واحدهای تولیدی افزایش و هزینه منابع به‌کاررفته کاهش می‌یابد. حسین و همکاران (Hossain et al., 2015) از تابع تولید کاب– داگلاس مرزی تصادفی برای بررسی کارآیی فنی موزکاران بنگلادشی استفاده کردند و نتیجه گرفتند که سن و سطح تحصیلات این کشاورزان بر کارآیی فنی آنها مؤثر است. هدایه و همکاران (Hidayah et al., 2013)،

به‌منظور بررسی اثر نظام یکپارچه کشت و مدیریت منابع بر کارآیی شالی‌کاران، با تصریح بر تابع تولید و هزینه کاب- داگلاس، نتیجه گرفتند که این نظام سودآور و کارآست. دسچنز و گرینستون (Deschênes and Greenstone, 2007)، در مقاله ای با عنوان «اثرات اقتصادی تغییرات آب‌وهوا»، به ارزیابی اثر اقتصادی تغییر آب‌وهوا روی زمین‌های کشاورزی آمریکا با استفاده از تخمین تأثیر نوسان‌های سالانهٔ درجه حرارت و بارندگی روی سود کشاورزی پرداختند؛ نتایج نشان داد که تغییرات آب‌وهوایی با افزایش سود سالانه به میزان ۱/۱ تا ۱/۸ دلار در واحد سطح همراه خواهد بود.

بر اساس نتایج بررسی پیشینهٔ پژوهش، مطالعه‌ای در زمینه اثر عوامل اقلیمی بر کارآیی هزینه تولید مشاهده نمی‌شود و بیشتر مطالعات بر تخمین تابع سود و یا تولید و بدون ارائه تحلیلی در مورد تأثیر عوامل اقلیمی بر کارآیی و بهره‌وری انجام شده است. از این‌رو، هدف مطالعهٔ حاضر شبیه‌سازی تأثیر عوامل اقلیمی بر هزینه تولید مرزی و نمره کارآیی هزینه است. بدین منظور، با مروری بر روش‌های مختلف برآورد تابع هزینه مرزی تصادفی و سپس، تصریح بر مدل مناسب که بتوان از نتایج آن در راستای تحلیل اثرات اقلیمی بر نمره کارآیی استفاده کرد، نحوه اثر گذاری متغیرهای اقلیمی بر کارآیی هزینه شبیه‌سازی شد.

مواد و روش‌ها

به‌منظور بررسی تأثیر عوامل اقلیمی بر کارآیی هزینه، لازم است که تابع هزینه درست تصریح شود و به شیوه‌ای مناسب، ضرایب تابع هزینه تخمین زده شود. مدل‌های زمان‌ثابت فرض می‌کنند که در طول دوره بررسی، کارآیی هزینه ثابت است، برای هدف مورد نظر مناسب نیستند و البته مدل‌هایی که زمان‌متغیرند ولی با فرض توزیعی خاص، کارآیی هزینه را برای سال‌های مختلف مشخص می‌کنند- مانند مدل باتیس و کولی (Battese and Coelli, 1992) نیز مناسب نیستند، زیرا در این مدل‌ها فرض فزاینده بودن کارآیی نهفته است.

با بررسی شکل‌های مختلف تصریح و تخمین تابع هزینه مطابق جدول ۱، با توجه به ضرورت تصریح شدن مدلی که در آن، داده‌های کارآیی به‌صورت سالانه و برای هر استان در

دسترس باشد، از بین مدل‌های ارائه‌شده در جدول ۱، مدل مرزی تصادفی داده‌های ترکیبی (مرکب)[1] این ویژگی را داشته و از این‌رو، به‌عنوان مدل مناسب در نظر گرفته شده است.

جدول ۱- روش‌های مختلف برآورد تابع هزینه مرزی و محاسبه کارآیی هزینه با داده‌های تابلویی

تابع هزینه	توصیف
$\ln(TC/w_k)_{it} = \alpha + \beta^T X_{it} + v_{it} + u_{it}$	داده‌های مرکب: این مدل در قالب داده‌های مرکب و روش‌های برآورد حداکثر درست‌نمایی (MLE) تخمین زده می‌شود.
$\ln(TC/w_k)_{it} = \alpha + \beta^T X_{it} + v_{it} + u_i$	اثرات تصادفی: این نوع مدل به روش برآورد حداکثر درست‌نمایی (MLE) تخمین زده می‌شود و توسط پیت و لی (Pitt and Lee, 1981) و گرین (Greene, 2000) معرفی شده است و برای هر استان، در دوره مورد بررسی، یک نمره کارآیی ثابت ارائه می‌دهد.
$\ln(TC/w_k)_{it} = \alpha_0 + \beta^T X_{it} + v_{it} + (\alpha_i - \alpha_0)$	اثرات ثابت: این مدل به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) تخمین زده می‌شود و توسط کامول و همکاران (Cornwell et al., 1990) معرفی شده است. در این مدل، عدم کارآیی با $u_i = a_i - \min(a_i)$ محاسبه می‌شود؛ برای هر استان، در دوره مورد بررسی، یک نمره کارآیی ثابت ارائه می‌شود.
$\ln(TC/w_k)_{it} = (\alpha + w_i) + \beta^T X_{it} + v_{it} + u_{it}$	اثرات تصادفی صحیح: این مدل توسط گرین (Greene, 2005) توسعه داده شده است.
$\ln(TC/w_k)_{it} = \alpha_i + \beta^T X_{it} + v_{it} + u_{it}$	اثرات ثابت صحیح: در این مدل، از یک نوع خاص MLE استفاده می‌شود که توسط گرین (Greene, 2004)) معرفی شده است.

در روابط بالا، TC هزینه تولید، w_k قیمت نهاده انتخابی برای نرمال‌سازی متغیرها و لحاظ شرط همگنی، X_{it} بردار مقدار ستاده و قیمت نهاده‌های نرمال‌شده، v_{it} :جزء اخلال و u_{it} عدم کارآیی هزینه است.

مأخذ: مرادی و همکاران (Moradi et al., 2013)

1. pooled data

در تصریح تابع هزینه یا تولید با داده‌های تابلویی، با فرض مشاهداتی به‌صورت پانل از I تولیدکننده در T دوره زمانی و فرض ثابت بودن کارآیی، مدل مرزی به‌صورت زیر قابل بیان است:

$$y_{it} = \alpha + \beta' x_{it} + v_{it} \pm u_i \qquad (۱)$$

در این مدل، برای تابع هزینه $v_{it} + u_i$ و برای تابع تولید $v_{it} - u_i$ در نظر گرفته می‌شود؛ همچنین، w_i اثر خالص تصادفی بنگاه و u_{it} و v_{it} جزء اخلال یک‌سویه است.

اگر فرض استقلال v_i و u_i در نظر گرفته شود و اگر فروضی بر روی u و v قرار داده شود، می‌توان از شیوه‌های برآورد حداکثر درست‌نمایی[1] (MLE) استفاده کرد و پارامترهای رابطه (۱) را تخمین زد.

با توجه به مطالعه گرین (Greene, 2005)، فرضیاتی به‌صورت زیر بر روی جزء خطا در یک مدل مرزی تصادفی هزینه که در رابطه (۱) داده شده، در نظر گرفته شده است:

۱. $v_i \approx iid\ \mathrm{N}(0, \sigma_v^2)$

۲. $u_i \approx iid\ \mathrm{N}^{+}(0, \sigma_u^2)$

۳. v_i و u_i به‌صورت مستقل از یکدیگر توزیع شده‌اند.

تابع حداکثر درست‌نمایی برای نمونه‌ای شامل I تولیدکننده و T دوره زمانی به‌صورت زیر خواهد شد:

$$\ln L = \text{constant-}\frac{I(T-1)}{2}\ln\sigma_v^2 - \frac{I}{2}\ln(\sigma_v^2 + T\sigma_u^2) + \sum_{\mathrm{i}} \ln\left[1 - \Phi\left(-\frac{\mu_{*i}}{\sigma_*}\right)\right] - \left(\frac{\varepsilon'\varepsilon}{2\sigma_v^2}\right) + \frac{1}{2}\sum_i \left(\frac{\mu_{*i}}{\sigma_*}\right)^2 \qquad (۲)$$

1. Maximum Likelihood Estimation (MLE)

در اینجا، $\mu_{*i} = T\sigma_u^2\bar{\varepsilon}/\left(\sigma_v^2 + T\sigma_u^2\right)$ و $\sigma_*^2 = \sigma_u^2\sigma_v^2/\left(\sigma_v^2 + T\sigma_u^2\right)$ است. این تابع حداکثر درست‌نمایی می‌تواند با توجه به پارامترها حداکثر شود تا β, σ_v^2 و σ_u^2 به‌دست آید.

توزیع شرطی $(u \mid \varepsilon)$ خواهد شد:

$$f(u \mid \varepsilon) = \frac{1}{(2\pi)^{1/2}\sigma_*\left[1-\Phi(-\mu_*/\sigma_*)\right]}.\exp\left\{-\frac{(u-\mu_*)^2}{2\sigma_*^2}\right\} \quad (۳)$$

اگر تابع چگالی متغیر u به‌صورت رابطه (۳) باشد، می‌توان از میانگین و یا مد این توزیع به‌عنوان برآورد نقطه‌ای کارآیی هزینه (یا تولید) استفاده کرد :

$$E(u_i \mid \varepsilon_i) = \mu_{*i} + \sigma_*\left[\frac{\phi(-\mu_{*i}/\sigma_*)}{1-\Phi(-\mu_{*i}/\sigma_*)}\right] \quad (۴)$$

و

$$M(u_i \mid \varepsilon_i) = \begin{cases} \mu_{*i} & if\ \varepsilon_i \geq 0 \\ 0 & otherwise \end{cases} \quad (۵)$$

با جایگزینی در $CE_i = \exp\{-u_i\}$، می‌توان برآوردی از کارآیی هزینه در حالت زمان‌ثابت را به‌دست آورد. یک برآوردگر جایگزین با حداقل‌سازی خطای پیش‌بینی ارائه شده است:

$$E(\exp\{-u_i\} \mid \varepsilon_i) = \frac{1-\Phi(\sigma_* - (\mu_{*i}/\sigma_*))}{1-\Phi(-\mu_{*i}/\sigma_*)}.\exp\left\{-\mu_{*i} + \frac{1}{2}\sigma_*^2\right\} \quad (۶)$$

که نحوه جداسازی جزء عدم کارآیی از اخلال به تجزیه یا تفکیک جاندرو و همکاران (JLMS) معروف است (Greene, 2005).

برای شبیه‌سازی، از روش دلتا[1] استفاده شد: فرض کنید که $f(b)$ تابعی پیوسته و مشتق‌پذیر باشد و میانگین و واریانس آن خواهد شد:

1. delta method

$$f(b) \approx N\left[f(\beta), \Gamma\left(\frac{\sigma^2}{n} Q^{-1}\right)\Gamma' \right] \quad (۷)$$

و در عمل، برآوردگر تقریبی ماتریس کواریانس این تابع خواهد شد.

$$Var[f(b)] = C\left[s^2 (X'X)^{-1}\right]C' \quad (۸)$$

با توجه به ماتریس کواریانس تابع به ازای مقادیر مختلف بردار X، شبیه‌سازی انجام می‌شود (Greene, 2004).

در پژوهش حاضر، مدل‌های مختلف تصریح تابع هزینه مانند کاب- داگلاس، ترانسلوگ و ترانسدنتال بررسی شد و با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، تابع هزینه کاب- داگلاس انتخاب شد. اگر فرض شود که اساس قطعی تابع هزینه تک‌معادله‌ای با یک ستاده $c(y_{it}, w_{nit}; \beta)$ بر اساس شکل تابعی کاب- داگلاس خطی- لگاریتمی است، آنگاه می‌توان مدل مرزی تصادفی را به‌صورت زیر نوشت:

$$\begin{aligned} \ln E_{it} &\geq \beta_0 + \beta_y \ln y_{it} + \sum\nolimits_n \beta_n \ln w_{nit} + v_{it} \\ &= \beta_0 + \beta_y \ln y_{it} + \sum\nolimits_n \beta_n \ln w_{nit} + v_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad (۹)$$

که در آن، v_{it} جزء اخلال تصادفی دو سویه[1] و u_{it} جزء غیرمنفی عدم کارآیی هزینه از بخش مرکب خطای $\varepsilon_{it} = v_{it} + u_{it}$ است. از آنجا که تابع هزینه مرزی باید همگن خطی در قیمت نهاده‌ها باشد، پس: $c(y_{it}, \lambda w_{nit}; \beta) = \lambda c(y_{it}, w_{nit}; \beta)$ و $\lambda \rangle 0$؛ و لازم است که در تخمین محدودیت، $\beta_k = 1 - \sum_{n \neq k} \beta_n$ لحاظ شود یا اینکه می‌توان رابطه (۹) را به‌صورت زیر تغییر داد:

$$\ln\left(\frac{E_{it}}{w_{kit}}\right) = \beta_0 + \beta_y \ln y_{it} + \sum_n \beta_n \ln\left(\frac{w_{nit}}{w_{kit}}\right) + v_{it} + u_{it} \quad (۱۰)$$

1. two-side random-noise component

برای نرمال‌سازی قیمت‌ها، از قیمت بذر استفاده شد تا فرض همگن از درجه یک بودن در قیمت نهاده‌ها رعایت شود.

لگاریتم متغیرهای بارندگی و درجه حرارت به مدل بالا اضافه و مدل نهایی در قالب رابطه (۱۱) تصریح شد:

$$\ln\left(\frac{E_{it}}{w_{kit}}\right)=\beta_0+\beta_y \ln y_{it}+\sum_n \beta_n \frac{w_{nit}}{w_{kit}}+\beta_t \ln(temp)+\beta_r \ln(rain)+v_{it}+u_{it} \quad (۱۱)$$

پس از برآورد مدل[۱] و با استفاده از روابط (۱۱) و (۱۲)، کارآیی هزینه هر استان در هر سال محاسبه شد:

$$CE_{it}=\exp E\{-u_{it}\} \quad (۱۲)$$

برای اینکه مشخص شود که مدل باید به روش مرزی یا غیرمرزی تخمین زده شود، از آزمون کی‌دو به‌صورت زیر استفاده و آماره به‌دست‌آمده نیز با آماره کاد- پالم مقایسه شد:

$$chi-sq=2\times\left[\log l(sf)-\log l(ls)\right] \quad (۱۳)$$

آمار و اطلاعات لازم برای مطالعهٔ حاضر از طریق بانک اطلاعات هزینه تولید محصولات کشاورزی و سالنامه‌های آماری وزارت جهاد کشاورزی به‌دست آمد. اطلاعات مورد نیاز برای تخمین تابع هزینه تولید مربوط به هر استان از سال زراعی ۸۱-۱۳۸۰ تا سال زراعی ۹۳-۱۳۹۲ طی یک دورهٔ سیزده‌ساله و برای بیست‌وهشت استان جمع‌آوری شد. میانگین سالانه تولیدگندم آبی در هکتار برای هر استان به‌عنوان ستاده و کود شیمیایی مصرفی، مقدار بذر، مجموع سموم دفع آفات و علف‌کش‌ها، زمین، نیروی کار و آب در هر سال در هر استان به‌عنوان نهاده در نظر گرفته شد. در تابع هزینه تولید، از قیمت نهاده‌ها، هزینه تولید در هکتار و عملکرد در هکتار استفاده شده است. در مورد قیمت دو نهاده آب و ماشین‌آلات، محدودیت وجود داشت. از آنجا که قیمت آب در دسترس نبود، از مجموع آب‌بهای مرحله کاشت و داشت که طبیعتاً همبستگی بسیار بالا با قیمت آب دارد، استفاده شد؛ اما متأسفانه، متغیری

۱- مدل با استفاده از نرم‌افزار Limdep 10 برآورد شده است.

مناسب برای قیمت ماشین‌آلات در دسترس نبود. درجه حرارت و میزان بارندگی سالانه برای هر استان از تارنمای سازمان هواشناسی کشور گردآوری شد؛ به‌منظور متناسب‌سازی متغیرهای اقلیمی با شرایط کشت گندم برای متغیر درجه حرارت، متوسط درجه حرارت سالانه هر استان در دوره کشت (از ماه‌های آبان تا تیر) و مجموع بارش سالانه در دوره کشت نیز برای هر استان به‌عنوان متغیر بارندگی لحاظ شد.

نتایج و بحث

نخست، لازم است که فرضیه وجود عدم کارآیی هزینه مورد آزمون قرار گیرد. در صورتی که این فرض تأیید نشود، امکان تخمین تابع مرزی و محاسبه کارآیی وجود نخواهد داشت. بدین منظور، از رابطه (۱۳) استفاده شد و نتایج حاصل از آن در جدول ۲ آمده است.

جدول ۲- آماره کی‌دو محاسبه‌شده و آماره کاد- پالم برای محصول زراعی گندم

آماره	مدل داده‌های آمیخته (ترکیبی/ مرکب)	آماره کاد- پالم در سطح ۹۵ درصد
کی‌دو (Chi-sq)	۷/۲۳	۳/۵۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲ در مورد محصول زراعی گندم نشان می‌دهد که فرضیه وجود عدم کارآیی هزینه برای تخمین در قالب «داده‌های آمیخته» در سطح ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود و بهتر است که تابع هزینه به‌صورت مرزی تصادفی برآورد شود.

در جدول ۳، نتایج برآورد تابع تولید هزینه مرزی آمده است. تنها میانگین وزنی قیمت هر کیلو نهاده سم در تابع هزینه تولید معنی‌دار نشده و ضریب قیمت سایر نهاده‌ها دارای اثر مثبت و معنی‌دار در تابع هزینه است. افزایش اجاره زمین بیشترین تأثیر و افزایش قیمت کود شیمیایی کمترین تأثیر را در افزایش هزینه تولید در هکتار گندم دارد.

جدول ۳- نتایج برآورد تابع هزینه مرزی

متغیر	شرح	ضرایب	آماره Z
Constant	عرض از مبدأ	۱/۹۳***	۱۵/۱۱
$\ln y_{it}$	لگاریتم عملکرد در هکتار	۰/۱۵***	۵/۴۳
$\ln(w_{1it}/w_{2it})$	لگاریتم میانگین وزنی نرمال‌شده قیمت هر کیلو کود شیمیایی	۰/۱۱***	۳/۷۵
$\ln(w_{3it}/w_{2it})$	لگاریتم میانگین وزنی نرمال‌شده قیمت هر کیلو سموم کشاورزی	-۰/۰۵	-۰/۳۲۱
$\ln(w_{4it}/w_{2it})$	لگاریتم قیمت نرمال‌شده زمین (اجاره) هر هکتار	۰/۲۹***	۱۳/۵۶
$\ln(w_{5it}/w_{2it})$	لگاریتم مجموع آب‌بهای نرمال‌شده مرحله کاشت و داشت	۰/۱۵***	۱۴/۱۵
$\ln(w_{6it}/w_{2it})$	لگاریتم دستمزد نرمال‌شده نیروی کار کشاورزی	۰/۱۸***	۵/۸۷
Ln(temp)	لگاریتم میانگین درجه حرارت دوره زراعی	-۰/۰۴***	-۳/۶۷
Ln(rain)	لگاریتم میانگین بارندگی دوره زراعی	-۰/۰۲***	-۴/۹۶
$\lambda = \sigma_u/\sigma_v$		۱/۶۱***	۷/۸۹
$\sigma = (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)^{1/2}$		۰/۷۴***	۲۸۲/۵
σ_u		۰/۶۳	
σ_v		۰/۳۹	
Ln likelihood		۵۱۲/۱۳	

* معنی‌داری در سطح ده درصد ** معنی‌داری در سطح پنج درصد *** معنی‌داری در سطح یک درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

میانگین درجه حرارت و مجموع بارندگی در دوره کاشت محصول گندم دارای اثر منفی و معنی‌دار بر هزینه تولید مرزی است؛ به دیگر سخن، به ازای افزایش یک درصد در میانگین درجه حرارت، ۰/۰۴ درصد و به ازای افزایش یک درصد در بارندگی، ۰/۰۲ درصد هزینه نرمال‌شده کاهش می‌یابد.

ابتدا عدم کارآیی با استفاده از روش تخمین تابع هزینه مرزی تصادفی و جداسازی جزء اخلال از عدم کارآیی با بهره‌گیری از تکنیک جاندرو و همکاران (JLMS) و کارآیی هر کدام از استان‌های کشور با استفاده از رابطه (۱۲) محاسبه شد. تابع هزینه بر مبنای شرط رفتار بهینه سازی تولیدکننده و اصل دوگانگی تصریح شده است. نتایج بررسی اطلاعات آماری وضعیت تولید محصول و استفاده از نهاده‌ها نشان می‌دهد که استان‌های مختلف کشور در تولید محصول و مقدار نهاده استفاده‌شده به ازای واحد محصول بسیار متفاوت‌اند؛ بعضی از استان‌ها مانند خوزستان از مزیت مقیاس‌های بزرگ تولید برخوردارند و بعضی دیگر شرایط آب‌وهوایی مناسب برای تولید را ندارند. بنابراین، انتظار می‌رود که کارآیی هزینه در استان‌های مختلف

متفاوت باشد. نتایج نشان داد که استان خوزستان با کارآیی ۹۸ درصد بیشترین کارآیی هزینه را دارد و پس از آن، استان‌های بوشهر، تهران و فارس قرار دارند و استان یزد با کارآیی ۸۹ درصد کمترین کارآیی را در تولید گندم آبی داشته است.

جدول ۴- نتایج محاسبهٔ کارآیی هزینه با استفاده از روش مدل مرزی تصادفی

استان	میانگین کارآیی دوره مورد مطالعه
خوزستان	۰/۹۸۶
بوشهر	۰/۹۸۴
تهران	۰/۹۷۶
فارس	۰/۹۷۴
زنجان	۰/۹۷۰
کردستان	۰/۹۶۸
همدان	۰/۹۶۷
کرمانشاه	۰/۹۶۷
قزوین	۰/۹۶۶
آذربایجان شرقی	۰/۹۶۵
مرکزی	۰/۹۶۵
ایلام	۰/۹۶۴
لرستان	۰/۹۶۱
هرمزگان	۰/۹۶۴
کرمان	۰/۹۶۰
آذربایجان غربی	۰/۹۵۹
خراسان	۰/۹۵۱
اردبیل	۰/۹۴۸
سمنان	۰/۹۴۸
قم	۰/۹۴۸
جنوب کرمان	۰/۹۴۸
کهگیلویه و بویراحمد	۰/۹۴۴
گلستان	۰/۹۳۹
سیستان و بلوچستان	۰/۹۳۸
اصفهان	۰/۹۳۴
مازندران	۰/۹۳۳
چهارمحال و بختیاری	۰/۹۳۳
یزد	۰/۸۹۷

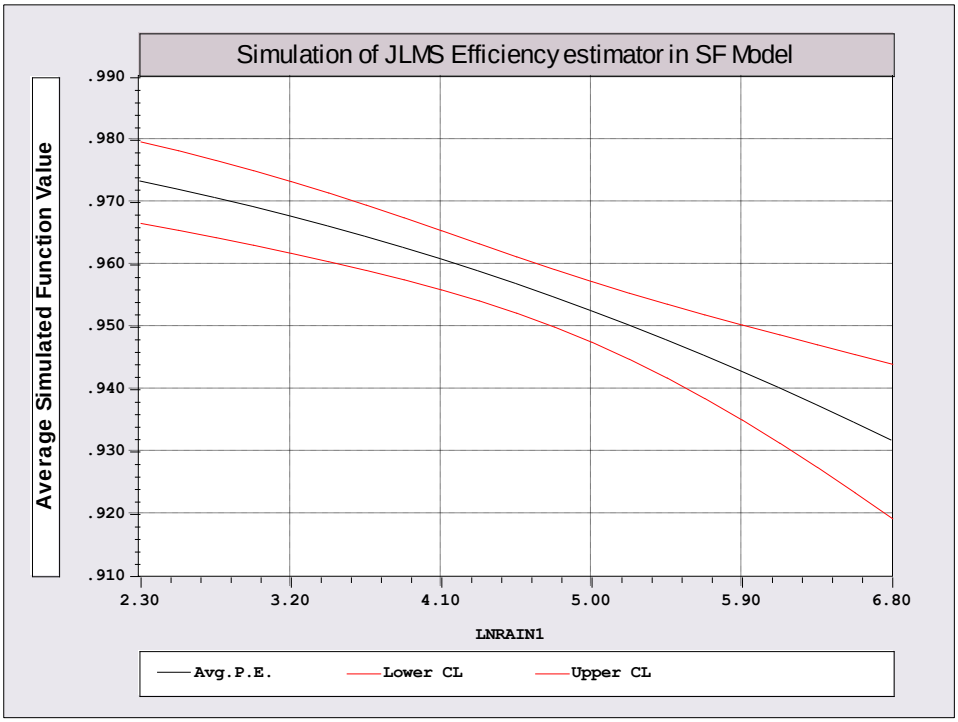
مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج شبیه‌سازی برای برآوردگر کارآیی در مدل مرزی تصادفی بر مبنای تجزیه JLMS و روش دلتا در جدول ۵ نشان داده شده است. شبیه سازی برای تأثیر متغیر لگاریتم بارندگی در محدوده بارش در کشور انجام شده است. مقدار تابع نشان‌دهنده شاخص میزان هزینه تولید است؛ یعنی، به ازای مقادیر مختلف بارندگی، با فرض ثابت بودن سایر شرایط، میزان شاخص هزینه تولید مرزی را نشان می‌دهد. همان‌گونه که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، با افزایش لگاریتم بارندگی از ۲/۳۰ تا ۶/۷۰، شاخص هزینه تولید مرزی از ۰/۹۷۸ تا ۰/۹۴۲ کاهش می‌یابد . رابطه بین بارندگی و هزینه تولید مرزی در نمودار ۱ نشان داده شده است.

جدول ۵- شبیه‌سازی برای برآوردگر کارآیی در مدل مرزی تصادفی بر مبنای تجزیه JLMS و روش دلتای متغیر بارندگی

لگاریتم بارندگی	مقدار تابع	خطای استاندارد	|t|	فاصلهٔ اطمینان ۹۵ درصد	
				کران پایین	کران بالا
۲/۳	۰/۹۷۸۰	۰/۰۰۳۳	۲۹۹/۴۴	۰/۹۶۸۵	۰/۹۸۴۶
۲/۵۲	۰/۹۷۶۷	۰/۰۰۳۳	۳۰۷/۵۶	۰/۹۷۰۳	۰/۹۸۳۲
۲/۷۴	۰/۹۷۵۴	۰/۰۰۳۲	۳۱۸/۲۱	۰/۹۶۹۲	۰/۹۸۱۶
۲/۹۶	۰/۹۷۳۹	۰/۰۰۳۱	۳۳۰/۷۵	۰/۹۶۷۹	۰/۹۸۰۰
۳/۱۸	۰/۹۷۲۴	۰/۰۰۲۹	۳۴۵/۵۷	۰/۹۶۶۷	۰/۹۷۸۲
۳/۴	۰/۹۷۰۸	۰/۰۰۲۸	۳۶۱/۸۰	۰/۹۶۵۳	۰/۹۷۶۳
۳/۶۲	۰/۹۶۹۱	۰/۰۰۲۷	۳۷۹/۶۵	۰/۹۶۳۹	۰/۹۷۴۴
۳/۸۴	۰/۹۶۷۴	۰/۰۰۲۶	۳۹۷/۷۵	۰/۹۶۲۴	۰/۹۷۲۴
۴/۰۶	۰/۹۶۵۵	۰/۰۰۲۴	۴۱۰/۵۶	۰/۹۶۰۷	۰/۹۷۰۳
۴/۲۸	۰/۹۶۳۶	۰/۰۰۲۴	۴۱۵/۰۶	۰/۹۵۹۰	۰/۹۶۸۲
۴/۵	۰/۹۶۱۵	۰/۰۰۲۳	۴۰۷/۱۳	۰/۹۵۷۰	۰/۹۶۶۱
۴/۷۲	۰/۹۵۹۴	۰/۰۰۲۴	۳۸۴/۹۴	۰/۹۵۴۸	۰/۹۶۴۰
۴/۹۴	۰/۹۵۷۲	۰/۰۰۲۵	۳۵۲/۷۵	۰/۹۵۲۳	۰/۹۶۲۱
۵/۱۶	۰/۹۵۴۹	۰/۰۰۲۷	۳۱۴/۶۱	۰/۹۴۹۶	۰/۹۶۰۲
۵/۳۸	۰/۹۵۲۵	۰/۰۰۳۰	۲۷۷/۱۲	۰/۹۴۶۵	۰/۹۵۸۴
۵/۶	۰/۹۵۰۰	۰/۰۰۳۴	۲۴۲/۳۸	۰/۹۴۳۳	۰/۹۵۶۷
۵/۸۲	۰/۹۴۷۴	۰/۰۰۳۹	۲۱۲/۸۰	۰/۹۳۹۷	۰/۹۵۵۱
۶/۰۴	۰/۹۴۴۸	۰/۰۰۴۵	۱۸۷/۲۶	۰/۹۳۶۰	۰/۹۵۳۵
۶/۲۶	۰/۹۴۲۰	۰/۰۰۵۰	۱۶۵/۹۰	۰/۹۳۲۱	۰/۹۵۱۹
۶/۴۸	۰/۹۳۹۲	۰/۰۰۵۷	۱۴۷/۶۳	۰/۹۲۸۱	۰/۹۵۰۳
۶/۷	۰/۹۳۶۳	۰/۰۰۶۴	۱۴۷/۱۸	۰/۹۲۳۸	۰/۹۴۸۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

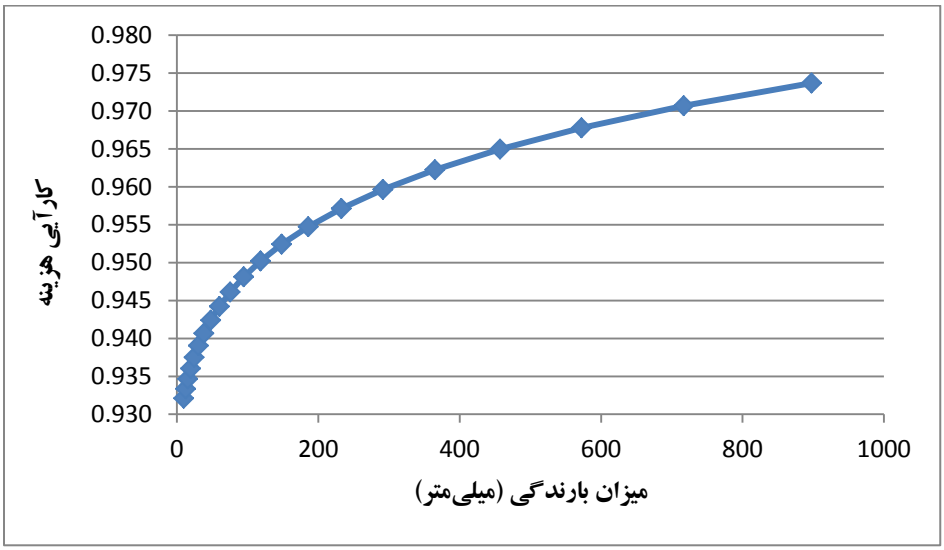


مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱- شبیه‌سازی تأثیر لگاریتم بارندگی بر شاخص هزینه مرزی

نتیجه شبیه‌سازی نشان می‌دهد که چگونه با افزایش میزان بارندگی، ارزش تابع هزینه کاهش می‌یابد و با توجه به جابه‌جایی در مرز هزینه، می‌توان تغییرات کارآیی هزینه را محاسبه کرد. روند رابطهٔ کارآیی و افزایش میزان بارندگی در نمودار ۲ نشان داده شده است. نخست، با افزایش بارندگی، میزان اثرگذاری آن بر نتیجه کارآیی هزینه با شیب زیادی افزایش می‌یابد؛ سپس، میزان افزایش به ازای هر واحد افزایش در بارندگی کاهش یافته و شیب نمودار کاهش می‌یابد. یکی از اثرات افزایش بارندگی افزایش میزان تولید به ازای مقادیر مشخص نهاده‌هاست؛ همچنین، افزایش بارندگی می‌تواند باعث کاهش هزینه‌های آبیاری و آب‌بهای مرحله کاشت و داشت شود. از این‌رو، افزایش بارندگی می‌تواند باعث افزایش کارآیی از طریق افزایش تولید و کاهش هزینه تولید شود، که افزایش کارآیی هزینه را به‌دنبال خواهد

داشت. شبیه‌سازی در محدوده تغییرات متغیر بارندگی در کشور انجام شده است. بر این اساس، اگر میزان رطوبت بیش از اندازه باشد، باز هم با فراهم شدن زمینه برای بروز آفات و بیماری‌ها، می‌تواند باعث کاهش کیفیت و کمیت تولید شود، که چنین دامنه‌ای شبیه‌سازی نشده است، زیرا با توجه به داده‌های بارندگی در فصل کاشت محصول در ایران، میزان بارندگی آنچنان بالا نبوده است.



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲- نمره کارآیی شبیه‌سازی‌شده به ازای مقادیر مختلف بارندگی

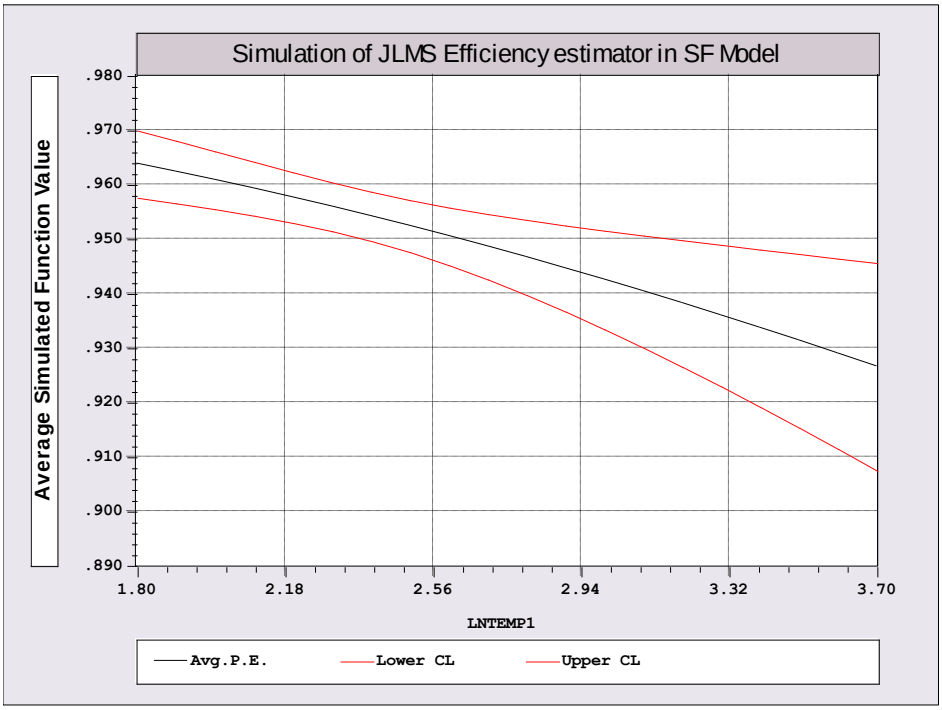
رشد و نمو گیاه تا حدی به درجه حرارت وابسته است؛ و در هر رقم، فقط در محدوده بعضی از درجه حرارت‌ها امکان رشد گیاه وجود دارد. عمده کشت‌وکار گندم در عرض‌های ۶۰-۳۰ درجه شمالی و ۴۰-۲۷ درجه جنوبی متمرکز شده است. گندم در مناطقی با میزان بارندگی سالانه بین ۲۵۰ تا ۱۷۵۰ میلی‌متر کشت می‌شود. هوای سرد و مرطوب در طول دوره رشد و هوای گرم و خشک در طول دوره تشکیل و نمو دانه، بهترین شرایط آب‌وهوایی برای تولید گندم به‌شمار می‌رود. در پژوهش حاضر، درجه حرارت شش تا چهل درجه سانتی‌گراد

شبیه‌سازی شده و اثر آن بر هزینه مرزی و تأثیر نهایی آن بر کارآیی هزینه بررسی شده است. نتایج حاصل از بررسی تأثیر متغیر درجه حرارت بر شاخص هزینه تولید در جدول ۶ آمده است.

جدول ۶- شبیه‌سازی برای برآوردگر کارآیی در مدل مرزی تصادفی بر مبنای تجزیه JLMS و روش دلتای متغیر درجه حرارت

لگاریتم درجه حرارت	مقدار تابع	خطای استاندارد	| t |	فاصلهٔ اطمینان ۹۵ درصد	
				کران پایین	کران بالا
۱/۸	۰/۹۷۰۵	۰/۰۰۳۱	۳۰۵/۹۶	۰/۹۵۹۴	۰/۹۷۸۵
۱/۹	۰/۹۶۹۱	۰/۰۰۳۰	۳۲۸/۴۴	۰/۹۵۸۷	۰/۹۷۶۴
۲	۰/۹۶۷۵	۰/۰۰۲۷	۳۵۳/۲۴	۰/۹۵۸۰	۰/۹۷۴۴
۲/۱	۰/۹۶۶۰	۰/۰۰۲۵	۳۸۰/۶۵	۰/۹۵۷۱	۰/۹۷۲۳
۲/۲	۰/۹۶۴۳	۰/۰۰۲۴	۴۰۴/۰۶	۰/۹۵۶۰	۰/۹۷۰۳
۲/۳	۰/۹۶۲۶	۰/۰۰۲۳	۴۱۷/۴۴	۰/۹۵۴۶	۰/۹۷۸۴
۲/۴	۰/۹۶۰۹	۰/۰۰۲۳	۴۱۴/۸۷	۰/۹۵۲۸	۰/۹۶۶۷
۲/۵	۰/۹۵۹۱	۰/۰۰۲۵	۳۹۰/۳۲	۰/۹۵۰۵	۰/۹۶۵۲
۲/۶	۰/۹۵۷۲	۰/۰۰۲۷	۳۵۲/۰۵	۰/۹۴۷۷	۰/۹۶۴۰
۲/۷	۰/۹۵۵۳	۰/۰۰۳۱	۳۱۰/۰۰	۰/۹۴۴۵	۰/۹۶۳۰
۲/۸	۰/۹۵۳۳	۰/۰۰۳۵	۲۶۹/۷۰	۰/۹۴۰۹	۰/۹۶۲۱
۲/۹	۰/۹۵۱۲	۰/۰۰۴۱	۲۳۳/۸۱	۰/۹۳۷۰	۰/۹۶۱۴
۳	۰/۹۴۹۱	۰/۰۰۴۷	۲۰۴/۰۱	۰/۹۳۲۸	۰/۹۶۰۷
۳/۱	۰/۹۴۷۰	۰/۰۰۵۳	۱۷۸/۷۸	۰/۹۲۸۴	۰/۹۶۰۲
۳/۲	۰/۹۴۴۷	۰/۰۰۶۰	۱۵۸/۲۱	۰/۹۲۳۸	۰/۹۵۹۷
۳/۳	۰/۹۴۲۵	۰/۰۰۶۷	۱۴۰/۹۵	۰/۹۱۹۱	۰/۹۵۹۲
۳/۴	۰/۹۴۰۲	۰/۰۰۷۴	۱۲۶/۵۱	۰/۹۱۴۲	۰/۹۵۸۸
۳/۵	۰/۹۳۷۸	۰/۰۰۸۲	۱۱۴/۴۱	۰/۹۰۹۱	۰/۹۵۸۳
۳/۶	۰/۹۳۵۴	۰/۰۰۹۰	۱۰۴/۰۲	۰/۹۰۴۰	۰/۹۵۷۹
۳/۷	۰/۹۳۳۰	۰/۰۰۹۸	۹۵/۲۲	۰/۸۹۸۷	۰/۹۵۷۵

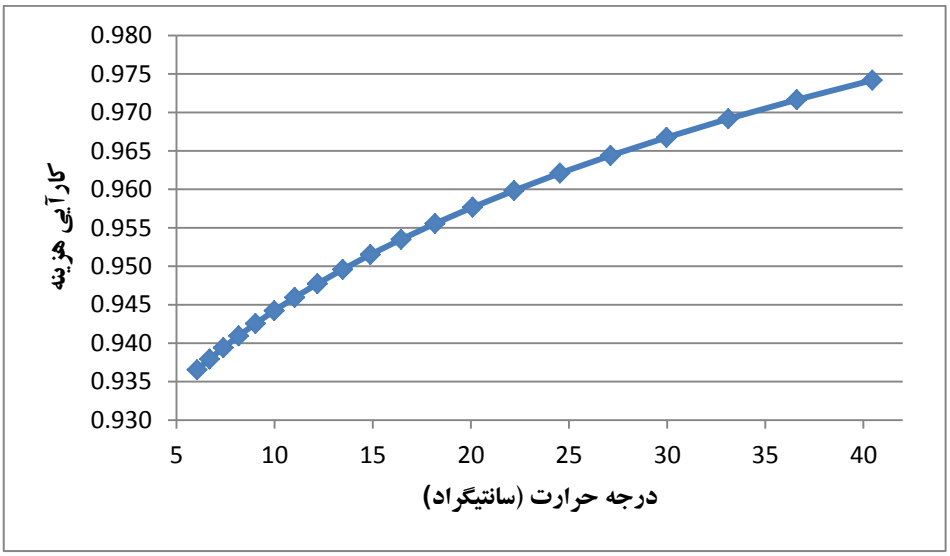
مأخذ: یافته‌های پژوهش



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۳- شبیه‌سازی برای برآوردگر کارآیی در مدل مرزی تصادفی بر مبنای تجزیه JLMS و روش دلتای تأثیر لگاریتم درجه حرارت بر شاخص هزینه مرزی

با توجه به جابه‌جایی ایجادشده در مرز هزینه، تغییرات کارآیی هزینه متناسب با سطوح مختلف درجه حرارت و همچنین، مقدار تغییر در نمره کارآیی محاسبه شد. نتایج نشان داد که افزایش میانگین درجه حرارت ازچهار تا چهل درجه سانتی‌گراد باعث افزایش کارآیی هزینه می‌شود هرچند، درجه حرارت‌های بالاتر از چهل درجه می‌تواند موجب اثرات مخرب و کاهش عملکرد محصول شود، اما در دامنه دمای مورد مطالعه، نتایج نشان‌دهنده افزایش کارآیی است و چه‌بسا این تأثیر از طریق افزایش عملکرد فتوسنتز و بهبود گرده‌افشانی و در نتیجه آن، افزایش عملکرد محصول حاصل شود.



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۴- نمره کارآیی شبیه‌سازی‌شده به ازای مقادیر مختلف درجه حرارت

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج برآورد تابع هزینه مرزی تصادفی به روش داده‌های مرکب نشان داد که قیمت سموم کشاورزی تأثیر معنی‌دار بر هزینه تولید در هر هکتار گندم آبی نداشته است. آنچه نقش هزینه سموم کشاورزی را کم‌رنگ کرده، پایین بودن سهم هزینه سموم کشاورزی از کل هزینه تولید در هکتار گندم آبی است.. از بین متغیرهای معنی‌دار، به‌ترتیب، اجاره زمین، دستمزد نیروی کار، آب‌بها و قیمت کودهای شیمیایی بر هزینه تولید مؤثر بوده‌اند. این نتایج پژوهش حاضر با نتایج پژوهش مرادی و همکاران (Moradi et al., 2015)، که با استفاده از روش تخمین تابع هزینه مرزی تصادفی به روش اثرات تصادفی صحیح گرین و بدون لحاظ کردن متغیرهای اقلیمی برای محصول گندم انجام شده، مشابه است. نتایج نشان داد که کارآیی هزینه تولید گندم آبی در کشور مناسب و بالای نود درصد است. با توجه به نتایج تابع هزینه مرزی با لحاظ متغیرهای درجه حرارت و بارندگی به میزان بسیار بالا، نتایج نشان می‌دهد که افزایش

درجه حرارت و بارندگی در محدوده مورد مطالعه باعث کاهش هزینه تولید مرزی می‌شود. افزایش بارندگی می‌تواند هزینه آبیاری را کاهش دهد و با تأثیرگذاری بر متغیر عملکرد در هکتار باعث کاهش متوسط هزینه تولید شود. افزایش درجه حرارت در فصل رشد گیاه و گل‌دهی و گرده‌افشانی و دانه‌دهی می‌تواند منجر به افزایش تولید و در نهایت، کاهش هزینه متوسط شود. نتیجه به‌دست‌آمده در پژوهش حاضر، با نتایج مطالعه علیجانی و همکاران (Alijani et al., 2011)،که به بررسی تأثیر درجه حرارت و بارندگی بر عملکرد گندم آبی ایران پرداخته‌اند، در زمینه نحوه اثرگذاری بارندگی هم‌راستاست و البته، در زمینه نحوه اثرگذاری درجه حرارت، هم‌راستا نیست؛ بر پایهٔ نتایج پژوهش یادشده، افزایش درجه حرارت موجب کاهش تولید می‌شود، در حالی که نتایج مطالعهٔ حاضر نشان می‌دهد که افزایش درجه حرارت می‌تواند موجب کاهش هزینه تولید شود، گرچه نوع تابع تصریح‌شده و فروض حاکم بر این دو مطالعه و دوره زمانی مورد بررسی متفاوت بوده است. با توجه به بالاتر بودن کیفیت داده‌های مورد استفاده در تخمین تابع هزینه (قیمت نهاده‌ها)، نسبت به داده‌های مورد استفاده در تخمین تابع تولید (مقدار نهاده‌ها)، نتایج تخمین تابع هزینه قابل اطمینان‌تر است؛ اما برای قضاوت بهتر در مورد تأثیر عوامل اقلیمی بر ساختار تولید محصولات کشاورزی، لازم است که با تفکیک ارقام گوناگون محصول و اقلیم‌های مختلف کشور، مطالعاتی دقیق‌تر انجام شود. سرانجام، در پژوهش حاضر، مشخص شده است که افزایش درجه حرارت و بارندگی در محدوده اقلیم کشور تا چهار درصد افزایش در کارآیی هزینه را نشان می‌دهد. با توجه به اقلیم‌های مختلف در کشور و روند کاهش بارندگی و افزایش درجه حرارت، اصلاح و استفاده از ارقام مقاوم به خشکی می‌تواند بر ارتقای کارآیی هزینه مؤثر باشد. از این‌رو، پیشنهاد می‌شود که مطالعاتی خرد و دقیق در مورد تأثیر تنش خشکی و حرارت بر ارقام مختلف گندم با توجه به نواحی مختلف کشور انجام شود. تغییرات ناگهانی درجه حرارت از جمله یخبندان ناگهانی می‌تواند به عملکرد محصول آسیب جدی وارد کند. آموزش و راهبری کشاورزان در راستای مقابله با کاهش عملکرد محصولات از جمله توجه به پیش‌بینی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت

هواشناسی به‌منظور آمادگی و اتخاذ تمهیدات لازم برای محافظت از محصولات کشاورزی و جلوگیری از صدمه ناشی از عوامل نامساعد جوی و اقلیمی در تمام مراحل کاشت، داشت، برداشت توصیه می‌شود. افزون بر این، ایجاد نظام بیمهٔ فراگیر محصولات کشاورزی در برابر مخاطرات جوی برای تثبیت درآمد حاصل از تغییرات عملکرد محصول می‌تواند در کاهش آسیب‌های مخاطرات طبیعی مؤثر باشد.

منابع

1. Alijani, F., Karbasi, A. and Mozaffarimosan, M. (2011). Effect of temperature and rainfall on wheat yield of Iran. *Agricultural Economics and Development*, 19(76): 143-167. (Persian)
2. Antriyandarti, E. (2015). Competitiveness and cost efficiency of rice farming in Indonesia. *Journal of Rural Problems, 51*(2): 74-85.
3. Battese, G.E. and Coelli, T.J. (1992). Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India. *Journal of Productivity Analysis*, 3(1-2): 153-169.
4. Cornwell, C., Schmidt, P. and Sickles, R.C. (1990). Production frontiers with cross-sectional and time-series variation in efficiency levels. *Journal of Econometrics*, 46(1-2): 185-200.
5. Deschênes, O. and Greenstone, M. (2007). The economic impacts of climate change: evidence from agricultural output and random fluctuations in weather. *American Economic Review*, 97(1): 354-385.
6. Greene, W. (2004). Distinguishing between heterogeneity and inefficiency: stochastic frontier analysis of the World Health Organization's panel data on national health care systems. *Health Economics*, 13(10): 959-980.
7. Greene, W. (2005). Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model. *Journal of Econometrics*, 126(2): 269-303.
8. Greene, W.H. (2000). Econometric analysis, Upper Saddle: NJ: Prentice Hall.
9. Hidayah, I., Hanani, N., Anindita, R. and Setiawan, B. (2013). Production and cost efficiency analysis using frontier stochastic approach: a case on paddy farming system with Integrated Plant and Resource Management (IPRM) approach in Buru district, Maluku province, Indonesia. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 4(1): 78-84.
10. Hossain, M.M., Alam, M.A. and Uddin, M.K. (2015). Application of stochastic frontier production function on small banana growers of kushtia

district in Bangladesh. *Journal of Statistics Applications and Probability*, 4(2): 337-342. DOI: 10.12785/jsap/040218.

11. Hossaini, S.M.T., Siosamard, A. and Fathi, P. (2007). Application of artificial neural networks and multivariate regression in estimating dryland wheat performance in Qurveh region of Kurdistan province. *Journal of Agricultural Research*, 1(7): 41-54. (Persian)
12. Jahani, M. and Asghari, A. (2005). Wheat production cost analysis using the single-product translog cost function, case study: Arasbaran region. *Journal of Economic Research*, 3(40): 233-263. (Persian)
13. Moradi, E., Pahlavani, M. and Akbari, A. (2013). The observed heterogeneityin the measurement of cost efficiency: cost efficiency of cotton production in Iran. *Applied Economic Studies of Iran*, 2(6): 47-62. (Persian)
14. Moradi, E., Pahlavani, M. and Akbari, A. (2015). Convergence analysis of production cost efficiency in Iranian wheat cultivation. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development*, 1(2-Special Issue): 79-90. (Persian)
15. Moradi Shahrbabak, H. (2008). Economic efficiency of wheat production in Kerman province (case study of Baft city). *Journal of Agricultur*, 2(10): 45-52. (Persian)
16. Mousavi, H. and Khalilian, S. (2005). Investigating effective factors on technical efficiency of wheat production. *Agricultural Economics and Development*, 13(52): 45-60. (Persian)
17. Pitt, M.M. and Lee, L.F. (1981). The measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry. *Journal of Development Economics*, 9(1): 43-64.
18. Rastgari, M. (1998). General agriculture. Tehran: Barahmand Publications. (Persian)
19. Revoredo-Giha, C., Milne, C.E., Leat, P.M. and Cho, W.J. (2009). Efficiency of Scottish farms: a stochastic cost frontier analysis. *Agricultural Economics Review*, 10(389-2016-23328): 17-35.
20. Safikhani, S. (2007). Investigating ten year trends of wheat production and yield increase in Iran. *Journal of Livestock, Agriculture and Industry Monthly, 2*(94): 23-34. (Persian)
21. Zaranejad, M. and Yousfeih Hjiabad, R. (2008). Evaluation of technical efficiency of wheat production in Iran (approach: parametric and nonparametric). *Quarterly Journal of Economic Research*, 2(9): 145-172. (Persian)