

تحلیل همگرایی کارایی هزینه تولید در زراعت گندم ایران

*ابراهیم مرادی^۱، مصیب پهلوانی^۲، احمد اکبری^۳

۱. استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه سیستان و بلوچستان

۲. دانشیار گروه علوم اقتصادی، دانشگاه سیستان و بلوچستان

۳. استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه سیستان و بلوچستان

پذیرش: ۱۳۹۵/۰۲/۱۵

دریافت: ۱۳۹۴/۱۰/۱۳

Analysis of Cost Efficiency Convergence in Wheat Cultivation in Iran

*Ebrahim Moradi¹, Mosayeb Pahlavani², Ahmad Akbari³

1. Assistant Professor, Department of Agricultural Economics, University of Sistan and Baluchestan

2. Associate Professor, Department of Economics, University of Sistan and Baluchestan

3. Professor, Department of Agricultural Economics, University of Sistan and Baluchestan

Received: 3/Jan/2016

Accepted: 5/may/2016

Abstract:

Producers, who have lower efficiency in wheat production, can use the experiences of other producers and increase their efficiency over time. based on existing theories, probably producers with low initial levels of efficiency will have grown their efficiency faster than producers that have high levels of efficiency and a convergence over time will be between them. To investigate the convergence of cost efficiency, information on input prices, yield per hectare and production cost per hectare for irrigated wheat, were collected for 28 provinces in a 10-years period. By studying different methods of stochastic frontier cost function with panel data, "true random effects Model" of stochastic frontier method was selected. The model was estimated by using Simulation Halton method. Then Cost efficiency was calculated for each province. Beta and Sigma convergence test was conducted on cost efficiency. Results show that, changes of land rent (price) has the greatest impact and changes in the price of fertilizer per hectare has the lowest impact on production cost per hectare. Also, we find that There is Beta convergence (convergence of efficiency increase over initial levels) and Sigma convergence (convergence dispersion efficiency over time), between different provinces to improve cost efficiency in wheat production.

Keywords: Cost Efficiency, Convergence, Stochastic Frontier Method, True Random Effects Model, Wheat, Iran.

JEL: Q160, Q110, Q180.

چکیده:

تولیدکنندگانی که کارایی پایین‌تری در تولید گندم دارند می‌توانند با استفاده از تجربیات سایر تولیدکنندگان، کارایی خود را در طول زمان افزایش دهند. براساس تئوری‌های موجود، تولیدکنندگان با سطوح اولیه پایین کارایی، احتمالاً رشد سریع‌تری نسبت به تولیدکنندگان با سطوح بالای کارایی خواهند داشت و یک همگرایی در طول زمان، بین آنها به وجود خواهد آمد. به منظور بررسی همگرایی کارایی هزینه تولید، اطلاعات مربوط به قیمت نهاده‌ها، عملکرد در هکتار و هزینه تولید در هکتار برای گندم آبی در یک دوره ۱۰ ساله و برای ۲۸ استان گردآوری شد. با بررسی روش‌های مختلف برآورد تابع هزینه مرزی تصادفی با داده‌های تابلویی، روش مرزی تصادفی «اثرات تصادفی صحیح» انتخاب گردید و با استفاده از روش شبیه‌سازی هالتون مدل تخمین زده شد و کارایی هزینه برای هر استان محاسبه گردید. سپس آزمون همگرایی بتا و سیگما بر روی کارایی هزینه انجام شد. نتایج نشان می‌دهد تغییرات اجاره (قیمت) زمین بیشترین تأثیر و تغییرات قیمت کود شیمیایی کمترین تأثیر بر هزینه تولید در هکتار دارد و همگرایی بتا (همگرایی رشد نسبت به سطوح اولیه کارایی) و سیگما (همگرایی پراکندگی کارایی در طول زمان)، بین استان‌های مختلف در ارتقای کارایی هزینه تولید گندم وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: کارایی هزینه، همگرایی، روش مرزی تصادفی، اثرات تصادفی صحیح، گندم، ایران.

طبقه‌بندی JEL: Q160، Q110، Q180.

۱. مقدمه

غلات نقش ویژه و مهمی در الگوی مصرف هر کشوری دارد و یکی از مهم‌ترین تولیدات غذایی برای انسان است. تقریباً ۵۵٪ از پروتئین‌ها، ۱۵٪ چربی‌ها، ۷۰٪ گلوئیدها و به طور کلی ۵۵-۵۰ درصد کالری مصرف شده توسط انسان در دنیا به وسیله غلات تأمین می‌گردد. از میان غلات کشت شده در ایران گندم، جو، برنج و ذرت بیشترین سطح کشت را دارد. در سال زراعی ۱۳۹۲-۱۳۹۱ سطح برداشت گندم در کل کشور حدود ۶/۴ میلیون هکتار برآورد شده که معادل ۵۲/۶ درصد از کل سطح محصولات زراعی و ۷۲ درصد کل از سطح غلات کشور می‌باشد که سهم اراضی آبی ۳۷/۵ درصد و اراضی دیم ۶۲/۵ درصد است.

استان خوزستان با دارا بودن ۹/۸ درصد از کل سطح برداشت گندم، بیشترین سطح را در کشور به خود اختصاص داده است. پس از آن استان‌های کردستان با سهم ۹/۴ درصد، کرمانشاه با سهم ۶/۶ درصد، آذربایجان غربی با سهم ۶/۲ درصد، زنجان با سهم ۶/۲ درصد، خراسان رضوی با سهم ۶/۱ درصد و فارس با سهم ۶/۱ درصد از کل اراضی گندم کشور مقام‌های دوم تا هفتم را به خود اختصاص داده‌اند. به عبارت دیگر بیش از نیمی (۵۰/۵ درصد) از گندم در این هفت استان برداشت شده است. از نظر میزان تولید، استان خوزستان با سهم ۱۲ درصد از تولید گندم کشور در جایگاه نخست تولید این محصول قرار گرفته است و استان‌های فارس با سهم ۱۱/۲ درصد، گلستان با سهم ۶/۵ درصد، کردستان با سهم ۶/۲ درصد، خراسان رضوی با ۶/۱ درصد، کرمانشاه با ۶ درصد و همدان با ۵/۷ درصد از تولید گندم کشور در مقام‌های دوم تا هفتم قرار دارند (آمارنامه کشاورزی، سال زراعی ۹۲-۹۱، ۴۵).

مدیریت هزینه تولید، یکی از موضوعات مهم در فرایند تولید محصولات زراعی است و با حذف یارانه‌ها و واقعی شدن قیمت نهاده‌ها ضرورت استفاده صحیح و مدیریت کارای نهاده‌ها در فرایند تولید اهمیت و جایگاه خاصی خواهد داشت. تولیدکنندگانی که کارایی پایین‌تری در تولید گندم دارند می‌توانند با استفاده از تجربیات سایر تولیدکنندگان، کارایی خود را در طول زمان افزایش دهند و افزایش کارایی برای آنها آسان‌تر است به صورتی که تولیدکنندگان با سطوح اولیه پایین کارایی، احتمالاً رشد سریع‌تری نسبت به تولیدکنندگان با

سطوح بالای کارایی خواهند داشت و یک همگرایی بین آنها به وجود خواهد آمد. هدف از این مطالعه، محاسبه کارایی هزینه (اقتصادی) و آزمون همگرایی بین استان‌های مختلف کشور است.

بیشتر مطالعات انجام شده داخلی در زمینه ارزیابی عملکرد تولید محصولات کشاورزی به تحلیل کارایی فنی و تخمین تابع تولید مرزی تصادفی پرداخته است. موسوی و خلیلیان با هدف تخمین کارایی فنی تعدادی از مزارع گندم در شهرستان شهرکرد از تابع تولید مرزی تصادفی ترانسلوگ بهره گرفته‌اند و مدل را با استفاده از داده‌های ترکیبی تخمین زده‌اند و نتیجه گرفته‌اند که میانگین کارایی فنی ۷۸ درصد بوده است (موسوی و خلیلیان، ۱۳۸۴: ۴۵).

جهانی و اصغری در مطالعه‌ای ساختار ریاضی تابع هزینه تولید گندم در قالب داده‌های مقطعی و مدل غیر مرزی را بررسی کرده‌اند. در این پژوهش از تابع هزینه ترانسلوگ غیر مرزی همراه با معادلات سهم هزینه استفاده شده است و پس از تخمین مدل به تحلیل روابط جانشینی و مکملی بین نهاده‌ها پرداخته‌اند و نتیجه گرفته‌اند که کود شیمیایی مکمل بذر و ماشین‌آلات مکمل نیروی کار است و فرضیه هموتتیک بودن، بازدهی ثابت نسبت به مقیاس و همگنی رد شده است (جهانی و اصغری، ۱۳۸۴: ۲۳۳).

زراءنژاد و یوسفی حاجی آباد به منظور بررسی کارایی فنی گندم کاران استان‌های مختلف از دو روش تخمین تابع تولید مرزی تصادفی و تحلیل پوششی داده‌ها استفاده کرده‌اند و با استفاده از داده‌های تابلویی سال زراعی ۸۳-۱۳۷۷ کارایی فنی را محاسبه کرده‌اند. نتایج به دست آمده از رهیافت پارامتریک نشان می‌دهد که میانگین کارایی تولید گندم در ایران در دوره مورد بررسی ۰/۵۷ است در حالی که روش ناپارامتریک نشان می‌دهد که میانگین کارایی در همین دوره ۰/۸۴ است (زراءنژاد و یوسفی حاجی آباد، ۱۳۸۷: ۱۴۵).

مرادی شهربابک به منظور بررسی کارایی تولید گندم در بافت کرمان از تصریح و تخمین تابع تولید مرزی تصادفی کاب-داگلاس استفاده کرده است. سپس با استفاده از اصل دوگانگی تابع هزینه را به دست آورده و نتیجه گرفته است که میانگین کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی به ترتیب ۸۸، ۸۴ و ۷۴ درصد است. قابل ذکر است که روش استفاده شده جهت

هزینه و استفاده از داده‌های تابلویی مربوط به ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۵ برای ۱۰ کشور، تابع هزینه را تخمین زده است و هزینه عدم کارایی را محاسبه کرده است. پس از تخمین تابع هزینه فوریر، هزینه عدم کارایی برای سال‌های مختلف محاسبه شده است و آزمون همگرایی بتا (β -convergence) و سیگما (σ -convergence) بر روی نمره کارایی کشورهای مختلف انجام شده است و در پایان نتیجه گرفته شده است که این مطالعه از نظریه همگرایی مالی بین کشورهای اروپایی مورد مطالعه حمایت می‌کند (لورینت، ۲۰۰۹: ۸۱۸).

ایرنویز^۴ تابع هزینه مرزی تصادفی را برای واحدهای تولید تولید کننده برنج تخمین زد و نتیجه گرفت هرچه کارایی هزینه افزایش یابد قدرت رقابت واحدهای تولیدی افزایش یافته و هزینه منابع به کار رفته نیز کاهش می‌یابد (ایرنویز، ۲۰۱۵: ۷۴). مویازم^۵ و همکاران از تابع تولید کاب-داگلاس مرزی تصادفی استفاده کردند و نتیجه گرفتند که سن و سطح تحصیلات موزکاران بنگلادشی بر کارایی فنی آنان مؤثر است (مویازم و همکاران، ۲۰۱۵: ۳۳۷). اسماتول^۶ و همکاران به منظور بررسی اثر سیستم یکپارچه کشت و مدیریت منابع بر کارایی شالیکاران، تابع تولید و هزینه کاب داگلاس را تصریح کردند و نتیجه گرفتند که این سیستم سودآور و کارا است (اسماتول و همکاران، ۲۰۱۳: ۷۸).

نگارنده مقاله‌ای که به بررسی کاهش شکاف کارایی در تولید محصولات کشاورزی در کشور انجام شده باشد مشاهده نکرده است، از طرفی کاربرد و تخمین مدل‌های جدید مرزی تصادفی مانند مدل پارامتر تصادفی می‌تواند توسعه دهنده کاربرد ادبیات اندازه‌گیری کارایی در مطالعات داخلی باشد.

در این مقاله ابتدا روش‌های مختلف برآورد تابع هزینه مرزی تصادفی مرور شده است، سپس مدل مناسب که بتوان از نتایج آن در راستای تحلیل همگرایی استفاده کرد مشخص و تخمین زده شده است و آزمون همگرایی بر روی نتایج انجام گرفته است.

تفکیک کارایی اقتصادی به دو جزء کارایی فنی و تخصیصی روشی نامناسب و ناسازگار است (مرادی شهریابک، ۱۳۸۷: ۱۷۳).

کرباسی و همکاران به بررسی روند تغییرات بهره‌وری کل نهاده‌ها در زراعت پنبه در ۱۲ استان تولید کننده مهم پنبه با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها پرداخته‌اند و سپس آزمون همگرایی روی شاخص بهره‌وری انجام داده‌اند و نتیجه گرفته‌اند که رشد بهره‌وری در کل کشور در دوره مورد مطالعه منفی و نزدیک صفر است و تغییرات بهره‌وری بیشتر به تغییرات فناوری مربوط می‌شود هرچند در کل دوره همگرایی تأیید نشده است اما از سال زراعی ۸۲-۱۳۸۱ به بعد همگرایی وجود داشته است (کرباسی و همکاران، ۱۳۸۹: ۹۱).

مرادی و همکاران تئوری نقش عامل عدم تجانس در تخمین تابع هزینه مرزی تصادفی و محاسبه کارایی هزینه را بررسی کرده‌اند و با تخمین تابع هزینه مرزی تصادفی با داده‌های تابلویی تحت شرایط تفاوت در سطح زیر کشت مزارع پنبه استان‌های مختلف کشور نتیجه گرفتند که استان کرمان بالاترین کارایی هزینه و یزد کمترین کارایی را دارد و عدم تجانس سطح زیر کشت تأثیر معناداری بر کارایی هزینه ندارد (مرادی و همکاران، ۱۳۹۲: ۴۷).

سزار و همکاران^۲ در مقاله‌ای به تحلیل تابع هزینه مرزی تصادفی مزارع اسکاتلند پرداختند. آنها از تابع هزینه ترانسلوگ مرزی تصادفی استفاده کردند و جهت تخمین تابع، از تبدیل باکس-کاکس به جای ستاده استفاده کردند و مدل خود را در قالب داده‌های تابلویی تخمین زدند و به این نتیجه رسیدند که تأثیرات منطقه‌ای و اندازه مزارع بر افزایش کارایی مؤثر است (سزار و همکاران، ۲۰۰۹: ۱۷). در زمینه همگرایی کارایی محصولات کشاورزی نگارنده مقاله‌ای مشاهده نکرده است اما در زمینه‌های غیر کشاورزی مقالاتی نوشته شده است برای مثال لورینت^۳ در تحقیقی همگرایی در کارایی بانکی کشورهای اروپایی را بررسی کرده است. برای این منظور ابتدا با استفاده از تصریح تابع هزینه فوریر به همراه معادلات سهم

۱. برای مطالعه در مورد تجزیه کارایی اقتصادی به کومبار و لویل (۲۰۰۰) (۲۰۰۰) مراجعه شود.

2. Cesar et al. (2009)
3. Laurent (2009)

4. Ernoiz (2015)
5. Moyazzem et al. (2015)
6. Ismatul et al. (2013)

۲. مواد و روش‌ها

به منظور بررسی همگرایی استان‌های مختلف در بهینه کردن مصرف نهاده‌ها و کاهش هزینه تولید یا به عبارت دیگر کاهش شکاف کارایی هزینه بین استان‌ها، لازم است که تابع هزینه درست را تصریح کنیم و به شیوه مناسبی ضرایب تابع هزینه را تخمین بزنیم. به طوری که برای هر سال و هر استان نمره کارایی محاسبه شود تا بتوانیم در قالب یک مدل با داده‌های تابلویی، همگرایی را بررسی نماییم. مدل‌هایی که زمان ثابت هستند و فرض می‌کنند در طول دوره بررسی کارایی هزینه ثابت است برای هدف مورد نظر مناسب نیستند و مدل‌هایی که زمان متغیر هستند ولی با فرض توزیعی خاص کارایی هزینه برای سال‌های مختلف مشخص می‌کنند (مانند مدل باتیس و کولی^۱، ۱۹۹۲) نیز مناسب نیستند زیرا فرض وجود همگرایی در این مدل‌ها نهفته است.

با بررسی شکل‌های مختلف تصریح و تخمین تابع هزینه مطابق جدول (۱) مدل مرزی تصادفی اثرات تصادفی صحیح^۲ که توسط گرین در سال ۲۰۰۵ معرفی شده است به عنوان مدل مناسب در نظر گرفته شد.

مدل اثرات تصادفی صحیح به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$y_{it} = \alpha + \beta'x_{it} + w_i + v_{it} \pm u_{it} \quad (1)$$

در این مدل برای تابع هزینه $u_{it} + v_{it}$ و برای تابع تولید $v_{it} - u_{it}$ در نظر گرفته می‌شود و w_i اثر خاص تصادفی بنگاه است و u_{it} و v_{it} جزء اخلاص یک سویه مناسب است. بنابراین رگرسیون با سه جزء توزیعی داریم که سؤالاتی در زمینه تشخیص به وجود می‌آید و در تفسیر ممکن است باعث گمراهی شود. مدل در واقع دو جزء خطا به صورت زیر دارد.

$$y_{it} = \alpha + \beta'x_{it} + w_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

این مدل در حقیقت یک مدل معمولی اثرات تصادفی است اگر چه یکی از این اجزا دارای توزیع مناسب مطابق رابطه (۳) است.

$$f(\varepsilon_{it}) = \frac{\Phi(-\varepsilon_{it}\lambda/\sigma)}{\Phi(0)} \cdot \frac{1}{\sigma} \cdot \phi\left(\frac{\varepsilon_{it}}{\sigma}\right) \quad (3)$$

که در اینجا $\lambda = \sigma_u/\sigma_v$ و $\sigma = \sqrt{\sigma_v^2 + \sigma_u^2}$. این در واقع یک مدل اثرات تصادفی است که در آن جزء زمان متغیر

دارای توزیع نرمال نیست در حالی که w_i ممکن است دارای توزیع نرمال باشد. در واقع مدل را طبق معمول با روش MLE تخمین می‌زنیم. لازم است جزء w_i در خارج از تابع حداکثر درست نمایی کامل شود و این امر با شبیه‌سازی امکان‌پذیر است و بعد می‌توانیم از آن در تابع حداکثر درست‌نمایی استفاده کنیم. می‌توانیم مدل (۱) را به صورت زیر با بخش ثابت تصادفی خاص بازنویسی کنیم.

$$y_{it} = (\alpha + w_i) + \beta'x_{it} + v_{it} \pm u_{it} \quad (4)$$

این مدل گونه خاصی از مدل با پارامتر تصادفی^۳ است. یک شکل عمومی از مدل مرزی با پارامتر تصادفی ممکن است به صورت زیر نوشته شود.

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i'x_{it} + v_{it} \pm u_{it}$$

$$v_{it} \approx N[0, \sigma_v^2]$$

و توزیع جزء عدم کارایی خواهد شد

$$u_{it} = |U_{it}|, U_{it} \approx N[\mu_i, \sigma_{ui}^2]$$

$$\mu_i = \mu_i'z_i,$$

$$\sigma_{ui} = \sigma_u \exp(\theta_i'h_i)$$

نامتجانس بودن ضرایب نیز به صورت زیر است.

$$(\alpha_i, \beta_i) = (\bar{\alpha}, \bar{\beta}) + \Delta_{\alpha, \beta} q_i + \Gamma_{\alpha, \beta} w_{\alpha, \beta_i}$$

$$\mu_i = \bar{\mu} + \Delta_{\mu} q_i + \Gamma_{\mu} w_{\mu_i}$$

$$\theta_i = \bar{\theta} + \Delta_{\theta} q_i + \Gamma_{\theta} w_{\theta_i}$$

البته باید توجه شود که در مدل استفاده شده در این تحقیق معادله (۵)، تنها عرض از مبدأ هست که به صورت تصادفی بررسی شده و سایر ضرایب قطعی است. عوامل غیر قابل کنترل که بر واریانس اثر می‌گذارند (q_i) در این مطالعه لحاظ نشده است. اینجا Δ_j ماتریسی از پارامترهایی است که باید تخمین زده شود و q_i مجموعه‌ای از متغیرهای مرتبط است که در توزیع پارامترهای تصادفی وارد می‌شوند. تغییرات تصادفی در بردار تصادفی w_{ji} ^۴ فرموله می‌شوند (برای جزئیات جزئیات بیشتر گرین، ۲۰۰۵ را ببینید).

پارامترهای مدل با روش حداکثر درست‌نمایی شبیه سازی شده

3. Random Parameters Model

۴. توجه داشته باشید که w_i رابطه (۵) با w_{ji} متفاوت است و با هم ارتباطی ندارند.

1. Battese & Coelli (1992)

2. True Random Effects Stochastic Frontier Model

$$E[u_{it} | \varepsilon_{it}] = \frac{\sigma_u^2}{1 + \lambda^2} \left[\frac{\phi(a_{it})}{1 - \Phi(a_{it})} - a_{it} \right] \quad (10)$$

در این رابطه $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$ ، $\sigma = [\sigma_v^2 + \sigma_u^2]^{1/2}$ و $a_{it} = \pm \varepsilon_{it} \lambda / \sigma$ به ترتیب چگالی نرمال استاندارد و تابع توزیع تجمعی ارزیابی شده در نقطه a_{it} است. برای تخمین ضرایب باید به دفعات عملیات شبیه سازی تکرار شود و این تکرار زیاد وقت گیر است. با استفاده از روشی مانند ترسیم دنباله هالتون می توان زمان را کاهش داد (تراین^۱، ۲۰۰۳: ۱۲۸).

در ادبیات همگرایی، همگرایی رشد اقتصادی، همگرایی سطح درآمد سرانه، همگرایی بهره‌وری کل نهاده‌ها و همگرایی کارایی مورد مطالعه قرار گرفته است. در دهه گذشته موضوع همگرایی به طور وسیعی در ادبیات رشد مطالعه شده است. بارو و سالا-مارتین^۲ (۱۹۹۱) دو مفهوم برای همگرایی پیشنهاد کرده‌اند: همگرایی بتا و همگرایی سیگما^۳ که در محتوای داده‌های مقطعی مطرح شده است.

در محاسبه همگرایی بتا، نرخ رشد هر متغیر به عنوان متغیر وابسته و سطوح اولیه آن متغیر به عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته و معادله رگرسیونی تصریح می‌شود. اصطلاحاً به این نوع همگرایی، همگرایی بتا گفته می‌شود و به دنبال آن است که مشخص نماید آیا نرخ رشد به طور منفی با سطوح اولیه یک متغیر همبستگی دارد یا خیر؟ پس می‌توان گفت که همگرایی بتا نشان می‌دهد که کشورهایی با سطوح اولیه پایین درآمد رشد سریع‌تری نسبت به کشورهایی با سطوح اولیه بالای درآمد دارند. بعضی از محدودیت‌های این آزمون توسط کواه^۴ (۱۹۹۶): (۱۳۵۳) تأکید شده است از جمله محدودیت‌های مطرح شده توسط کواه اینکه تفسیرهای انجام گرفته در مورد همگرایی درست نیست زیرا اگر کشورهای با سطوح درآمدی اولیه پایین سریع‌تر از کشورهای با سطوح اولیه درآمدی بالا رشد کنند منجر به حالتی می‌شود که کشورهای با درآمد پایین از کشورهای با درآمد بالا جلو بیفتند و این با مفهوم همگرایی در تضاد است و دیگر اینکه آزمون همگرایی بتا هیچ اطلاعاتی در

(MSL) برآورد می‌گردد. چگالی لگاریتمی برای مدل مرزی تصادفی به طور کلی به صورت زیر است.

$$\log L_{it} = \log f(\Theta_i | x_{it}, z_i, h_i, q_i, w_i) \quad (6)$$

در اینجا Θ_i شامل تمام پارامترهای مجهول مدل است و w_i شروط خاصی هست که روی بنگاه گذاشته می‌شود. اگر از طریق شبیه سازی امکان پذیر باشد لازم است که عدم تجانس ضرایب در خارج از مدل درست‌نمایی تعیین شود. تابع درست‌نمایی غیر شرطی به صورت زیر خواهد شد.

$$\log L = \sum_{i=1}^N \int \sum_{w_i}^T \log f(\Theta_i | y_{it}, x_{it}, z_i, h_i, q_i, w_i) g(w_i) dw_i$$

این تابع حداکثر درست‌نمایی نیز نسبت به پارامترهای مجهول حداکثر می‌شود اما این مسئله حداکثر سازی آن حتی برای حالت‌های ساده‌ای که تنها عرض از مبدأ تصادفی است نیز قابل حل شدن نیست زیرا شکل بسته‌ای برای انتگرال وجود ندارد. مادامی که این امکان وجود داشته باشد تا ترسیم اولیه‌ای از توزیع w_i داشته باشیم تحت شرایط خاصی ممکن است تقریب رضایت بخشی از انتگرال با کمک شبیه سازی بتوانیم به دست آوریم. مشکل ممکن است به وسیله حداکثر سازی تابع درست‌نمایی شبیه سازی شده حل شود.

$$\log L_s = \sum_{i=1}^N \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R \left[\sum_{t=1}^T \log f(\Theta_i | y_{it}, x_{it}, z_i, h_i, q_i, w_{it}) \right] \quad (8)$$

برای مدل مرزی تصادفی تابع درست‌نمایی شبیه‌سازی شده عبارت است از:

$$\log L_s = \sum_{i=1}^N \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R \left\{ \sum_{t=1}^T \ln \phi \left(\frac{\mu_{it} \pm [(y_{it} - \alpha_{it} - \beta_{it}' x_{it}) (\sigma_{uir} / \sigma_v)]}{\sqrt{\sigma_{uir}^2 + \sigma_v^2}} \right) \right. \quad (9)$$

$$\left. - \frac{1}{2} \left(\frac{\mu_{it} \pm (y_{it} - \alpha_{it} - \beta_{it}' x_{it})}{\sqrt{\sigma_{uir}^2 + \sigma_v^2}} \right)^2 \right\} + \ln \frac{1}{\sqrt{2\pi}} - \ln \Phi \left[\frac{\mu_{it}}{\sigma_{uir}} \right] - \ln \sqrt{\sigma_{uir}^2 + \sigma_v^2}$$

$$= \sum_{i=1}^N \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R \sum_{t=1}^T \log p_{it}$$

عدم کارایی هر بنگاه خاص از رابطه زیر و با تکنیک JLMS

به دست می‌آید:

1. Train (2003)
2. Barro & Sala-I-Martin (1991)
3. σ -convergence
4. Quah (1996)

شده است استفاده می‌کنیم:

$$\Delta W_{it} = \alpha + \sigma W_{it-1} + \sum_i D_i + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

در این معادله $W_{it} = \ln EFF_{it} - MEFF_t$ کارایی هزینه استان یا کشور i در سال t است. و $MEFF_t$ میانگین EFF_{it} در هر دوره است. D_i متغیر مجازی برای کشور یا استان i است و α و β پارامترهایی است که باید تخمین زده شود. اگر که پارامتر σ به طور معناداری منفی شود همگرایی سیگما وجود خواهد داشت.

در این پژوهش، مدل‌های مختلف تصریح تابع هزینه مانند کاب داگلاس، ترانسلوگ، ترانس دنتال بررسی شد و با توجه به نتایج به دست آمده، تابع هزینه کاب داگلاس انتخاب گردید. اگر فرض کنیم که اساس قطعی تابع هزینه تک معادله‌ای با یک ستاده $c(y_{it}, w_{nit}; \beta)$ بر اساس شکل تابعی کاب-داگلاس خطی-لگاریتمی است، لذا مدل مرزی تصادفی را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\begin{aligned} \ln E_{it} &\geq \beta_0 + \beta_y \ln y_{it} + \\ &\sum_n \beta_n \ln w_{nit} + v_{it} = \\ &\beta_0 + \beta_y \ln y_{it} + \sum_n \beta_n \ln w_{nit} + v_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad (13)$$

در اینجا v_{it} جزء اخلاص تصادفی دو سویه (two-side random-noise component) و u_{it} جزء غیر منفی عدم کارایی هزینه از بخش مرکب خطای $\varepsilon_{it} = v_{it} + u_{it}$ است. از آنجایی که تابع هزینه مرزی باید همگن خطی در قیمت نهاده‌ها باشد پس داریم که

$$\begin{aligned} c(y_{it}, \lambda w_{nit}; \beta) &= \lambda c(y_{it}, w_{nit}; \beta) \text{ و } \lambda > 0 \\ \beta_k &= 1 - \sum_{n \neq k} \beta_n \end{aligned}$$

لازم است که در تخمین محدودیت β_k را به صورت زیر تغییر دهیم:

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{E_{it}}{W_{kit}}\right) &= \beta_0 + \beta_y \ln y_{it} + \\ &\sum_n \beta_n \ln\left(\frac{W_{nit}}{W_{kit}}\right) + v_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad (14)$$

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

مورد ارزشیابی پراکندگی در مقطع عرضی به ما نمی‌دهد.

آزمون همگرایی سیگما این محدودیت‌ها را ندارد. مساعدت این آزمون آن است که پراکندگی را در مقطع عرضی بررسی می‌کند و در صورتی که پراکندگی در طول زمان کاهش یابد همگرایی وجود دارد. بنابراین آزمون همگرایی سیگما نشان می‌دهد که یک کشور با چه سرعتی سطح خود را به میانگین سطح کشورهای دیگر نزدیک می‌کند. آزمون همگرایی بتا و سیگما مکمل یکدیگر هستند. آزمون بتا لازم است اما شرط کافی برای وجود همگرایی سیگما نیست. در ادبیات این دو آزمون به طور وسیعی استفاده شده است. آزمون همگرایی بر روی داده‌های مقطعی، سری زمانی و داده‌های تابلویی انجام شده است.

در زمینه بررسی همگرایی کارایی با استفاده از داده‌های تابلویی نیز از روش‌هایی استفاده شده است که به بررسی یکی از آنها می‌پردازیم.

آزمون همگرایی بتا برای داده‌های تابلویی که به صورت زیر توسط کانوا و مارست^۱ (۱۹۹۵: ۱۰) و لورنت (۲۰۰۹: ۸۱۸) تصریح شده است استفاده شد:

$$\begin{aligned} \ln EFF_{it} - \ln EFF_{it-1} &= \\ \alpha + \beta \ln EFF_{it-1} + \sum_i D_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (11)$$

در این معادله EFF_{it} کارایی هزینه استان یا کشور i در سال t است. و EFF_{it-1} نمره کارایی هزینه کشور یا استان i در سال $t-1$ است. D_i متغیر مجازی برای کشور i است و α و β پارامترهایی است که باید تخمین زده شود. این معادله اگر به صورت فوق در نظر گرفته شود، متغیر مجازی نشان دهنده این است که به روش اثرات ثابت^۲ تخمین زده خواهد شد. همگرایی بتا وجود خواهد داشت اگر که پارامتر β به طور معناداری منفی شود و اگر مثبت شود نشان دهنده واگرایی است. هرچه β بزرگ‌تر باشد نشان دهنده سرعت بیشتر در همگرایی یا واگرایی است بسته به اینکه علامت آن مثبت یا منفی شود.

از آزمون همگرایی سیگما برای داده‌های تابلویی که به صورت زیر توسط پاربخ و شیباتا^۳ (۲۰۰۴) و لورنت (۲۰۰۹) تصریح

1. Canova & Marcet (1995)
2. Fixed Effect
3. Parikh & Shibata (2004)

عنوان ستاده و کود شیمیایی مصرفی، مقدار بذر، مجموع سموم دفع آفات و علفکش‌ها، زمین، نیروی کار و آب در هر سال در استان به عنوان نهاده در نظر گرفته شد. در تابع هزینه تولید از قیمت نهاده‌ها، هزینه تولید در هکتار و عملکرد در هکتار استفاده شده است. تنظیم داده‌های آماری بر مبنای نتایج حاصل از آمارگیری طرح هزینه تولید محصولات کشاورزی بوده است و در مورد قیمت دو نهاده آب و ماشین آلات با محدودیت وجود داشت. از آنجایی که قیمت آب در دسترس نبود از مجموع آب بهای مرحله کاشت و داشت که طبیعتاً همبستگی بسیار بالایی با قیمت آب دارد استفاده شد، اما متأسفانه متغیر مناسبی برای قیمت ماشین آلات در دسترس نبوده است.

۳. یافته‌ها

پس از تصریح مدل مرزی تصادفی هزینه، با توجه به رابطه (۱۴) مدل مرزی تصادفی با اثرات تصادفی صحیح با فرض روش شبیه‌سازی هالتون و ۵۰ تکرار برنامه نویسی و اجرا گردید که نتایج آن در جدول (۲) آمده است.

به جز ضریب لگاریتم قیمت نرمال شده سموم کشاورزی که علامت آن مثبت ولی معنادار نشده است همه ضرایب در سطح ۹۹٪ معنادار شده‌اند. بیشترین تأثیر همانند تخمین مدل با داده‌های آمیخته مربوط به قیمت زمین است به طوری که هر یک درصد افزایش در قیمت زمین ۰/۲۶ درصد هزینه تولید در هکتار را افزایش می‌دهد و کمترین تأثیر بین ضرایب معنادار شده مربوط به قیمت کود شیمیایی است به طوری که هر یک درصد افزایش در قیمت کود شیمیایی ۰/۱۳ درصد درافزایش هزینه تولید در هر هکتار گندم آبی مؤثر است.

همان‌گونه که در مواد و روش‌ها به‌طور کامل توضیح دادیم، با بررسی شکل‌های مختلف تصریح و تخمین مقدماتی تابع هزینه مدل مرزی تصادفی با اثرات تصادفی صحیح^۱ که توسط گرین در سال ۲۰۰۵ معرفی شده است، به عنوان مدل مناسب جهت بررسی همگرایی انتخاب گردید.

پس از تخمین مدل و با استفاده از معادله (۱۰) و (۱۵) کارایی هزینه هر استان در هر سال محاسبه شد.

$$CE_{it} = \exp E \{-u_{it}\} \quad (15)$$

در این پژوهش، آزمون همگرایی بتا برای داده‌های تابلویی که مطابق معادله (۱۱) توسط کانوا و مارست (۱۹۹۵) و لورنت (۲۰۰۹) تصریح شده است با کمی تغییر استفاده شد. زیرا در اینجا آزمون با فرض اثرات ثابت و تصادفی بررسی می‌شود و معادله (۱۱) تنها تخمین با اثرات ثابت را نشان می‌دهد.

$$\ln EFF_{it} - \ln EFF_{it-1} = \alpha + \beta \ln EFF_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

در این معادله EFF_{it} کارایی هزینه استان i در سال t است. و EFF_{it-1} نمره کارایی هزینه استان i در سال $t-1$ است. اگر که پارامتر β به طور معناداری منفی شود همگرایی بتا وجود خواهد داشت.

آزمون همگرایی سیگما برای داده‌های تابلویی که مطابق معادله (۱۲) توسط پاربخ و شیبانا (۲۰۰۴) و لورنت (۲۰۰۹) تصریح شده است با کمی تغییر استفاده شد.

$$\Delta W_{it} = \alpha + \sigma W_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

در این معادله $W_{it} = \ln EFF_{it} - MEFF_t$ و $\Delta W_{it} = W_{it} - W_{it-1}$ کارایی هزینه استان i در سال t است و $MEFF_t$ میانگین EFF_{it} در هر دوره است. اگر که پارامتر σ به طور معناداری منفی شود همگرایی سیگما وجود خواهد داشت.

آمار و اطلاعات لازم برای این مطالعه از طریق بانک اطلاعات هزینه تولید محصولات کشاورزی و سالنامه‌های آماری وزارت جهاد کشاورزی به‌دست آمد. اطلاعات مربوط به هر استان از سال زراعی ۸۱-۸۰ تا سال زراعی ۹۰-۸۹ در یک دوره ده ساله و برای بیست و هشت استان جمع‌آوری شدند. میانگین تولیدگندم آبی در هکتار در هر سال برای هر استان به

1. True Random Effects Stochastic Frontier Model

جدول ۱. روش‌های مختلف برآورد تابع هزینه مرزی و محاسبه کارایی هزینه با داده‌های تابلویی

توصیف	تابع هزینه
داده‌های مرکب: این مدل در قالب داده‌های مرکب (Pooled) و روش MLE تخمین زده می‌شود.	$\ln(TC/w_k)_{it} = \alpha + \beta^T X_{it} + v_{it} + u_{it}$
اثرات تصادفی: این نوع مدل به روش MLE تخمین زده می‌شود و توسط پیت و لی ^۱ لی ^۱ (۱۹۸۱) و گرین ^۲ (۲۰۰۰) مشخص شده است و برای هر استان در دوره مورد بررسی بررسی یک نمره کارایی ثابت ارائه می‌دهد.	$\ln(TC/w_k)_{it} = \alpha + \beta^T X_{it} + v_{it} + u_i$
اثرات ثابت: به روش OLS تخمین زده می‌شود و اسجیمدت و سیکلیس (۱۹۸۴) آن را معرفی کرده‌اند. و عدم کارایی با $u_i = a_i - \min(a_i)$ محاسبه می‌شود. برای هر استان در دوره مورد بررسی یک نمره کارایی ثابت ارائه می‌دهد.	$\ln(TC/w_k)_{it} = \alpha_0 + \beta^T X_{it} + v_{it} + (\alpha_i - \alpha_0)$
اثرات تصادفی صحیح: این مدل توسط گرین در سال ۲۰۰۵ توسعه داده شده است. که در ادامه به بررسی آن می‌پردازیم.	$\ln(TC/w_k)_{it} = (\alpha + w_i) + \beta^T X_{it} + v_{it} + u_{it}$
اثرات ثابت صحیح: از نوع خاصی MLE استفاده می‌شود و توسط گرین در سال ۲۰۰۴ معرفی شده است.	$\ln(TC/w_k)_{it} = \alpha_i + \beta^T X_{it} + v_{it} + u_{it}$
در روابط فوق: TC : هزینه تولید؛ w_k : قیمت نهاده انتخابی برای نرمال کردن متغیرها و لحاظ شرط همگنی؛ X_{it} : بردار مقدار ستاده و قیمت نهاده‌های نرمال شده؛ v_{it} : جزء اختلال و u_{it} : عدم کارایی هزینه است.	

مأخذ: مرادی و همکاران، ۱۳۹۲.

جدول ۲. نتایج حاصل از تخمین مدل مرزی با اثرات تصادفی صحیح

متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره Z
پارامتر تصادفی			
Constant (میانگین پارامتر تصادفی)	1.38136***	0.07047	19.60
پارامتر مقیاس عرض از مبدأ	0.05892***	0.00295	19.96
پارامترهای غیر تصادفی			
$\ln y_{it}$	0.14349***	0.02234	6.42
$\ln(w_{1it}/w_{2it})$	0.13266***	0.02435	5.45
$\ln(w_{3it}/w_{2it})$	0.01859	0.1276	1.46
$\ln(w_{4it}/w_{2it})$	0.26478***	0.01240	21.35
$\ln(w_{5it}/w_{2it})$	0.17596***	0.00639	27.56
$\ln(w_{6it}/w_{2it})$	0.20351***	0.02124	21.35
$\lambda = \sigma_u / \sigma_v$	1.96698***	0.24838	7.92
$\sigma = (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)^{1/2}$	0.05819***	0.00229	25.38
σ_u	0.05187	-----	-----
σ_v	0.02637	-----	-----
Ln likelihood	465.08258	-----	-----
***, **, * به ترتیب معناداری در سطوح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد.			
y_{it} : عملکرد در هکتار؛ w_{1it} : میانگین وزنی قیمت هر کیلو کود شیمیایی؛ w_{2it} : قیمت هر کیلو بنر؛ w_{3it} : میانگین وزنی قیمت هر کیلو سموم کشاورزی؛			
w_{4it} : قیمت زمین (اجاره هر هکتار)؛ w_{5it} : مجموع آب‌بهای مرحله کاشت و داشت؛ w_{6it} : دستمزد نیروی کار کشاورزی			

1. Pitt & Lee (1981)

2. Greene (2000)

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۳. کارایی هزینه محاسبه شده به روش مدل مرزی با اثرات تصادفی صحیح

استان	80-81	81-82	82-83	83-84	84-85	85-86	86-87	87-88	88-89	89-90
آذربایجان شرقی	0.945	0.950	0.985	0.968	0.974	0.981	0.962	0.943	0.969	0.955
آذربایجان غربی	0.974	0.973	0.955	0.978	0.971	0.953	0.959	0.954	0.977	0.969
اردبیل	0.985	0.915	0.774	0.985	0.965	0.946	0.975	0.972	0.972	0.984
اصفهان	0.957	0.959	0.957	0.974	0.965	0.968	0.978	0.969	0.972	0.968
ایلام	0.984	0.925	0.924	0.966	0.972	0.981	0.975	0.962	0.970	0.965
بوشهر	0.950	0.991	0.919	0.972	0.967	0.978	0.966	0.955	0.976	0.913
تهران	0.960	0.956	0.957	0.950	0.960	0.971	0.959	0.976	0.964	0.989
جنوب کرمان	0.980	0.977	0.982	0.981	0.963	0.981	0.953	0.975	0.961	0.776
چهارمحال و بختیاری	0.962	0.958	0.961	0.965	0.956	0.981	0.943	0.975	0.978	0.972
خراسان	0.954	0.961	0.967	979.0	0.976	0.970	0.961	0.981	0.957	0.952
خوزستان	0.979	0.970	0.972	0.981	0.970	0.965	0.971	0.967	0.962	0.967
زنجان	0.977	0.961	0.968	0.985	0.958	0.932	0.974	0.959	0.942	0.978
سمنان	0.967	0.913	0.952	0.967	0.972	0.984	0.977	0.976	0.961	0.962
سیستان و بلوچستان	0.993	0.978	0.928	0.964	0.957	0.918	0.932	0.934	0.943	0.959
فارس	0.966	0.968	0.966	0.969	0.969	0.972	0.967	0.967	0.966	0.979
قزوین	0.960	0.973	0.968	0.974	0.969	0.978	0.959	0.973	0.968	0.954
قم	0.925	0.934	0.975	0.987	0.970	0.953	0.970	0.976	0.971	0.953
گلستان	0.970	0.977	0.945	0.973	0.950	0.959	0.955	0.960	0.978	0.982
لرستان	0.974	0.966	0.937	0.975	0.957	0.978	0.973	0.958	0.976	0.970
مازندران	0.932	0.960	0.967	0.989	0.896	0.966	0.969	0.987	0.970	0.868
مرکزی	0.942	0.969	0.949	0.955	0.976	0.970	0.970	0.988	0.946	0.965
هرمزگان	0.905	0.954	0.971	0.990	0.978	0.979	0.963	0.958	0.927	0.960
همدان	0.962	0.969	0.969	0.969	0.966	0.968	0.960	0.969	0.973	0.980
یزد	0.929	0.920	0.931	0.965	0.971	0.970	0.961	0.965	0.966	0.957
کردستان	0.955	0.956	0.983	0.974	0.953	0.981	0.983	0.932	0.971	0.949
کرمانشاه	0.959	0.947	0.951	0.986	0.970	0.973	0.977	0.967	0.951	0.956
کرمان	0.976	0.946	0.970	0.986	0.979	0.965	0.905	0.974	0.964	0.955
کهگیلویه و بویر احمد	0.934	0.934	0.928	0.956	0.967	0.988	0.935	0.961	0.991	0.927

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۴. ویژگی‌های آماری کارایی هزینه محاسبه شده به روش مدل مرزی با اثرات تصادفی صحیح

متغیر	توصیف	تعداد مشاهده	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
CE_{it}	کارایی هزینه	280	0.961	0.024	0.773	0.993

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۵. نتایج حاصل از آزمون بتا بر نمره کارایی

متغیر	داده‌های آمیخته (Pooled)		اثرات ثابت		اثرات تصادفی	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره Z
Constant	-0.03545***	-10.69	-----	-----	-0.03653***	-10.41
$\ln EFF_{it-1}$	-0.90240***	-12.08	-0.97185***	-12.21	-0.93044***	-12.77
R^2	0.36872	-----	0.41688	-----	0.368362	-----
آماره هاسمن اثرات ثابت در مقابل اثرات تصادفی			H=1.			
* , ** , *** به ترتیب معناداری در سطوح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد.						

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۶. نتایج حاصل از آزمون بتا بر نمره کارایی

متغیر	داده‌های آمیخته (Pooled)		اثرات ثابت		اثرات تصادفی	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره Z
Constant	-.88514***	-11.79	-----	-----	-.91691***	-12.52
W_{it-1}	-.88416***	-11.80	-.95968***	-11.98	-.91591***	-12.52
R^2	.35753	-----	.41024	-----	.357070	-----
آماره هاسمن اثرات ثابت در مقابل اثرات تصادفی			H=1.80			
* , ** , *** به ترتیب معناداری در سطوح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد						

مأخذ: محاسبات تحقیق

۴. بحث و نتیجه‌گیری

نتایج حاصل از تخمین تابع هزینه مرزی تصادفی به روش اثرات تصادفی صحیح گرین نشان می‌دهد که قیمت سموم کشاورزی تأثیر معناداری بر هزینه تولید در هر هکتار گندم آبی نداشته است. دلیل این نتیجه پایین بودن سهم هزینه سموم کشاورزی از کل هزینه تولید در هکتار گندم آبی است که باعث شده است نقش هزینه سموم کشاورزی کم‌رنگ باشد. از بین متغیرهای معنادار شده به ترتیب اجاره زمین، دستمزد نیروی کار، آب بها و قیمت کودهای شیمیایی بر هزینه تولید مؤثر بوده‌اند. این نتیجه‌گیری بر مبنای محاسبه هزینه اقتصادی است در حالی که اگر بخواهیم از دیدگاه حسابداری به تجزیه و

با توجه به جدول (۵)، ضریب β در سطح ۱٪ معنادار شده است و علامت آن نیز منفی است یعنی اینکه نرخ رشد کارایی هزینه به طور منفی با سطوح اولیه خود همبستگی دارد و هرچه سطح اولیه کارایی افزایش یابد نرخ رشد کارایی کاهش می‌یابد. با توجه به جدول (۶)، ضریب σ در سطح ۱٪ معنادار شده است و علامت آن نیز منفی است یعنی اینکه همگرایی سیگما تأیید می‌گردد و پراکندگی کارایی هزینه در طول زمان کاهش یافته است و یک جریان همگرا در افزایش کارایی هزینه بین استان‌های مختلف دیده می‌شود.

کشاورزان کارا سطح کارایی در استان‌هایی با کارایی پایین‌تر بهبود یابد. نتایج حاصل از مطالعه، همگرایی بتا و سیگما را تأیید می‌کنند یعنی اینکه استان‌هایی که کارایی هزینه پایین‌تری داشته‌اند با نرخ رشد بالاتری کارایی خود را افزایش داده‌اند و پراکندگی نمرات کارایی در طول زمان کاهش یافته است.

کرباسی، علیرضا؛ صبحی، محمود و مرادی، ابراهیم (۱۳۸۹). "بررسی تغییرات و همگرایی رشد بهره‌وری پنبه در استان‌های کشور". *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، جلد ۲، شماره ۲، ۹۱-۱۰۹.

مرادی شهربابک، حسین (۱۳۸۷). "بررسی کارایی اقتصادی تولید گندم در استان کرمان (مطالعه موردی شهرستان بافت)". *مجله کشاورزی*، دوره ۱۰، شماره ۲، ۱۸۰-۱۷۳.

مرادی، ابراهیم؛ پهلوانی، مصیب و اکبری، احمد (۱۳۹۲). "عدم تجانس مشاهده شده در اندازه‌گیری کارایی هزینه؛ مطالعه موردی: کارایی هزینه تولید پنبه آبی در ایران". *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، دوره ۲، شماره ۶، ۶۲-۴۷.

موسوی، حبیب‌ا... و خلیلیان، صادق (۱۳۸۴). "بررسی عوامل اثرگذار بر کارایی فنی تولید گندم". *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال ۱۳، شماره ۵۲، ۶۰-۴۵.

تحلیل هزینه بپردازیم نتیجه متفاوت خواهد بود زیرا هزینه فرصت نهاده‌هایی که کشاورز مالک آنهاست در محاسبات اقتصادی لحاظ می‌شود اما در محاسبات حسابداری هزینه در نظر گرفته نمی‌شود. نتایج نشان می‌دهد که کارایی هزینه تولید گندم آبی در کشور مناسب و بالای ۹۰٪ است و کشاورزان در تولید گندم آبی کارا عمل کرده‌اند و می‌تواند با انتقال تجربه از

منابع

جهانی، مقصود و اصغری، علیرضا (۱۳۸۴). "تحلیل هزینه تولید گندم با استفاده از تابع هزینه ترانس‌لوگ تک محصولی مطالعه موردی: منطقه ارسباران". *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۰، شماره ۳، ۲۶۳-۲۳۳.

دفتر آمار و فناوری اطلاعات (۱۳۹۰). "هزینه تولید محصولات کشاورزی سال زراعی ۸۸-۱۳۷۸". *جلد اول وزارت جهاد کشاورزی*، معاونت برنامه‌ریزی و اقتصادی، تهران، ایران.

دفتر آمار و فناوری اطلاعات (۱۳۹۳). "آمارنامه کشاورزی، سال زراعی ۹۲-۹۱". وزارت جهاد کشاورزی، معاونت برنامه‌ریزی و اقتصادی، تهران، ایران.

زراعت‌نژاد، منصور و یوسفی حاجی آباد، رضا (۱۳۸۷). "ارزیابی کارایی فنی تولید گندم در ایران (رهیافت: پارامتریک و ناپارامتریک)". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال ۹، شماره ۲، ۱۷۲-۱۴۵.

Barro, R. & Sala-I-Martin, X. (1991). "Convergence Across States and Regions". *Brookings Papers on Economic Activity*, 4(1), 107-182.

Battese, G. E. & Coelli, T. J. (1992). "Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India". *Journal of Productivity Analysis*, 3(2), 153-169.

Canova, F. & Marcet, A. (1995). "The Poor Stay Poor: Non Convergence Across Countries and Regions". *Presentation at the CEPR Workshop on Empirical Macroeconomics*, Brussels.

Cesar, R., Catherine, E., Milne, P. M. & Woong, J. (2009). "Efficiency of Scottish

Farms: A Stochastic Cost Frontier Analysis". *Agricultural Economics Review*, 10(2), 17-35.

Cornwell, C., Schmidt, P. & Sickles, R. C. (1990). "Production Frontier With Cross-sectional and Time-series Variation in Efficiency Levels". *Journal of Economics*, 46(1), 185-200.

Ernoiz, A. (2015). "Competitiveness and Cost Efficiency of Rice Farming in Indonesia". *Journal of Rural Problems*, 51(2), 74-85.

Greene, W. (2000). "Econometric Analysis", 4th edition, Englewood Cliffs, Prentice Hall.

Greene, W. (2003). "Econometric Analysis", 5th edition, Englewood Cliffs, Prentice Hall.

- 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, 959-980.
- Greene, W. (2005). "Reconsidering Heterogeneity in Panel Data Estimators of the Stochastic Frontier Model". *Journal of Econometrics*, 126, 269-303.
- Ismatul, H., Nuhfil, H., Ratya, A. & Budi, S. (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), 78-86.
- Jondrow, J., Materov, I., Lovell, K. & Schmidt, P. (1982). "On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Model". *Journal of Econometrics*, 19, 233-238.
- Laurent, W. (2009). "Convergence in Banking Efficiency Across European Countries". *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 19, 818-833.
- Moyazzem, H., Asraful, A. & Kamal, U. (2015). "Application of Stochastic Frontier Production Function on Small Banana Growers of Kushtia District in Bangladesh". *Journal of Statistics Applications & Probability*, 4(2), 337-342.
- Parikh, A. & Shibata, M. (2004). "Does Trade Liberalization Accelerate Convergence in Per Capita Incomes in Developing countries?". *Journal of Asian Economics*, 15, 33-38.
- Pitt, M. & Lee, L. F. (1981). "The Measurement and Source of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry". *Journal of Development Economics*, 9, 43-64.
- Quah, D. (1996). "Empirics for Economic Growth and Convergence". *European Economic Review*, 40, 1353-1376.
- Schmidt, P. & Sickles, R. C. (1984). "Production Frontier and Panel Data". *Journal of Business and Economic Statistics*, 2(4), 367-374.
- Train, K. (2003). "Discrete Choice Methods with Simulation", Cambridge, Cambridge University Press.
- Tsionas, E. G. (2002). "Stochastic Frontier Models with Random Coefficients". *Journal of Applied Econometrics*, 17, 127-147.