

علمی ترویجی

تاثیر سالخوردگی نیروی کار بر کارایی فنی در بخش کشاورزی ایران

محسن صالحی کمرودی^۱، آذر شهبازی^۲ و رضا شاکری بستان آباد^۳

چکیده:

گسترش و توسعه بخش کشاورزی به عنوان یکی از محورهای توسعه اقتصادی و اجتماعی کشور، به مجموعه‌ای از نیروهای خلاق، آموزش‌پذیر، ریسک‌پذیر پویا و شاداب نیاز است. از مشکلات بزرگ بخش کشاورزی ایران، سالخوردگی نیروی کار است که می‌تواند موجب کاهش بهره‌وری و تولید در این بخش گردد. بنابراین، هدف این تحقیق بررسی تاثیر سالخوردگی نیروی کار بر کارایی فنی در بخش کشاورزی ایران است. بدین منظور از داده‌های ۳۲ استان کشور در سال‌های ۱۳۸۲ و ۱۳۹۲ و همچنین روش تحلیل مرزی تصادفی استفاده می‌شود. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد سالخوردگی نیروی کار، تاثیر منفی بر کارایی در بخش کشاورزی دارد، بنابراین باید سیاست‌هایی اتخاذ کرد که ساختار سنی بخش کشاورزی جوان‌تر شود. علاوه بر این، نتایج نشان داد که آموزش در مورد حرفه‌های کشاورزی در بهبود بهره‌وری تولید مفید است. در نتیجه، بخش دولتی برای تشویق و همچنین پرورش جوانان تازه وارد به بخش کشاورزی، باید سیاست‌هایی را اتخاذ کند تا آنها را به کشاورزانی با دانش تبدیل کند.

واژگان کلیدی:

سالخوردگی نیروی کار، تابع تولید مرزی، کارایی، کشاورزی.

۱- دکتر تخصصی دانشگاه تبریز

۲- دانشجوی دکتری دانشگاه تبریز

۳- دانشجوی دکتری دانشگاه تهران reza.shakeri@ut.ac.ir

مقدمه

بخش کشاورزی به دلیل نقش و اهمیتی که در تامین غذایی بخش عظیمی از جمعیت کشور و نیز فراهم آوردن مواد اولیه بسیاری از صنایع دارد، همواره مورد توجه دولت و مسئولان بوده است. بدیهی است که برای گسترش و توسعه بخش کشاورزی به عنوان یکی از محورهای توسعه اقتصادی و اجتماعی کشور، به مجموعه‌ای از نیروهای خلاق، آموزش‌پذیر، ریسک‌پذیر پویا و شاداب نیاز است. این ویژگی‌ها نیز اغلب در جوانان وجود دارد و به طور معمول جوانان آمادگی بیشتری برای انتقال این ویژگی به درون یک مجموعه را دارند. اهمیت نیروی کار انسانی، از دیرباز مورد توجه اقتصاددانان بوده و با گذشت زمان بر اهمیت آن افزوده شده است. نگاهی به تاریخ نظریه پردازی درباره رشد نشان می‌دهد الگوهای رشد، انباشت سرمایه‌های فیزیکی را به عنوان کلید توسعه معرفی کرده‌اند. امروزه کشوری قادر به بهره‌گیری از ظرفیت‌های مادی است که انسانها را به سرمایه انسانی تبدیل کند؛ بنابراین، جمعیت انسانی بستری است که بر مبنای آن، سرمایه انسانی متراکم می‌شود و در نهایت، توسعه را به همراه می‌آورد (احمدی و توکلی، ۱۳۹۵).

این در حالی است که جمعیت شاغل در بخش کشاورزی به سالخوردگی گراییده و طی سالهای اخیر میانگین سنی شاغلان این بخش هم در مقایسه با سالهای گذشته و هم در مقایسه با دو بخش دیگر فعالیت (صنعت و خدمات) به طور مرتب افزایش یافته است. بر اساس اطلاعات مرکز آمار ایران (۱۳۹۸) میانگین نسبت بهره‌برداران در دامنه سنی ۶۰ سال و بیشتر، از رقم ۲۳ درصد در سال ۱۳۸۲ به ۳۰ درصد در سال ۱۳۹۲ افزایش پیدا کرده است که این اتفاق می‌تواند نگران‌کننده باشد. سالخوردگی نیروی کار، هر چند با افزایش تجربه آنها همراه است، اما از سوی دیگر می‌تواند ریسک‌پذیری، خلاقیت و نوآوری آنها را کاهش دهد. از سوی دیگر تغییرات در ساختار سنی جامعه و چرخه درآمد مصرف در دوران زندگی می‌تواند اثرات چشمگیری بر کارایی و رشد اقتصادی داشته باشد. چرخه زندگی افراد بر اساس نیازهای اقتصادی و نسبت مصرف به درآمد، در مراحل مختلف سنی متفاوت است. بطوریکه نسبت مصرف به تولید در جوانان و سالخوردگان، بالا و در نیروی کار میانسال، پائین است. این بدین معنا است که محرکان کلیدی رشد اقتصادی همچون نیروی کار متراکم؛ بهره‌وری؛ هزینه و پس‌اندار؛ بسته به اینکه اکثریت افراد جامعه در کدام چرخه زندگی قرار

دارند؛ متغیر است. بنابراین؛ کشوری که دارای جوانان و سالخوردگان بسیار است، از رشد اقتصادی و کارایی کمتری نسبت به کشوری با نیروی کار میان سال، برخوردار است (بلیوم و همکاران، ۲۰۱۱).

با توجه به اهمیت تاثیر سالخوردگی و به طور کلی ساختار سنی نیروی کار بر تولید، بهره‌وری و کارایی، افرادی تلاش کردند این موضوع را مطالعه کنند. از جمله شهرکی و شهرکی (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای با عنوان «محاسبه کارایی فنی چغندرکاران خراسان رضوی با استفاده از تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها و تحلیل مرزی تصادفی» انجام داده‌اند. آنها در این مطالعه داده‌های مورد نیاز خود را از طریق تکمیل پرسشنامه از چغندرکاران سه شهرستان چناران، نیشابور و قوچان جمع‌آوری کردند. نتایج حاصل از مدل مرزی تصادفی، نشان می‌دهد که میانگین کارایی فنی برای سه شهرستان چناران، نیشابور و قوچان به ترتیب ۶۵، ۶۸ و ۶۰ درصد می‌باشد، اما نتایج تحلیل پوششی داده‌ها نشان می‌دهد که چناران بیشترین کارایی را با مقدار ۷۶ درصد به خود اختصاص داده است و نتایج مشابه برای نیشابور و قوچان به ترتیب ۶۱ و ۵۸ درصد می‌باشد. اشراقی و کاظمی (۱۳۹۳) مطالعه‌ای با عنوان «ارزیابی کارایی اقتصادی و فنی گاو‌داری‌های شیری شهرستان گرگان» انجام داده‌اند. آنها در این مطالعه با استفاده از داده‌های ۳۳ پرسشنامه به طور همزمان از دو رویکرد پارامتریک و ناپارامتریک استفاده کردند. نتایج مربوط به محاسبه پارامتریک بر اساس برآورد تابع تولید کاب- داگلاس نشان داده است که میانگین کارایی فنی و اقتصادی به ترتیب ۷۵ و ۷۲ درصد می‌باشد. همچنین نتایج مربوط به محاسبه ناپارامتریک نشان داده است که میانگین کارایی فنی و اقتصادی به ترتیب ۲۴ و ۴۵ درصد می‌باشد. صالحی و همکاران (۱۳۹۳) به مطالعه‌ای تحت عنوان «تاثیر ساختار سنی و کیفیت نیروی کار بر ارزش اقتصادی بخش کشاورزی» پرداختند که در این مطالعه داده‌های مورد نیاز برای ۳۰ استان کشور برای سال ۱۳۹۰ از طریق پایگاه اینترنتی مرکز آمار جمع‌آوری شده است. نتایج حاصل از مطالعه نشان داد، افزایش تحصیلات و اشتغال تاثیر مثبت و معناداری بر ارزش‌افزوده بخش کشاورزی داشته‌اند. ساختار سنی کشاورزان تاثیر معناداری بر ارزش‌افزوده این بخش نداشته است. اسفنجاری کناری و زیبایی (۱۳۹۱) مطالعه‌ای با عنوان «بررسی کارایی فنی و شکاف تکنولوژی واحدهای پرورش مرغ تخم‌گذار ایران» انجام داده‌اند. هدف آنها از این مطالعه تجزیه تحلیل کارایی واحدهای صنعتی

پرورش مرغ تخمگذار با استفاده از مفهوم تابع تولید فرامرزی بوده است. آنها در این مطالعه از داده‌های یک نمونه ۴۷۷ واحدی از سرشماری واحدهای صنعتی که توسط مرکز آمار ایران در سال ۱۳۸۵ صورت گرفته است، استفاده کرده‌اند. نتایج تخمین تابع تولید مرزی منطقه‌ای آنها حاکی از آن بوده است که میانگین کارآیی برای استان‌های منتخب در محدوده ۰/۴۹ تا ۰/۸۸ بوده است. همچنین میانگین کارآیی فنی بر اساس تابع تولید فرامرزی در محدوده ۰/۳۱ تا ۰/۸۲ بوده است. همچنین بالاترین کارآیی مربوط به استان قم است، در حالی که پایین‌ترین کارآیی فنی مربوط به استان تهران می‌باشد. عابدی فر (۱۳۷۹) با استفاده از روش توابع مرزی تصادفی به برآورد کارایی فنی صنعت بانکداری ایران و شناسایی عوامل مؤثر بر آن پرداخت. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که بانک‌های تخصصی در مقایسه با بانک‌های تجاری از کارایی بیشتری برخوردارند. پاکپان سایوت و همکاران (۲۰۱۸) مطالعه‌ای تحت عنوان «تاثیر ساختار سنی بر روی کارایی فنی در تایلند» انجام دادند که در این مطالعه داده‌ها بصورت پانلی در سطح استانی از ۷۶ استان برای سال ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۳ برای تخمین مدل استفاده شده است. نتایج برآورد شده مدل عدم کارایی فنی نشان داد که در نیروی کار ۶۰ ساله به بالا، عدم کارایی فنی افزایش یافت، در حالیکه نیروی کار بین ۱۵-۵۹ ساله عدم کارایی فنی کاهش یافت. لی و سیکولا (۲۰۱۳) به این نتیجه دست یافتند که نیروی کار مسن‌تر انگیزه‌ای برای افزایش بهره‌وری ندارند، زیرا آنها با این کار از مشکل دسترسی به وام‌های بانکی و ریسک‌های مالی و تکنولوژی‌های جدید اجتناب می‌کنند. همچنین آنها نیاز به بازنشسته شدن دارند. ایذه و همکاران (۲۰۱۲) مطالعه‌ای با عنوان «کارایی فنی در تولید جوجه‌های گوشتی مرغ در نیجریه» انجام داده‌اند. آنها به این منظور تابع تولید مرزی کاب - داگلاس را تخمین زدند. داده‌های مورد نیاز این تحقیق از تعداد ۶۰ مرغداری گوشتی که به روش نمونه‌گیری چند مرحله‌ای در ایالت آمبیا نیجریه انتخاب شده بودند، جمع‌آوری گردید. نتایج این تحقیق نشان داد که کارایی فنی واحدهای مورد مطالعه بین ۸ تا ۹۸ درصد متغیر بوده و میانگین کارایی فنی مرغداری‌های مورد بررسی برابر ۷۵ درصد بوده است. نتایج همچنین بیانگر آن بود که، اندازه خانوار تولید کننده و سن، از مهمترین عوامل مؤثر بر میزان کارایی فنی این واحدها بودند.

استلوکال (۲۰۰۴) تاثیر بالقوه پیری جمعیت روستایی بر کشاورزی را در کشورهای در حال

توسعه مورد مطالعه قرار داد و متوجه شد که کهولت سن منجر به کم شدن کیفیت و کمیت کار کشاورزی است، در حالیکه نسبت نیروی کار مسن از لحاظ فیزیکی افزایش یافته است. این وضعیت مشکل بزرگی در گسترش تولیدات کشاورزی و الگوهای تولید موجود است. جان^۱ (۲۰۰۳) در ادبیات مدیریت، کارایی را به عنوان بهره‌برداری از منابع (نیروی انسانی، ماشین، سرمایه و انرژی) تعریف می‌کند. او بیان می‌کند که استفاده درست از منابع، باعث صرفه‌جویی در زمان و پول و در نهایت منجر به بهبود عملکرد شرکت می‌شود. تارو (۱۹۹۵) در مورد مطالعات کمی تجربی پژوهشی در تأثیر نیروی کار مسن در کشاورزی، رابطه بین سن و بهره‌وری کشاورزان در ایالات متحده را تجزیه تحلیل کرد. او متوجه شد که بهره‌وری بین گروههای سنی مختلف متفاوت بود.

بررسی مطالعات پیشین نشان می‌دهد، به ندرت مطالعه‌ای در خصوص تأثیر ساختار سنی و سالخوردگی نیروی کار بر بخش کشاورزی ایران صورت گرفته است، بنابراین هدف این مقاله بررسی این موضوع است.

مواد و روش‌ها

تابع تولید مرزی قطعی (معین) و تابع تولید مرزی تصادفی

ایگنر و چاو تابع تولید مرزی پارامتریک را به شکل کاب داگلاس با استفاده از آمار نمونه ایی N بنگاه تخمین زدند. مدل آنها به صورت زیر تعریف شده بود:

$$\ln(Y_i) = X_i\beta + u_i \quad (1)$$

در اینجا Y بردار محصول، X بردار نهاده، β پارامتر ناشناخته است که باید تخمین زده شود و متغیر تصادفی u_i غیر منفی است که بیانگر عدم کارایی فنی تولید است؛ اما این مدل دارای این محدودیت بود که امکان تأثیرگذاری خطا و سایر جزء اخلاصها را در تخمین مرز تصادفی در نظر نمی‌گیرد، لذا همه انحرافات از مرز را نتیجه عدم کارایی فنی می‌داند. تیمر در سال ۱۹۷۱ تلاش نمود، مشکل مدل مرزی معین را رفع نماید، وی روشی را ارائه داد که در آن به صورت اختیاری درصدی از مشاهدات انتخاب شده را حذف می‌نماییم. این مدل بعدها به مدل مرزی آماری (تصادفی) معروف شد (امامی میبدی، ۱۳۷۹). تابع تولید مرزی قطعی

آماري، به دو روش حداکثر درست نمایی (MLE) حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورده می‌شود.

روش مرزی تصادفی (SFA) که در مواردی با عنوان روش مرزی اقتصادسنجی (EFA) نامیده می‌شود، مبتنی بر تصریح تابع تولید، هزینه و یا تابع سود است. در این تابع، یک جزء خطای مرکب به صورت $(U_i + V_i)$ وجود دارد. به منظور برآورد کارایی، لازم است جزء U_i و V_i تجزیه شود (فقیه نصیری و همکاران، ۱۳۸۹).

$$Y_i = X_i \beta + e_i \quad (2)$$

$$Y_i = X_i \beta + (V_i - U_i) \quad (3)$$

که در آن Y_i تولید بنگ X_i بردار K ستونی نهاده‌های بنگ و β بردار پارامترهای ناشناخته است. انحراف نقاط مشاهده‌شده از تابع تولید مرزی به دو بخش U و V بستگی دارد که از نظر ماهیت با یکدیگر متفاوت هستند. V_i متغیر تصادفی است و فرض می‌شود، دارای توزیع نرمال یکسان و مستقل از هم طی زمان و دارای توزیع $iid.N(0, \delta^2)$ است. u_i متغیر مستقل غیر منفی و بیان‌کننده ناکارایی فنی در تولید است. به این صورت که با فرض سطح مشخصی از فن آوری و نهاده‌ها، ممکن است ستانده، مشاهده شده از مقدار بالقوه‌اش کمتر شود، فرض می‌شود U_i نیز دارای توزیع $iii.d.N(0, \delta_u^2)$ است.

با توجه به رابطه دوگان، به جای تابع تولید مرزی می‌توان از تابع هزینه مرزی استفاده کرد. با تغییر جزء خطا از $V_i - U_i$ به $V_i + U_i$ می‌توان تابع هزینه مرزی تصادفی را به دست آورد که در آن U_i شامل اطلاعات مربوط به ناکارایی هزینه (اقتصادی) بنگ است. بیتس و کولی (۱۹۹۲) یک تابع تولید مرزی تصادفی برای داده‌های تلفیقی پیشنهاد کردند که در آن، متغیرهای تصادفی به صورت نرمال منقطع توزیع شده و به صورت منظم طی زمان تغییر می‌کنند. این مدل به صورت زیر است:

$$Y_i = X_i \beta + (V_i - U_i) \quad i = 1, 2, \dots, n \quad t = 1, \dots, T \quad (4)$$

که در آن Y_{it} تولید بنگاه i ام و X_{it} بردار K ستونی از نهاده‌های بنگاه i ام در زمان t و β بردار پارامترهای ناشناخته است. V_{it}^2 متغیر تصادفی است و فرض می‌شود، دارای توزیع نرمال یکسان و مستقل است و طی زمان و دارای توزیع $N(0, \sigma^2)$ است. U_{it} : متغیر تصادفی مستقل غیر منفی و بیان‌کننده ناکارایی فنی در تولید است. به این صورت که با فرض سطح مشخصی از فن‌آوری و نهاده‌ها، ممکن است ستانده مشاهده شده از مقدار بالقوه‌اش کمتر شود. فرض می‌شود U_{it} دارای توزیع نرمال $N(0, \sigma_u^2)$ است.

$$U_{it} = U_i \cdot \{EXP[-\eta(t - T)]\} \quad (5)$$

η پارامتری است که باید محاسبه شود. در این الگو برای هر مقطع و هر دوره زمانی باید حداقل یک مشاهده وجود داشته باشد. این موضوع در ترکیب داده‌های سری زمانی و داده‌های مقطع زمانی مشکلی به وجود نخواهد آورد. البته بنگاه‌هایی که اطلاعات آنها به کار گرفته می‌شوند، نباید دارای فن‌آوری‌های متفاوت باشند، در این صورت برآوردهای مناسبی در عمل به دست خواهد آمد.

در برخی از مطالعات تجربی نظیر مطالعه پیت و لی^۱ (۱۹۸۱)، پس از برآورد توابع مرزی، میزان ناکارایی برآورد شده بر متغیرهای توضیحی نظیر تجربه‌های مدیریتی، وضعیت مالکیت و ... برآزش می‌شوند تا دلایل تفاوت کارایی بنگاه‌های مختلف یک صنعت مشخص شوند. این موضوع از سوی کامبهاکر، گوش و مک گو کین^۲ و ریفشنادر و استیون سون^۳ (۱۹۹۱) مطرح شد. آنان مدل توابع مرزی با جمله ناکارایی U_{it} را به صورت تابع مشخصی از بردار متغیرهای توضیحی و جز خطای تصادفی پیشنهاد کردند. بیتیس و کولی (۱۹۹۵) مدلی را معادل مدل کامبهاکر، گوش و مک گو کین (۱۹۹۱) ارائه کردند، با این تفاوت که در آن استفاده از داده‌های تابلویی مجاز شد (۱۹۸۸). در مدل (۲) جز ناکارایی تابع هزینه مرزی تصادفی به شرح زیر است: $U_{it} = Z_{it} D_{it}$ ، Z_{it} متغیر تصادفی با توزیع $iid.N(0, \sigma_z^2)$ است که در آن: Z بردار P سطری متغیرهایی است که کارایی یک بنگاه را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

1- Pitt and Lee

2- umbhakar, Ghosh McGukin

3- Reifshneider and Stevenson

رهیافت پانل دیتا

پانل دیتا^۱ (داده‌های تابلویی) از تلفیق داده‌های مقطعی و سری زمانی بدست می‌آید و به علت داشتن مزایای بسیار، اخیراً در مطالعات اقتصادی به طور گسترده مورد استفاده قرار می‌گیرد. از جمله مزایای آن نسبت به داده‌های مقطعی و سری زمانی این است که در داده‌های تابلویی احتمال هم‌خطی و ناهمسانی واریانس و توروش برآورد کمتر و درجه آزادی و کارایی برآورد بیشتر است (بالتاگی^۲، ۲۰۰۵).

به طور کلی یک مدل شامل داده‌های تابلویی را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$Y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \beta_{kit} X_{kit} + e_{it} \quad (۶)$$

که در آن Y را بر روی K متغیر مستقل (x_1, \dots, x_k) رگرس کردیم. $i = 1, 2, \dots, N$ نشان‌دهنده واحدهای مقطعی (مثل کشورها) و $t = 1, 2, \dots, T$ نشان‌دهنده زمان (مانند سالها) است. α ، β و e به ترتیب بیانگر عرض از مبدأ، ضریب شیب و جزا خلل هستند. رابطه (۱) قدرت تبیین و پیش‌بینی نداشته و قابل برآورد نیست، زیرا تعداد ضرایب برآوردی بیشتر از تعداد مشاهدات است. برای رفع این مشکل باید همانند مدل رگرسیون سنتی فرض کنیم متغیرهای توضیحی غیر تصادفی و از جمله خلل مستقل هستند. به علاوه باید فرضیاتی را در مورد درجه تغییرپذیری ضرایب رگرسیون اعمال کنیم. بسته به فرض‌هایمان در مورد خواص آماری جمله پسماند و درجه تغییرپذیری ضرایب رگرسیون مدل‌های پانل دیتا به صورت مختلف تصریح می‌شوند (مهرگان و اشرف زاده، ۱۳۸۹).

قبل از معرفی مدل‌های پانل دیتا، لازم است مفهوم اثرات ثابت و تصادفی^۳ تشریح گردد. این که اثرات را ثابت یا تصادفی فرض کنیم، بسیار مهم است و بخش زیادی از ادبیات پانل دیتا، به آن اختصاص دارد. جهت درک این مطلب روابط زیر را در نظر بگیرید:

$$Y_{it} = X_{it} + e_{it} \quad (۷)$$

$$e_{it} = \mu_i + \varepsilon_{ij} \quad (۸)$$

1- Panel Data

2- Baltagi

3-Random & Fixed Effects

که در آن X_i ، Y_i و e_i به ترتیب نشان دهنده متغیرهای وابسته، متغیرهای توضیحی و اجزای اخلال هستند. ε_{ij} در طول زمان و در میان واحدهای مقطعی تغییر می‌کند و فرض می‌شود از X مستقل است. μ_i در میان واحدهای مقطعی تغییر می‌کند، اما در طول زمان ثابت است. ممکن است با X همبستگی داشته باشد یا نداشته باشد. در مدل اثر ثابت، حالت اول برقرار است و در مدل تصادفی حالت دوم. رویکرد اثر ثابت^۱ عرض از مبدا را جمله ثابتی در نظر می‌گیرد که بیان‌کننده ویژگی خاص هر یک از واحدهای مقطعی است. اما رویکرد اثرات تصادفی^۲ عرض از مبدا را جمله اخلالی شبیه e_i در نظر می‌گیرد (مهرگان و اشرف زاده، ۱۳۸۹).

آزمون تلفیق‌پذیری^۳:

فرض کنید ضرایب شیب در بین مقاطع و در طول زمان، و ضرایب عرض از مبدا در طول زمان ثابت باشند. در این صورت داریم:

$$Y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \beta X_{kit} + e_{it} \quad (9)$$

اگر اثرات انفرادی واحدهای مقطعی یکسان باشد، یعنی عرض از مبداها مساوی باشد، داریم:

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{k=1}^K \beta X_{kit} + e_{it} \quad (10)$$

با تلفیق کردن داده‌ها مدل زیر را می‌توان با روش OLS تخمین زد. برای انتخاب از بین روابط (۴) و (۵) از آزمون F لیمر^۴ استفاده می‌گردد. برای این کار با تخمین رابطه غیر مقید (۵) و رابطه مقید (۶) و ذخیره مجموع مجذورات پسماند برای هر کدام از آنها F آماره به صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$F = \frac{(RSS_R - RSS_{UR}) / (N - 1)}{RSS_{UR} / (NT - N - K)} \quad (11)$$

- 1- Fixed Effect
- 2- Random Effect
- 3- Poolability Test
- 4- Leamer

که در آن RSS_R و $RSS_{\hat{R}}$ به ترتیب مجموع مجذورات پمساند برای مدل غیرمقید و مقید هستند. اگر F با درجه آزادی $N-1$ و $NT-N-K$ معنی دار باشد، بکارگیری رگرسیون تلفیقی مناسب نخواهد بود (مهرگان و اشرف زاده، ۱۳۸۹).

۲- آزمون هاسمن:

یکی از روش ها برای انتخاب بین اثر ثابت و تصادفی، آزمون هاسمن است. فرض این آزمون به صورت زیر است:

$$\begin{cases} H_0 : E(e_i . X_i) = 0 \\ H_1 : E(e_i . X_i) \neq 0 \end{cases} \quad (12)$$

فرض صفر بیان می کند که جز اخلاص، مستقل از متغیرهای توضیحی است و بنابراین انتخاب رویکرد اثر تصادفی بهتر است. در حالی که فرض مقابل، متغیرهای توضیحی را مستقل از جز اخلاص نمی داند و اثرات ثابت را بهتر می داند. اگر $\hat{\beta}_e$ و $\hat{\beta}_{\hat{e}}$ به ترتیب ماتریس بردار ضرایب برآوردی با روش اثرات ثابت و تصادفی $\hat{q} = \hat{\beta}_{\hat{e}} - \hat{\beta}_e$ و همچنین $Var(\hat{q}) = Var(\hat{\beta}_{\hat{e}}) - Var(\hat{\beta}_e)$ باشند، آماره هاسمن به صورت زیر محاسبه می شود:

$$H = \hat{q}' Var(\hat{q})^{-1} \hat{q} \sim \chi^2_{(K)} \quad (13)$$

اگر آماره هاسمن از مقدار بحرانی جدول برای χ^2 با درجه آزادی K بزرگ تر باشد، رویکرد اثرات ثابت بهتر خواهد بود (صالحی کمرودی، ۱۳۹۱). متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه در جدول ۱ خلاصه شده است. اطلاعات مورد نیاز پژوهش از مرکز آمار ایران در سال های ۱۳۸۲ و ۱۳۹۲ اخذ شده است.

جدول ۱- متغیرهای به کار رفته در مطالعه

نماد	شرح
AV	ارزش افزوده (تولید)
LA	نیروی کار
CA	سرمایه
LA ^۲	توان دوم نیروی کار
CA ^۲	توان دوم سرمایه
LACA	نیروی کار ضربدر سرمایه
E ^۲	عدم کارایی فنی
AGE ^۱	شاخص اول سن (نسبت ۱۵-۵۹)
AGE ^۲	شاخص اول سن (نسبت ۶۰ ساله و بالاتر)
AGE ^۳	شاخص اول سن (نسبت ۱۵-۵۹) ضربدر سرمایه
EDU	شاخص تحصیلات
INCR	نسبت درآمد غیرکشاورزی
TEM	شاخص اقلیم (دما)

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج و بحث

برای انتخاب از بین تابع تولید ترانسلوگ و کاب داگلاس از حداکثر درست‌نمایی استفاده شد، طبق جدول (۳) نتایج نشان داد که نسبت احتمال LR برای مدل ۹/۶۲ بدست آمده است که بیشتر از مقادیر بحرانی از خی دو جدول باسطح معنی داری یک درصد است که این آزمون H_0 را رد می‌کند، بنابراین تابع ترانسلوگ فرم تابعی مناسب برای استفاده از تابع تولید مرزی است. نتایج برآورد فرم تابعی ترانسلوگ در جدول (۲) آورده شده است.

جدول ۲. نتایج برآورد فرم تابعی ترانسلوگ

متغیر	ضریب	سطح معنی داری
لگاریتم نیروی کار	۲/۲۶	۰/۰۵
لگاریتم سرمایه	۵/۵۳	۰/۰۱
لگاریتم توان دوم نیروی کار	-۰/۱۲	۰/۱۳
لگاریتم توان دوم سرمایه	۰/۰۵	۰/۲۹
اثر متقابل نیروی کار و سرمایه	-۰/۲۰	۰/۰۱
عرض از مبدا	-۴۲/۰۱	۰/۰۰

جدول ۳- آزمون نسبت درست‌نمایی (انتخاب بین ترانسلوگ و کاب داگلاس)

نوع آزمون	آماره آزمون	سطح معنی-داری	نتیجه
نسبت درست نمایی	۹,۶۲	***۰,۰۲	رد فرضیه H ₀

نتایج آزمون هاسمن در جدول (۴) خلاصه شده است.

جدول ۴- نتایج آزمون هاسمن

نوع مدل	آماره آزمون	سطح معنی-داری	نتیجه
مدل اول	۹,۰۴	***۰,۰۶۱	رد فرضیه H ₀
مدل دوم	۹,۱۴	***۰,۰۵۷	رد فرضیه H ₀
مدل سوم	۱۸,۶۳	***۰,۰۰۰	رد فرضیه H ₀

ماخذ: یافته‌های تحقیق

(***), **, * به ترتیب معنی داری در سطح یک درصد و پنج درصد و ده درصد)

همانطور که در جدول دیده می‌شود، آزمون فرضیه برای هر سه مدل رد شده است و اثرات تصادفی از اثرات ثابت بهتر است. نتایج تخمین زده شده از تاثیر ساختار سن بر روی بهره وری فنی در کشاورزی ایران به سه مدل تقسیم شده است که در آن دو ساختار سنی متفاوت وجود دارد، مدل ۱ نیروی کار «جوان» است که به عنوان نیروی کار در سن ۱۵ و ۵۹ سالگی تعریف شده است، مدل دوم نیروی کار «پیرتر» که به عنوان نیروی کار در سال‌های ۶۰ سال و بالاتر تعریف شده است، و مدل سوم که نیروی کار ۶۰ سال به بالا در

سرمایه ضرب شده است. نتایج برآورد شده از تابع تراسلوگ و تابع تولید مرزی در جدول (۵) گزارش شده است. اکثر متغیرهای به کار رفته در هر سه مدل معنی دار شدند.

جدول ۵- نتایج برآورد مدل تابع تولید مرزی تصادفی با دو مدل ساختار سنی

متغیر	مدل یک		مدل دوم		مدل سوم	
	ضرایب	انحراف معیار	ضرایب	انحراف معیار	ضرایب	انحراف معیار
سن	-۰/۲۵***	۰,۹۲	۰/۲۴***	۰/۰۹۲	-۳/۲۹*	۶/۰۲
نسبت درآمد غیر کشاورزی	۰/۲۱**	۰/۱۱	۰/۲۲**	۰/۱۱۶	۰/۳۸**	۰/۰۷۳
آموزش	-۰/۰۰۰۰۰۰۶	۰/۰۰۰	۷/۸**	۰/۰۰	۰/۰۰۳۴***	۰/۰۰۰
دما	۰/۰۰۹**	۰/۰۵۴	۰/۰۱۰***	۰/۰۰۵	۰/۰۰۷	۰/۰۰۴۲

(***), **, و * به ترتیب معنی داری در سطح یک درصد و پنج درصد و ده درصد)

همانطور که در جدول ۵ مشاهده می‌شود، متغیر وابسته، عدم کارایی می‌باشد، متغیر سن در هر سه مدل معنی دار شده است با علامت منفی، که نشان دهنده این است که با افزایش سن عدم کارایی افزایش یافته و کارایی کارگر کشاورزی کاهش یافته است. نتایج تخمین زده شده از مدل عدم کارایی یا ناکارآمدی فنی نشان می‌دهد که ضریب نسبت درآمد غیرکشاورزی مثبت و معنی دار است، یعنی یکی از دلایل عدم کارایی تولید در کشاورزی است. ممکن است به دلیل جذابیت بالای درآمد غیر کشاورزی، توجه به تولید محصولات کشاورزی کاهش یابد. درمدل دو نسبت نیروی کار پیرتر نشان داده شده که اثر مثبت و ضرایب مثبت هستند، این نشان می‌دهد که نیروی کار مسن عدم کارایی تولید را افزایش می‌دهد. پس کهولت سن، تاثیر منفی بر کارایی مزارع در هر استان دارد. علاوه بر این، این مقاله نشان می‌دهد که نیروی کار مسن با سرمایه تاثیر منفی و قابل توجهی بر روی کارایی دارد. یعنی اگر نیروی کار قدیمی‌تر با سرمایه بعنوان نهاده یا متغیر استفاده شود، از فاکتوری که باعث افزایش عدم کارایی می‌شوند، به عاملی که باعث کاهش عدم کارایی می‌شوند، انتقال می‌یابند. متغیر آموزش تاثیر منفی روی عدم کارایی دارد، یعنی با افزایش سطح سواد، عدم کارایی کاهش می‌یابد. متغیر دما برای هر سه مدل مثبت و معنی دار شده

است که نشان می‌دهد، با افزایش دما عدم کارایی افزایش می‌یابد. کشاورزان سالخورده ممکن است، انگیزه‌ای برای گسترش دامنه مزرعه و تجمع سرمایه جدیدی در این سن نداشته باشند. همچنین ممکن است از ریسک پذیری و سازگاری کمتر با پیشرفت‌های تکنولوژیکی برخوردار باشند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این مقاله اثر ساختار سن نیروی کار بر عدم کارایی فنی در تولید محصولات کشاورزی ایران را برآورد کرده است. نتایج برآورد مدل ناکارآمدی فنی نشان داد که سالخوردگی نیروی کار، عدم کارایی تولید را افزایش می‌دهد. علاوه بر این، نتایج نشان داد که آموزش در مورد حرفه‌های کشاورزی در بهبود بهره‌وری تولید مفید است. در نتیجه، بخش دولتی برای تشویق و همچنین پرورش جوانان تازه وارد به بخش کشاورزی باید سیاست‌هایی اتخاذ کند تا آنها را به کشاورزانی با دانش تبدیل کند. مانند اعطای کمک هزینه تحصیلی به افرادی که در دانشگاه‌ها تحصیل می‌کنند، یا ارائه آموزش‌های کشاورزی و تعلیمات عملیاتی برای کشاورزان جوان که علاقه‌مند به کشاورزی پیشرفته یا شغل کشاورزی هستند. پیر شدن نیروی کار روستایی تا حدی ناشی از مهاجرت روستایی و شهری است که عوامل ساختاری و سیاسی، می‌تواند خروج جوانان از مناطق روستایی را تشدید کند.

ممکن است که کارگران جوان کمتر مهاجرت کنند، اگر سیاست‌های بهتر زمین، تثبیت مزرعه را تسهیل کند، به طوری که کشاورزی می‌تواند در یک مقیاس اجرا شود که سطح درآمد خانوار با آنچه که از اشتغال غیر کشاورزی حاصل می‌شود، قابل مقایسه باشد و همچنین امکان تقسیم زمین بین کشاورزان مسن و کشاورزان جوان باشد. دسترسی به اعتبارات برای خانوارهای روستایی نیز می‌تواند سودمند باشد، به ویژه اگر اعتبار و محدودیت‌های نقدی عوامل موثر در مهاجرت باشند.

منابع:

- زیبایی، م.، جعفری، م. ۱۳۷۸. تعیین کارایی فنی و نسبت شکاف فناوری در واحدهای تولیدی شیر در ایران. مطالعه موردی: استان آذربایجان شرقی، اصفهان، تهران، خراسان، فارس و یزد. علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، ۱۲(۴۳ الف): ۳۱۵-۳۲۴
- امامی میبیدی، علی. (۱۳۷۹) «اصول اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری» تهران؛ موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.
- اسفنجاری کناری، رضا، زیبایی، منصور. ۱۳۹۱. بررسی کارایی فنی و شکاف تکنولوژی واحدهای پرورش مرغ تخمگذار ایران. نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی، جلد ۲۶، شماره ۴، زمستان ۱۳۹۱.
- اشراقی، فرشید، کاظمی، فاطمه. ۱۳۹۳. ارزیابی کارایی اقتصادی و فنی گاو‌داری های شیری شهرستان گرگان. نشریه پژوهش در نشخوارکنندگان، جلد دوم، شماره اول.
- صالحی کمرودی، محسن. (۱۳۹۱). تاثیر تجارت خارجی بر رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی (مطالعه موردی: کشورهای گروه دی‌هشت). پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تبریز.
- فقیه نصیری، مرجان؛ عریانی، بهاره؛ سوری، رضا و گرشاسبی، علیرضا (۱۳۸۹) «مقایسه کارایی سرپرستی‌های پست‌بانک ایران با استفاده از روش ناپارامتری و پارامتری» پژوهشنامه علوم اقتصادی علمی - پژوهشی، شماره ۲، ص ۱۷۴-۱۵۱.
- مهرگان، ن. اشراف زاده، ح. ۱۳۸۹، اقتصادسنجی پانل دیتا، موسسه تحقیقات تعاون دانشگاه تهران.

- Baltagi, B.H. 2005, *Econometric Analysis of Panel Data*, Third Edition, Wiley Publisher
- Battese, G. E., & Coelli, T. J. (1992). Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India. *Journal of productivity analysis*, 3(1169-153), (2-).
- Ezeh, C. I., Anyiro, C. O., & Chukwu, J. A. 2012. Technical efficiency in poultry broiler production in Umuahia capital territory of Abia state, Nigeria. *Greener Journal of Agricultural Sciences*, 2(1), PP: 17-.
- Li, M., & Sicular, T. (2013). Aging of the labor force and technical efficiency in crop production: Evidence from Liaoning province, China. *China Agricultural Economic Review*, 5(3), 342e359.

- Eigner DJ; Lovell CAK and Schmidt P, (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 6(1): 21 - 37.
- Saiyut, P. Bunyasiri, I. Sirisupluxana, P. (2018), The impact of age structure on technical efficiency in Thai Agriculture. *Kasetsart Journal of Social Sciences* xxx (2017) 1e7. *Kasetsart Journal of Social Sciences*