کاربرد رویکرد هزینه مرزی تصادفی فضایی در تولید گندم ایران

درنا جهانگیرپور، سیما شافعی، محمد بخشوده[1]
djahangirpour@shirazu.ac.ir

چکیده

مطالعه حاضر، با هدف بررسی کارایی گندم در ایران با لحاظ تأثیر عوامل فضایی بر کارایی انجام شد. با توجه به اریب موجود در تخمین پارامترها از طریق مدل مرزی تصادفی که ناشی از نادیده گرفتن خودهمبستگی فضایی بین واحدهای مجاور است، در این مطالعه یک مدل مرزی تصادفی هزینه فضایی از ترکیب تابع مرزی تصادفی و تکنیک‌های اقتصادسنجی فضایی توسعه داده شد. این مدل با استفاده از داده‌های هزینه تولید گندم ۹۰-۱۳۸۹ مربوط به ۲۸ استان کشور برآورد گردید. نتایج حاکی از وجود خودهمبستگی فضایی بین استان‌هاست و لذا اهمیت لحاظ کردن مؤلفه‌های فضایی در مدل‌های مرزی تصادفی استاندارد به‌منظور برآورد صحیح کارایی در واحدهای تصمیم‌گیرنده آشکار می‌گردد. پارامتر ناکارایی در مدل مرزی تصادفی کلاسیک معنادار نشد اما در مدل مرزی تصادفی فضایی ۱/۲۶۴ و معنادار به‌دست آمد. بزرگتر از یک بودن این پارامتر حاکی از سهم غالب جزء ناکارایی در واریانس جزء خطاست. به بیان دیگر انحراف از تابع هزینه مرزی کارا در استان‌های کشور بیشتر ناشی از ناکارایی، نه عوامل تصادفی، بوده است.

طبقه‌بندی JEL: D24, D61, C51

کلیدواژگان: مدل مرزی تصادفی فضایی، همبستگی فضایی، کارایی، گندم، ایران

۱ـ به ترتیب دانشجویان دکتری و استاد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز

مقدمه

یکی از مهم‌ترین مباحث مطرح در فرایند توسعه کشورها، به‌ویژه کشورهای در حال توسعه، استفاده بهینه از عوامل تولید در فرایند تولید است. با توجه به اهمیت سلامت، امنیت غذایی مردم، رشد جمعیت و نیاز فزاینده کشور به تأمین محصولات استراتژیک، از جمله گندم، دستیابی به سطح تولید مناسب و کارای گندم از جمله اهداف اساسی بخش کشاورزی است (زراءنژاد و یوسفی، ۱۳۸۷). همچنین، با توجه به محدودیت‌های بخش کشاورزی برای افزایش تولید از راه توسعه عامل‌های تولید و تغییرات عمده در فناوری موجود، به نظر می‌رسد مناسب‌ترین شیوه برای نیل به نرخ رشد لازم در تولید گندم، بهبود عملکرد و افزایش کارایی بهره برداران باشد. از این رو، توجه به ارتقا و بهبود کارایی هم در سطح خرد و هم در سطح کلان اقتصادی (ملی) از اهمیت شایان توجهی برخوردار است (بریم‌نژاد و محتشمی، ۱۳۸۸). بر همین اساس، مطالعه میزان کارایی تولید گندم در کشور، زمینه ساز تخصیص بهینه منابع و افزایش کارایی خواهد بود.

برآورد کارایی اقتصادی، حوزه پژوهشی وسیعی است که مدل‌های اقتصادسنجی به طور گسترده‌ای در آن استفاده می‌شود. مدل مرزی تصادفی[1]، یکی از محبوب‌ترین روش‌های کاربردی ارزیابی کارایی است (کومباکار و لوول، ۲۰۰۳). با این حال، فرم استاندارد مدل مرزی تصادفی، اثرات فضایی را در نظر نمی‌گیرد. این در حالیست که توجه به جنبه‌های فضایی اقتصاد، چه از نظر تئوری و چه تجربی، به طور شایان توجهی افزایش یافته است (کروگمن و همکاران،۲۰۰۱). در بسیاری از نمونه های تولید در جهان واقعی، شرایط مکانی بر کارایی اثرگذار است. در کشاورزی، تفاوت‌های مکانی در زیرساخت‌های حمل و نقل، خاک و اقلیم، سرمایه انسانی محلی و عوامل دیگر می‌توانند تغییرات کارایی سیستماتیکی را در تولیدات کشاورزی مناطق گوناگون ایجاد کنند (اشمیت و همکاران،۲۰۰۶). همبستگی فضایی در کارایی فنی می‌تواند به علت تقلید کشاورزان یک منطقه از یکدیگر وجود داشته باشد. همچنین می‌تواند به علت سطح زیرساخت‌های یک منطقه و یا شرایط اقلیمی و توپوگرافی منطقه‌ای که مزارع مورد نظر در آن واقع شده‌اند، باشد (اریال و همکاران، ۲۰۱۲). به همین دلیل، اگر ناهمگنی مربوط به بنگاه‌ها در نظر گرفته نشود، یک اریب درونزا در برآورد ناکارایی ایجاد خواهد شد به بیان دیگر، بخشی از ناکارایی در بنگاه iام، به سطح ناکارایی بنگاه jام بستگی دارد (فوسکو و ویدولی، ۲۰۱۵).

نو بودن رویکرد تابع مرزی تصادفی فضایی این است که روشی برای مدلسازی ناکارایی در سطح شهرستان یا استان را معرفی می کند. به طور مشخص‌تر، این مدل بر این باور اتکا دارد که ناکارایی یک واحد در یک شهرستان خاص، به مکانی که در آن واقع شده است بستگی دارد (اشمیت و همکاران،۲۰۰۶). بر همین اساس، توجه به مؤلفه‌های فضایی در تحلیل تابع مرزی تصادفی در جهان به شدت مورد توجه قرار گرفته است. برای نمونه، اریال و همکاران (۲۰۱۲)، با لحاظ کردن وابستگی فضایی در تحلیل تابع مرزی تصادفی، به بررسی کارایی در ۲۱۵ مزرعه تولید شیر پرداختند. نتایج مؤید وجود وابستگی فضایی در توضیح ناکارایی فنی مزارع بود. در این زمینه همچنین می‌توان به مطالعات اشمیت

1- Stochastic Frontier Model

و همکاران (۲۰۰۶)، باریوس و لاوادو (۲۰۱۰)، پاولیوک (۲۰۱۲)، گلس و همکاران (۲۰۱۳) و گلس و همکاران (۲۰۱۶) اشاره کرد. در ایران نیز با توجه به اهمیت مطالعه کارایی در تولید گندم، طی سال‌های اخیر مطالعاتی چند، به بررسی کارایی این محصول پرداخته‌اند. تعداد شایان توجهی از آنها برای مطالعه کارایی محصولات مختلف، به‌ویژه گندم، از روش تابع مرزی استفاده نموده‌اند که از آن جمله می‌توان به مطالعات نجفی و زیبایی(۱۳۷۳)، نجفی و شجری (۱۳۷۶)، موسوی و خلیلیان(۱۳۸۵)، بریم‌نژاد و محتشمی(۱۳۸۸)، زراءنژاد و یوسفی حاجی‌آباد(۱۳۸۷) و مرادی و همکاران (۱۳۹۲) اشاره کرد. بررسی مطالعات صورت گرفته در ایران آشکار می‌سازد که علی رغم توسعه روش تابع مرزی تصادفی فضایی در جهان، تاکنون هیچ مطالعه‌ای این روش را در تخمین کارایی محصولات کشاورزی به کار نبرده است.

با توجه به اهمیت مطالعه کارایی برای محصول گندم و لزوم اعتبار تحلیل‌های صورت‌گرفته با استفاده از روش‌های نوین و دقیق، در این مطالعه تلاش شد کارایی گندم در ایران با استفاده از روش مرزی تصادفی فضایی صورت گیرد.

روش تحقیق

طی سه دهه گذشته، توجه به جنبه‌های فضایی اقتصاد، چه از نظر تئوری و چه تجربی، به طور شایان توجهی افزایش یافته است (کروگمن و همکاران،۲۰۰۱). بنابراین، روابط فضایی به یک مؤلفه ضروری از مدل‌های اقتصادی معاصر تبدیل شده و اقتصادسنجی فضایی، که اثرات فضایی را وارد رویکردهای آماری کلاسیک می‌کند، شاخه‌ای پیشرفته از اقتصادسنجی مدرن شده است (انسلین،۲۰۱۰).

همبستگی فضایی

کارهای تحقیقاتی در علوم منطقه‌ای، به طور وسیع مبتنی بر اطلاعات نمونه‌ای منطقه‌ای می‌باشند که این اطلاعات با اشاره به محل اندازه‌گیری به عنوان نقطه‌ای در فضا جمع‌آوری شده‌اند. وجه تمایز اقتصادسنجی فضایی از اقتصادسنجی سنتی یا مرسوم در به‌کارگیری داده‌هایی است که از نظر مکانی به یکدیگر وابسته می‌باشند. وابستگی فضایی در مجموعه‌ای از داده‌های نمونه‌ای بدین معناست که مشاهدات در مکان i وابسته به مشاهدات دیگر در مکان j می‌باشند. به بیان دیگر:

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

قابل ذکر است که این همبستگی می‌تواند میان مشاهدات مختلف و اجزاء اخلال وجود داشته باشد، به این معنا که شاخص i می‌تواند هر مقداری از $i = 1, \dots, n$ را اختیار کند. از این رو انتظار می‌رود اطلاعات نمونه‌ای مشاهده شده در یک نقطه از فضا وابسته به مقادیر مشاهده شده در مکان‌های دیگر باشد.

مدل مرزی تصادفی فضایی

روش معمول اندازه‌گیری کارایی، تشکیل تابع تولید یا هزینه کارا (حد استاندارد) برای واحدهای اقتصادی و مقایسه آنها با یکدیگر بر اساس مرز کارایی است. این تابع تولید یا هزینه کارا، می‌تواند بهترین عملکرد واقعی صنعت یا بهترین عملکرد بالقوه تئوریکی باشد. یکی از پرکاربردترین روش‌های تشکیل مرز کارایی، مدل مرزی تصادفی است. مدل مرزی

تصادفی به طور گسترده‌ای برای تشریح بهره‌وری بنگاه‌ها مورد استفاده قرار گرفته است. این مدل‌ها توسط آیگنر و همکاران(۱۹۷۷) و میوسن و بروک (۱۹۷۷) معرفی شدند. یک تابع تولید(هزینه) مرزی تصادفی ستاده را به سه جزء تقسیم می‌کند. اولین جزء، یک مؤلفه قطعی شامل نهاده‌های تولید(قیمت نهاده‌ها) و سایر متغیرهای مؤثر بر بهره‌وری و همبسته با نهاده‌ها است. جزء دوم، مؤلفه تصادفی نامتقارن است که فاصله از تابع مرزی را اندازه‌گیری می‌کند و ناکارایی تولیدکننده را در بر می‌گیرد. سومین مؤلفه هم یک توزیع تصادفی است که در ادبیات موضوع پیشنهادات مختلفی برای توزیع آن وجود دارد.

یک مدل مرزی تصادفی کلاسیک به طور معمول به صورت ماتریسی زیر بیان می‌شود:

$$y = X\beta + \varepsilon$$
$$\varepsilon = v - u$$
$$u \geq 0$$

که درآن y یک بردار(n×1) از متغیر وابسته (سطح تولید یا هزینه) است و n اندازه نمونه است. X ماتریس (n×k+1) از متغیرهای توضیحی (مقدار یا قیمت نهاده‌ها) است. β برداری از ضرایب نامعلوم است که دارای ابعاد (1×k+1) می‌باشد. ε بردار (n×1) از جزء اخلال مرکب است. v بردار (n×1) از جزء اخلال با توزیع معلوم و u بردار (n×1) از جزء ناکارایی با مقادیر مثبت است.

مدل مرزی تصادفی کلاسیک هیچ وابستگی فضایی را در بر نمی‌گیرد و فرض می‌شود که تمامی واحدهای یک نمونه مستقل هستند. این فرض در بسیاری موارد تجربی بسیار محدودکننده است. اثرات فضایی می‌تواند تقریبا در تمامی اجزاء مدل کلاسیک نشان داده شود:

- اثرات فضایی مقادیر محصول یا هزینه همسایگان بر محصول یک واحد مشخص (وقفه‌های فضایی)
- اثرات فضایی مقادیر(قیمت‌های) نهاده همسایگان بر محصول یک واحد مشخص
- روابط فضایی بین جزء خطای همسایگان (ناهمگنی فضایی)
- ارتباط فضایی بین کارایی واحدهای مجاور.

یک مدل مرزی تصادفی فضایی که تمامی این اثرات را وارد مدل مرزی تصادفی کلاسیک می‌کند به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$y = \rho W_1 y + X\beta + \gamma W_2 X + \varepsilon$$
$$\varepsilon = v - u$$
$$v = \delta W_3 v + \tilde{v}$$
$$u = \mu W_4 u + \tilde{u}$$
$$u \geq 0$$

که در آن $W_1 y$ بردار وقفه فضایی از مقادیر محصول با ضریب ρ ، $W_2 X$ بردار وقفه فضایی نهاده-ستاده با ضریب γ ، $W_3 v$ خطای فضایی با ضریب δ و $W_4 u$ وقفه فضایی ناکارایی با ضریب μ است.

ماتریس های W_1 و W_2 و W_3 و W_4 نشان‌دهنده سطوح وابستگی فضایی بین واحدها (وزن‌های فضایی) هستند و برای هریک از اجزای فضایی می تواند متفاوت باشد. تشکیل این ماتریس‌ها پژوهش-محور هستند و می‌تواند بر اساس فاصله جغرافیایی، زمان سفر و غیره باشد.

تصریح مدل

با توجه به اینکه برآورد پارامترهای مدل عمومی مرزی تصادفی فضایی بسیار پیچیده بوده و با مشکلاتی چون تعیین، انجام محاسبات و نیاز به حجم بالایی از داده‌ها همراه بوده، در این مطالعه یک مورد خاص از مدل مرزی تصادفی فضایی عمومی مورد نظر قرار گرفت. برای این منظور محدودیت‌های زیر بر مدل عمومی اعمال شد:

$\gamma = 0 , \rho = ,0 \quad \delta = 0$

به منظور تشکیل مرز کارایی در این مطالعه، مدل مرزی تصادفی فضایی به صورت زیر تصریح شد:

$$\log(C_i) = \beta_0 + \beta_1 output + \beta_2 wage + \beta_3 land + \beta_4 herbp + \beta_5 waterp + \beta_1 seedp + v_i - u_i$$

$$v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$$

$$u_i \sim N^+(0, (1 - \rho \sum_i w_i)^{-2} \sigma_u^2)$$

متغیر وابسته لگاریتم هزینه تولید در هکتار گندم است که با Ci نشان داده می‌شود. متغیرهای مستقل نیز لگاریتم مقدار ستاده، قیمت نهاده‌های زمین، نیروی کار، سم، آب و بذر هستند که به ترتیب در سمت راست با ضرایب β_i معرفی شده‌اند. v_i جزء اخلال با توزیع معلوم و u_i جزء ناکارایی با مقادیر مثبت است. ρ پارامتر وقفه فضایی است و بین صفر و یک قرار دارد. w_i ماتریس وزن‌های فضایی استاندارد شده در ردیف است.

داده‌های مطالعه، مجموعه هزینه‌های تولید گندم در استان‌های کشور است که برای سال زراعی ۹۰- ۱۳۸۹از سایت وزارت جهاد کشاورزی استخراج شده است. به منظور اجرای مدل، از نرم‌افزار R استفاده شد. این نرم‌افزار با ارائه بسته SSFA، تخمین مدل مرزی تصادفی فضایی را تسهیل نموده و تصریح مدل با استفاده از برآوردگر حداکثر راستنمایی صورت می‌گیرد. بسته نرم‌افزاری SSFA این امکان را می‌دهد که تابع مرزی هم به صورت تابع تولید و هم تابع هزینه برآورد گردد. با توجه به کیفیت بالاتر داده‌های مربوط به هزینه در بانک اطلاعاتی جهاد کشاورزی، در این مطالعه، تابع مرزی به صورت تابع هزینه برآورد گردید.

استخراج ماتریس وزنی فضایی

با اینکه استفاده از تقسیمات سیاسی زمین در تحلیل کارایی ممکن است برخی از اثرات مرتبط با سیاست‌های منطقه‌ای، شهرستانی و استانی را در بر داشته باشد اما فاکتورهایی چون شرایط آب و هوایی و توپوگرافی در این تقسیمات سیاسی

متفاوت خواهد بود. برای به حساب آوردن عواملی که توسط تقسیمات فضایی نشان داده می‌شود لازم است که کمی‌سازی ساختار وابستگی فضایی معرفی شود.

اطلاعات فضایی مربوط به واحدهای تصمیم‌گیرنده را می‌توان در یک ماتریس ارتباطی[1] از وزن‌های فضایی قرار داد. یک ماتریس ارتباطی بسته به تعریف مقتضی از همسایگی (مجاورت) به صورت‌های مختلفی تعریف می‌شود. در تحلیل کارایی فنی معمولا دو سؤال به وجود می‌آید: ساختار فضایی وابستگی و کاربرد روش اندازه‌گیری مناسب برای تعیین چگونگی نزدیکی دو واحد به هم. این دو موضوع، هر دو در سطح داده‌های خرد مسأله‌ساز هستند. به همین منظور در مطالعه حاضر از داده‌های استانی استفاده شد.

ماتریس وزنی فضایی یک ماتریس متقارن از مؤلفه‌های Wij است که بیانگر فاصله یا نزدیکی واحد iام به واحد jام می‌باشد. W معمولا به صورت ردیفی استاندارد می‌شود. بدین ترتیب که کل مؤلفه‌های یک ردیف جمع شده و سپس هریک بر این عدد تقسیم می‌گردد. این عمل موجب تسهیل استنتاج ضرایب مدل می‌گردد. برای مثال، چهار مزرعه را درنظر بگیرید که مزرعه ۱ مجاور مزرعه ۲؛ مزرعه ۲ مجاور مزارع ۱ و ۳ و ۴؛ مزرعه ۳ مجاور مزرعه ۲ و ۴ و مزرعه ۴ مجاور مزرعه ۲ و ۳ است. ماتریس وزنی فضایی استانداردنشده به صورت زیر استخراج می‌گردد:

$$W^U = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 1 & 0 \end{pmatrix}.$$

آرایه‌های قطری ماتریس Wu صفر هستند. ماتریس وزنی فضایی به روشی که در بالا به آن اشاره شد استاندارد شده و ماتریس W را به دست می‌دهد:

$$W = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0.33 & 0 & 0.33 & 0.33 \\ 0 & 0.5 & 0 & 0.5 \\ 0 & 0.5 & 0.5 & 0 \end{pmatrix}.$$

بررسی آزمون تشخیص خودهمبستگی فضایی

معمول‌ترین آزمون برای تشخیص خودهمبستگی فضایی در اجزاء اخلال مدل‌های رگرسیونی، آماره موران[2] نامیده می‌شود. این آزمون نشان‌دهنده همبستگی فضایی دراجزاء اخلال است.آماره موران با رابطه زیر به دست می‌آید.

$$I = (e'We/e'e)$$

1- Connectivity Matrix
2. I-statistic

که در آن e نشان‌دهنده اجزای اخلال رگرسیون است. توزیع مجانبی آماره موران بر اساس باقی‌مانده‌های حداقل مربعات، با توزیع نرمال استاندارد پس از تعدیل آماره موران و کسر میانگین از آن و تقسیم بر انحراف معیار آماره مطابقت دارد.

نتایج

در چارچوب مدل‌های مرزی تصادفی، اریب موجود در تخمین پارامترها به دلیل خودهمبستگی فضایی بین واحدهای مجاور نادیده گرفته می‌شود و این موضوع بر برآورد کارایی واحدها نیز مؤثر است (گلس و همکاران،۲۰۱۳). بر همین اساس، تکنیک مدلسازی پارامتریک تابع مرزی تصادفی با تکنیک‌های اقتصادسنجی فضایی ترکیب و یک مدل مرزی تصادفی فضایی توسعه داده شد. این مدل با استفاده از داده‌های هزینه تولید گندم ۹۰-۱۳۸۹ مربوط به ۲۸ استان کشور برآورد گردید. مدل تابع مرزی به صورت تابع هزینه و با شکل تابعی کاپ داگلاس انتخاب شد. مشخصات آماری داده‌های جمع‌آوری شده در جدول (۱) ارائه شده است. شایان ذکر است که کمترین و بیشترین هزینه تولید گندم در هکتار به ترتیب مربوط به استان‌های مازندران و اصفهان بوده است.

جدول ۱. توصیف آماری داده‌های هزینه تولید گندم (تومان)

	هزینه در هکتار	عملکرد	زمین	نیروی کار	سموم	آب	بذر
کمینه	۳۲۴۳۲۹/۰۰	۱۲۷۲/۹۴	۳۹۷۳۴/۰۰	۷۲۷۱/۸۱	۳۸۲۴/۷۴	۴۳۴۲/۰۰	۲۸۴/۰۰
میانه	۶۶۲۸۲۹/۰۰	۲۹۴۹/۳۸	۱۷۴۸۸۸/۵۰	۱۱۱۵۲/۸۴	۶۴۰۰/۲۹	۹۳۳۶۳/۵۰	۳۰۹/۰۰
میانگین	۶۴۷۸۶۰/۴۶	۲۹۲۴/۵۴	۲۰۱۲۱۷/۱۸	۱۱۳۷۲/۲۴	۶۷۹۴/۸۸	۹۸۹۷۴/۵۷	۳۱۰/۹۳
بیشینه	۹۷۲۸۳۶/۰۰	۴۹۱۱/۹۷	۳۹۲۴۸۷/۰۰	۱۷۶۶۴/۴۴	۱۱۰۳۲/۵۵	۲۲۶۲۹۵/۰۰	۳۴۶/۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

به منظور مقایسه دو مدل، ابتدا یک مدل مرزی تصادفی کلاسیک (SF) و سپس یک مدل مرزی تصادفی فضایی (SSF) تخمین زده شد. نتایج تخمین دو مدل در جدول (۲) ارائه شده است. در هر دو مدل SF و SSF، ضرایب مربوط به عرض از مبدأ، ستاده (عملکرد)، زمین و آب معنادار شدند. با توجه به اهمیت آب در فرایند تولیدات کشاورزی و محدودیت این نهاده، این نهاده دارای اثر معنادار بر هزینه‌های تولید گندم است. بر اساس نتایج مدل SSF، با افزایش یک درصد در قیمت آب، هزینه تولید گندم حدود ۰/۲۲ درصد افزایش می‌یابد.

گفتنی است که سال زراعی مورد بررسی (۹۰-۱۳۸۹) مصادف با آغاز افزایش قیمت حامل‌های انرژی است. از آنجا که بخش عظیمی از منابع آب کشاورزی در کشور از آب‌های زیرزمینی تأمین می‌شود، افزایش قیمت حامل‌های انرژی، اثر خود را در هزینه آب کشاورزی نمایان می‌سازد.

در ایران، زمین یکی از اجزای اصلی هزینه تولید محصولات کشاورزی است که متناسب با شرایط حاکم بر تولید گندم، ضریب آن در تابع هزینه مرزی معنادار شد. بر اساس نتایج مدل SSF، با یک درصد افزایش در اجاره‌بهای زمین، هزینه تولید گندم حدود ۰/۱۹ درصد افزایش می‌یابد.

در رابطه با نهاده نیروی کار گفتنی است که در ایران اغلب نیروی کار کشاورزی به صورت خانوادگی است و بر همین اساس، قیمت این نهاده در تابع هزینه مرزی معنادار نشد. اثر قیمت نهاده‌های بذر و سم نیز به دلیل پایین بودن سهم آنها در هزینه تولید گندم معنادار نشد. قیمت نهاده‌های سم و بذر نیز اثر معناداری بر هزینه تولید گندم در سال زراعی مورد بررسی نداشته است.

جدول۲. نتایج تخمین مدل تابع مرزی تصادفی کلاسیک (*SF*) و فضایی (*SSF*)

متغیر	SF	SSF
عرض از مبدأ	۴/۹۳۶	۴/۸۷۹
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)
عملکرد	۰/۳۷۰	۰/۳۷۰
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)
زمین	۰/۱۹۴	۰/۱۹۴
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)
بذر	۰/۱۷۷	۰/۱۷۷
	(۰/۱۸۷)	(۰/۱۷۹)
نیروی کار	-۰/۱۰۹	-۰/۱۱۰
	(۰/۳۶۷)	(۰/۳۹۲)
آب	۰/۲۱۸	۰/۲۱۸
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)
سم	۰/۰۰۷	۰/۰۰۷
	(۰/۹۰۳)	(۰/۹۰۳)
σ_u^2	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۵
	(۰/۹۹۰)	(۰/۰۰۰)
σ_v^2	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۴
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۴)
$\gamma = \sigma_u^2/\sigma_v^2$	۰/۰۵۲	۱/۲۶۴
ρ	-	۰/۵۷۹
LR-test	۰/۰۰۰	-۵/۵۵۷
	(۰/۵۰۰)	(۰/۰۰۹)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

σ_u^2 که بیانگر واریانس جزء ناکارایی است، در مدل مرزی تصادفی کلاسیک معنادار نشد. همچنین پارامتر ناکارایی که بیانگر نسبت واریانس جزء ناکارایی نسبت به واریانس جزء تصادفی است برابر با ۰/۰۵۲ به دست آمد. بنابراین بر اساس نتایج تابع مرزی تصادفی کلاسیک، سهم ناکارایی، کمتر از سهم عوامل تصادفی مؤثر بر هزینه تولید گندم در ایران است. به بیان دیگر، عدم کارایی هزینه در تولید گندم، بیشتر از عواملی که در کنترل مدیریت نیست ناشی می‌شود. این در حالیست که در مدل مرزی تصادفی فضایی مقدار σ_u^2 برابر با ۰/۰۰۵ و معنادار شد. پارامتر ناکارایی در مدل

مرزی تصادفی فضایی ۱/۲۶۴ به دست آمد. بزرگتر از یک بودن این پارامتر حاکی از سهم غالب جزء ناکارایی در واریانس جزء خطایست. به بیان دیگر انحراف از تابع مزینه مرزی کارا در استان‌های کشور بیشتر ناشی از ناکارایی است.

مقدار آماره آزمون راستنمایی (LR) تفاوت نتایج تخمین مدل‌های مرزی تصادفی کلاسیک و فضایی را به خوبی نشان می‌دهد. بدین ترتیب که در مدل مرزی تصادفی کلاسیک این آماره معنادار نیست و لذا مدل مرزی قطعی بر تصادفی ارجحیت دارد. در حالی که در مدل مرزی تصادفی فضایی این آماره معنادار شد و نشان داد که مدل مرزی تصادفی بر مدل مرزی قطعی دارای برتری آشکار است. . بنابراین، می توان نتیجه گرفت که تحلیل بر اساس مدل مرزی تصادفی کلاسیک مستعد تحلیلی اشباه در رابطه با کارایی هزینه تولید گندم در ایران خواهد بود.

جدول۳. آزمون همبستگی فضایی I موران

	SF	SSF
مقدار I موران	۳/۲۰۸	۰/۴۶۵
p-value	۰/۰۰۰	۰/۳۲۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

به منظور بررسی وجود خودهمبستگی فضایی، آزمون I موران انجام شد. نتیجه این آزمون در جدول (۳) ارائه شده است. فرضیه صفر در این آزمون نبود همبستگی فضایی بین واحدهای تولیدی است. آماره آزمون در مدل مرزی تصادفی کلاسیک برابر با ۳/۲۰۸ و معنادار شد. به بیان دیگر این آزمون مؤید وجود همبستگی فضایی بین استان‌های مجاور تولیدکننده گندم است. اما در مدل مرزی تصادفی فضایی این آماره معنادار شد که بیانگر تأثیر مثبت وجود وزن‌های فضایی در برطرف کردن اریب ناشی ازهمبستگی فضایی است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به اهمیت لحاظ کردن مؤلفه‌های فضایی در برآورد مدل‌های مرزی تصادفی و اریب بودن نتایج در صورت عدم در نظرنگرفتن همبستگی فضایی بین واحدهای تولیدکننده، در این مطالعه به بررسی همبستگی فضایی بین استان‌های کشور در تولید گندم پرداخته شد. برای این منظور یک روش تصریح مدل مرزی تصادفی فضایی معرفی شد که در برگیرنده جزء ناهمگنی فضایی است و با مدل مرزی تصادفی کلاسیک مورد مقایسه قرار گرفت.

هم در مدل مرزی تصادفی کلاسیک (SF) و هم مدل مرزی تصادفی فضایی (SSF)، قیمت نهاده‌های زمین و آب و همچنین متغیر عملکرد معنادار شد. همانطور که بیان شد سال زراعی مورد بررسی (۹۰-۱۳۸۹) مصادف با آغاز افزایش قیمت حامل‌های انرژی است و این افزایش قیمت حامل‌های انرژی، اثر خود را در هزینه آب کشاورزی نمایان ساخته و اثر معناداری دبر هزینه تولید گندم در سال زراعی مذکور داشته است. بنابراین نتیجه گرفته شد که با افزایش یک درصد قیمت آب، هزینه تولید گندم افزایشی برابر با ۰/۲۲ درصد داشته است. همچنین با افزایش یک درصد اجاره‌بهای زمین، هزینه تولید گندم افزایش معادل ۰/۱۹ درصد دارد. معنادار شدن متغیر عملکرد را می‌توان اینگونه تعبیر نمود

که افزایش عملکرد گندم با افزایش هزینه‌های تولید امکانپذیر بوده است. لذا استان‌هایی که عملکرد بالایی داشته‌اند لزوما از نهاده‌های بیشتری استفاده کرده‌اند و این افزایش عملکرد ناشی از افزایش بهره‌وری تولید نبوده است.

پارامتر ناکارایی که بیانگر نسبت واریانس جزء ناکارایی نسبت به واریانس جزء تصادفی خطاست، در مدل مرزی تصادفی کلاسیک برابر با ۰/۰۵ به دست آمد و تفاوت معناداری با صفر نداشت. این بدان معناست که ناکارایی در مدیریت هزینه‌های تولید سهم اندکی در انحراف از تابع هزینه مرزی دارد و بیشتر این انحراف در نتیجه عوامل تصادفی خارج از کنترل زارع است. این در حالیست که در مل مرزی تصادفی فضایی، پارامتر ناکارایی ۱/۲۶و معنادار شد. همچنین نتایج آزمون موران حاکی از وجود خودهمبستگی فضایی بین هزینه‌های تولید گندم در استان‌های مختلف است. لذا اهمیت لحاظ کردن مؤلفه‌های فضایی در مدل‌های مرزی تصادفی استاندارد به منظور برآورد صحیح کارایی در واحدهای تصمیم‌گیرنده آشکار گردید. لذا عدم لحاظ خودهمبستگی فضایی، موجب نتیجه‌گیری و تحلیل‌های گمراه‌کننده از کارایی تولید گندم در کشور خواهد شد. بنابراین پیشنهاد می‌شود که به دلیل اهمیت لحاظ ناهمگنی فضایی در تولید گندم بین استان‌های کشور، در تحلیل‌های کارایی تولید از مدل رزی تصادفی فضایی استفاده شود.
و در آخر، با توجه به نو بودن این رهیافت و عدم کاربرد آن در داخل کشور، پیشنهاد می‌شود که موضوع مهم کارایی واحدهای تولیدکننده با استفاده از سایر تکنیک‌های فضایی و وارد کردن مؤلفه‌های فضایی در اجزاء مختلف مدل مرزی تصادفی مورد ارزیابی و بررسی قرار گیرد.

منابع

۱. بریم‌نژاد، و. و محتشمی، ت. (۱۳۸۸) مطالعه کارایی گندم در ایران: مطالعه موردی. مجله‌ی تحقیقات اقتصاد کشاورزی. جلد ۱، (۱): ۷۵-۹۴.

۲. زراء نژاد، م. و یوسفی حاجی آباد، ر. (۱۳۸۸) ارزیابی کارایی فنی تولید گندم در ایران (با استفاده از دو رهیافت پارامتریک و ناپارامتریک). فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۹(۲): ۱۴۵-۱۷۲.

۳. مرادی، ا. (۱۳۹۲) تحلیل هزینه تولید و همگرایی استانی کارایی محصولات منتخب زراعی ایران. رساله دکتری. دانشگاه سیستان و بلوچستان.

۴. وزارت جهاد کشاورزی. آمارنامه‌های کشاورزی سال ۸۹-۱۳۸۸ معاونت طرح و برنامه. اداره کل آمار و اطلاعات.

5. Aigner D.J., Lovell C.A.K. and Schmidt, P. (1977) Formulation and Estimation of Stochastic frontier Production Function Models. Journal of Econometrics, 6: 21-37.

6. Anselin, L. (2010) Thirty years of spatial econometrics. Papers in Regional Science, 89(1): 3–25.

7. Areal, F.J., Balcombe, K. and Tiffin, R. (2012) Integrating spatial dependence into Stochastic Frontier Analysis. The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics, 56: 521–541.

8. Barrios, E.B. and Lavado, R.F. (2010) Spatial Stochastic Frontier Models. Discussion paper series, NO. 2010-08.

9. Dmitry, P. 2013. Distinguishing between spatial heterogeneity and inefficiency: spatial stochastic frontier analysis of European airports. Transport and Telecommunication, 2013, Volume 14, No 1, 29–38.
10. 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.
11. Glass, A.J., Kenjegalieva, K. and Paez-Farrell, J. (2013) Productivity growth decomposition using a spatial autoregressive frontier model. Economic Letter, 119: 291–295.
12. Krugman, P. R., Fujita, M. and Venables, A. (2001) The spatial economy: cities, regions and international trade. Cambridge, Mass.: MIT Press.
13. Kumbhakar, S. C. and Lovell, C. A. K. (2003) Stochastic frontier analysis. Cambridge: Cambridge University. Press.
14. LeSage, J. P. (1999) Spatial econometrics. West Virginia University: Regional Research Institute.
15. Meenusen, W. and Van den Broeck, J. (1977) Efficiency Estimation from Cobb-Douglas production Function with Composed Error. International Economic Review, 8: 435–444.
16. Schmidt, A.M., Moreira, A.R.B., Helfand, S.M. and Fonseca, T.C.O. (2009) Spatial stochastic frontiers: accounting for unobserved local determinants of inefficiency. Journal of Productivity Analysis, 31: 101–112.

Application of Spatial Stochastic Frontier Approach for Wheat Production in Iran

Abstract

This study aims to examine the efficiency of wheat in Iran. Considering the bias in estimated parameters by stochastic frontier model due to ignoring spatial autocorrelation between the neighbors, in this study a spatial stochastic cost frontier model was developed combining stochastic frontier modeling and spatial econometric techniques. This model is applied to wheat production cost data over 28 provinces of Iran in 2010-11. The results confirm the existence of spatial autocorrelation among neighboring provinces, and therefore reveals the importance of the spatial components in stochastic frontier models, to estimate the efficiency. The inefficiency parameter in the classic stochastic frontier model was not significant, but in the spatial stochastic frontier model, it was 1.264 and significant. Being Greater than one of this parameter indicates the dominant share of the inefficiency component in the error component variance. In other words, the deviation of provinces from the frontier cost function in the country is more due to inefficiency, not stochastic factors.

Keywords: Spatial Stochastic Frontier Model, Spatial Autocorrelation, Efficiency, Wheat, Iran

JEL classification: D24, D61, C51