فصلنامه جمعیت/ سال بیست و ششم، پاییز و زمستان ۱۳۹۸/ شماره ۱۰۹و ۱۱۰/۱۶-۱

ترویجی

تاثیر سالخوردگی نیروی کار بر کارایی فنی در بخش کشاورزی ایران

محسن صالحی کمرودی[۱]، آذر شهبازی[۲] و رضا شاکری بستان‌آباد[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.

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

۱- دکترای تخصصی دانشگاه تبریز
۲- دانشجوی دکترای دانشگاه تبریز
۳- دانشجوی دکترای 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 به‌عنوان 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 برمبنای آن، سرمایه انسانی متراکم می‌شود و درنهایت، 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. چرخهٔ 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 پس‌انداز؛ بسته به اینکه اکثریت افراد جامعه در کدام چرخهٔ زندگی قرار

دارنـد؛ متغیـر اسـت. بنابرایـن؛ کشـوری کـه دارای جوانـان و سـالخوردگان بسـیار اسـت، از رشـد اقتصـادی و کارایـی کمتـری نسـبت بـه کشـوری بـا نیـروی کار میـان سـال، برخـوردار اسـت (بلـوم و همـکاران، ۲۰۱۱).

بـا توجـه بـه اهمیـت تاثیـر سـالخوردگی و بـه طـور کلـی سـاختار سـنی نیـروی کار بـر تولیـد، بهـره‌وری و کارایـی، افـرادی تـلاش کردنـد ایـن موضـوع را مطالعـه کننـد. از جملـه شـهرکی و شـهرکی(۱۳۹۴) در مطالعـه‌ای بـا عنـوان «محاسـبه کارایـی فنـی چغنـدرکاران خراسـان رضـوی بـا اسـتفاده از تکنیـک تحلیـل پوششـی داده‌هـا و تحلیـل مـرزی تصادفـی» انجـام داده‌انـد. آنهـا در ایـن مطالعـه داده‌هـای مـورد نیـاز خـود را از طریـق تکمیـل پرسشـنامه از چغنـدرکاران سـه شهرسـتان چنـاران، نیشـابور و قوچـان جمـع‌آوری کردنـد. نتایـج حاصـل از مـدل مـرزی تصادفـی، نشـان می‌دهـد کـه میانگیـن کارایـی فنـی بـرای سـه شهرسـتان چنـاران، نیشـابور و قوچـان بـه ترتیـب ۶۵ ، ۶۸ و ۶۰ درصـد می‌باشـد، امـا نتایـج تحلیـل پوششـی داده‌هـا نشـان می‌دهـد کـه چنـاران بیشـترین کارایـی را بـا مقـدار ۷۶ درصـد بـه خـود اختصـاص داده اسـت و نتایـج مشـابه بـرای نیشـابور و قوچـان بـه ترتیـب ۶۱ و ۵۸ درصـد می‌باشـد. اشـراقی و کاظمـی(۱۳۹۳) مطالعـه‌ای بـا عنـوان «ارزیابـی کارایـی اقتصـادی و فنـی گاوداری‌هـای شـیری شهرسـتان گـرگان» انجـام داده‌انـد. آنهـا در ایـن مطالعـه بـا اسـتفاده از داده‌هـای ۳۳ پرسشـنامه بـه طـور همزمـان از دو رویکـرد پارامتریـک و ناپارامتریک اسـتفاده کردنـد. نتایـج مربـوط بـه محاسـبه پارامتریـک بـر اسـاس بـرآورد تابـع تولیـد کاب- داگلاس نشـان داده اسـت کـه میانگیـن کارایـی فنـی و اقتصـادی بـه ترتیـب ۷۵ و ۷۲ درصـد می‌باشـد. همچنیـن نتایـج مربـوط بـه محاسـبه ناپارامتریـک نشـان داده اسـت کـه میانگیـن کارایـی فنـی و اقتصـادی بـه ترتیـب ۲۴ و ۴۵ درصـد می‌باشـد. صالحـی و همـکاران (۱۳۹۳) بـه مطالعـه‌ای تحـت عنـوان «تاثیـر سـاختار سـنی و کیفیـت نیـروی کار بـر ارزش اقتصـادی بخـش کشـاورزی» پرداختنـد کـه در ایـن مطالعـه داده‌هـای مـورد نیـاز بـرای ۳۰ اسـتان کشـور بـرای سـال ۱۳۹۰ از طریـق پایـگاه اینترنتـی مرکـز آمـار جمـع‌آوری شـده اسـت. نتایـج حاصـل از مطالعـه نشـان داد، افزایـش تحصیـلات و اشـتغال تاثیـر مثبـت و معنـاداری بـر ارزش‌افـزوده بخـش کشـاورزی داشـته‌اند. سـاختار سـنی کشـاورزان تاثیـر معنـاداری بـر ارزش‌افـزوده ایـن بخـش نداشـته اسـت. اسـفنجاری کنـاری و زیبایـی(۱۳۹۱) مطالعـه‌ای بـا عنـوان «بررسـی کارآیـی فنـی و شـکاف تکنولـوژی واحدهـای پـرورش مـرغ تخم‌گـذار ایـران «انجـام داده‌انـد. هـدف آنهـا از ایـن مطالعـه تجزیـه تحلیـل کارآیـی واحدهـای صنعتـی پـرورش

مـرغ تخمگـذار بـا اسـتفاده از مفهـوم تابـع تولیـد فرامـرزی بـوده اسـت. آنهـا در ایـن مطالعـه از داده‌هـای یـک نمونـه ۴۷۷ واحـدی از سرشـماری واحدهـای صنعتـی کـه توسـط مرکـز آمـار ایـران در سـال ۱۳۸۵ صـورت گرفتـه اسـت، اسـتفاده کرده‌انـد. نتایـج تخمیـن تابـع تولیـد مـرزی منطقـه‌ای آنهـا حاکـی از آن بـوده اسـت کـه میانگیـن کارآیـی بـرای اسـتان‌های منتخـب در محـدوده ۰/۴۹ تـا ۰/۸۸ بـوده اسـت. همچنیـن میانگیـن کارآیـی فنـی بـر اسـاس تابـع تولیـد فرامـرزی در محـدوده ۰/۳۱ تـا ۰/۸۲ بـوده اسـت. همچنیـن بالاتریـن کارآیـی مربـوط بـه اسـتان قـم اسـت، در حالـی کـه پایین‌تریـن کارآیـی فنـی مربـوط بـه اسـتان تهـران می‌باشـد. عابدی‌فـر (۱۳۷۹) بـا اسـتفاده از روش توابـع مـرزی تصادفـی بـه بـرآورد کارایـی فنـی صنعـت بانکـداری ایـران و شناسـایی عوامـل موثـر بـر آن پرداخـت. نتایـج ایـن مطالعـه نشـان می‌دهـد کـه بانک‌هـای تخصصـی در مقایسـه بـا بانک‌هـای تجـاری از کارایـی بیشـتری برخوردارنـد. پاکپـان سـایوت و همـکاران (۲۰۱۸) مطالعـه‌ای تحـت عنـوان «تاثیـر سـاختار سـنی بـر روی کارایـی فنـی در تایلنـد» انجـام دادنـد کـه در ایـن مطالعـه داده‌هـا بصـورت پانلـی در سـطح اسـتانی از ۷۶ اسـتان بـرای سـال۲۰۰۹ تـا ۲۰۱۳ بـرای تخمیـن مـدل اسـتفاده شـده اسـت. نتایـج بـرآورد شـده مـدل عـدم کارایـی فنـی نشـان داد کـه در نیـروی کار۶۰ سـاله بـه بـالا، عـدم کارایـی فنـی افزایـش یافـت، در حالیکـه نیـروی کار بیـن ۱۵-۵۹ سـاله عـدم کارایـی فنـی کاهـش یافـت. لـی و سـیکولا (۲۰۱۳) بـه ایـن نتیجـه دسـت یافتنـد کـه نیـروی کار مسـن‌تر انگیـزه‌ای بـرای افزایـش بهـره‌وری ندارنـد، زیـرا آنهـا بـا ایـن کار از مشـکل دسترسـی بـه وام‌هـای بانکـی و ریسـک‌های مالـی و تکنولوژی‌هـای جدیـد اجتنـاب می‌کننـد. همچنیـن آنهـا نیـاز بـه بازنشسـته شـدن دارنـد. ایـذه و همـکاران (۲۰۱۲) مطالعـه ای بـا عنـوان «کارایـی فنـی در تولیـد جوجه‌هـای گوشـتی مـرغ در نیجریـه» انجـام داده‌انـد. آنهـا بـه ایـن منظـور تابـع تولیـد مـرزی کاب - داگلاس را تخمیـن زدنـد. داده‌هـای مـورد نیـاز ایـن تحقیـق از تعـداد ۶۰ مرغـداری گوشـتی کـه بـه روش نمونه‌گیـری چنـد مرحلـه‌ای در ایالـت آمبیـا نیجریـه انتخـاب شـده بودنـد، جمـع‌آوری گردیـد. نتایـج ایـن تحقیـق نشـان داد کـه کارایـی فنـی واحدهـای مـورد مطالعـه بیـن ۸ تـا ۹۸ درصـد متغیـر بـوده و میانگیـن کارایـی فنـی مرغـداری هـای مـورد بررسـی برابـر ۷۵ درصـد بـوده اسـت. نتایـج همچنیـن بیانگـر آن بـود کـه، انـدازه خانـوار تولیـد کننـده و سـن، از مهمتریـن عوامـل مؤثـر بـر میـزان کارایـی فنـی ایـن واحدهـا بودنـد.

اسـتلوکال (۲۰۰۴) تاثیـر بالقـوه پیـری جمعیـت روسـتایی بـر کشـاورزی را در کشـورهای در حـال

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[1] (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 تاثیر نیروی کار مسن در کشاورزی، رابطه بین سن و بهره وری 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 تاثیر ساختار سنی و سالخوردگی نیروی کار بر بخش کشاورزی ایران صورت گرفته است، بنابراین هدف این مقاله بررسی این موضوع است.

مواد و روش ها

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:

$$Ln(Y_i) = X_i\beta + u_i \qquad (1)$$

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 اخلال‌ها 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 انتخاب‌شده را حذف می‌نماییم. این مدل بعدها به مدل مرزی آماری (تصادفی) معروف شد (امامی میبدی،۱۳۷۹). تابع تولید مرزی قطعی

1-Chan

آمـاری، بـه دو روش حداکثـر درسـت نمایـی (MLE)[1]حداقـل مربعـات معمولی(OLS)[2]بـرآورده می‌شـود.

روش مـرزی تصادفـی (SFA) کـه در مـواردی بـا عنـوان روش مـرزی اقتصادسـنجی (EFA) نامیـده می‌شـود، مبتنـی بـر تصریـح تابـع تولیـد، هزینـه و یـا تابـع سـود اسـت. در ایـن تابـع، یـک جـزء خطـای مرکـب بـه صـورت (U_i+V_i)وجـود دارد. بـه منظـور بـرآورد کارایـی، لازم اسـت جـزء U_i و V_i تجزیـه شـود (فقیـه نصیـری و همـکاران، ۱۳۸۹).

$$Y_i = X_i\beta + e_i \quad (۲$$

$$Y_i = X_i\beta + (V_i - U_i) \quad (۳$$

کـه در آن Y_i تولیـد بنـگ X_i بـردارK سـتونی نهاده‌هـای بنـگ و β بـردار پارامترهـای ناشـناخته اسـت. انحـراف نقـاط مشاهده‌شـده از تابـع تولیـد مـرزی بـه دو بخـش U و V بسـتگی دارد کـه از نظـر ماهیـت بـا یکدیگـر متفـاوت هسـتند. v_i متغیّـر تصادفـی اسـت و فـرض می‌شـود، دارای توزیـع نرمـال یکسـان و مسـتقل از هـم طـی زمـان و دارای توزیـع $iid.N\left(0,\delta^2\right)$ اسـت. u_i متغیـر مسـتقل غیـر منفـی و بیان‌کننـده ناکارایـی فنـی در تولیـد اسـت. بـه ایـن صـورت کـه بـا فـرض سـطح مشـخصی از فـن آوری و نهاده‌هـا، ممکـن اسـت سـتانده، مشـاهده شـده از مقـدار بالقـوه‌اش کمتـر شـود، فـرض می‌شـود u_i نیـز دارای توزیـع $iii.dN(0,\delta_u^2)$ اسـت.

بـا توجـه بـه رابطـه دوگان، بـه جـای تابـع تولیـد مـرزی می‌تـوان از تابـع هزینـه مـرزی اسـتفاده کـرد. بـا تغییـر جـزء خطـا از $V_i - U_i$ بـه $V_i + U_i$ می‌تـوان تابـع هزینـه مـرزی تصادفـی را بـه دسـت آورد کـه در آن U_i شـامل اطلاعـات مربـوط بـه ناکارایـی هزینـه (اقتصـادی) بنـگاه اسـت.

بیتـس و کولـی (۱۹۹۲) یـک تابـع تولیـد مـرزی تصادفـی بـرای داده‌هـای تلفیقـی پیشـنهاد کردنـد کـه در آن، متغیّرهـای تصادفـی بـه صـورت نرمـال منقطـع توزیع‌شـده و بـه صـورت منظـم طـی زمـان تغییـر می‌کننـد. ایـن مـدل بـه صـورت زیـر اسـت:

$$Y_i = X_i\beta + (V_i - U_i) \qquad i = 1,2,\ldots,n \quad t = 1,\ldots,T \quad (۴)$$

1-Maximum Likelihood Estimation
2-Ordinary Least Squares

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} متغیّر تصادفی است و فرض می‌شود، دارای توزیع نرمال یکسان و مستقل است و طی زمان و دارای توزیع $N(0,\delta^2)$ است. U_{it}: متغیّر 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 $N(0,\delta_u)$ است.

$$U_{it} = U_i\{EXP[-\eta(t-T)]\} \qquad (۵)$$

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 نخواهد آمد.

در برخی از مطالعات تجربی نظیر مطالعه پیت و لی[1] (۱۹۸۱)، پس از برآورد توابع مرزی، میزان ناکارایی برآورد شده بر متغیّرهای توضیحی نظیر تجربه‌های مدیریتی، وضعیت مالکیت و ... . برازش می‌شوند تا دلایل تفاوت کارایی بنگاه‌های مختلف یک صنعت مشخص شوند. این موضوع از سوی کامبهاکر، گوش و مک گو کین[2] و ریفشنادر و استیون سون[3](۱۹۹۱) مطرح شد. آنان مدل توابع مرزی با جمله ناکارایی (U_i) را به صورت تابع مشخصی از بردار متغیّرهای 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 داده های تابلویی مجاز شد (۱۹۸۸). در مدل (۲) جز ناکارایی تابع هزینه مرزی تصادفی به شرح زیر است: $U_{it} = Z_{it}D_{it}$ ، U_{it} متغیّر تصادفی با توزیع $iid.N(0,\delta_u^2)$ است که در آن: z بردار p سطری متغیّرهایی است که کارایی یک بنگاه را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

1- Pitt and Lee
2- umbhakar, Ghosh McGukin
3- Reifshneidar and Stevenson

رهیافت پانل دیتا

پانل‌دیتا[1] (داده‌های تابلوئی) از تلفیق داده‌های مقطعی و سری زمانی بدست می‌آید و به علت داشتن مزایای بسیار، اخیرا 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 تابلوئی احتمال هم‌خطی و ناهمسانی واریانس و توروش برآورد کمتر و درجه آزادی وکارایی برآورد بیشتر است. (بالتاگی[2]، ۲۰۰۵).

به طورکلی یک مدل شامل داده‌های تابلوئی را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

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

که در آن Y را بر روی K متغیر مستقل $(x_1,...,x_k)$ رگرس کردیم. $i = 1,2,\ldots,N$ نشان‌دهنده واحدهای مقطعی (مثل کشورها) و $t = 1,2,\ldots,T$ نشان دهنده زمان (مانند سالها) است. α ، β و e به‌ترتیب بیانگر عرض از مبدا، ضریب شیب و جز اخلال 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 غیرتصادفی و از جمله اخلال 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 صور مختلف تصریح می‌شوند (مهرگان و اشراف زاده، ۱۳۸۹).

قبل از معرفی مدل‌های پانل‌دیتا، لازم است مفهوم اثرات ثابت و تصادفی[3] 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:

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

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

1- Panel Data
2- Baltagi
3-Random & Fixed Effects

کـه در آن X_{it} ، Y_{it} و e_{it} بـه ترتیـب نشـان دهنـده متغیرهـای وابسـته، متغیرهـای توضیحـی و اجـزای اخـلال هسـتند. ε_{ij} در طـول زمـان و در میـان واحدهـای مقطعـی تغییـر می‌کنـد و فـرض می‌شـود از X مسـتقل اسـت. μ_i در میـان واحدهـای مقطعـی تغییـر می‌کنـد، امـا در طـول زمـان ثابـت اسـت. ممکـن اسـت بـا X همبسـتگی داشـته باشـد یـا نداشـته باشـد. در مـدل اثـر ثابـت، حالـت اول برقـرار اسـت و در مـدل تصادفـی حالـت دوم. رویکـرد اثـر ثابـت[1] عـرض از مبـدا را جملـه ثابتـی در نظـر می‌گیـرد کـه بیان‌کننـده ویژگـی خـاص هـر یـک از واحدهـای مقطعـی اسـت. امـا رویکـرد اثـرات تصادفـی[2] عـرض از مبـدا را جملـه اخلالـی شـبیه e_{it} در نظـر می‌گیـرد (مهـرگان و اشـراف زاده، ۱۳۸۹).

آزمون تلفیق‌پذیری[3]:

فـرض کنیـد ضرایـب شـیب در بیـن مقاطـع و در طـول زمـان، و ضرایـب عـرض از مبـدا در طـول زمـان ثابـت باشـند. در ایـن صـورت داریـم:

$$Y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^{K} \beta X_{kit} + e_t \qquad (۹)$$

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

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{k=1}^{K} \beta X_{kit} + e_t \qquad (۱۰)$$

بـا تلفیـق کـردن داده هـا مـدل زیـر را مـی تـوان بـا روش OLS تخمیـن زد. بـرای انتخـاب از بیـن روابـط (۴) و (۵) از آزمـون F لیمـر[4] اسـتفاده می‌گـردد. بـرای ایـن کار بـا تخمیـن رابطـه غیـر مقیـد (۵) و رابطـه مقیـد (۶) و ذخیـره مجمـوع مجـذورات پسمـاند بـرای هـر کـدام از آنهـا F آمـاره بـه صـورت زیـر محاسـبه می‌گـردد:

$$F = \frac{(RSS_R - RSS_{UR}) / (N-1)}{RSS_{UR} / (NT - N - K)} \qquad (۱۱)$$

کـه در آن RSS_{it} و RSS_R به‌ترتیـب مجمـوع مجـذورات پسمـاند بـرای مـدل غیرمقیـد و مقیـد

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

هستند. اگر F با درجه آزادی N-1 وNT-N-K معنی‌دار باشد، بکارگیری رگرسیون تلفیقی مناسب نخواهد بود (مهرگان و اشراف زاده، ۱۳۸۹).

۲- آزمون هاسمن[1]:

یکی از روش‌ها برای انتخاب بین اثر ثابت و تصادفی، آزمون هاسمن است. فروض این آزمون به صورت زیر است:

$$\begin{cases} H_0 : E(e_i . X_i) = 0 \\ H_1 : E(e_i . X_i) \neq 0 \end{cases} \quad (۱۲)$$

فرض صفر بیان می‌کند که جز اخلال، مستقل از متغیرهای توضیحی است و بنابراین انتخاب رویکرد اثر تصادفی بهتر است. در حالی که فرض مقابل، متغیرهای توضیحی را مستقل از جز اخلال نمی‌داند و اثرات ثابت را بهتر می‌داند. اگر $\hat{\beta}_{fe}$ و $\hat{\beta}_{re}$ به‌ترتیب ماتریس بردار ضرایب برآوردی با روش اثرات ثابت و تصادفی $\hat{q} = \hat{\beta}_{fe} - \hat{\beta}_{re}$ و همچنین $Var(\hat{q}) = Var(\beta_{fe}) - Var(\beta_{re})$ باشند، آماره هاسمن به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$H = \hat{q}' Var(\hat{q})^{-1} \hat{q}) \sim \chi^2_{(K)} \quad (۱۳)$$

اگر آماره هاسمن از مقدار بحرانی جدول برای X^2 با درجه آزادی K بزرگ‌تر باشد، رویکرد اثرات ثابت بهتر خواهد بود (صالحی کمرودی، ۱۳۹۱). متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه در جدول۱ خلاصه شده است. اطلاعات مورد نیاز پژوهش از مرکز آمار ایران در سال های ۱۳۸۲ و ۱۳۹۲ اخذ شده است.

1- Hausman Test

جدول۱- متغیرهای به کار رفته در مطالعه

نماد	شرح
AV	ارزش افزوده (تولید)
LA	نیروی کار
CA	سرمایه
LA۲	توان دوم نیروی کار
CA۲	توان دوم سرمایه
LACA	نیروی کار ضربدر سرمایه
E۲	عدم کارایی فنی
AGE۱	شاخص اول سن (نسبت ۱۵-۵۹)
AGE۲	شاخص اول سن (نسبت ۶۰ ساله و بالاتر)
AGE۳	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 درست نمایی 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 معنی‌داری یک درصد است که این آزمون H۰ 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.

جدول۲. نتایج برآورد فرم تابعی ترانسلوگ

متغیر	ضریب	سطح معنی‌داری
لگاریتم نیروی‌کار	۲/۲۶	۰/۰۵
لگاریتم سرمایه	۵/۵۳	۰/۰۱
لگاریتم توان دوم نیروی‌کار	-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 ترنسلوگ و کاب داگلاس)

نوع آزمون	آماره آزمون	سطح معنی‌داری	نتیجه
نسبت درست‌نمایی	۹,۶۲	**۰,۰۲	رد فرضیه H۰

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

جدول۴- نتایج آزمون هاسمن

نوع مدل	آماره آزمون	سطح معنی‌داری	نتیجه
مدل اول	۹,۰۴	**۰,۰۶۱	رد فرضیه H۰
مدل دوم	۹,۱۴	**۰,۰۵۷	رد فرضیه H۰
مدل سوم	۱۸,۶۳	**۰,۰۰۰	رد فرضیه H۰

ماخذ: یافته‌های تحقیق

(***، ** و * به ترتیب معنی‌داری 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 بهره‌وری 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 معنی‌دار 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 معنی‌دار 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 ناکارامدی 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 اافزایش 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 می یابد. متغیر دما برای هرسه 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 ریسک‌پذیری 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 کارآیی 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 می شود، 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 میبدی، علی. (۱۳۷۹) «اصول اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری» تهران؛ موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

- اسفنجاری کناری، رضا، زیبایی، منصور. ۱۳۹۱. بررسی کارآیی 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(1 - 2), 153169-.

-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: 1 - 7.

-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 Agricutre. Kasetsart Journal of Social Sciences xxx (2017) 1e7. Kasetsart Journal of Social Sciences