اقتصادکشاورزي و توسعه، سال سیزدهم، شماره ۵۲، زمستان۱۳۸۴

بررسي عوامل اثر گذار بر كارايي فني توليد گندم

سید حبیب الله موسوی*، دکتر صادق خلیلیان*

چکیده

گندم غذای اصلی مردم ایران و همواره محصولی مهم بوده که جنبه‌های اجتماعی، اقتصادی و سیاسی زندگی مردم را تحت تأثیر خود داشته‌است. از این رو تولید گندم و خودکفایی آن یکی از مهمترین اهداف دولت بوده‌است. تلاش دولتهای مختلف در زمینه اصلاح بازار گندم معمولاً ناکارا و هزینه بر بوده و باعث کاهش سطح رفاه شده‌است، بنابراین اصلاح نظام تولید گندم به منظور دستیابی به خودکفایی الزامی‌است.

هدف این مطالعه تخمین کارایی فنی تعدادی از مزارع گندم در شهرستان شهرکرد از طریق تخمین تابع تولید مرزی تصادفی است. اطلاعات لازم از ۲۹ مزرعه و در طول سالهای ۱۳۷۷-۱۳۸۳به روش نمونه‌گیری تصادفی ساده به دست آمد. این مطالعه در دو بخش انجام گرفت؛ در بخش اول تابع تولید ترانسلوگ با مشاهدات ترکیبی (panel data) تخمین زده شد و در محاسبه کارایی فنی مزارع به کار رفت. در بخش دوم عوامل اثر گذار بر کارایی فنی به کمک مجموعه‌ای از متغیرهای موهومی ارزیابی گردید. این متغیرها شامل کاربرد آبیاری تحت فشار، فعالیتهای آموزشی و ترویجی و اندازه مزارع می‌باشند.

* به ترتیب: کارشناس ارشد اقتصادکشاورزی و استادیار گروه اقتصادکشاورزی دانشگاه تربیت مدرس
e-mail: khalil_s@modares.ac.ir e-mail:e-mosavish@yahoo.com

نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تمامی این متغیرها دارای اثر مثبت و معنیدار بر کارایی فنی مزارع بوده‌اند. همچنین افزایش کارایی فنی تولید می‌تواند به عنوان هدف دولت در تولید گندم به منظور افزایش تولید و عرضه گندم و سرانجام خودکفایی این محصول در نظر گرفته‌شود.

کلید واژه‌ها:

کارایی فنی، مشاهدات ترکیبی، تابع تولید مرزی تصادفی و تابع تولید ترانسلوگ

مقدمه

تولید گندم در ایران قدمت زیادی دارد و هم اکنون این محصول به صورت متمرکز و پراکنده در قسمتهای زیادی از کشور کشت می‌شود. گندم در ایران عمدتاً در قسمت جنوب غرب، غرب و شمال شرق، به علت شرایط آب و هوایی مناسب، به صورت انبوه کشت می‌شود، اما این مقدار گندم تولید شده معمولاً نتوانسته است جوابگوی نیاز و مصرف داخلی باشد تا جایی که ایران تا سال ۱۳۸۲ یکی از بزرگترین وارد کنندگان گندم دنیا محسوب می‌شد و کمبود گندم مورد نیاز کشور از طریق واردات تأمین می گردید. از این رو در ایران نیز مانند بسیاری از کشورها، انگیزه رسیدن به خودکفایی، دولت را همواره مجبور به انجام مداخلات وسیع در بازار گندم کرده است. مداخلات دولت در بازار گندم به صورت خرید بخش عمده‌ای از گندمِ کشاورزان، واردات و وضع قیمت ثابت سالانه به منظور حمایت از تولیدکننده و مصرف‌کننده بوده‌است. هدف دولت از این فعالیتها در بازار گندم همواره ایجاد انگیزه تولید بیشتر در کشاورزان و همچنین افزایش رفاه مصرف کنندگان و رسیدن به خودکفایی بوده است. مداخلات دولت در بازار گندم همواره با توجه به دو دسته از عوامل صورت گرفته است. یک گروه از این عوامل را علل اقتصادی همچون افزایش ذخیره ارزی و حمایت از صنایع نوزاد تشکیل می‌دهد و گروه دیگر را علل سیاسی همچون عدم وابستگی

شدید به واردات مواد غذایی اصلی. در این صورت، وارد آمدن یک شوک بر بازار جهانی همچون افزایش چشمگیر قیمتها به علت جنگ، تهدیدات و تحریمهای بین المللی باعث ایجاد بحرانهای شدید در بین مصرف کنندگان داخلی و خانوارها خواهدشد. در عمل هیچ‌گاه مداخلات بازاری دولتها نتوانسته است اهداف را به طور کامل براورده سازد و این نوع سیاستها برای اقتصاد کشورها پرهزینه بوده و باعث کاهش سطح رفاه گردیده‌است (Silva & et al., 1999). اهم سیاستهای دولت طی چند سال گذشته در بخش گندم عبارت است از: تولید بیشتر و فراهم کردن شرایط مطلوبتر برای تولید از طریق آموزش کشاورزان، تأمین یارانه‌های نهاده‌ای، افزایش سطح فناوری، ارتقای درجه مکانیزاسون، بهبود سیاستهای اعتباری، بهبود نظام بازاریابی از طریق گسترش و تقویت تعاونیها، گسترش‌اندازه مزارع و افزایش کارایی[1] تولید و نیل به خودکفایی گندم.

اعمال سیاستهای زیربنایی در بخش کشاورزی شهرستان شهرکرد از اوایل سالهای دهه ۱۳۷۰ با ایجاد تعاونیهای تولید روستایی، تسطیح و یکپارچه سازی بسیاری از اراضی وابسته به این تعاونیها، گسترش فناوری مکانیکی، کاربرد گسترده سیستمهای آبیاری تحت فشار، اصلاح و سازماندهی تعاونیها به دست کارشناسان سازمان جهاد کشاورزی شهرستان و ارائه خدمات آموزشی توسط آنان، ایجاد نظام دفترداری و حسابداری و اصلاح کلّی الگوی کشت منطقه باعث ایجاد رشد چشمگیر کشاورزی این شهرستان شده‌است. تولید گندم این شهرستان نیز علی‌رغم سهم کمی که از کل تولید کشور دارد، در چند سال اخیر بهبود زیادی پیدا کرده‌است، لذا هدف از این مطالعه نیز تجزیه و تحلیل عوامل اثر گذار بر کارایی فنی[2] مزارع گندم در شهرستان شهرکرد می‌باشد. این مطالعه از این لحاظ مهم است که اولاً یکی از ویژگیهای اقتصادی تولید گندم در ایران یعنی استفاده غیراقتصادی از نهاده‌ها را مورد بررسی قرار می‌دهد، زیرا معمولاً نهاده‌ها در تولید گندم در ایران به صورت غیر اقتصادی به کار گرفته می‌شوند (Bakhshoodeh & et al., 2001). ثانیاً ارتباط بین کارایی با عوامل مدیریتی،

1. efficiency
2. technical efficiency

اندازه مزرعه‌وسایرعوامل‌نهادی، مدیریتی‌وتکنولوژیکی را مورد بحث قرار می‌دهدکه به گفته آلوارز (Alvarez & et al.,2004) دارای‌سه‌جنبه مهم‌به‌شرح‌زیرمی‌باشد:اولی اثر بسیار مهم‌گسترش‌اندازه‌مزارع‌برکارایی‌است (Alvarez & et al.,2003;Habbard & et al.,1989). در بسیاری از کشورهای در حال توسعه سیاستهای کشاورزی مشوق کشاورزان در گسترش اندازه مزارع و سطح زیر کشت است تا بدینوسیله بتوانند کارایی تولید و درآمد را افزایش و هزینه‌های تولید را کاهش دهند (Alvarez & et al., 2004). دومی برنامه اصلاحات ارضی و جانشینی مزارع کوچک با بزرگ و ارتباط آن با افزایش کارایی در کشورهای در حال توسعه (همان منبع) و همچنین اثر پراکندگی زمینهای کشاورزی بر کارایی تولید است. و سرانجام سومی که یکی از مسائل بسیار مطرح‌در کشورهای در حال توسعه نیز می‌باشد، اثرارتقای سطح مدیریت و فناوری بر کارایی تولیداست(Habbard & et al., 1989).

این مطالعه شامل دو مرحله است؛ در مرحله اول کارایی فنی هریک از مزارع محاسبه می‌شود. در مرحله دوم مقادیر کارایی فنی محاسبه شده بر گروهی از متغیرهای موهومی مدیریتی از قبیل کاربرد آبیاری تحت فشار، اندازه مزرعه و انجام فعالیتهای آموزشی و ترویجی به منظور تعیین اثر هریک از این متغیرها بر کارایی فنی مزارع، رگرس می‌گردند. علت انتخاب این متغیرها ارزیابی شرایط مدیریتی اعمال شده در مزارع گندم و تأثیر آنها در کارایی تولید است. کاربرد سیستمهای آبیاری تحت فشار باعث افزایش عملکرد محصولات، افزایش سطح زیر کشت، کاهش استرس گیاهی، بهبود توزیع آب، افزایش کیفیت محصولات، کاهش هزینه‌های عملیات زراعی، صرفه جویی در مصرف آب، صرفه جویی در مصرف کود و سم و ایجاد پتانسیلهای آتی برای افزایش درآمد مزارع می‌شود (Cetin & et al., 2004). لذا کاربرد یا عدم کاربرد آن می‌تواند شرایط مدیریتی تولید را نیز باز گو نماید. یک روش آسان برای محاسبه اثر اندازه مزرعه (Bagi, 1982) و آموزش و ترویج کشاورزان بر کارایی فنی، منظور کردن متغیر موهومی برای آنها و بررسی معنیداری آماری ضرایب مربوطه است(Wilson & et al., 2001).

روش تحقیق

نسبت ستانده واقعی به ستانده بالقوه تعریفی متداول و مرسوم از سطح کارایی فنی است (Soderbom & et al., 2004). زمانی مزرعه از لحاظ فنی کاراست که حداکثر محصول قابل حصول با توجه به میزان نهاده‌های مورد استفاده و سطح ثابتی از فناوری به دست آمده‌باشد (Farrell, 1957). از آنجا که کارایی فنی مشاهده ناپذیر است، از چند روش قابل محاسبه است(Alvarez & et al., 2004) . پس از گذشت ۵۰ سال از مطالعه دراین زمینه، دو روش محاسبه کارایی فنی بین پژوهشگران رواج یافته‌است که شامل محاسبه کارایی فنی از تابع تولید مرزی تصادفی بر اساس روشهای اقتصاد سنجی و روش تحلیل فراگیر داده‌ها[1] (DEA) بر اساس روش شناسی برنامه‌ریزی‌ریاضی است (Soderbom & et al., 2004). روش DEA روشی جذاب و جالب است؛ زیرا نیاز به هیچ نوع فرضیات پارامتریک و یا فرضیاتی در مورد ارتباط تبعی بین نهاده‌ها و ستانده‌ها ندارد، ولی دارای یک عیب بزرگ است، چرا که محاسبه کارایی فنی شدیداً به اجزای اخلال مدل، متغیرهای مستقل و متغیر وابسته محاسباتی وابسته است (Alvarez & et al., 2004; Soderbom & et al., 2004). بنابراین، روش DEA نمی‌تواند روش مناسبی برای تجزیه و تحلیل داده‌ها به منظور محاسبه کارایی فنی باشد (Lundvall, 1999). به همین علت در این مطالعه از روش تابع تولید مرزی تصادفی استفاده شده‌است. روش تابع تولید مرزی تصادفی با تحلیلهای آماری در مورد متغیرها و اجزای اخلال سازگاری داشته و در این تحلیل کارایی فنی به عنوان تابعی از اجزای اخلال تصادفی مورد محاسبه قرار می‌گیرد (Schmidt & et al., 1984). تنها نقطه ضعف این روش در محاسبه کارایی فنی این است که کارایی فنی محاسباتی اساساً غیر همبسته با متغیرهای توضیحی تابع تولید مرزی تصادفی فرض می‌شود، لذا نمی‌توان هیچ نوع تحلیلی مابین مقادیر ضرایب محاسبه شده در تابع تولید مرزی تصادفی و کارایی فنی انجام داد (Kumbhakar & et al., 1995). اگر فرض غیرهمبسته بودن مقادیر کارایی محاسباتی با

1. data envelopment analysis

پارامترهای تابع تولید در نظر گرفته نشود، مقادیر محاسبه شده تورش‌دار و ناسازگار خواهند شد (Tybout, 1992). با توجه به اینکه در این روش هم کارایی فنی و هم اجزای اخلال مشاهده ناپذیرند، روشهای ویژه‌ای برای محاسبه کارایی فنی ارائه شده‌است. با استفاده از اطلاعات مقطعی امکان تفکیک اجزای اخلال به کارایی، بدون در نظر گرفتن یک‌سری فرضیات پارامتریک در مورد توزیع اجزای اخلال، وجود نخواهد داشت(همان منبع). اگر مشاهدات ترکیبی وجود داشته باشد و اگر فرض ثابت بودن کارایی فنی مزارع در طول زمان منطقی باشد، می‌توان مدلی ارائه کرد که در آن کارایی فنی در طول زمان ثابت و در بین مزارع مشخص و متمایز[1] باشد (Pascoe & et al., 2002). لذا در این مطالعه از روش تابع تولید مرزی تصادفی با داده‌های ترکیبی استفاده شده‌است.

در اولین قدم و به منظور تحلیل اثر متغیرهای کاربرد آبیاری تحت فشار و سطح زیر کشت (به عنوان معیاراندازه مزرعه) و فعالیتهای آموزشی و ترویجی بر کارایی تولید گندم مزارع مورد مطالعه، تابع تولید ترانسلوگ به صورت زیر معرفی می‌شود (Greene, 1993):

$$Ln\,Y_i = \beta_0 + \sum_j \beta_j LnX_{ij} + \frac{1}{2}\sum_j \sum_k \beta_{jk} LnX_{kj} LnX_{ki} \qquad (۱)$$

که در آن اندیس i تعداد مزارع، Y تولید یا ستانده و X ها نهاده‌های تولیدی است. پارامترهای تابع تولید با β ها مشخص شده‌اند. همچنین β_0 پارامتر متمایز[2] بین واحدها و نشاندهنده کارایی فنی هر یک از مزارع است. تابع تولید ۱ را نمی‌توان با مشاهدات مقطعی تخمین زد، از این رو β_0 نامشخص خواهد بود. با استفاده از داده‌های ترکیبی خواهیم داشت (Demir & et al., 2002):

$$LnY_{it} = \beta_0 + \sum_j \beta_j LnX_{ijt} + \frac{1}{2}\sum_j \sum_k \beta_{jk} LnX_{ijt} LnX_{kit} + U_{it} \qquad (۲)$$

که در آن اندیس t معرف زمان (تعداد سالها) است. جزء اخلال U_{it} قابل تفکیک به اجزای زیر می‌باشد:

---

1. firm-specific time-invariant
2. firm- specific

$$U_{it} = \varepsilon_{it} + \varphi_{it} \qquad (۳)$$

که در آن ε_{it} معرف کارایی فنی و φ_{it} جزء اخلال تصادفی است. ε_{it} خود قابل تفکیک به دو جزء به صورت زیر می‌باشد:

$$\varepsilon_{it} = \eta_i + \tau_{it} \qquad (۴)$$

دراین‌رابطه η_iجزءثابت‌و τ_{it} جزء باقیمانده کارایی فنی است. هر دو جزء تشکیل‌دهنده ε_{it} منفی هستند. در تحلیلهایی که به کمک داده‌های ترکیبی انجام می‌گیرد معمولاً کارایی فنی در طول زمان ثابت[1] فرض می‌شود (Schmidt & et al., 1984). در معادله ۴ چنین فرض شده است که کارایی فنی از دو جزء تشکیل می‌شود: یکی جزء ثابت و متمایز بین مزارع که با $\eta_i \leq 0$ نشان داده می‌شود و دیگری جزء اخلال که هم در طول زمان و هم در بین مزارع متمایز است و با $\tau_{it} \leq 0$ نشان داده می‌شود. بنابراین اگر $\tau_{it} = 0$ باشد، کارایی فنی در طول زمان ثابت خواهد بود. حال اگر $\eta_i = 0$ باشد و $\tau_{it} \neq 0$ باشد آنگاه کارایی فنی هم در طول زمان و هم مابین مزارع متفاوت خواهد بود (Kumbhakar & et al., 1995). با جانشین کردن رابطه ۳ در ۴ خواهیم داشت:

$$LnY_{it} = \beta_0 + \sum_j \beta_j LnX_{ijt} + \frac{1}{2}\sum_j \sum_k \beta_{jk} LnX_{ijt} LnX_{kit} + \eta_i + \tau_{it} + \varphi_{it} \qquad (۵)$$

در نهایت به منظور محاسبه کارایی فنی مزارع مورد مطالعه و با استفاده از مشاهدات ترکیبی، مدل زیر را، که به مدل fixed-effects معروف است، به صورت زیر خواهیم داشت:

$$LnY_{it} = \mu_i + \sum_j \beta_j LnX_{ijt} + \frac{1}{2}\sum_j \sum_k \beta_{jk} LnX_{ijt} LnX_{kit} + \omega_{it} \qquad (۶)$$

که در آن $\mu_i = \beta_0 + \eta_i$ و $\omega_{it} = \tau_{it} + \varphi_{it}$ است. همچنین جزء اخلال تصادفی این مدل‌از توزیع نرمال استاندارد با میانگین صفر و واریانس σ^2 تبعیت می‌کند. با توجه به تابع تولید ۶ ،کارایی فنی(TE) به صورت زیر محاسبه خواهد شد (Schmidt & et al., 1984):

$$TE_i = \left[Exp(\mu_i - Max\mu_i) \right] \qquad (۷)$$

---

1. time-invariant

این شاخص برای مزرعه‌ای که دارای بیشترین مقدار η_i باشد برابر عدد یک می‌شود؛ یعنی این مزرعه دقیقاً روی تابع تولید مرزی عمل می‌کند و لذا از لحاظ فنی کاملاً کاراست. برای مابقی مزارع عدد محاسباتی مابین صفر و یک به دست آمده است بدین معنا که این مزارع نسبتاً ناکارا عمل کرده‌اند.

جامعه آماری در این مطالعه شامل کلیه مزارعی بوده که در تمامی سالهای۱۳۷۷-۱۳۸۳ مازادگندمی برای فروش به سیلوی شهرستان داشته‌اند. اطلاعات مورد نیاز برای این مطالعه از ۲۹ مزرعه گندم این جامعه و به روش نمونه‌گیری تصادفی ساده حاصل شد که تعدادی از آنها را تعاونیهای تولید کشاورزی شهرستان شهرکرد تشکیل می‌دادند. همچنین از آمار و اطلاعات موجود در سازمان جهاد کشاورزی و مرکز تحقیقات کشاورزی استان چهارمحال و بختیاری و همچنین آمار و اطلاعات وزرات جهاد کشاورزی نیز استفاده گردید. کلیه این اطلاعات مربوط به سالهای زراعی۱۳۷۷- ۱۳۸۳ است. جدول ۱ تمامی متغیرهای به کار رفته در تابع تولید را نشان می‌دهد. همچنین این جدول متغیرهای مجازی را، که به عنوان توصیف کننده شرایط مدیریتی مزارع در نظر گرفته شده‌اند، نشان می‌دهد. این بخش از اطلاعات مطالعه از طریق مصاحبه مستقیم با کشاورزان و کارشناسان شرکتهای کشاورزی در سال ۱۳۸۳ تهیه و جمع آوری شده‌است.

تعداد مزارع مورد نظر در این مطالعه در تمامی سالها ثابت بودند، زیرا تا به حال هرساله در مزارع تحت مطالعه گندم کشت شده‌است. متغیرهای فنی موجود در تابع تولید در حد بالایی با یکدیگر همخطی داشتند، لذا به منظور کاهش اثر همخطی بین متغیرها در تخمین تابع تولید، متغیرها بر حسب هکتار در مدل مورد استفاده قرار گرفتند (Wilson & et al., 2001).

جدول ۱. معرفی متغیرهای به کارگرفته شده در این مطالعه

متغیرهای فنی	X_1	سطح زیر کشت برحسب هکتار
	X_2	بذر مصرفی بر حسب کیلوگرم
	X_3	نیروی کار مصرفی به صورت نفر- روز در سال
	X_4	کود مصرفی برحسب کیلوگرم (شامل سه نوع کود ازت، فسفر و پتاسیم)
	X_5	آب مصرفی برحسب متر مکعب
	Y	محصول بر حسب کیلوگرم
متغیرهای مدیریتی	DU	متغیر مجازی تعریف شده برای سیستم آبیاری. اگر سیستم آبیاری تحت فشار باشد DU=1 و در غیر این صورت DU=0 خواهد بود.
	DZ	متغیر مجازی تعریف شده برای اندازه مزرعه. اگر سطح زیر کشت بیشتر از ۲۰ هکتار باشد DZ=1 در غیر این صورت DZ=0 خواهد بود.
	EXT	متغیر مجازی تعریف شده برای اقدامات آموزشی و ترویجی. اگر زارع تحت آموزش و راهنمایی قرار داشته باشد EXT=1 و در غیر این صورت EXT=0 خواهد بود.

نتایج و بحث

تابع تولید ترانسلوگ به وسیله متغیرهای فنی توضیح داده‌شده در جدول ۱ و با استفاده از روش تخمین مخصوص این نوع توابع[1] (Gujarati, 2003) و به کارگیری نرم افزار Eviews، تخمین زده شد و کششهای مربوط به هر نهاده محاسبه گردید. پارامترهای تخمین زده‌شده از تابع تولید در جدول ۲ آورده شده‌است (اجزای ثابت نشان داده نشده‌است).

1.fixed effect approach of estimation panel data

جدول ۲. پارامترهای تخمین زده شده تابع تولید مرزی تصادفی

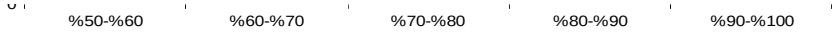
متغیر	ضریب	انحراف از معیار	آماره T	سطح‌احتمال
LnX_1	۰/۴۹۵۱۲۸	۰/۰۸۵۵۹۷	۵/۷۸۴۴۰۳	۰/۰۰۰۰
LnX_2	۰/۱۱۰۴۴۸	۰/۰۵۶۴۸۳	۱/۹۵۵۴۱۲	۰/۰۵۱۸
LnX_3	۰/۵۰۹۷۹۴	۰/۱۰۳۲۷۲	۴/۹۳۶۴۲۹	۰/۰۰۰۰
LnX_4	-۰/۰۸۲۶۴۳	۰/۰۳۶۲۳۸	-۲/۲۸۰۵۶۶	۰/۰۲۳۶
LnX_5	۰/۰۳۹۱۱۷	۰/۱۱۶۸۵۶	۰/۳۳۴۷۴۸	۰/۷۳۸۱
$LnX_1 \times LnX_1$	-۲/۹۵۷۷۴۱	۰/۱۲۲۶۹۵	-۲۴/۱۰۶۵۵	۰/۰۰۰۰
$LnX_2 \times LnX_2$	-۱/۱۶۲۱۱۲	۰/۱۵۹۸۱۴	-۷/۲۷۱۶۴۱	۰/۰۰۰۰
$LnX_3 \times LnX_3$	-۱/۲۲۷۸۰۴	۰/۱۴۷۰۶۶	-۸/۳۴۸۶۴۰	۰/۰۰۰۰
$LnX_4 \times LnX_4$	۳/۰۱۰۴۲۷	۰/۱۸۵۲۱۶	۱۶/۲۵۳۵۶	۰/۰۰۰۰
$LnX_5 \times LnX_5$	۳/۷۰۸۱۳۳	۰/۱۵۵۶۸۲	۲۳/۸۱۸۶۴	۰/۰۰۰۰
$LnX_1 \times LnX_2$	۳/۹۴۵۲۲۰	۰/۲۵۲۸۰۸	۱۵/۶۰۵۵۷	۰/۰۰۰۰
$LnX_1 \times LnX_3$	-۱/۱۷۸۶۹۲	۰/۱۱۸۵۵۸	-۹/۹۴۱۹۲۳	۰/۰۰۰۰
$LnX_1 \times LnX_4$	-۰/۰۰۵۱۳۳	۰/۱۳۰۸۱۴	-۰/۰۳۹۲۳۹	۰/۹۶۸۷
$LnX_1 \times LnX_5$	-۲/۵۰۹۹۹۷	۰/۱۸۸۳۱۰	-۱۳/۳۲۹۰۷	۰/۰۰۰۰
$LnX_2 \times LnX_3$	-۲/۵۶۶۰۶۰	۰/۲۲۱۳۷۶	-۱۱/۵۹۱۳۹	۰/۰۰۰۰
$LnX_2 \times LnX_4$	۱/۲۳۸۶۱۹	۰/۱۰۰۷۸۷	۱۲/۲۸۹۵۲	۰/۰۰۰۰
$LnX_2 \times LnX_5$	-۱/۷۵۵۸۷۶	۰/۱۶۵۲۵۲	-۱۰/۶۲۵۴۳	۰/۰۰۰۰
$LnX_3 \times LnX_4$	-۰/۰۳۲۳۵۸	۰/۰۸۹۳۰۴	-۰/۳۶۲۳۳۰	۰/۷۱۷۵
$LnX_3 \times LnX_5$	-۰/۰۸۲۵۴۳	۰/۰۲۱۵۷۷	-۳/۸۲۵۴۹۰	۰/۰۰۰۲
$LnX_4 \times LnX_5$	۱/۶۱۶۷۶۵	۰/۰۷۹۶۹۷	۲۰/۲۸۶۳۰	۰/۰۰۰۰
Prob. F=۰/۰۰۰۰	F =۱۶۵۴۹۷/۵	D.W.=۲/۴۵	۰/۹۶ $\overline{R}^2$ =	۰/۹۷ R^2 =

مأخذ: یافته‌های تحقیق

این جدول نشان می‌دهد که به جز کشش تولیدی کود مصرفی (X_4) که منفی و مبین استفاده از این نهاده در منطقه سوم یا همانا منطقه غیر اقتصادی تولید است و همچنین کشش

تولید نهاده (X_5) که از لحاظ آماری معنیدار نیست، بیشترکششهای تولیدی مثبت و از لحاظ آماری در سطح ۹۵٪ معنیدار است.

نمودار ۱ کارایی فنی مزارع مورد مطالعه را نشان می‌دهد. با توجه به این نمودار مشاهده می‌شود که کارایی فنی تعداد زیادی از مزارع بین ۷۰ تا ۸۰ درصد و متوسط کارایی فنی کل مزارع ۷۸ درصد است.



نمودار ۱. توزیع کارایی فنی بین مزارع گندم

نتایج تخمین زده شده برای تابع کارایی در جدول ۳ آورده شده‌است. این نتایج نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای به کار رفته در مدل اثر مثبت و معنیداری بر کارایی فنی دارند.

جدول ۳. نتایج تخمین تابع کارایی

متغیر	ضریب	انحراف از معیار	آمارهT	سطح احتمال
DU	۰/۱۷۲۳۱۳	۰/۰۴۸۱۱۸	۳/۵۸۱۰۲۶	۰/۰۰۱۷
DZ	۰/۰۹۶۳۶۳	۰/۰۴۳۶۷۳	۲/۲۰۶۴۴۷	۰/۰۳۸۱
EXT	۰/۱۱۰۵۱۱	۰/۰۳۸۲۵۶	۲/۸۸۸۷۴۴	۰/۰۰۸۵
C	-۰/۴۱۰۵۵۰	۰/۰۳۰۸۵۷	-۱۳/۳۰۴۹۰	۰/۰۰۰۰
Log likelihood=۳۸/۶۲	$F =$ ۱۴/۷۴	$D.W. =$ ۱/۹۹	$\overline{R}^2 =$ ۰/۶۷	$R^2 =$ ۱۰/۷
				Prob. F=۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

از آنجا که مدل به صورت خطی و غیر لگاریتمی تخمین زده شده‌است، ضرایب تخمینی این مدل نشاندهنده اثر یکباره[1] متغیرها بر کارایی فنی است و آثار نهایی[2] را نشان نمی‌دهد (Wilson & et al., 2001).

نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که متغیر در نظر گرفته شده برای کاربرد سیستمهای آبیاری تحت فشار (DU) دارای اثر مثبت و معنیدار بر کارایی فنی مزارع بوده، به این معنی که با کاربرد این سیستمها کارایی فنی تولید افزایش یافته‌است. همچنین اثر متغیر منظور شده برای آموزش و ترویج کشاورزان (EXT) بر کارایی مثبت و از لحاظ آماری معنیدار است. مزارعی که در آنها فعالیتهای آموزشی و ترویجی بیشتر بوده است و از کارشناسان کشاورزی استفاده کرده‌اند (مانند شرکتهای کشاورزی وابسته به سازمان جهاد کشاورزی) به لحاظ فنی از سایر مزارع کاراتر عمل کرده‌اند. ضریب تخمین زده شده برای متغیر DZ از لحاظ مقدار کم ولی معنیدار بوده و اثر مثبتی بر کارایی فنی مزارع داشته‌است. کلیه مزارع با مساحت کشت بیشتر از ۲۰ هکتار، در تولید گندم از کارایی فنی بالاتری برخودار بوده‌اند. با توجه به این نکته، درمنطقه موردمطالعه همراه با افزایش‌اندازه مزرعه‌کارایی‌نیزافزایش یافته‌است که این خود تأییدی است بر دیگر مطالعات مرتبط با موضوع این مقاله (Alvarez & et al., 2004). جزء عرض از مبدأ نیز مطابق معمول برایند سایر متغیرها را بر کارایی فنی مزارع نشان می‌دهد و در کل ۷۱٪ از کل تغییرات کارایی فنی مزارع با متغیرهای مدل توضیح داده شده‌است.

همان‌گونه که پیشتر نیز ذکر شد، سیاستهای گندم در ایران از دیرباز شامل مداخلات دولت در بازار گندم و کنترلهای قیمتی بوده و همواره به علت کمبود تولید، بخشی از نیاز مصرفی کشور از طریق واردات تأمین شده‌است. از طرفی دولت به منظور حمایت از اقشار کم‌درآمد و مصرف کنندگان همواره یارانه‌های زیادی به کالاهایی همچون آرد و نان اختصاص داده است و از آنجا که پرداخت یارانه مصرفی برای دولت هزینه‌بر محسوب می‌گردد، همواره تمایل بر این بوده که با کاهش قیمت خرید گندم از کشاورزان (قیمت

1. one-off
2. marginal effects

تضمینی) مقداری از بار هزینه‌ای دولت بر دوش کشاورزان قرار گیرد. به طبع این گونه اقدامات دولت در طول زمان باعث کاهش انگیزه تولید در کشاورزان و همچنین مصرف بیش از اندازه و ضایعات محصولات تولید شده از گندم توسط گروه‌های مختلف شده‌است. خوشبختانه در طی چند سال اخیر سیاستهای قیمتی مناسبی در مورد گندم اعمال شده و هر ساله قیمت خرید گندم متناسب با تورم افزایش یافته‌است. با این حال نباید این مسئله را فراموش کرد که سیاست قیمتگذاری نمی‌تواند جایگزین سیاست توسعه فناوری تولید و افزایش کارایی باشد، بلکه این دو سیاست باید به صورت مطلوب و متعادل در کنار هم به کار گرفته شوند. با توجه به این رویکرد و با در نظر گرفتن یافته‌های این مطالعه، به منظور افزایش کارایی و تولید پایدار گندم در منطقه مورد مطالعه و کل کشور لزوم توجه به چند نکته زیر آشکار می‌گردد:

- گسترش کاربرد سیستمهای آبیاری تحت فشار متناسب با شرایط منطقه به عنوان یک فناوری جدید در کشاورزی؛
- آموزش و ترویج کشاورزان و آشنا کردن آنها با روشهای جدید کشاورزی و یا استفاده از دانش‌آموختگان رشته‌های کشاورزی در مزارع گندم؛
- اصلاح و تسطیح اراضی کشاورزی، یکپارچه کردن آنها و گسترش سطح زیر کشت؛
- اعمال سیاستهای قیمتی مناسب به عنوان سیاستهای مکمل برای افزایش کارایی تولید؛
- هدفمند کردن یارانه‌های آرد و نان به منظور کاهش هزینه‌های دولت؛
- دادن مجوزخرید، انبارداری و سیلوی گندم به بخش خصوصی و ایجاد انگیزه‌های صادراتی.

در پایان لزوم مطالعه بیشتر در هر منطقه از کشور در زمینه سایر عوامل تأثیرگذار بر افزایش کارایی تولید مانند سیاستهای اعتباری، توسعه فناوری مکانیکی، افزایش هزینه‌های آموزش و تحقیقات و نهایتاً گسترش کاربرد فناوریهای ژنتیکی و بذرهای اصلاح شده به منظور ارائه سیاستهای مناسب تولید مورد تأکید است.

منابع

1. Alvarez, A. C. and Arias (2003), Diseconomics of size with fixed managerial ability in dairy farms, *American Journal of Agricultural Economics,* 85: 136-144.

2. Alvarez, A. and C. Arias (2004), Technical efficiency and farm size: A conditional analysis, *Agricultural Economics,* 30: 241–250

3. Bagi, F.S. (1982), Relationship between farm size and technical efficiency in West Tennessee agriculture, *Southern J. Agric. Econ*., 14: 139–144.

4. Bakhshoodeh, M. and K.J. Thomson (2001), Input output technical efficiencies of wheat production in Kerman, Iran, *Agricultural Economics*, 24: 307–311.

5. Battese, G.E. and T.J. Coelli (1992), Frontier production function, technical efficiency and panel data: with application to paddy farms in India, *Journal of Productivity Analysis,* 3: 159-169.

6. Battese, G.E (1992), Frontier production functions and technical efficiency: A survey of empirical applications in agricultural economics, *Agric. Econ,* 7: 185–208.

7. Cetin, B., S. Yazgan, T.Tipi (2004), Economic of dripe irrigation of olives in Turkey, *Agricultural Water Management,* 66:145-151.

8. Demir, N. and F.Mahmoud, S. (2002), Agro-climate condition and regional technical inefficiency in agriculture, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 269-280.

9. Farrell, M.J. (1957), The measurement of productive efficiency, *J. R. Stat. Soc., A,* 120: 253–281.

10. Greene, W.H. (1993), Econometric Analysis, Second edition, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, New Jersey, USA, 503-506.

11. Gujarati, D. (2003), Basic Econometric, Fourth edition, Mc Graw-Hill, 640-647.

12. Habbard, L. and P. Dawson (1989), Ex-ante and ex-post long-run average cost function, *Appl. Econ.*19: 1411-1419.

13. Kumbhakar, S.C. and A. Heshmati (1995), Efficiency measurement in Swedish dairy farms: An application of rotating panel data, 1976-1988, *American Journal of Agricultural Economics,* 77: 660-674.

14. Lundvall, K. (1999), Essays on manufacturing production in developing economy: Kenya 1992-94, *Ekonomiska Studier,* 93, Ph.D thesie, Department of Economics, Goteborg University.

15. Pascoe, S. and L. Coglan (2002), The contribution of unmeasurable input to fisheries production: An analysis of technical efficiency of fishing vessels in the English Channel, *American Journal of Agricultural Economics,* 585-597.

16. Schmidt, P. and R. Sickles (1984), Production frontiers and panel data, *J. Business Econ. Stat.* 2: 367–374.

17. Silva, O.M. and T. Grennes (1999), Wheat policy and economy-wide reform in Brazil, *Agricultural Economics*, 20: 143-157.

18. Soderbom, M. and F. Teal (2004), Size and efficiency in African manufacturing firms: evidence from firm-level panel data, *Journal of Development Economic*, 73: 369-394.

19. Tybout, J.R. (1992), Making noisy data sing: Estimating production technologies in developing countries, *Journal of Econometrics*, 53: 25-44.

20. Wilson, P., D. Hedley and C. Asby (2001), The influence of management characteristics on the technical efficiency of wheat farmers in eastern England, *Agricultural Economics*, 24: 329–338.