

اثر پراکندگی اراضی بر کارایی فنی (مطالعه موردی: شهرستان اهواز) بهناز ناظرانی^{۱*}، فرزانه حسنی دیارجان^۲

چکیده

پراکندگی اراضی کشاورزی یکی از مهمترین موانع توسعه کشاورزی می‌باشد. پراکنده بودن اراضی کشاورزی به وضعیتی گفته می‌شود که در آن کل زمین زراعی متعلق به یک زارع به صورت قطعات مختلف در مناطق مختلف یک روستا قرار گرفته‌اند. بنابراین هدف اصلی از این مطالعه بررسی ارتباط بین پراکندگی اراضی و کارایی فنی در شهرستان اهواز بوده است. نتایج این مطالعه نشان داده است که ارتباط بین پراکندگی اراضی و کارایی فنی یک ارتباط منفی و معنادار است. به عبارت دیگر با افزایش تعداد قطعات کشاورزی میزان کارایی فنی کشاورزان کاهش می‌یابد. بنابراین به منظور افزایش کارایی فنی کشاورزان در منطقه بایستی از طریق حمایت از فرآیند یکپارچگی اراضی با اعمال مشوق‌هایی برای کشاورزان و اعطای تسهیلات کم هزینه، مانع از خردشدن اراضی از راه ارائه تبصره‌هایی در قانون ارث و تعیین حد بهینه قطعات زراعی در هر منطقه و همچنین تعویض زمین‌های پراکنده خصوصی با زمین‌های یکپارچه دولتی مانع از خردشدن و قطعه‌قطعه شدن مزارع کشاورزی در منطقه شد.

واژه‌های کلیدی: پراکندگی اراضی، کارایی فنی، یکپارچگی اراضی، اهواز

Email: b.nazerani89@gmail.com

^۱ - دانشجوی دکتری رشته اقتصاد تولید کشاورزی دانشگاه تبریز

^۲ - دانشجوی دکتری رشته اقتصاد تولید کشاورزی دانشگاه تهران

مقدمه

پراکندگی اراضی کشاورزی یکی از مهمترین موانع توسعه کشاورزی می‌باشد. پراکنده بودن اراضی کشاورزی به وضعیتی گفته می‌شود که در آن کل زمین زراعی متعلق به یک زارع بصورت قطعات مختلف در مناطق مختلف یک روستا قرار گرفته‌اند. پراکندگی اراضی در بیشتر نقاط دنیا یک مسئله جدی برای توسعه پایدار کشاورزی است و می‌تواند موجب ایجاد آسیب دائمی در بخش کشاورزی شود. همچنین این پدیده از طریق اثرات زیست‌محیطی و اقتصادی خطرناک خود به‌عنوان یک مسئله جهانی مطرح است (Cay & Uyan, 2013). پراکندگی اراضی کشاورزی در دو مفهوم مختلف گروه‌بندی می‌شود. یک گروه شامل واحدهای بسیار کوچک است که بهره‌برداری از آنها منطقی نیست. گروه دیگر مربوط به تفکیک بیش از حد و پراکندگی فضای قطعات به شکل منفرد می‌باشد. بنابراین پراکندگی شامل اندازه مزرعه (مساحت زمین) و عدم تمرکز تعداد قطعات است (King & Burton, 1981).

پراکندگی و کوچکی اراضی کشاورزی مانعی در راه افزایش کارایی تولید و باعث هدر رفتن نیروی کار زارع در رفت و آمدهای بین قطعات، ایجاد تنش‌های اجتماعی در مدیریت کشاورزی، افزایش هزینه استفاده از نیروی کار و مشکل استفاده مناسب از ماشین‌آلات را دنبال دارد (Nguyen, 1996). همچنین موجب اتلاف منابع، تثبیت و گسترش الگوی نامناسب زراعی، غیرکارا کردن مدیریت مزرعه، کارایی پایین در مدیریت آب کشاورزی می‌شود (Demetrio et al, 2013).

به‌طور کلی پراکندگی اراضی متأثر از عواملی هستند که برای بررسی روش‌های مناسب نیازمند آگاهی از این عوامل می‌باشد. عرضه و تقاضا دو عامل عمده در مورد پراکندگی اراضی است (McPherson, 1982؛ Bently, 1987). همچنین محدودیت‌های طبیعی، نظام ارث، ناقص بودن بازار زمین و تفکیک نظام مالکیت مشترک به علت فشار رشد جمعیت از عواملی هستند که باعث پراکندگی و تقسیم شدن اراضی می‌شوند (Quiggin, 1988). bafekr (1993) در مطالعه خود نشان داد که کیفیت خاک، پوشش گیاهی، توپوگرافی و شبکه هیدروگرافی، از عوامل مؤثر در پراکنده شدن اراضی بوده است و نظام ارباب و رعیتی، قوانین ارث و رشد جمعیت از عوامل تشدیدکننده این پراکندگی به شمار می‌روند. نتایج این مطالعه علل پراکندگی اراضی را در دو گروه طبقه‌بندی می‌کند: علل طبیعی و جغرافیایی (رودخانه، سیل، تپه و کوه، پستی و بلندی، دره، چشمه و دریاچه) و علل اقتصادی و اجتماعی: عادت سنن و قوانین (ارث، اصلاحات ارضی و خرید و فروش و امنیت).

امروزه در زمینه اثرات اقتصادی پراکندگی اراضی مطالعه زیادی صورت گرفته است. Ghafari et al (2017) در مطالعه خود نشان دادند که تفاوت معناداری در دوره قبل و بعد از اجرای طرح یکپارچه‌سازی اراضی در تعداد قطعات اراضی هر بهره‌بردار، سطح زیرکشت و همچنین عملکرد گندم و جو، مساحت تحت پوشش آبیاری تحت فشار، هزینه استفاده از ماشین‌آلات برای شخم، کرت‌بندی، مرکزکشی، نهرکشی و فاروژنی، هزینه آماده‌سازی زمین، هزینه‌های کاشت، میزان استفاده از ماشین‌آلات برای کودپاشی و بذرپاشی، میزان استفاده از ماشین‌آلات در برداشت، میزان استفاده از ماشین‌آلات در حمل محصول، میزان استفاده از سموم، میزان استفاده از کارگر و همچنین میزان مصرف آب به وجود آمده و این امر توانسته است تغییرات مهمی در بهره‌وری عوامل تولید ایجاد کند. در مطالعه‌ای دیگر، einali et al (2014) نشان دادند که تفاوت معناداری در دوره قبل و بعد از اجرای طرح یکپارچه‌سازی اراضی در تعداد قطعات اراضی هر بهره‌بردار بوجود آمده و این امر توانسته است تغییرات مهمی در بهبود کارایی عوامل تولید ایجاد

کند. از طرفی دیگر، از دیدگاه کشاورزان نمونه بیشترین و کمترین تاثیر مستقیم در بهره‌وری عوامل تولید به ترتیب با مولفه‌های مربوط به درآمد و اشتغال کشاورزان و هزینه‌های فعالیت‌های کشاورزی با مقدار ۰/۴۹۸ و ۰/۰۲۴ ارتباط دارند. Townsend et al (1998) یک رابطه منفی بین اندازه مزرعه و کارایی فنی ارائه کرده است. در حالی که sharma et al (1999) یک رابطه مثبت بین اندازه مزرعه و کارایی فنی ارائه کرده است. بنابراین با توجه به اهمیت مسائل و مشکلات پراکندگی اراضی کشاورزی، این مطالعه درصدد بررسی اثرات پراکندگی اراضی بر کارایی فنی کشاورزان شهرستان اهواز است.

روش تحقیق

پژوهش حاضر از لحاظ روش‌شناسی، توصیفی، تحلیلی و همبستگی مبتنی بر مطالعات میدانی و تکمیل پرسشنامه و به لحاظ ماهیت از نوع تحقیقات کاربردی است. به گونه‌ای که به منظور بررسی نقش پراکندگی اراضی و پراکنش آنها و نیز اثرات پراکندگی اراضی بر کارایی فنی تولیدات کشاورزی از روش‌های میدانی (مصاحبه و تکمیل پرسشنامه) برای جمع‌آوری اطلاعات استفاده شده است.

مقایسه عملکرد یک بنگاه با دیگر بنگاه‌ها و یا با بهترین بنگاه‌های موجود یکی از موضوعات بسیار مهم در اقتصاد می‌باشد. تلاش اقتصادی بشر نیز همواره مبنی بر کسب حداکثر عملکرد با بکارگیری کمترین عوامل تولید بوده است. که این را می‌توان تلاش برای دستیابی به کارایی بالاتر نامید. کارایی^۱ یکی از مهمترین شاخص‌های ارزیابی عملکرد بهینه واحدهای اقتصادی است. هر چند تعاریف متعددی از آن وجود دارد، اما وجه اشتراک تمام آنها این است که بنگاهی کارا می‌باشد که از ترکیب داده‌های معین بیشترین محصول را بدست آورد. در واقع کارایی به معنی اتلاف- نکردن منابع است که از نسبت ارزش کل محصول به ارزش کل نهاده حاصل می‌گردد (darijani et al, 2006). بنابراین در سطح ثابتی از فناوری، بنگاه‌های تولیدی که بیشترین مقدار ستاده را از مقدار معینی عامل تولید بدست می‌آورند، کارایی بالاتری دارند. اندازه‌گیری کارایی و تغییرات آن طی زمان کمک زیادی به ارزیابی مواردی همچون کیفیت بکارگیری منابع، سطح بازدهی فعالیت‌ها، ضعف‌ها و نارسایی‌ها، انحراف از برنامه‌های تدوین شده، کشف روش‌های بهبود بهره‌وری و معرفی اصلاحات مورد لزوم دارد. تا اواخر دهه ۱۹۶۰ میلادی، بیشتر مطالعات تجربی مربوط به کارایی، از روش حداقل مربعات برای تخمین تابع تولید یک بنگاه یا صنعت استفاده می‌کردند. که این روش، تنها بیانگر رابطه‌ای متوسط میان سطح نهاده و محصول حاصل شده بود. اما سرانجام، فارل سمت و سوی مطالعات تجربی رو به سمت توابع مرزی معطوف کرد.

در مدل‌های مرزی^۲ به منظور برآورد کارایی فنی، از توابع تولید، هزینه و یا سود مرزی استفاده می‌شود. تابع تولید مرزی با استفاده از حداکثر محصول تولیدی بنگاه‌های مختلف که در یک صنعت خاص فعالیت می‌کنند، تخمین زده می‌شوند. در این حالت تفاوت از مرز تولید به عنوان معیار عدم کارایی فنی تلقی می‌شود. با توجه به اینکه تابع تولید مرزی، بیانگر حداکثر میزان تولید محصول در صنعت به ازای سطوح مختلف نهاده می‌باشد، لذا می‌توان گفت که با صرف‌نظر نمودن اثر عوامل تصادفی، تابع تولید مرزی از اتصال بهترین نقاط یعنی نقاطی که بیشترین میزان تولید محصول به ازای سطوح مختلف مصرف نهاده بدست می‌آید. اما در عمل به دلیل دسترسی به تابع مرزی، farel (1957) پیشنهاد نموده که تابع مرزی با استفاده از اطلاعات واحدهای تولیدی برآورد گردد. در تخمین توابع

¹ Efficiency

² Frontier Models

مرزی لازم است ابتدا نوع تابع، مشخص شود. از طرفی باید توجه داشت که هرچه ساختار الگو مناسب‌تر باشد، تخمین‌های حاصل شده بهتر خواهد بود. به عبارت دیگر، الگوهای مورد استفاده به منظور برآورد تابع مرزی، پارامتری بوده و تصریح فرم مشخص تابعی، لازمه برآورد توابع مرزی می‌باشد. مزیت اینگونه الگوها این است که می‌توان اثر عوامل تصادفی موثر بر تولید را از اثرات مربوط به عدم کارایی فنی جدا کرد (Lovell, 1993).

در روش الگوهای مرزی تصادفی، این ایده مدنظر بوده است که ممکن است انحرافات از مرز تولید تحت کنترل مدیر واحد تولیدی نباشد. به عنوان مثال با درنظر گرفتن الگوی مرزی معین، ممکن است تحلیلگر، آثار پیامدهای غرمنتظره نظیر خراب شدن یک دستگاه و یا شرایط نامساعد جوی را صرفاً ناشی از عدم کارایی واحد تولیدی بداند. این درحالیست که مسائلی مانند خطای اندازه‌گیری متغیرها و خطای تصریح مدل نیز اثر خود را در مقادیر محاسبه شده کارایی نشان می‌دهند. در این راستا و به منظور رفع عیوب مرزی معین، الگوی مرزی تصادفی زیر توسط ارائه گردید (greene, 1980).

در این مدل، v_i می‌تواند هر عددی را به خود اختصاص دهد. در واقع v_i شامل اثر کلیه عوامل تصادفی موثر بر تولید بوده و بر مبنای الگوهای رگرسیون کلاسیک، برای آن توزیع مقارنی نظیر توزیع نرمال معمولی فرض می‌شود:

$$y_i = f(X_i) TE_i e^{v_i} \quad (1)$$

$$\ln y_i = \alpha + \beta' X_i + (v_i + u_i) = \alpha + \beta' X_i + \varepsilon_i$$

از طرف دیگر، u_i بیان‌کننده میزان عدم کارایی فنی بنگاه i ام بوده و مانند سایر مدل‌های قبلی $u_i > 0$ می‌باشد. همچنین فرض می‌شود که هر دو جز پسماند، توزیع مستقل و یکسانی را در میان مشاهدات دارند. در این وضعیت، متوسط عدم کارایی در توزیع مقارنی منعکس می‌شود. مقداری که به آسانی و با استفاده از نتایج OLS و با گشتاور سوم اجزای اخلال قابل برآورد می‌باشد:

$$m_3 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\varepsilon_i - \hat{E}[\varepsilon_i])^3 \quad (2)$$

$$\mu_3 = E [v_i - (u_i - E[u_i])]^3 \quad (3)$$

در این مطالعه پس از برآورد کارایی فنی، با استفاده از تابع تولید، کارایی فنی به عنوان یک پارامتر اثرگذار بر عملکرد تولید به عنوان یک متغیر توضیحی وارد الگو می‌شود. این رویکرد، بر مبنای (Lau & Yotopoulos, 1971)، که پس از (Aigner & Chu, 1968 . Aigner et al, 1977)، کارایی فنی را به عنوان بخشی از اختلال تصادفی یک عملکرد تولید می‌داند، مطرح شد. مزیت اصلی رویکرد حاضر آن است که ما را قادر می‌سازد تا نقش کارایی فنی در تصمیم‌گیری‌های تولید مزرعه تحلیل کنیم.

نقطه شروع یک تابع تولید با یک نهاده متغیر و یک نهاده ثابت است:

$$y_i = A_i f(z_i, x_i) \quad (4)$$

در رابطه فوق، y_i تولید، f یک تابع تولید مونوتونی و مقعر است، z_i بردار نهاده‌های ثابت است، x_i بردار نهاده‌های متغیر است و A_i پارامتر منعکس‌کننده کارایی فنی است.

به منظور بررسی اینکه تغییر کارایی فنی چه تاثیری بر اندازه مزرعه دارد، ابتدا فرض می‌شود که تولیدکنندگان به دنبال حداکثر کردن سود خود هستند. در یک صنعت رقابتی تابع سود کوتاه‌مدت برای مزرعه به صورت زیر است:

$$\pi_i = pA_i f(z_i, x_i) - wx_i \quad (5)$$

در رابطه فوق، p قیمت محصول و w قیمت نهاده متغیر است. اکنون به صورت رابطه زیر شرایط مرتبه اول را برای تابع سود انجام می‌شود:

$$\frac{\partial \pi_i}{\partial x_i} = pA_i f(z_i, x_i) - wx_i = 0 \quad (6)$$

اکنون با مرتب کردن تابع فوق بر حسب x_i تابع تقاضا برای نهاده متغیر به صورت رابطه زیر بدست می‌آید:

$$x_i = x(z_i, \frac{pA_i}{w}) \quad (7)$$

رابطه فوق، نشان می‌دهد که تقاضا برای نهاده متغیر نه تنها به قیمت‌ها و نهاده‌های ثابت، بلکه به کارایی فنی نیز بستگی دارد. اکنون اگر از رابطه فوق نسبت به کارایی فنی مشتق گرفته شود نشان می‌دهد که کارایی فنی تاثیر مثبت بر تقاضای نهاده متغیر دارد:

$$\frac{\partial x_i}{\partial A_i} = - \frac{f_x(z_i, x_i)}{A_i f_{xx}(z_i, x_i)} > 0 \quad (8)$$

با جایگزاری رابطه فوق در تابع تولید اولیه، رابطه زیر حاصل می‌شود:

$$y_i = y(A_i, z_i, p, w) \quad (9)$$

اکنون مشتق رابطه فوق نسبت به کارایی فنی نشان می‌دهد که کارایی فنی بر اندازه مزرعه تاثیر مثبت دارد:

$$\frac{\partial y_i}{\partial A_i} = f(z_i, x_i) + (z_i, x_i) \frac{\partial x_i}{\partial A_i} > 0 \quad (10)$$

Battese & Lundvall (2000)، با استفاده از رابطه فوق، ارتباط مثبت بین کارایی فنی و اندازه را برای نمونه‌ای از شرکت‌های تولیدی در کنیا پیدا کردند. در این پژوهش به منظور بررسی ارتباط بین کارایی فنی و اندازه مزرعه با برآورد یک نسخه تجربی از مدل نظری ارائه شده، از تابع تولید ترانسلوگ استفاده می‌شود:

$$\ln y_i = \ln A_i + \sum_j \beta_j x_{ij} + 0.5 \sum_j \sum_k \beta_{jk} x_{ij} x_{ik} \quad (11)$$

نتایج و بحث

باتوجه به مباحثی که در بخش متدولوژی بیان شده است، رهیافت اقتصادسنجی مرزی تصادفی یکی از روش‌های کاربردی و انعطاف‌پذیر است که امروزه به‌منظور برآورد کارایی فنی به‌کار می‌رود. در این مطالعه، به منظور برآورد کارایی فنی از الگوی مرز تصادفی با بهره‌گیری از روش حداکثر راستنمایی و نرم افزار اقتصادسنجی ویژه توابع مرزی FRONTIER استفاده شده است. در این مطالعه پس از برازش توابع تولید متعدد فرم تابعی ترانسلوگ از بین توابع دیگر انتخاب شده است.

پارامترهای اصلی تابع ترانسلوگ با یک محصول (میزان تولید (Y_1))، هفت نهاده (تعداد قطعات (X_1) ، سطح زیر کشت (X_2) ، بذر (X_3) ، کود حیوانی (X_4) ، کود سفید (X_5) ، کود سیاه (X_6) و کود کمپوست (X_7)) بر روی اطلاعات مربوط به مزارع مورد بررسی شهرستان اهواز با بهره‌گیری از روش حداکثر راستنمایی صورت گرفته است. جدول (۴-۹)، نتایج مربوط به برآورد الگوی مرز تصادفی فرم تابعی ترانسلوگ را نشان می‌دهد. در این جدول آماره نسبت راستنمایی الگوی برازش شده معنی داری کلی رگرسیون را نشان می‌دهد. همچنین آزمون معنی داری جزئی رگرسیون نشان می‌دهد که ۱۴ ضریب برآوردی در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد معنادار هستند. همچنین در این الگوی برازش شده σ^2 و γ که پارامترهای مربوط به توزیع جزء اختلال تصادفی الگو می‌باشند، بر اساس آزمون تعمیم‌یافته نسبت راستنمایی ملاحظه می‌گردد که کاملاً معنادار هستند از این رو می‌توان استنباط کرد که روش حداکثر راستنمایی به روش حداقل مربعات معمولی ترجیح دارد. ضمن آنکه اختلاف بین واحدها صرفاً ناشی از عوامل خارج از کنترل مدیر نیست و مقادیر کارایی فنی دارای توزیع تصادفی است و از طریق برآورد تابع مرز تصادفی قابل مشاهده می‌باشد.

جدول (۱)، نتایج برآورد الگوی مرز تصادفی فرم تابعی ترانسلوگ

متغیر	توضیح	ضریب	ضریب ب t	متغیر	توضیح	ضریب	ضریب t
X.	عرض از مبدا	۰/۰۶	۰/۰۷	X_2X_6	حاصلضرب سطح زیر کشت در کود سیاه	۰/۰۵	-۰/۲۰
X_1	تعداد قطعات	-۰/۴۲	-۰/۵۳	X_2X_7	حاصلضرب سطح زیر کشت در کود کمپوست	۰/۰۳	-۰/۲۲
X_2	سطح زیر کشت	۱/۲۹	۱/۳۹	X_3X_3	توان دوم بذر	۰/۲۷*	۱/۹۱
X_3	بذر	-۰/۷۶*	-۱/۶۵	X_3X_4	حاصلضرب بذر در کود حیوانی	۰/۰۴	۰/۲۰
X_4	کود حیوانی	۱/۱۲	۱/۴۳	X_3X_5	حاصلضرب بذر در کود سفید	۰/۰۱	-۰/۱۲
X_5	کود سفید	۱/۹۵**	۲/۲۹	X_3X_6	حاصلضرب بذر در کود سیاه	۰/۶۸***	۳/۸۵
X_6	کود سیاه	-۳/۴۲***	-۳/۶۸	X_3X_7	حاصلضرب بذر در کود کمپوست	۰/۷۵***	۴/۵۲
X_7	کود کمپوست	-۲/۹۶***	-۳/۲۰	X_4X_4	توان دوم کود حیوانی	۰/۳۰	-۱/۵۸
X_1X_1	توان دوم تعداد قطعات	۱/۶۵***	۳/۳۹	X_4X_5	حاصلضرب کود حیوانی در کود سفید	۰/۲۶	-۱/۵۸
X_1X_2	حاصلضرب تعداد قطعات در سطح زیر کشت	۰/۵۷*	۱/۷۳	X_4X_6	حاصلضرب کود حیوانی در کود سیاه	۰/۰۸	-۰/۰۲
X_1X_3	حاصلضرب تعداد قطعات در بذر	-۰/۲۸	-۱/۶۱	X_4X_7	حاصلضرب کود حیوانی در کمپوست	۰/۱۲	۰/۵۹
X_1X_4	حاصلضرب تعداد قطعات در کود حیوانی	۰/۲۶	۱/۲۱	X_5X_5	توان دوم کود سفید	۰/۸۵	-۱/۳۱
X_1X_5	حاصلضرب تعداد قطعات در کود سفید	۰/۴۹**	۲/۱۲	X_5X_6	حاصلضرب کود سفید در کود سیاه	۰/۰۲	-۰/۱۰

Code	Parameter	Estimate	Standard Error	Test Statistic	Significance	Description
X1X6	حاصلضرب تعداد قطعات در کود سیاه	۰/۴۶	۱/۴۰	X5X7	-۱/۸۱	حاصلضرب کود سفید در کود کمپوست
X1X7	حاصلضرب تعداد قطعات در کود کمپوست	۰/۱۳	۰/۷۲	X6X6	-۱/۸۳	توان دوم کود سیاه
X2X2	توان دوم سطح زیرکشت	۰/۲۷	۰/۴۷	X6X7	-۱/۶۲	حاصلضرب کود سیاه در کود سفید
X2X3	حاصلضرب سطح زیرکشت در بذر	-۰/۱۸	-۰/۸۸	X7X7	۴/۲۱	حاصلضرب کود سیاه در کمپوست
X2X4	حاصلضرب سطح زیرکشت در کود حیوانی	-۰/۴۵*	-۱/۷۵	sigma-squared	۹/۹۵	-----
X2X5	حاصلضرب سطح زیرکشت در کود سفید	-۰/۴۵	-۱/۳۱	gamma	۱۶۷/۳۱	-----

log likelihood function = 27.52

$$\lambda_{LRT} = mixed \chi^2 = 20.51^{***}$$

ماخذ: یافته‌های تحقیق (*), **, *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد)

باتوجه به نقش مطالعات کارایی در فراهم‌سازی زمینه لازم برای تجدید نظر در اهمیت نسبی اجزای تولید، اصلاح سیاست‌ها و مدیریت منابع، این مطالعه به بررسی کارایی فنی مزارع مورد بررسی شهرستان اهواز پرداخته است. کارایی فنی نشان‌دهنده میزان توانایی یک بنگاه در حداکثرسازی تولید با توجه به عوامل تولید مشخص می‌باشد. جدول (۲)، میزان کارایی فنی مزارع را نشان می‌دهد. همان‌گونه که مشاهده می‌شود میانگین کارایی فنی مزارع ۰/۷۹ می‌باشد. همچنین بر اساس این جدول ۶۴ درصد مزارع مورد بررسی شهرستان، دارای کارایی فنی بالاتر از میانگین هستند. مطابق این جدول اختلاف بین بیشترین و کمترین میزان کارایی فنی ۵۷ درصد می‌باشد؛ که می‌توان با اعمال روش‌های ترویجی و مدیریتی مناسب این اختلاف را کاهش داد.

جدول (۲)، مقادیر کارایی فنی مزارع کشاورزی شهرستان اهواز

کارایی فنی	میانگین	حداقل	حداکثر
۰/۷۹	۰/۴۲	۰/۹۹	

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۳)، ارتباط بین کارایی فنی و پراکندگی اراضی را برای مزارع کشاورزی شهرستان اهواز نشان می‌دهد. مطابق جدول (۳)، مشاهده می‌شود که کارایی فنی تاثیر منفی بر پراکندگی اراضی دارد. یعنی هرچه تعداد قطعات کشاورزی بیشتر باشد میزان کارایی فنی کشاورزان کاهش می‌یابد. به‌طور کلی می‌توان گفت که در مزارع بزرگ‌تر به علت نیاز به ساختار بزرگ برای سرمایه‌گذاری و رقابت در بازار، ناکارایی فنی کاهش می‌یابد. چرا که خردی اراضی به‌طور خلاصه موجب هدررفت آب در فاصله بین قطعات، عدم امکان کشت مکانیزه و عدم امکانات مدیریت سایر عوامل تولید می‌شود؛ که همگی موارد یادشده موجب کاهش کارایی فنی کشاورزان می‌شوند.

جدول (۳)، ارتباط بین کارایی فنی و پراکندگی اراضی

متغیر	ضریب برآوردی	prob
عرض از مبدا	-۱/۰۸*	۰/۰۷
کارایی فنی	-۳/۰۵**	۰/۰۱
سطح زیرکشت	۰/۸۰*	۰/۰۶
بذر مصرفی	۰/۰۹*	۰/۰۹
کود حیوانی	۱/۸۳***	۰/۰۱۰
حاصلضرب کارایی فنی در کارایی فنی	-۱/۷۶**	۰/۰۲

۰/۴۵	-۰/۴۳	حاصلضرب کارایی فنی در سطح زیرکشت
۰/۱۰	۰/۵۳*	حاصلضرب کارایی فنی در بذر
۰/۵۰	۰/۳۸	حاصلضرب کارایی فنی در کود حیوانی
۰/۱۸	-۰/۹۲	حاصلضرب سطح زیرکشت در سطح زیرکشت
۰/۹۰	۰/۰۳	حاصلضرب سطح زیرکشت در بذر
۰/۷۰	-۰/۰۸	حاصلضرب سطح زیرکشت در کود حیوانی
۰/۶۵	۰/۰۸	حاصلضرب بذر مصرفی در بذر مصرفی
۰/۲۱	-۰/۳۱	حاصلضرب بذر مصرفی در کود حیوانی
۰/۸۳	-۰/۰۶	حاصلضرب کود حیوانی در کود حیوانی

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در حال حاضر مدیریت ضعیف عوامل تولید و ناکارایی فنی واحدهای کشاورزی یکی از مشکلات اساسی بخش کشاورزی است. بهره‌برداری نامناسب از منابع به پایین بودن آگاهی، اطلاعات و مهارت‌های فنی کشاورزان مربوط است. بنابراین بایستی توجه همه‌جانبه به مسئله مدیریت مزرعه و شناخت محدودیت‌ها پرداخت تا بتوان راه‌حل‌های اجرایی مناسب به منظور افزایش کارایی و بازده بخش کشاورزی ارائه کرد. کشاورزان به منظور تصمیم‌گیری درست به مهارت‌های مدیریتی نیاز دارند. این مهارت‌ها آنها را قادر می‌سازد تا مزرعه خود را بطور موثر اداره کنند. از سوی دیگر پراکندگی اراضی به عنوان یک مانع اساسی در رشد تولیدات کشاورزی در ایران مطرح است. پراکندگی اراضی یکی از تبعات ساختار سنتی کشاورزی کشور است. امروزه کارشناسان و سیاست‌گذاران کشاورزی با توجه به تحولات به وجود آمده در نظام بهره‌برداری از زمین، معتقدند که خردی اراضی کشاورزی یکی از اساسی‌ترین مشکلات کشاورزی در ایران محسوب می‌شود؛ چرا که خردی اراضی کشاورزی موجب عدم توجیه فنی و اقتصادی کاربرد فناوری و منابع تولیدی در مرحله تولید محصول، انگیزه کم سرمایه‌گذاری در حوزه، پایین بودن بهره‌وری تولید و سود اقتصادی کم کشاورزان است.

این پژوهش که به منظور بررسی ارتباط بین پراکندگی اراضی و کارایی فنی در شهرستان اهواز انجام شده است، نشان داده که ارتباط بین پراکندگی اراضی و کارایی فنی یک ارتباط منفی و معنادار است. به عبارت دیگر با افزایش تعداد قطعات کشاورزی میزان کارایی فنی کشاورزان کاهش می‌یابد. بنابراین به منظور افزایش کارایی فنی کشاورزان در منطقه بایستی از طریق حمایت از فرآیند یکپارچگی اراضی با اعمال مشوق‌هایی برای کشاورزان و اعطای تسهیلات کم هزینه، مانع از خرد شدن اراضی از راه ارائه تبصره‌هایی در قانون ارث و تعیین حد بهینه قطعات زراعی در هر منطقه و همچنین تعویض زمین‌های پراکنده خصوصی با زمین‌های یکپارچه دولتی مانع از خرد شدن و قطعه شدن مزارع کشاورزی در منطقه شد.

منابع

- Aigner, D.J., Chu, S.F., 1968. On estimating the industry production function. *Am. Econ. Rev.* 58, 826–839.
- Aigner, D.J., Lovell, C.A.K., Schmidt, P.J., 1977. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *J. Econometrics* 6, 21–37.
- Bafekr, H. (1993). Land fragmentation and integration: causes, factors and effects. *Agricultural Economics and Development Quarterly*. 2. In Farsi.
- Bently J (1987) Economic and ecological approaches to land fragmentation in defence of a much-aligned phenomenon. *Annual Review of Anthropology* 16: 31-67.
- Cay, T. Uyan, M. 2013. Evaluation of reallocation criteria in land consolidation studies using the Analytic Hierarchy Process (AHP). *Land Use Policy* 30, 541–548.
- Dirijani, A. Sherzei, Gh.A. Yazdani, S. Peykani, Gh.r. and Sadr Al-Eshrafi, S.M, (2006). Environmental workshops using border analysis Random study: A case of livestock slaughterhouses in Tehran province. *Agricultural Economics and Development*. N.13: 51. In Farsi.
- Einali, J. Farahani, H. and Sohrabi Wafa, S. (2014). Assessing the role of agricultural land integration in improving production in water utilization: Khararoud rural district, Khodabandeh city. *Space Economics and Rural Development*. N: 2, 1. In Farsi.
- Farrell, M.J. 1957. The Measurement of Productive Efficiency, *Journal of The Royal Statistical Society Series A*, CXX, Part 3, PP: 253-290.
- Ghafari, H. Younesi, A. and Abedini, A. (2016). The Role of Agricultural Land Integration on Agricultural Productivity (Case Study of Shazand County). *Scientific Research Quarterly, Economic Growth and Development Research*. 6, 23. In Farsi.
- Greene, W.H. 1980. Maximum Likelihood Estimation of Economic Frontier Functions, *Journal of Economics*, 13, PP:27-56.
- King RL and Burton S (1981) An introduction to the geography of land fragmentation and consolidation. Occasional Paper 8, Leicester University Geography Department.
- Lau, L.J., Yotopoulos, P.A., 1971. A test for relative efficiency and application to Indian agriculture. *Am. Econ. Rev.* 61, 94–109.
- Lovell, C. A. K. 1993. *Production Frontiers and Productive Efficiency, The Measurement of productive Efficiency: Techniques and Application*, New York: Oxford University Press, PP:3-67.
- Lundvall, K., Battese, G.E., 2000. Farm size, age and efficiency: evidence from Kenyan manufacturing farms. *J. Develop. Stud.* 36 (3), 146–163.
- McPherson M F (1982) Land fragmentation: A selected literature review. Development Discussion Paper, No. 141, Harvard Institute for International Development, Harvard University.
- Nguyen T, Cheng E and Findlay C (1996) Land fragmentation and farm productivity in China in the 1990s. *China Economic Review* 7: 1969-180.
- Quiggin J (1988) Scattered landholdings in common property system. *Journal of Economic Behaviour and Organisation* 9(2): 187-202.
- Sharma, K.R., Leung, P., Zaleskib, H.M., 1999. Technical, allocative and economic efficiencies in swine production in Hawaii: a comparison of parametric and nonparametric approaches. *Agric. Econ.* 20 (1), 23–35.
- Townsend, R., Kirsten, J., Vink, N., 1998. Farm size, productivity and returns to scale in agriculture revisited: a case study of wine producers in South Africa. *Agric. Econ.* 19, 175–180.