Doi: 10.22034/iaes.2021.520850.1807

اقتصاد کشاورزی/جلد ۱۴/شماره۴/صفحه های۸۶-۵۷

تجزیه رشد بهره‌وری کل عوامل تولید گندم در استان فارس با استفاده از مدل مرزی - تصادفی فضایی

سیده سمانه راعی،ابراهیم مرادی،احمد اکبری[۱]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۹/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۲/۰۵

چکیده

هدف از این پژوهش، تجزیه رشد بهره‌وری محصول گندم در مناطق استان فارس طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۹۷ با استفاده از روش مرزی تصادفی فضایی و کاربرد تابع هزینه ترانسلوگ است. با استفاده از نتایج حاصل از تخمین مدل، رشد بهره‌وری کل عوامل تولید به دو جزء تغییر تکنولوژی و اثر مقیاس تجزیه شد. نتایج نشان داد که بهره‌وری کل عوامل تولید محصول گندم در استان فارس به‌طور متوسط در دوره مورد نظر ۰/۰۲۹ رشد داشته است و تأثیر اثرات مستقیم رشد بهره‌وری به طور میانگین بیش از اثرات غیرمستقیم آن است. میانگین نرخ رشد تغییر تکنولوژی و اثر مقیاس ۰/۰۰۲- و ۰/۰۳۱ است و لذا سهم اثر مقیاس در رشد بهره‌وری کل بیشتر از سهم تغییرات تکنولوژی است و عدم همسویی میانگین نرخ رشد اثر مقیاس و تغییر تکنولوژی باعث رشد ناچیز بهره‌وری شده است. با توجه به یافته‌ها، لازم است موانع استفاده از تکنولوژی‌های نوین تسهیل شود. سیاست یکپارچه‌سازی اراضی در راستای راهبردهای آمایش سرزمین می‌تواند گامی موثر برای بهینه‌سازی مقیاس تولید باشد و زمینه توسعه تکنولوژی فراهم شود و نتیجه آن بهبود رشد بهره‌وری خواهد بود.

طبقه‌بندی JEL: D24, O47

واژه‌های کلیدی: بهره‌وری کل عوامل تولید، استان فارس، مدل مرزی تصادفی فضایی

[۱] به ترتیب:دانشجوی دکترا،استادیار(نویسنده مسئول) واستاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه سیستان و بلوچستان،زاهدان، ایران

Email: ebmoradi31@gmail.com

مقدمه

افزایش روز افزون جمعیت و محدودبودن عوامل تولید ضرورت توجه هر چه بیشتر به افزایش بهره‌وری عوامل تولید را نمایان می‌سازد(*Alvanchi & Saboohi., 2007*). بهره‌وری مفهومی است جامع و کلی که افزایش آن به عنوان ضرورتی جهت ارتقای زندگی انسان‌ها و ساختن اجتماعی مرفه‌تر که هدفی ملی برای همه کشورهای جهان است، همواره مدنظر صاحبنظران سیاست و اقتصاد بوده است. امروزه بهره‌وری بهترین و مؤثرترین روش دستیابی به رشد اقتصادی، با توجه به کمیابی منابع تولید است. از طریق محاسبه و تحلیل شاخص‌های بهره‌وری عوامل تولید می‌توان میزان کارایی عملکرد بخش‌های مختلف اقتصادی را در استفاده از منابع تولید بررسی کرد. بعلاوه به منظور افزایش بهره‌وری باید به بخش کشاورزی به عنوان یکی از بخش‌های مهم و عمده اقتصادی در کشور توجه خاص کرد، زیرا افزایش بهره‌وری در این بخش با توجه به ساختار ویژه اقتصادی کشور می‌تواند ما را در جهت دستیابی به هدف‌های اقتصادی یاری کند(*Akbari & Ranjkesh., 2004*).

افزایش بهره‌وری از طریق بهبود کاربرد عوامل تولید، تغییرات عمده تکنولوژی و یا افزایش مقیاس صورت می‌گیرد. با توجه به محدودیت منابع تولید مواد غذایی و نیازهای غذایی جمعیت رو به رشد کشور، افزایش کاربرد عوامل تولید و تغییرات عمده‌ی تکنولوژی، با محدودیت‌هایی روبروست. برای مثال افزایش سطح زیر کشت محصولات کشاورزی نیاز به تکنولوژی نوین دارد و ممکن است با افزایش سطح زیر کشت در عمل باعث کاهش بازدهی تولید شود. از این‌رو با توجه به فشارهای مالی، شناخت امکانات و محدودیت‌های موجود در بخش کشاورزی اقتصاد ایران، عملی‌ترین راه افزایش تولید و درآمد کشاورزان، بهبود بهره‌وری و در واقع بدست آوردن حداکثر تولید از مجموعه ثابتی از عوامل تولید است(*Salami, 1997*). همچنین در میان محصولات کشاورزی گندم به‌عنوان محصول محوری و کلیدی کشاورزی جایگاه ویژه‌ای در تولید و مصرف مواد غذایی دارد. (*Bashir et al.,2012*). بنابراین بررسی مسئله بهره‌وری در تولید گندم از اهمیت ویژای برخوردار است.

بعلاوه استان فارس دومین استان از لحاظ تولید گندم در ایران است، که این استان در بخش جنوبی کشور واقع شده است. مساحت استان حدود ۱۲۲۶۰۸ کیلومتر مربع است که ۷/۵ درصد از مساحت کل کشور را شامل می‌گردد و از لحاظ وسعت در بین استان‌های کشور رتبه چهارم را دارا می‌باشد (*Agricultural Statisticsof Fars Province, 2017*).

همچنین طرح پهنه‌بندی عرصه‌های تولیدی در سال ۱۳۹۲ با هدف ارتقاء بهره‌وری در سطح عرصه‌های تولیدی بخش کشاورزی از طریق انتقال دانش نوین به تولیدکنندگان بخش کشاورزی در محدوده‌های کوچک مدیریتی به نام پهنه در استان فارس انجام شده است. در حقیقت برای هر پهنه یک کارشناس در حوزه روستا یا دهستان بر اساس شاخص‌های تعیین شده (سطح زیر کشت، حدود عرف مرز روستاها، مرزهای طبیعی و پراکنش جغرافیایی، مرزهای مصنوعی، مسائل اجتماعی) مشخص گردیده است و از سوی مرکز تحقیقات کشاورزی استان فارس برای هر شهرستان کارشناسی بر اساس سیاست‌ها، راهبردها، تکالیف و وظایف مربوطه فراهم شده است تا نظارت کلی بر کارشناسان پهنه‌ها انجام دهند.
با گذشت چندین سال از اجرای پروژه، در این مطالعه با استفاده از روش تابع مرزی تصادفی فضایی در استان فارس رشد بهره‌وری محصول گندم بررسی شده است تا میزان اثربخشی طرح پهنه‌بندی در شهرستان‌های استان فارس مشخص گردد.

مطالعاتی گسترده ای در زمینه اندازه‌گیری بهره‌وری کشاورزی انجام شده است که به مواردی از آن اشاره شده است.
Mojaverian(2004) تغییرات بهره‌وری محصولات راهبردی طی سال‌های ۱۳۷۸-۱۳۶۹ با استفاده از شاخص مالم کوئیست پرداخت. نتایج نشان می‌دهد که تمامی محصولاتی که رشد بهره‌وری در آنها تحقق یافته حاصل فناوری پیشرفته بوده است. همچنین در اغلب محصولات نوع تغییرات کارایی و فناوری عکس یکدیگر بوده است. بنابراین می توان نتیجه گرفت که کارایی فنی تولید کنندگان در فناوری‌های جدید کمتر از فن‌آوری های قدیمی‌تر است. در پایان پیشنهاد می‌شود سازمان‌های متولی ذوی تحقیق، نوآوری و ترویج فناوری جدید در آموزش بهره‌گیری از این فنآوری سرمایه‌گذاری کنند.
(*Alvanchi & Saboohi (2007*) رشد بهره‌وری در تولید گندم ایران با استفاده از شاخص ترانکویست طی دوره ۱۳۸۴-۱۳۶۰ را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد رشد محصول گندم در طی سال‌های ۱۳۷۲-۱۳۶۰ برابر با ۰/۷۹ و در طی سال‌ها ۱۳۸۴-۱۳۷۳به ۰/۴۱ کاهش یافته است. افزون برآن، رشد بهره‌وری در طی هر دو دوره منفی بود که نشان دهنده رشد بیشتر نهاده‌ها نسبت به محصول می‌باشد. با توجه به یافته‌ها، به نظر می‌رسد بجای تزریق هر چه بیشتر نهاده به تولید گندم لازم است بر ترکیب مناسب استفاده از نهاده تأکید شود.

.*Rafiee et al (2008)* همگرایی رشد بهره‌وری محصول گندم ایران را با استفاده از مدل مرزی تصادفی طی سالهای ۱۳۶۳-۱۳۸۴ را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد استان فارس از بیشترین رشد بهره‌وری هم در کشت دیم و هم در کشت آبی برخوردار است. همچنین آزمون مربوط به همگرایی نشان داد گرچه در کوتاه مدت رشد بهره‌وری در مناطق مختلف متفاوت است، اما در بلند مدت این روند در کلیه مناطق همگرا است.***Salami & Shahbazi(2010)*** به اندازه‌گیری و تجزیهٔ رشد بهره‌وری تولید گندم آبی ایران با مقایسهٔ روش‌های روند زمانی، شاخص عمومی و شاخص دیویژیا طی دوره ۱۳۸۱-۱۳۸۶ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که استفاده از روش شاخص عمومی نسبت به شاخص دیویژیا در پژوهش‌ها مناسب‌تر می‌باشد. همچنین نتایج گویای آن است که تغییرات تکنولوژی در طی سال‌های مطالعه برای گندم دارای پیشرفت بوده و بازده مقیاس افزایشی در تولید گندم کشور وجود دارد.

Mohamad rezazadeh et al (2013) به تجزیه و تحلیل رشد بهره‌وری کل عوامل تولید کشاورزی ایران با استفاده از رهیافت اقتصاد سنجی(پارامتریک) پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که رشد نهاده‌ها یک عامل عمده در رشد اقتصادی بخش کشارزی است و اثر تنظیم مقیاس و سرمایه انسانی و تغییرات تکنولوژی به عنوان یک عامل مثبت در رشد بهره‌وری عوامل تولید تلقی می‌گردد.

(*Baradaran (2018* به بررسی تحلیل بهره‌وری منابع تولید گندم آبی در استان‌های کشور با رویکردهای چند منظوره طی سالهای ۱۳۹۰-۱۳۸۵ پرداخت. برای دستیابی به تعداد شاخص‌های کمتر و تسهیل در تحلیل آنها، از خاصیت کاهش بعد متغیرها در رویکرد تحلیل عاملی اکتشافی شد و از رویکرد خوشه‌بندی، استان‌های کشور را براساس تشابه وضعیت بهره‌وری دسته بندی کردند. در نهایت با توجه به نتایج، تعدیل در سیاست‌های حمایتی دولتی و الگوبرداری از استان‌های بهره‌ور بر رشد تولید گندم پیشنهاد گردید.

Jha et al(2005) به بررسی پراکندگی اراضی و تاثیر آن بر بهره‌وری کشاورزی در جنوب هند با استفاده از روش تابع مرزی تصادفی و کاربرد تابع هزینه ترانسلوگ طی دوره ۱۹۹۹-۱۹۹۵ پرداختند. نتایج حاصل از این تحقیق گویای آن است، رابطه معکوس و معنی داری بین بهره‌وری عوامل تولید و پراکندگی اراضی وجود دارد.

Coelli & PrasadaRao (2005) به ارزیابی رشد بهره‌وری با استفاده از شاخص مالم کوئیست طی دوره ۲۰۰۰-۱۹۸۰ برای ۹۳ کشور پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که کشورهای مورد

مطالعه دارای سیر نزولی بهره‌وری کل عوامل تولید هستند، چین و کلمبیا دارای بالاترین رشد بهره‌وری می‌باشند و ایران در رتبه ۵۴ قرار دارد و میانگین رشد بهره‌وری کل عوامل تولید برابر با ۲ درصد است.

Kausar Kiani et al(2008) برای اندازه‌گیری تغییرات بهره‌وری تعدادی از محصولات کشاورزی در پنجاب پاکستان طی سالهایی۲۰۰۴-۱۹۷۰ از شاخص ترانکوئیست- تیل استفاده شد. نتایج مطالعه بیانگر رشد سالانه بهره‌وری به میزان ۲/۲ درصد در تولید محصولات کشاورزی بوده است.

Chaudhary(2012) به مطالعه بهره‌وری کل عوامل تولید با استفاده از شاخص مالم کوئیست در بخش کشاورزی هند پرداخت. نتایج نشان می‌دهد که بهره‌وری کل و تغییرات کارایی فنی در مناطق کمی از کشور افزایش یافته است و در بیشتر مناطق بهره‌وری کل کاهش داشته است و به منظور دستیابی به بهره‌وری بالاتر لزوم استفاده از تکنولوژی و فناوری پیشرفته را امری ضروری دانسته است.

Yang et al(2016)، روند بهره‌وری را در کشور چینبا استفاده از شاخص مالم کوئیست مورد ارزیابی قرار داد. نتایج نشان می‌دهد که پیشرفت فناوری تأثیری مثبت در بهبود شاخص کل بهره‌وری داشته، کارایی فنی تنها کمی افزایش یافته و کارایی مقیاس دارای تأثیر منفی بر بهره‌وری می‌باشد.

همانگونه که مطالعات فوق نشان می‌دهد، رشد بهره‌وری با روش‌های های پارامتریک و ناپارامتریک انجام شده است. در این تحقیق نیز با استفاده از رهیافت پارامتریک (تابع مرزی تصادفی) و در نظرگرفتن اثرات تعامل فضایی به بررسی رشد بهره‌وری پرداخته شود.

روش تحقیق

در این تحقیق با استفاده از روش تابع مرزی تصادفی فضایی سعی در برآورد رشد بهره‌وری منابع تولید از طریق برآورد دوگان یک تابع تولید یعنی تابع هزینه است. برآورد مستقیم تابع تولید زمانی مناسب است که مقدار محصول به شکل درون‌زا مشخص شود؛ در حالیکه برای مقدار برون‌زای تولید، تابع هزینه ترجیح داده می‌شود. تئوری دوگان این امکان را فراهم می‌سازد که تمامی اطلاعات مربوط به مقیاس و تقاضای نهاده‌ها به سهولت قابل محاسبه باشند (*Kant &Nautiyal,1997*).

به منظور برآورد شکل تابعی مناسب از میان شکل های تابعی موجود، با توجه به مزایای توابع انعطاف پذیر، شکل تابعی ترانسلوگ[1] به استناد کاربرد وسیع آن درمطالعات مشابه و همچنین به لحاظ ویژگیهای نظری و آماری از جمله امکان استخراج راحت تر توابع، می‌تواند شکل مناسب تابع هزینه برای مطالعه‌ی حاضر در نظر گرفته شود، شکل تابع هزینه با در نظر گرفتن متغیر روند زمان T به صورت زیر است (*Amini, 2000*).

$$C = f(Q, P_s, P_l, P_{p,} P_{w,}, T) \quad (۱)$$

که در آن P_s، P_l، P_p و $P_{w,}$ به ترتیب قیمت بذر، زمین، سم و آب ، Q مقدار تولید، C هزینه وT متغیر روند زمانی می‌باشد. تابع هزینه‌ی ترانسلوگ به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\begin{aligned} LnC &= v + a_q LnQ + \alpha_s LnP_s + \alpha_l LnP_l + \alpha_p LnP_p + \alpha_w LnP_w + \alpha_t T \\ &+ \frac{1}{2} b_q (LnQ)^2 + \frac{1}{2} b_s (LnP_s)^2 + \frac{1}{2} b_l (LnP_l)^2 + \frac{1}{2} b_p (LnP_p)^2 \\ &+ \frac{1}{2} b_w (LnP_w)^2 + \frac{1}{2} b_t (\mathrm{T})^2 + \gamma_{qs} LnQ(LnP_s) + \gamma_{ql} LnQ(LnP_l) \\ &+ \gamma_{qp} LnQ(LnP_p) + \gamma_{qw} LnQ(LnP_w) + \gamma_{qt} LnQ(T) \\ &+ \delta_{sl} LnP_s(LnP_l) + \delta_{sp} LnP_s(LnP_p) + \delta_{sw} LnP_s(LnP_w) \\ &+ \delta_{lp} LnP_l(LnP_p) + \delta_{lw} LnP_l(LnP_w) + \delta_{pw} LnP_p(LnP_w) \\ &+ b_{ts}(\mathrm{Ln}P_s)T + b_{tl}(\mathrm{Ln}P_l)T + b_{tp}(\mathrm{Ln}P_p)T + b_{tw}(\mathrm{Ln}P_w)T \end{aligned} \quad (۲)$$

با استفاده از برآورد پارامترهای تابع هزینه می‌توان رابطه تغییر تکنولوژی را بدست آورد (*Kant &.Nautiya,1997*). بر اساس رهیافت پارامتریک و راهکار تابع هزینه، تغییر در تکنولوژی تولید به صورت نسبت تغییر در هزینه تولید به تغییر در متغیر روند زمانی قابل بیان است (*Seifi & Dehghanpour, 2014*) .

$$\dot{TC} = -\frac{\partial LnC}{\partial T} = -(\alpha_t + b_t T + b_{ts}(\mathrm{Ln}P_s) + b_{tl}(\mathrm{Ln}P_l) + b_{tp}(\mathrm{Ln}P_p) + b_{tw}(\mathrm{Ln}P_w) + \gamma_{qt} LnQ) \quad (۳)$$

[1] Translog Function

با توجه به رابطه‌ی بالا تغییرات تکنولوژی به سه مولفه قابل تفکیک می باشد: (*Datta & Christoffersen, 2004*)

۱- تغییر فنی خالص $\alpha_t + b_t T$

۲- تغییر فنی غیر خنثی $b_{ts}(\mathrm{Ln}P_s) + b_{tl}(\mathrm{Ln}P_l) + b_{tp}(\mathrm{Ln}P_p) + b_{tw}(\mathrm{Ln}P_w)$

۳- تغییر فنی ناشی از گسترش مقیاس $\gamma_{qt} LnQ$

مولفه‌ی اول، نشان می‌دهد که تغییر تکنولوژی خالص، هیچ ارتباط مشخصی با عوامل تولید و میزان تولید و قیمت عوامل ندارد. در یک تابع به عنوان جزء ثابت یا عرض از مبدا در نظر گرفته می‌شود و افزایش یا کاهش آن تنها باعث انتقال تابع هزینه به سمت پایین و بالا می‌شود. مولفه‌ی دوم، نشان می‌دهد که عوامل تولید چه تاثیر متقابلی در طول زمان روی یکدیگر دارند. به عبارتی دیگر، تحولات تکنولوژیکی در طول زمان چه تأثیری روی عوامل داشته است. آیا موجب جایگزینی عوامل یا منجر به صرفه‌جویی در عوامل شده است؟ تغییر این مولفه موجب تغییر شیب منحنی هزینه می‌شود.

مولفه‌ی سوم، نشان می‌دهد که تغییر در تکنولوژی تولید موجب تغییر در ظرفیت و مقیاس تولید بنگاه می‌شود و در این حالت، موجب جابه جایی منحنی هزینه متوسط به سمت راست و چپ می‌شود *(Dashti et al,2010)*

مقادیر منفی کل رابطه تکنولوژی (با اعمال ضریب منفی در رابطه) بیان کننده افزایش در هزینه تولید بنگاه طی زمان(جابه جایی منحنی هزینه رو به بالا) و مقادیر مثبت رابطه تکنولوژی (با اعمال ضریب منفی در رابطه) بیان کننده کاهش در هزینه تولید طی زمان(جابه جایی منحنی هزینه متوسط رو به پایین) است*(Abdoli & Hazar moghadam , 2013)*.

اثر تغییر در مقیاس تولید نشان می‌دهد، تحولات فنی بر روی ظرفیت بنگاه چه تأثیری داشته است. در حقیقت تحولات فنی گسترش مقیاس تولید، موجب بهره‌گیری از صرفه‌های اقتصادی ناشی از افزایش تولید شده و هزینه را کاهش می‌دهد و درنتیجه باعث شیفت تابع هزینه می-شود.

صرفه‌های ناشی از مقیاس نشانگر میزان تغییر در محصول به واسطه‌ی افزایش در مقیاس تولید است. درحالت کلی اگر میزان تولید به میزانی بیش از افزایش‌در مقیاس تولید افزایش یابد، صرفه‌های ناشی از مقیاس وجود خواهد داشت. برای نشان‌دادن و اندازه‌گیری صرفه‌ها یا عدم صرفه‌های ناشی از مقیاس، روش‌های متعددی وجود دارد. یکی از این روش‌ها، محاسبه‌ی کشش هزینه نسبت به محصول به‌صورت رابطه (۱۰) است*(Zarra najad et al., 2013)*.

$$E = \left[\frac{\partial Ln\ C}{\partial LnQ}\right] = a_q + b_q LnQ + \gamma_{qs}(LnP_s) + \gamma_{ql}(LnP_l) + \gamma_{qp}(LnP_p) + \gamma_{qw}(LnP_w) + \gamma_{qt}(T) \quad (۴)$$

بزرگتر (کوچکتر) از واحد بودن کشش هزینه نسبت به محصول نشانگر وجود زیان‌های (فایده‌های) ناشی از مقیاس است. بعبارت دیگر اگر افزایش میزان ستاده به طور متناسب، بیشتر از افزایش کلیه‌ی نهاده‌ها باشد، در این حالت E کوچکتر از یک خواهد بود؛ بنابراین ساختار تولید دارای خصوصیت بازده به مقیاس افزایشی است. در حالت عکس نیز ساختار تولید بیانگر خصوصیت بازده به مقیاس نزولی است. روش دیگر، ترسیم منحنی هزینه‌ی متوسط بلندمدت است. تولید بنگاه در قسمت نزولی(صعودی) منحنی تولید نشانگر وجود فایده‌های (زیان‌های) ناشی‌از مقیاس و در قسمت مسطح نشان از وجود بازدهی ثابت نسبت به مقیاس است (*Zarra najad et al., 2013*).

رشد بهره‌وری عوامل تولید یکی از جنبه‌های مهم و اساسی تولید اقتصادی بوده است. شاخص رشد بهره‌وری کل عوامل تولید به شرح زیر است *(Shahiki Tash et al.,2013)* :

$$\dot{TFP} = \left(1 - \frac{\partial \mathrm{Ln\ C}}{\partial \mathrm{LnQ}}\right)\frac{\mathrm{dLnQ}}{\mathrm{dT}} - \frac{\partial \mathrm{Ln\ C}}{\partial \mathrm{T}} = \left(1 + \mathrm{E}_{CQ}\right).\mathrm{Q} + \dot{TC} \quad (۵)$$

متغیر اثرات مقیاس حاصل ضرب (صرفه مقیاس +۱) و نرخ رشد تولید در یکدیگر است و بدین ترتیب، مجموع دو متغیر اثرات مقیاس و تغییرات تکنولوژی، برابر با رشد بهره‌وری عوامل تولید است.

نرخ رشد تولید به فرم زیر است (*Seifi & Dehghanpour, 2014*).

$$\dot{\mathrm{Q}} = \frac{\mathrm{dLnQ}}{\mathrm{dT}} = \frac{\mathrm{LnQ_t} - \mathrm{LnQ_{t-1}}}{\mathrm{LnQ_{t-1}}} \quad (۶)$$

در بیشتر مطالعات پارامتریک در رابطه با بهره‌وری و کارایی، مدلهای سنتی مرزی تصادفی[1] مورد استفاده قرار گرفته است. اما در این تحقیق از روش مرزی تصادفی فضایی استفاده شده

[1] Stochastic Frontier Analysis

است. مدل مرزی تصادفی فضایی[1] با هدف بررسی عدم تجانس(ناهمگونی) در آنها گسترش یافت، تا تأثیر درونی قابل توجهی در تخمین مدل به وجود آورد. این روش اجازه می دهد تا ناهمگنی را به شیوه‌ای متفاوت با توجه به تکنیک‌های سنتی بکارگیرد. این مدل اجازه می‌دهد تا عوامل تعیین‌کننده از لحاظ آماری و اقتصادی برای شناسایی ارتباط متقابل بین پدیدها مورد استفاده قرار گیرد (*Fusco & Vidoli, 2013*).

اقتصادسنجی فضایی شاخه‌ای از اقتصادسنجی مرسوم است که اثرات تعامل‌های فضایی میان واحدهای جغرافیایی (دارای عنصرهای مکانی) را در نظر می‌گیرد. اقتصادسنجی مرسوم، دو موضوع وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی را در نظر نمی‌گیرد. بنابراین بدون توجه به این نکات، فروض گاوس مارکف نقض خواهد شد (*Florax et al.,2003*).

وابستگی فضایی بدین مفهوم است که در داده‌های دارای جزء مکانی، مشاهدات در منطقه (i) بر روی سایر مشاهدات مناطق دیگر (j) تاثیر می‌گذارد. این همبستگی می‌تواند بین مشاهدات مختلف و اجزاء اخلال وجود داشته باشد. مشاهدات نزدیکتر، منعکس کننده درجه وابستگی فضایی بیشتری نسبت به آنهایی است که از یکدیگر دورتر هستند. یعنی وابستگی فضایی و تاثیرات آن بین مشاهدات باید با افزایش فاصله بین مشاهدات، کاهش یابد.

$$Y_i = f(Y_j) \qquad i = 1,2,3,\dots,n \qquad i \neq j \qquad (۷)$$

به‌منظور بررسی وابستگی فضایی و برای اطمینان از لزوم استفاده از اقتصادسنجی فضایی از آزمون موران ضریب لاگرانژ، گری و گتیس استفاده شد. ناهمسانی فضایی اشاره به انحراف در روابط بین مشاهده‌ها در سطح مکان‌های مختلف می‌باشد.

مدل کلی و عمومی خودرگرسیونی فضایی بصورت زیر است:

$$\begin{aligned} y &= \rho w_1 + \beta x + u \\ u &= \lambda w_2 u + \varepsilon \\ \varepsilon &\approx N(0, \sigma^2) \end{aligned} \qquad (۸)$$

y بردار متغیر وابسته، x ماتریس متغیرهای مستقل، w_1 , ماتریس‌های فضایی، ε متغیر تصادفی، n, k تعداد متغیرهای مستقل و تعداد مشاهدات مقطعی، ρ ضریب تاخیر فضایی متغیر وابسته (ضریب خودهمبستگی بین عملکرد محصول در مناطق همسایه)، λ ضریب تاخیر

[1] Spatial Stochastic Frontier Analysis

فضایی پسماندها (ضریب خود همبستگی فضایی در جملات خطا) و β میزان تاثیر متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته است.

علاوه بر مدل فضایی عمومی فوق، مدل‌های خودرگرسیونی فضایی دیگر شامل الگوی فضایی خودرگرسیون توأم [۱]، الگوی خودرگرسیونی با خودهمبستگی فضایی در جمله اخلال[۲] و الگوی فضایی دوربین[۳] می‌باشند (*LeSage & Pace,2009*). کامل‌ترین الگوی خودرگرسیونی فضایی، الگوی عمومی خودرگرسیونی فضایی می‌باشد که سایر الگوها به نوعی در این الگو قرار می‌گیرند بطوری‌که با وارد کردن محدودیت‌هایی بر روی پارامترهای این الگو می‌توان سایر الگوهای خودرگرسیونی فضایی را بدست آورد (*Salami & Nemati,2014*). اگر در رابطه مدل خودرگرسیونی فضایی، پارامتر w_2 برابر با صفر باشد. بدین معنی است که خودهمبستگی فضایی در جملات اخلال وجود نداشته باشد و الگوی فضایی خودرگرسیون توأم را خواهیم داشت.

$$\begin{aligned} &y = \rho w_1 y + \beta x + U \\ &\varepsilon \approx N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \qquad (۹)$$

اگر در مدل کلی و عمومی خودرگرسیونی فضایی[۴]، پارامتر w_1 برابر با صفر قرار داده شود، الگوی خودرگرسیونی با همبستگی در جملات اخلال یعنی رابطه روبرو بدست می‌آید.

$$\begin{aligned} &y = \beta x \\ &U = \lambda w_2 \mu + U \\ &\varepsilon \approx N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \qquad (۱۰)$$

در الگوی فضایی دوربین، وقفه فضایی متغیر وابسته و متغیر مستقل به الگو اضافه می‌شود. در این الگو علاوه بر متغیرهای توضیحی، وقفه فضایی متغیرهای توضیحی نیز وارد الگو شده است و پارامتر β_2 نشان‌دهنده این ارتباط می‌باشد. در این الگو، متغیر جدید ضرب ماتریس وزنی در متغیر مستقل نشان دهنده اثرات فضایی متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته است. ضرایب این متغیرها منعکس کننده این مطلب است که با فرض ثابت بودن سایر اثرات، یک واحد تغییر در اثرات فضایی متغیر مربوطه، متغیر وابسته چند واحد تغییر خواهد نمود.

---

[1] Mixed autoregressive-regressive model
[2] Spatial autoregressive error model
[3] Spatial Durbin model
[4] General spatial model

$$y = x\beta_1 + wx\beta_2 + U \qquad (۱۱)$$
$$\varepsilon \approx N(0, \sigma^2 I_n)$$

برای انتخاب بهترین مدل فضایی از آزمون ضریب لاگرانژ، والد[1] و نسبت درستنمایی[2] استفاده می‌گردد.

یکی از کاربرد مدل فضایی در سال‌های اخیر محاسبه اثرات مستقیم، غیر مستقیم و کل است. برای بدست آوردن اثر مستقیم در ابتدا تأثیر افزایش متغیر توضیحی در شهرستان i بر متغیر وابسته در خود شهرستان i محاسبه می‌گردد. بنابراین از تمامی تأثیرها در کل منطقه میانگین گرفته می شود، جهت محاسبه اثر تجمعی غیرمستقیم در ابتدا تأثیر افزایش متغیر توضیحی در شهرستان j بر متغیر وابسته در شهرستان i محاسبه می‌شود و میانگین این اثرها در کل منطقه بیانگر اثر سرریز ناشی از افزایش متغیر توضیحی در یک شهرستان بر متغیر وابسته در تمامی شهرستان‌های موجود در منطقه است. اثر کل ناشی از افزایش متغیر توضیحی بر روی تمامی شهرستان‌های مورد بررسی برابر با مجموع اثرات مستقیم و غیر مستقیم است. به طور کلی، اثر مستقیم حاکی از سرریز های درون شهرستانی و اثر غیر مستقیم ناشی از سرریزهای بین شهرستانی است(*Lesage and Pace, 2009*).

بر این اساس می‌توان معنی‌داری اثر مستقیم و غیر مستقیم هر یک از متغیرهای توضیحی را بر متغیر وابسته به دست آورد. شایان ذکر است که از هر سه اثر در تمامی شهرستان‌ها و دوره های زمانی میانگین گرفته شده است. در این راستا با استفاده از مدل دوربین فضایی می‌توان میانگین اثر کل، مستقیم و غیر مستقیم رشد بهره‌وری محصول گندم در استان فارس را از یکدیگر تفکیک نمود.

برای تدوین الگوی فضایی، اولین قدم ایجاد ماتریس همسایگی[3] یا ماتریس وزن‌های فضایی است. برای ایجاد ماتریس وزن‌های فضایی دو روش وجود دارد.

روش اول: ماتریس همسایگی بر اساس مجاورت[4] روش دوم: ماتریس به‌منزله تابعی از فاصله. برای تعیین ماتریس W یا ماتریس وزن‌های فضایی به روش مجاورت، روش‌های گوناگونی وجود دارد. ماتریس W را می‌توان به‌صورت زیر نشان داد:

---

[1] Wald
[2] LR
[3] Neighbouring matrix
[4] Contiguity

$$W = \begin{bmatrix} 0 & .W_{12} & \dots & W_{1n}. \\ .W_{21} & 0 & \dots & W_{2n}. \\ \vdots & . & \ddots & \vdots \\ .W_{1n} & W_{2n} & \dots\dots & 0 \end{bmatrix} \quad (۱۲)$$

همانطور که مشاهده می‌شود، ماتریس W یک ماتریس متقارن است که عناصر قطر اصلی صفر و سایر عناصر در صورتی که دو استان همسایه باشند یک و در غیر اینصورت صفر است. در ادامه، ماتریس مجاورت باید استاندارد یا نرمال شود (تبدیل ماتریس W به ماتریسی که حاصل جمع سطر آن واحد باشد) که آن را ماتریس مجاورت «مرتبه اول استاندارد شده» می‌نامند با نرمال و استاندارد کردن ماتریس مجاورت و سپس حاصلضرب آن در بردار متغیر وابسته، متغیر جدیدی حاصل می‌شود که میانگین مشاهدات ناشی از مناطق مجاور را نشان می‌دهد و اصطلاحاً آن را متغیر تأخیر فضایی می‌نامند. ماتریس وزنی نرمال و استاندارد شده از تقسیم جمع اعداد هر ردیف بر هر یک از مشاهدات محاسبه خواهد شد (*LeSage & Pace,2009*).

روش دیگر روش مسافت است که بجای تعیین همسایه‌های هر منطقه با استفاده از مجاورت مرزی از میزان مسافت بین هر یک از مناطق برای تعیین همسایگی استفاده می‌شود. در این روش با استفاده از طول و عرض جغرافیایی مناطق به بررسی مسافت بین شهرستان‌ها می‌پردازد. مزیت این روش در این است که برای هر منطقه حداقل یک همسایه تعیین می‌گردد. با توجه به اینکه تعیین ماتریس همسایگی با استفاده از این روش بیشترین تعداد همسایگی را ایجاد میکند و وجود حداقل یک همسایه را برای هر منطقه تضمین می کند، این روش برای تعیین ماتریس همسایگی روشی برتر تلقی می‌شود. بنابراین در این تحقیق به بررسی ماتریس همسایگی پرداخته شد.

قبل از برآورد مدل رگرسیون فضایی باید از وجود رابطه همبستگی فضایی بین متغیرهای مورد بررسی اطمینان حاصل شود برای این کار در این پژوهش از آزمون‌های اصلی برای تشخیص همبستگی فضایی شامل آزمون موران، آزمون ضریب لاگرانژ و گری و گتیس استفاده شده است، با توجه به سطح احتمال آماره‌های مربوطه، تمامی آزمون‌ها بر تأکید از استفاده رگرسیون فضایی دلالت دارند. در غیر این صورت نتایج تورش‌داری در مدل خواهد بود.

جدول(۱) نتایج آزمون‌های تشخیص فضایی
Table(1) Results of spatial detection tests

نوع آزمون Type of test	مقدار آماره z-score	احتمال آزمون p-Value
آزمون موران Moran I - statistic	-۲/۷۲	۰/۰۲
آزمون ضریب لاگرانژ LM test	۷/۱۲	۰/۰۲
آزمون گری Geary GC	۱/۱۱	۰/۰۴
آزمون گتیس Getis-Ords GO	۰/۱۱	۰/۰۲

منبع: یافته‌های تحقیق Source: Research Findings

قبل از برآورد رگرسیون باید مشخص شود که کدام نوع از مدل‌های فضایی بهترین نتایج را به دنبال خواهد داشت. بنابراین از دوآزمون *LMerror-panel* و *LMlag-panel* جهت انتخاب بهترین مدل از بین الگوهای فضایی استفاده می‌گردد. که به معناداری آزمون *LMlag-panel* به معنای استفاده از مدل *SAR* و معناداری آزمون *LMerror-panel* به معنای استفاده از مدل *SEM* است. در صورت معناداری هر دو آزمون از آزمون *LMlagRobus-panel* و *LMerrorRobus-panel* استفاده می‌شود. در صورت معناداری هر دو آزمون، انتخاب بر اساس آماره‌هایی همچون آزمون والد و نسبت درستنمایی صورت می‌گیرد.

جدول(۲) نتایج آماره‌های وقفه و خطای فضایی
Table(2) Results of interruption and spatial error statistics

نوع آزمون Type of test	مقدار آماره z z-score	احتمال آزمون p-Value
آزمون ضریب لاگرانژ LM Lag	۳/۵۲	۰/۰۵
آزمون ضریب لاگرانژ LM Error	۳/۲۳	۰/۰۵
آزمون ضریب لاگرانژ LM Lag (Robust)	۳/۸۹	۰/۰۳
آزمون ضریب لاگرانژ LM Error (Robust)	۳/۵۹	۰/۰۴

منبع: یافته‌های تحقیق Source: Research Findings

نتایج و بحث

هدف از این پژوهش بررسی رشد بهره‌وری کل عوامل تولید، تغییرات تکنولوژی و اثر مقیاس است. بدین ترتیب نیاز به کارگیری نوعی تابع تولید یا هزینه انعطاف‌پذیر است که روابط متقابل

میان آنها را در خود گنجانده باشد. بدین ترتیب مناسب‌ترین فرم، تابع هزینه ترانسلوگ است (*Christensen et all, 1973*).

همچنین زمانی که داده‌های تحقیق دارای جزء مکانی است، بکارگیری شیوه‌های اقتصادسنجی مرسوم نمی‌باشد(*LeSage & Pace,2009*). در این تحقیق با توجه به اهمیت اثرات تعامل‌های فضایی میان واحدهای جغرافیایی شهرستان‌های استان فارس از مدل مدل‌های مرزی تصادفی فضایی استفاده گردید.

ضرایب مرتبه اول تابع ترانسلوگ بطور مستقیم به عنوان کشش در سطح میانگین مقادیر نمونه قابل تفسیر است (*shahbazi & Samdeliri, 2017*). .با بررسی ضرایب نتایج جدول(۳) مشخص می‌شود که کشش مرتبط با بذر و زمین قابل قبول و در سطح یک درصد معنی‌دار است. همچنین بالا بودن R^2 از نشانه‌های خوبی برازش می‌باشد. در این تحقیق به منظور بررسی تابع هزینه ترانسلوگ با استفاده از روش تابع مرزی تصادفی فضایی در برآورد رشد بهره‌وری منابع تولیداز نرم افزار*stata 16* استفاده گردیده است.

برای اینکه الگوی دوربین فضایی به الگوی خطای فضایی و وقفه فضایی قابل ساده شدن است از آزمون والد و نسبت درستنمایی استفاده شده است. نتایج گزارش شده در جدول(۳) با استفاده از آزمون والد (با مقدار ۱۲۵۷/۹ و با سطح احتمال ۰/۰۰۰۰) و یا به کمک آماره آزمون نسبت درستنمایی(با مقدار ۱۷۲۳/ ۳۵و با سطح احتمال ۰/۰۰۰۱) نشان می‌دهد که فرضیه‌های صفر مبنی بر اینکه الگوی دوربین فضایی را به الگوی وقفه فضایی ساده کرد رد می‌شود.

به طور مشابه، این فرضیه که می توان الگوی خطای فضایی را انتخاب کرد با توجه آزمون والد (با مقدار ۳/ ۱۴۱۸ و با سطح احتمال ۰/۰۰۰۰) و یا به کمک آماره آزمون نسبت درستنمایی(با مقدار ۷/۴۷۸۰و سطح احتمال ۰/۰۰۶۲) رد می‌شود. به صورت کلی نتایج نشان می‌دهد که الگوی خطای فضایی و الگوی وقفه فضایی رد شده و باید از الگوی دوربین فضایی استفاده گردد.

جدول (۳) ضرایب برآورد شده الگوی هزینه ترانسلوگ به روش تابع مرزی تصادفی فضایی

Table(3) Estimated coefficient of the Translog cost model by Spatial-Stochastic Frontier Analysis

مقدار آماره t Statistics t	مقدارضریب Estimated coefficient	متغیر Variable	مقدار آماره t Statistics t	مقدارضریب Estimated coefficient	متغیر Variable
۰/۸۶	۰/۵۱۸	wa_q	-۰/۰۳	-۰/۰۰۲	a_q
۱/۰۳	۰/۶۳۸	wa_s	۴/۶۷***	۰/۳۸۷	a_s
۰/۳۹	۰/۱۴۷	wa_l	۱۳/۲۵***	۰/۷۱۶	a_l
۲/۱۹	۲/۷۳	wa_p	۱/۶۶	۰/۲۹۳	a_p
-۰/۲۶	۰/۱۳۲	wa_w	۱/۷۷	۰/۱۳۰	a_w
-۰/۳۴	-۰/۰۱۵	wb_q	۱/۷۱	۰/۰۰۹	b_q
۰/۰۱	۰/۰۰۱	wb_s	۳۱/۸۷***	۰/۲۱۴	b_s
۰/۰۳	۰/۰۰۱	wb_l	۵۸/۹۶***	۰/۱۹۶	b_l
-۱/۶۴	-۰/۳۲۹	wb_p	-۰/۸۸	-۰/۰۲۸	b_p
۰/۹۴	۰/۰۳۶	wP_w	۳/۶۵***	۰/۰۲۲	P_w
-۰/۸۰	-۰/۰۵۶	$w\gamma_{qs}$	۰/۹۲	۰/۰۰۸	γ_{qs}
۰/۳۴	۰/۰۱۳	$w\gamma_{ql}$	-۴/۰۵***	-۰/۰۲۵	γ_{ql}
-۱/۴۶	-۰/۲۰۹	$w\gamma_{qp}$	-۱/۷۵	-۰/۰۳۶	γ_{qp}
-۰/۲۶	-۰/۰۱۶	$w\gamma_{qw}$	۰/۲۹	۰/۰۰۳	γ_{qw}
-۱/۵۶	-۰/۰۳۵	$w\delta_{sl}$	-۶۲/۶۱***	-۰/۱۹۶	δ_{sl}
-۲/۴۷	-۰/۱۸۳	$w\delta_{sp}$	-۰/۱۸	-۰/۰۰۲	δ_{sp}
۰/۹۰	۰/۰۲۵	$w\delta_{sw}$	-۵/۸۱***	-۰/۰۲۳	δ_{sw}
۰/۶۲	۰/۰۳۳	$w\delta_{lp}$	-۱/۵۱	-۰/۰۱۱	δ_{lp}
-۰/۲۹	-۰/۰۰۷	$w\delta_{lw}$	-۳/۲۲*	-۰/۰۰۸	δ_{lw}
۰/۴۰	۰/۰۲۹	$w\delta_{pw}$	۲/۰۴	۰/۰۲۲	δ_{pw}
۱/۲۷	۰/۰۱۱	wb_{ts}	-۱/۳۰	-۰/۰۰۲	b_{ts}
-۰/۴۵	-۰/۰۰۳	wb_{tl}	۰/۷۰	۰/۰۰۱	b_{tl}
۰/۱۴	۰/۰۰۴	wb_{tp}	۱/۱۹	۰/۰۰۴	b_{tp}
۰/۵۲	۰/۰۰۵	wb_{tw}	-۰/۵۸	-۰/۰۰۱	b_{tw}
۰/۴۰	۰/۰۰۷	$w\gamma_{qt}$	۳/۰۱*	۰/۰۰۷	γ_{qt}
۱/۳۰	-۶/۸۳	v	-۱/۰۵	-۰/۱۸۰	b_t
			-۰/۶۴	-۰/۰۰۱	b_{tt}

ادامه جدول (۳) ضرایب برآورد شده الگوی هزینه ترانسلوگ به روش تابع مرزی تصادفی فضایی

Table(3) Estimated coefficient of the Translog cost model by Spatial-Stochastic Frontier Analysis

R^2=۰/۹۹	$\overline{R}^2$=۰/۹۸
Wald test spatial lag= ۱۲۵۷/۹	p-value=۰/۰۰۰۰
LR test spatial lag= ۳۵/۱۷۲۳	p-value=۰/۰۰۰۱
Wald test spatial error=۱۴۱۸ /۳	p-value=۰/۰۰۰۰
LR test spatial error= ۷/۴۷۸۰	p-value=۰/۰۰۶۲

*معناداری در سطح ۱۰ درصد

*** معناداری در سطح ۱ درصد

منبع: یافته‌های تحقیق

Source: Research Findings

در جدول(۴) نتایج محاسباتی تغییر تکنولوژی به صورت روند زمانی و همچنین به صورت تفکیک اجزای تشکیل دهنده آن نشان داده شده است.

جدول (۴) میانگین نرخ تغییر تکنولوژی و اجزای آن برای محصول گندم در استان فارس

Table (4) Average rate of technology change and its components for wheat crop in Fars province

شهرستان township	نرخ تغییر فنی خالص Net technical Change	نرخ تغییر فنی غیر خنثی The non-neutral technical change	نرخ تغییر فنی ناشی از گسترش مقیاس Technical change due to scale expansion
آباده	۰/۱۸۸	-۰/۰۶۱	-۰/۱۲۱
استهبان	۰/۱۸۸	-۰/۰۷۰	-۰/۱۲۷
اقلید	۰/۱۸۸	-۰/۰۶۸	-۰/۱۲۶
جهرم	۰/۱۸۸	-۰/۰۶۳	-۰/۱۲۴
داراب	۰/۱۸۸	-۰/۰۶۲	-۰/۱۲۷
سپیدان	۰/۱۸۸	-۰/۰۷۲	-۰/۱۲۵
شیراز	۰/۱۸۸	-۰/۰۷۲	-۰/۱۲۱
فسا	۰/۱۸۸	-۰/۰۶۶	-۰/۱۲۸
فیروزآباد	۰/۱۸۸	-۰/۰۶۸	-۰/۱۲۸
کازرون	۰/۱۸۸	-۰/۰۷۷	-۰/۱۲۶
لار	۰/۱۸۸	-۰/۰۶۴	-۰/۱۲۵

ادامه جدول (۴) میانگین نرخ تغییر تکنولوژی و اجزای آن برای محصول گندم در استان فارس

Table (4) Average rate of technology change and its components for wheat crop in Fars province

شهرستان township	نرخ تغییر فنی خالص Net technical Change	نرخ تغییر فنی غیر خنثی The non-neutral technical change	نرخ تغییر فنی ناشی از گسترش مقیاس Technical change due to scale expansion
مرودشت	۰/۱۸۸	-۰/۰۷۶	-۰/۱۲۶
ممسنی	۰/۱۸۸	-۰/۰۷۰	-۰/۱۲۷
لامرد	۰/۱۸۸	-۰/۰۶۳	-۰/۱۲۵
نی ریز	۰/۱۸۸	-۰/۰۶۴	-۰/۱۱۹
ارسنجان	۰/۱۸۸	-۰/۰۷۲	-۰/۱۲۶
بوانات	۰/۱۸۸	-۰/۰۶۶	-۰/۱۲۳
خرم بید	۰/۱۸۸	-۰/۰۵۹	-۰/۱۲۲
زرین دشت	۰/۱۸۸	-۰/۰۵۸	-۰/۱۲۴
قیروکارزین	۰/۱۸۸	-۰/۰۶۱	-۰/۱۲۵
مهر	۰/۱۸۸	-۰/۰۶۲	-۰/۱۱۹
فراشبند	۰/۱۸۸	-۰/۰۵۹	-۰/۱۲۳
خنج	۰/۱۸۸	-۰/۰۶۱	-۰/۱۱۹
پاسارگاد	۰/۱۸۸	-۰/۰۶۵	-۰/۱۳۱
رستم	۰/۱۸۸	-۰/۰۷۴	-۰/۱۲۵
سروستان	۰/۱۸۸	-۰/۰۶۱	-۰/۱۲۷
خرامه	۰/۱۸۸	-۰/۰۶۸	-۰/۱۰۶
کوار	۰/۱۸۸	-۰/۰۶۴	۰/۱۲۸
گراش	۰/۱۸۸	-۰/۰۷۱	-۰/۱۲۰
میانگین	۰/۱۸۸	-۰/۰۶۶	-۰/۱۲۴

منبع: یافته‌های تحقیق Source: Research Findings

همانگونه که نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد تغییر فنی خالص که همان عرض از مبداء در نظر گرفته می‌شود به طور میانگین در تمامی شهرستان‌های استان فارس مقدار مشخص و ثابتی بدست آمده است. همانگونه که گفته شد تغییر فنی خالص، مستقل از اثرات سطح تولید و نهاده‌های تولید است و به نوع تجهیزات و ساختار تولید بستگی دارد و بررسی این جزء از شاخص تغییرات تکنولوژی حاکی از آن است که گندم کاران استان فارس دارای روند مثبت در

زمینه به کارگیری تجهیزات و ساختار تولیدی هستندکه در نهایت، موجب کاهش هزینه واحد تولید شده‌اند.

بعلاوه تغییرات تکنولوژی از طریق عامل تغییرات قیمت نهاده‌ها نیز موجب تغییرات و جابه جایی منحنی هزینه تولید می‌شود و نتایج بدست آمده در جدول(۴) گویای آن است که تکنولوژی غیر خنثی، اثری منفی بر تکنولوژی تولید دارد و موجب افزایش هزینه واحد تولید شده است، که تغییر این مولفه باعث تغییر شیب منحنی هزینه می‌شود. به عبارت دیگر مولفه تغییر فنی غیز خنثی نیز نشان می‌دهد که تغییرات قیمت عوامل تولید با تکنولوژی تولید در ارتباط بوده است، یعنی استفاده از نهاده‌های نسبتاً ارزانتر به کاهش تولید کمک نموده است.

بر اساس مقادیر بدست آمده در جدول (۴) رشد تکنولوژی در بین گندم‌کاران استان فارس طی دوره مورد مطالعه، اثر منفی بر مقیاس تولید داشته است و موجب انتقال منحنی هزینه متوسط به سمت چپ شده است. به عبارت دیگر این روند افزایش تکنولوژی، اثری منفی و کاهنده بر مقیاس تولید گندم کاران استان فارس داشته است.

بر اساس نتایج جدول(۵) در بیشتر شهرستان‌ها استان فارس، نرخ تغییر تکنولوژی در مقایسه با متغیر اثرات مقیاس، اثر منفی بر مقدار رشد بهره‌وری کل عوامل تولید دارد و بدین ترتیب، میانگین تغییرات تکنولوژی، به عنوان یک عامل که اثر منفی بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید دارد به شمارمی‌رود .

بعلاوه همان‌گونه که از جدول (۵) مشخص گردیده است، نرخ تغییر تکنولوژی به طور میانگین ۰/۰۰۲- بدست آمده است. با توجه به منفی بودن نرخ تغییر تکنولوژی مشخص می‌شود که استفاده از تکنولوژی‌های نوین و پیشرفته عملاً موجب بهبود تغییرات هزینه در دوره‌ی زمانی مورد مطالعه نشده است و میانگین رشد تغییرات تکنولوژی باعث کاهش رشد بهره‌وری شده است.

به عبارت دیگر تغییرات رشد تکنولوژیکی حاصله در تولید گندم استان فارس موفق عمل نکرده است. اگرچه تغییر فنی خالص دارای مقدار مثبتی است، اما زمانی که تغییر فنی غیر خنثی و تغییر فنی ناشی از گسترش مقیاس منفی است حکایت از آن دارد که افزایش تکنولوژی، اثری منفی و کاهنده بر قیمت نهاده‌ها و مقیاس تولید داشته است.

شاخص صرفه مقیاس، بیان کننده فاصله سطح تولید واقعی از سطح تولید بهینه است. از منظر شاخص صرفه مقیاس در این تحقیق، تمام شهرستان‌های استان فارس دارای صرفه مقیاس

هستند. بنابراین بر اساس جدول(۵)، میانگین صرفه ناشی از مقیاس برای تمامی شهرستان‌های استان فارس ۰/۱۶۴ بدست آمده است. و این مقدار، گواه وجود وجود ساختار بازده صعودی نسبت به مقیاس است.

همچنین اثر مقیاس که حاصل ضرب (صرفه مقیاس +۱) و نرخ رشد تولید در یکدیگر است برابر با ۰/۰۳۱ بدست آمده است، که بیانگر نرخ رشد تولید مثبت است. از این رو افزایش اندازه مزارع این محصولات تا حد بهینه می‌تواند منجر به کاهش قیمت و افزایش توان رقابتی گندم‌کاران شود. همچنین می‌توان به این مساله اشاره کرد که لازمه حرکت به سمت حداقل هزینه تولید و بهره‌گیری از حداکثر مقیاس، استفاده بیشتر از نهاده‌های تولید همراه با برنامه‌هایی، همچون آمایش سزمین است.

جدول (۵) میانگین نرخ رشد تغییر تکنولوژی ،رشد تولید و صرفه ناشی از مقیاس محصول گندم در استان فارس

Table (5) Average growth rate of technology change, production growth and economies of scale wheat crop in Fars province

شهرستان township	میانگین نرخ تغییر تکنولوژی Average rate of technology change	میانگین نرخ رشد تولید Average production growth rate	میانگین صرفه ناشی از مقیاس Average economies of scale
آباده	۰/۰۰۶	-۰/۰۲۸	۰/۱۴۲
استهبان	-۰/۰۱۰	۰/۰۳۶	۰/۲۱۶
اقلید	-۰/۰۰۶	۰/۰۳۰	۰/۲۰۵
جهرم	۰/۰۰۰	۰/۰۱۸	۰/۱۵۴
داراب	-۰/۰۰۱	۰/۰۲۳	۰/۱۶۷
سپیدان	-۰/۰۱۰	-۰/۰۱۰	۰/۲۳۴
شیراز	-۰/۰۰۶	-۰/۰۶۲	۰/۱۹۶
فسا	-۰/۰۰۷	۰/۰۲۳	۰/۲۱۳
فیروزآباد	-۰/۰۰۸	۰/۰۴۵	۰/۱۵۶
کازرون	۰/۰۱۵	۰/۴۴۰	۰/۲۰۸
لار	-۰/۰۰۱	۰/۲۷۰	۰/۱۹۲
مرودشت	-۰/۰۱۴	-۰/۰۰۷	۰/۲۳۰
ممسنی	-۰/۰۰۹	۰/۰۳۶	۰/۱۶۹
لامرد	۰/۰۰۰	۰/۰۲۲	۰/۱۷۱
نی ریز	۰/۰۰۵	۰/۱۰۱	۰/۱۵۷
ارسنجان	-۰/۰۱۰	۰/۰۷۸	۰/۲۰۴
بوانات	-۰/۰۰۱	۰/۰۳۸	۰/۱۵۲
خرم بید	۰/۰۰۷	۰/۰۰۳	۰/۱۰۱
زرین دشت	۰/۰۰۶	-۰/۰۱۰	۰/۱۳۶
قیروکارزین	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۱۲۴
مهر	۰/۰۰۷	۰/۳۴۱	۰/۱۲۰
فراشبند	۰/۰۰۵	۰/۰۳۹	۰/۱۴۸
خنج	۰/۰۰۸	-۰/۰۲۰	۰/۰۴۱
پاسارگاد	-۰/۰۰۸	۰/۰۷۱	۰/۰۹۲
رستم	-۰/۰۱۲	-۰/۰۴۵	۰/۲۱۲
سروستان	۰/۰۰۰	۰/۰۸۰	۰/۱۳۶
خرامه	-۰/۰۱۳	-۰/۷۸۸	۰/۱۲۴
کوار	-۰/۰۰۵	۰/۰۶۰	۰/۱۵۴
گراش	-۰/۰۰۳	۰/۰۱۰	۰/۲۰۸
میانگین	-۰/۰۰۲	۰/۰۲۷	۰/۱۶۴

منبع: یافته‌های تحقیق

Source: Research Findings

نتایج جدول (۶) نشان می‌دهد که، رشد بهره‌وری کل عوامل تولید محصول گندم در استان فارس در محدوده زمانی ۱۳۹۷-۱۳۹۲ و به استناد رهیافت تابع مرزی تصادفی فضایی به طور میانگین ۰/۰۲۹درصد رشد داشته است.

این رشد خود ناشی از تأثیر سه عامل تغییر تکنولوژی، صرفه ناشی از مقیاس و رشد تولید بوده است. همچنین یادآوری می‌شود، متغیر اثرات مقیاس حاصل ضرب (صرفه مقیاس +۱) و نرخ رشد تولید در یکدیگر است و بدین ترتیب، مجموع دو متغیر اثرات مقیاس و تغییرات تکنولوژی، برابر با رشد بهره‌وری عوامل تولید است.

لذا با توجه به جدول (۵)، میانگین نرخ رشد تغییر تکنولوژی و اثر مقیاس کل ۰/۰۰۲- و ۰/۰۳۱درصد بدست آمده است. همانگونه که نتایج نشان می‌دهد، سهم اثر مقیاس در رشد بهره‌وری کل بیشتر از سهم تغییرات تکنولوژی است و عدم همسویی میانگین نرخ رشد اثر مقیاس و تغییر تکنولوژی باعث رشد ناچیز بهره‌وری گردیده است.

نتایج محاسبه رشد بهره‌وری کل عوامل تولید محصول گندم به تفکیک ۲۹ شهرستان استان فارس در جدول (۶) آمده است. نتایج گویای آن است که تغییرات رشد بهره‌وری در بیشتر شهرستان‌های استان فارس مثبت بوده و در برخی دیگر نیز مقدار منفی است، که با بررسی اجزای رشد بهره‌وری، می‌توان به علل منفی یا مثبت بود رشد بهره‌وری پی برد.

بنابراین با توجه به نتایج جدول(۶) مقادیر مثبت و منفی رشد بهره‌وری، بیشترین و کمترین میزان بهره‌وری کل عوامل تولید در بین شهرستان‌های استان فارس به ترتیب مربوط به شهرستان کازرون و خرامه با مقادیر۰/۵۴۷ و ۰/۸۹۹- است. دلیل آن می توان در جدول(۵) با توجه به نرخ مثبت تغییرات تکنولوژی ۰/۰۱۵، رشد تولید ۰/۴۴۰ و صرفه ناشی از مقیاس ۰/۲۰۸ در شهرستان کازرون و نرخ منفی تغییرات تکنولوژی ۰/۰۱۳- ، نرخ رشد تولید ۰/۷۸۸- و صرفه ناشی از مقیاس ۰/۱۲۴ در شهرستان خرامه در نظر گرفت.

نتایج جدول(۶) گویای آن است که تأثیر اثرات مستقیم رشد بهره‌وری به طور میانگین بیش از اثرات غیرمستقیم آن است. به عبارت دیگر سرریزهای درون شهرستان‌ها بیش از سرریزهای بین شهرستان‌های استان فارس است.

بعلاوه اثر کل رشد بهره‌وری عوامل تولید که ناشی از سرریزهای درون و بین شهرستان‌های استان فارس است برابر با مجموع اثرات مستقیم و غیر مستقیم می‌باشد. البته برای آنکه اثر کل بهره‌وری برابر با اثرات مستقیم و غیر مستقیم گردد باید بازده نسبت به مقیاس ثابت باشد.

با توجه به جدول (۶) مجموع میانگین اثرات مستقیم و غیرمستقیم رشد بهره‌وری بیش از میانگین رشد بهره‌وری کل است، این مسئله را می‌توان ناشی از اثر مقیاس در رشد بهره‌وری در نظر گرفت، زیرا سهم این عامل در رشد بهره‌وری بیشتر می‌باشد. زیرا در این تحقیق میانگین صرفه ناشی از مقیاس برای تمامی شهرستان‌های استان فارس ۰/۱۶۴ بدست آمده است. که کوچکتر از واحد بودن آن نشانگر فایده ناشی از مقیاس است.

همچنین با توجه به جدول(۶) برخی شهرستان‌ها هم که رشد بهره‌وری منفی داشته است، مجموع اثر مستقیم و غیر مستقیم کمتر از اثر کل است. با توجه به جدول شماره(۵) این مسئله باز هم ناشی از اثر مقیاس بوده است، اما در این مورد نرخ رشد تولید منفی در برخی شهرستان‌ها (آباده، شیراز،...) توانسته است اثر کل رشد بهره‌وری را بیش‌تر از اثر مستقیم و غیر مستقیم کند.

جدول (۶) میانگین اثر کل، مستقیم و غیر مستقیم رشد بهره‌وری محصول گندم در استان فارس

Table 3- Average of total, direct and indirect effect of wheat productivity growth in Fars province

شهرستان township	میانگین رشد بهره‌وری کل عوامل تولید Average growth rate of total productivity factors	میانگین اثرات مستقیم رشد بهره‌وری عوامل تولید Average direct effects of productivity growth of production factors	میانگین اثرات غیرمستقیم رشد بهره‌وری عوامل تولید Average indirect effects of productivity growth of production factors
آباده	-۰/۰۲۶	-۰/۰۱۵	۰/۰۰۶
استهبان	۰/۰۳۵	۰/۰۲۸	۰/۰۱۲
اقلید	۰/۰۲۹	۰/۰۲۳	۰/۰۱۲
جهرم	۰/۰۲۱	۰/۰۱۵	۰/۰۱۰
داراب	۰/۰۲۵	۰/۰۱۹	۰/۰۱۰
سپیدان	-۰/۰۲۲	-۰/۰۰۸	۰/۰۱۲
شیراز	-۰/۰۸۰	-۰/۰۴۶	۰/۰۰۵
فسا	۰/۰۲۰	۰/۰۱۷	۰/۰۱۲
فیروزآباد	۰/۰۴۳	۰/۰۳۲	۰/۰۱۳
کازرون	۰/۵۴۷	۰/۵۳۸	۰/۰۲۹
لار	۰/۳۲۰	۰/۲۹۹	۰/۰۲۵
مرودشت	-۰/۰۲۳	-۰/۰۰۹	۰/۰۱۳
ممسنی	۰/۰۳۲	۰/۰۲۵	۰/۰۱۳
لامرد	۰/۰۲۶	۰/۰۱۹	۰/۰۱۰
نی ریز	۰/۱۲۲	۰/۱۰۱	۰/۰۲۸
ارسنجان	۰/۰۸۳	۰/۰۶۰	۰/۰۲۶
بوانات	۰/۰۴۳	۰/۰۳۰	۰/۰۱۸
خرم بید	۰/۰۱۰	۰/۰۰۶	۰/۰۰۸
زرین دشت	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۸
قیروکارزین	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱
مهر	۰/۳۸۹	۰/۳۲۵	۰/۰۷۵
فراشبند	۰/۰۵۰	۰/۰۳۴	۰/۰۱۷
خنج	-۰/۰۱۲	-۰/۰۰۹	۰/۰۰۶
پاسارگاد	۰/۰۷۰	۰/۰۴۳	۰/۰۳۱
رستم	-۰/۰۶۶	-۰/۰۳۷	۰/۰۱۱
سروستان	۰/۰۹۰	۰/۰۶۱	۰/۰۳۱
خرامه	-۰/۸۹۹	-۰/۳۷۵	-۰/۲۴۵
کوار	۰/۰۶۵	۰/۰۴۴	۰/۰۲۹
گراش	۰/۰۰۹	۰/۰۱۳	۰/۰۱۲
میانگین	۰/۰۲۹	۰/۰۴۵	۰/۰۰۹

منبع: یافته‌های تحقیق

Source: Research Findings

۴. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مقاله تلاش شده است تا با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۹۷ و بکارگیری مدل مرزی تصادفی فضایی در مناطق پهنه‌بندی استان فارس رشد بهره‌وری محصول گندم را مورد بررسی قرار گیرد. بدین منظور ابتدا تابع هزینه ترانسلوگ با استفاده از روش مرزی تصادفی فضایی برآورد گردید و با استفاده از نتایج حاصل از تخمین مدل، رشد بهره‌وری کل عوامل تولید به دو جزء تغییر تکنولوژی و اثر مقیاس تجزیه شد.

نتایج حاصل از تابع هزینه ترانسلوگ به روش تابع مرزی تصادفی فضایی نشان داد که مقدار ضرایب بذر و زمین که در این تابع به عنوان کشش در نظر گرفته می‌شود، در سطح یک درصد معنی‌دار است. بعلاوه با توجه به بالا بودن ضریب تعیین، تابع فوق به طرز مناسبی تبیین شده است.

ارزیابی نتایج حاصل از محاسبه رشد بهره‌وری کل عوامل تولید به استناد رهیافت اقتصادسنجی فضایی نشان می‌دهد که در استان فارس میانگین سالانه محصول گندم ۰/۰۲۹ رشد بهره‌وری داشته است. میانگین نرخ رشد تغییر تکنولوژی و اثر مقیاس ۰/۰۰۲- و۰/۰۳۱ بدست آمده است و لذا سهم اثر مقیاس بیشتر از سهم تغییرات تکنولوژی در رشد بهره‌وری کل است. عدم همسویی میانگین نرخ رشد اثر مقیاس و تغییر تکنولوژی باعث رشد ناچیز بهره‌وری شده است. با وجود مقادیر مثبت و منفی رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بین ۲۹ شهرستان استان فارس ، بیشترین و کمترین میزان بهره‌وری به ترتیب مربوط به شهرستان کازرون و خرامه با مقادیر ۰/۵۴۷و ۰/۸۹۹- است.

نتایج میانگین اثرات مستقیم و غیر مستقیم رشد بهره‌وری نشان می‌دهد که تأثیر اثرات مستقیم به طور میانگین بیش از اثرات غیرمستقیم است. به عبارت دیگر سرریزهای درون شهرستان‌ها بیش از سرریزهای بین شهرستان‌های استان فارس است. بعلاوه مجموع میانگین اثرات مستقیم و غیرمستقیم رشد بهره‌وری بیش از میانگین رشد بهره‌وری کل است، که این مسئله ناشی از اثر مقیاس می‌باشد.

نتایج تغییرات تکنولوژی گویای آن است تغییر فنی خالص دارای مقادیر مثبت است، اما تغییر فنی غیر خنثی و تغییر فنی ناشی از گسترش مقیاس مقادیر منفی را دارند. با توجه به نتایج می‌توان مقادیر مثبت تغییر فنی خالص این گونه تفسیر نمود که گندم‌کاران استان فارس در زمینه به کارگیری تجهیزات و ساختار تولیدی(تغییرات تکنولوژی)، موجب کاهش هزینه

واحد تولید شده‌اند. اما نتایج تغییرات فنی غیر خنثی و گسترش مقیاس گویای آن است که تغییرات تکنولوژی در طی دوره مورد مطالعه باعث تغییرات مثبت قیمت عوامل تولید و مقیاس تولید نشده است تا در نهایت منجر به کاهش هزینه‌های تولید گردد. در بیشتر شهرستان‌های استان فارس، میانگین تغییرات تکنولوژی، به عنوان یک عامل منفی در رشد بهره‌وری به حساب می‌آید. بنابراین با توجه به نتایج بدست آمده پیشنهاد می‌گردد که به منظور مکانیزه کردن کشت گندم در استان فارس، ابتدا قابلیت جایگزینی ماشین آلات به جای نیروی کار فراهم گردد، که تغییرات تکنولوژی نوین منجر به رشد بهره‌وری شود.

بر اساس نتایج تحقیق از منظر شاخص صرفه مقیاس، تمام شهرستان‌های استان فارس دارای ساختار بازده صعودی نسبت به مقیاس هستند، که افزایش اندازه مزارع گندم تا حد بهینه می‌تواند منجر به کاهش هزینه گندم‌کاران گردد. با توجه به این که پراکندگی و کوچک‌بودن زمین‌های زیر کشت گندم، یکی از موانع عمده توسعه تکنولوژی در استان فارس است و استفاده از ماشین‌آلات را مقرون به صرفه نمی‌سازد. بنابراین پیشنهاد می‌گردد اگر هدف سیاست‌گذاران اقتصادی در حوزه کشاورزی افزایش رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در استان فارس است، اقدام به یکپارچه‌سازی اراضی درراستای راهبردهای آمایش سرزمین نمایند تا گامی موثر در جهت سطح بهینه تولید برداشته شود.

منابع

Agricultural Statisticsof Fars Province .(2017). Statistics and Information Technology Office of the Ministry of Jihad Agriculture Tehran, Ministry of Jihad Agriculture and Planning Deputy, (In Farsi)

Abdoli, Q and Hazar moghadam, N. (2013). Investigating the Effects of Commercial Liberalization Productivity from a Cost Function Perspective: Using fundamental theorem of duality, *Journal of Economic Research*,48(2):87-110. (In Farsi)

Akbari ,N and Ranjkesh.(2004). Investigating the growth of total factor productivity in Iran's agricultural sector during the years 1967-1997, *Journal of Agricultural Economics and Development*,11(44):117-142. (In Farsi)

Alvanchi, M and Sabouhi, M. (2007). Productivity Growth in Iranian Wheat Production: An Experimental Study, 1(3), 321-330. (In Farsi)

Amini A.(2000). Estimation and analysis of technical developments, efficiency and productivity in the Iranian automotive industry, PhD .dissertation, University of Tarbiat Modares. (In Farsi)

Bashir ,M. Kh., Schilizzi, S and Pandit R. (2012). The determinants of rural household food security on the Punjab, Pakistan: an economic analysis. School of Agricultural and Resource Economics.

Baradran, V.(2018). Analysis of Productivity of Water Wheat Production Sources in Provinces of Iran Using Multivariate Techniques, *Agricultural Economics and Development*, 26(101):219-245. (In Farsi)

Chaudhary, Sh. (2012). Trends in Total Factor Productivity in Indian Agriculture: State-Level Evidence Using Non-Parametric Sequential Malmquist Index. Working Paper No. 215, Centre for Development Economics, Department of Economics, Delhi School of Economics.

Christensen, L, R., Jorgenson, D, W., and Lau, L, J. (1973). Transcendental Logarithmic Production Function, The Review of Economics and Statistics, 55: 28-45.

Coelli, T., Rao, D.S., O'Donnell, C. and Battese, G.E., (2005). An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis. Second Ed. Springer.

Datta, A. and Christoffersen, S. (2004). Production Costs, Scale Economies and Technical Change in U.S. Textile and Apparel Industries, Philadelphia University.

Dashti ,N., Yavari K., Sabagh , M. (2010) .Analysis of total productivity growth of production factors in Iranian industry using econometric approach, , *Quarterly journal of Quantitative Economic*, 6(1):101-128. .(In Farsi)

Florax, R. J., Folmer, H and Ray, S. J. (2003). Specification searches in spatial econometrics: The relevance of Hendry's methodology, *Regional Science and Urban Economics*,. 33: 557-579.

Fusco, E. and Vidoli, F. (2013). Spatial stochastic frontier models: controlling spatial global and local heterogeneity. *International Review of Applied Economics*, 27(5):679-694.

Jha, R., Nagarajan, H. K. & Prasanna, S. (2005). Land fragmentation and its implications for productivity: Evidence from Southern India, ASARC Working Paper, Australia South Asia Research Centre, RSPAS, Division of Economics, Australian National University, Canberra, ACT 0200, Australia.

Jahani M. and Asghari A.R. (2006). Determine the wheat cost function of a mathematical function In Arasbaran region, *journal of Economoc Research*, 40(3). (In Farsi)

Kant, S and Nautiyal ,J. C. (1997). Production Structure, Factor Substitution, Technical Change, and Total Factor Productivityin the Canadian Logging Industry**.** Journal of Forest Research. 27*(5):*701-710.

Kausar Kiani, A., Iqbal, M., and Javed, T. (2008). Total factor productivity and agricultural research relationship: evidence from crops sub-sector of Pakistan`s Punjab. *European Journal of Scientific Research*. 23(1): 87-97.

LeSage, JP and Pace, R K. (2009). Introduction to spatial econometrics. CRC Press (Taylor and Francis Group), Boca Raton [FL], London and New York

Rafiee, H., Mojaverian, M and Canani, T. (2008). Productivity growth in Iranian agriculture: Is there convergence between different production regions? Case study of wheat cultivation, *Journal of Agricultural Economics, 3*. (In Farsi)

Mojaverian, M.(2004). Estimation of MalmQuist productivity index for strategic products during the period 1991-2000, *Agricultural Economics & Development*, 43-44. . (In Farsi)

Mohamad rezazadeh, N., Karbasi, A and Pour moghadam, A. (2013).Productivity growth analysis of all factors of agricultural production in Iran, The 8th Biennial Conference on Agricultural Economics in Iran, Shiraz university. (In Farsi)

Salami, H and Nemati,M.(2014). Exploring Systematic Yield Risk and Its Strengthening Factors for Apple Product in Iran: Application of Spatial Autoregressive Models, *Agricultural Economics & Development*,27(4):288-299. (In Farsi)

Salami, H. (1997). Concepts and measurement of productivity in agriculture. *Iranian journal of Agricultural Economics and Development Research*,18(5):7-31. (In Farsi)

Salami, H. and Saraeishad, Z. (2015).The potential of reducing prices of wheat and maize products by exploiting economies of scale: A case study of Fars province. *Iranian Association of Agricultural Economics*, 9(1): 77-94. (In Farsi)

Salami, H., Shahbazi, H. (2010). Measurement and Analysis of Productivity Growth in Irrigated Wheat Production in Iran: A Comparison between Time Trend, General Index, and Divisia Index Approaches**,** *Iranian journal of*

Agricultural Economics and Development Research,41(2):127-135. (In Farsi)

Seifi, A and Dehghanpour, M R. (2014).Investigating the demand for inputs, Economies of scale and technical changes in the country's electricity generation industry during the period 1971-2007, *Journal of Economic Policy*,6(12):81-47. (In Farsi)

Shahbazi, H and Samdeliri,A .(2017). Assessment of Rice Production Total Factor Productivity in several Province: Application of Separable Stochastic Frontier Function. *Journal of Agricultural Economics and Development*,30(3):207-217. (In Farsi)

Shahiki Tash, M.N., Norouzi, A. and Rahimi, Gh. (2013), Economies Scale, Optimal Product and Substitution Elasticity in Iranian Energy Sectors, Quarterly Journal of Environment Economic and Energy, 2(6): 75-105. (In Farsi)

Coelli TJ and PrasadaRao D.S. (2005). Total Factor Productivity Growth in Agriculture: A Malmquist Index Analysis of 93 Countries 1980–2000,*The journal of the International Association of Agricuitural Economists*, 32(1):115-134.

Yang, Y., Yuan, Y., Zhang, X., and Li, S. (2016). A decade trend of total factor productivity of key state-owned forestry enterprises in China. Forests, 7(97): 1-12

Zarra najad ,M., Anwari, E and Eskandari, H.(2013). Estimation parameters of technological change and analyzes the cost structure of Fars Cement Company, *Quarterly journal of Quantitative Economics*, 10(1), 59-81. (In Farsi)

Doi: 10.22034/iaes.2021.520850.1807

Agricultural Economics/Volume 14/Issue 4/1399

Decomposition of Total Factors Productivity Growth of Wheat in Fars Province: Application of Spatial-Stochastic Frontier Analysis

Seyedeh Samaneh Raei, Ebrahim Moradi, Ahmad Akbari [1]

Received: 10 Dec.2020 **Accepted:27 April.2021**

Extended Abstract

Introduction

Increasing population and decreasing factors of production highlight to pay more attention to increasing the **Total Factors** Productivity(Alvanchi & Saboohi., 2007).Today, productivity is the best and most effective way to achieve economic growth, due to the scarcity of production resources. By calculating and analyzing the Total Factors Productivity indicators can evaluate the efficiency of different economic sectors in the use of production resources. In addition, in order to increase productivity should be paid to the agricultural sector as one of the most important and economic sectors in the country**,** because increasing productivity in this sector due to the special economic structure of the country can help us achieve economic goals (Akbari & Ranjkesh., 2004). Also, among agricultural products, wheat as a pivotal and key agricultural product has a special place in food production and consumption (Bashir et al.,2012**).** Therefore, the study of productivity in wheat production is of particular importance.

In addition, the zoning plan for production areas was performed in small management areas called zones in 2013. After several years of project implementation, in this study has been investigated Total Factors Productivity growth of wheat by method of Spatial-Stochastic Frontier Analysis in Fars province to determine the effectiveness of the zoning plan in the cities of Fars province. However, in most studies productivity growth is achieved by conventional econometrics, in this research, spatial econometric method has been used by considering the spatial interactions between geographical units.

1Respectively: PhD. Student Assistant Professor & Professor, Department of Agricultural Economics, University of Sistan and Bluchestan, Zahedan,Iran.
Email: ebmoradi31@gmail.com

Materials and Methode

In this study, using the Spatial- Stochastic Frontier Analysis function method is estimated productivity growth**.** Therefore, by examining the calculation of productivity growth through the Translog cost function based on its flexibility and wide applications in similar studies can be considered the appropriate form of the cost function for the present study. Figure cost function with consideration the time trend variable**.**Using the estimation of cost function parameters, can be obtained Net technical change, The non-neutral technical change and Technical change due to scale expansion.

In general, change in Total Factor Productivity growth is the result of three variables, including changes in production technology, economies of scale, and production growth.

3- Results and discussion

Evaluation of the results of calculating the productivity growth of total factors of production shows that in the study period and based on the econometric approach, the productivity of total factors of wheat production in Fars province has grown by an average of 0.029 per year and the impact of the direct effects of productivity growth average is more than its indirect effects.

The share of the effect of scale in the growth of total productivity is more than the share of technology changes, which is the average growth rate of technology change and the effect of scale -0.002 and 0.031, respectively. In addition, despite the positive and negative values of productivity growth, the highest and lowest productivity of total production factors among 29 cities of Fars province are related to Kazerun and Kharameh cities with values of 0.518 and -0.872, respectively

4-Suggestion

Due to the fact that the dispersion and small size of wheat fields are one of the major obstacles to new technologies in Fars province, it does not make the use of machinery cost-effective. Therefore, it is suggested to use expedited ways in this matter, which is integrating lands or land preparation.

JEL Classification: D24, O47.

Keywords: **Total Factors Productivity**, Fars province, Spatial Stochastic Frontier Analysis.