اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال بیست و هفتم، شمارهٔ ۱۰۵، بهار ۱۳۹۸

کارایی فنی تولید پنبه در ایران با استفاده از انواع الگوهای ویژه داده‌های پانلی

معصومه رشیدقلم[۱]، قادر دشتی[۲]، اسماعیل پیش بهار[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۷/۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۳/۲

چکیده

ارتقای کارایی محصولات کشاورزی عاملی بسیار مهم و تأثیرگذار در افزایش عملکرد آنها بدون نیاز به هزینه اضافی است. از اینرو، هدف مطالعه حاضر ارزیابی کارایی فنی استان‌های هدف در تولید پنبه براساس طیف گسترده‌ای از الگوهای ویژه داده‌های پانلی پارامتریک برای دوره زمانی ۹۱-۱۳۷۹ است. مطابق یافته‌های حاصل از تمامی الگوها، کشش‌های جزئی مربوط به نهاده‌های سم، نیروی‌کار و کود شیمیایی معنی‌دار و دارای علامت مثبت مورد انتظار است. نتایج نشان داد که به کارگیری نهاده‌ها در ناحیه اقتصادی تولید صورت می‌گیرد. براساس این الگوها، استان‌های خراسان، اردبیل و آذربایجان‌شرقی از لحاظ

۱. دانش آموخته دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تبریز m.rashidghalam@tabrizu.ac.ir
۲. استاد اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تبریز gh.dashti@tabrizu.ac.ir
۳. دانشیار اقتصاد کشاورزی، دانشگاه‌تبریز(نویسنده مسئول) pishbahar@yahoo.com

کارایی فنی، رتبه‌های اول تا سوم را به خود اختصاص داده‌اند و جزء کاراترین استان‌ها در تولید پنبه کشورند. مطالعه توزیع کارایی فنی در طول دوره مطالعه نشان داد که کارایی فنی استان‌ها در سال‌های انتهایی کاهش یافته است. وجود اختلاف بین حداقل و حداکثر کارایی استان‌ها منعکس کننده این واقعیت است که تخصیص بهینه نهاده‌ها و مدیریت مناسب عوامل تولید به میزان زیادی امکان‌پذیر است. همچنین با وجود همه مشکلات و کاستی‌های موجود، الگو قرار دادن استان‌های کارا برای افزایش تولید پیشنهاد می‌شود. از طرف دیگر،با توجه به این امر که استان اردبیل با دارا بودن آب و هوای مناسب، خاک حاصلخیز و رطوبت مطلوب از بهترین شرایط برای کشت و عمل‌آوری بهره‌منداست، بنابراین توصیه می‌شود این استان نیز در استفاده از مواهب طبیعی و اعطایی ازسوی دولت، به عنوان یکی از شاخص‌های توزیع امکانات و منابع مادی و غیرمادی، مورد توجه قرارگیرد. نتایج بررسی عوامل مؤثر بر کارایی فنی نشان داد که با افزایش استفاده از ماشین‌آلات در تولید پنبه،کارایی فنی استان‌ها نیز افزایش پیدا خواهد کرد، بنابراین استفاده بیشتر از ماشین‌آلات و تکنولوژی‌های جدید جهت ارتقای تولید پیشنهاد می‌گردد. در نهایت براساس نتایج ، توصیه می‌شود در مطالعات آتی برای محاسبه کارایی فنی از الگوی دوازدهم، که نسخه‌ای تعمیم‌یافته از سایر الگوهاست، استفاده شود.

طبقه‌بندی JEL: C25، D24، Q12

کلیدواژه‌ها: پنبه، تابع مرزی تصادفی، تابع تولید ترانسلوگ، داده‌های پانل، ناکارایی فنی پایدار و باقیمانده

مقدمه

در کشورهای در حال توسعه یکی از مهم‌ترین بخش‌های فعال و مولد در اقتصاد بخش کشاورزی می‌باشد. در این کشورها، بخش کشاورزی به عنوان تولیدکننده کالاهای ضروری جامعه می‌باشد که با توجه به رشد روزافزون جمعیت، تقاضا برای محصولات کشاورزی به‌طور چشمگیری افزایش می‌یابد. از میان شیوه‌های افزایش تولید، توسعه عوامل تولید و ایجاد تغییرات عمده در تکنولوژی کشورهای در حال توسعه، با مشکلات و محدودیت‌های فراوانی روبه‌روست؛ لذا افزایش کارایی فنی به عنوان راه‌حلی مناسب‌تر ذکر شده است. افزایش کارایی فنی می‌تواند تولید بیشتری را از مجموعه ثابتی از عوامل تولید ایجاد کند و از استفاده بیش از رویه منابع بکاهد. ایران نیز کشوری در حال توسعه و مهم‌ترین مسئله آن کمبود تولید و رشد اقتصادی اندک است. یکی از ریشه‌ها و دلایل عمده چنین وضعیتی پایی نبودن سطح کارایی فنی در تولید و عدم استفاده بهینه از عوامل تولید است. دستیابی به تولید بیشتر و رشد اقتصادی بالاتر، بدون افزایش امکانات فیزیکی و مصرف نهاده‌ها، جز از طریق افزایش کارایی امکان‌پذیر نیست. پنبه به عنوان ماده اولیه در صنایع نساجی و به دلیل اشتغال‌زایی و جایگاه اقتصادی، از اهمیت بسیار بالایی برخوردار است. کمتر محصول کشاورزی از نظر قابلیت ایجاد ارزش افزوده و تنوع فراورده‌ها، توان رقابت با پنبه را دارد. این محصول در میان دانه‌های روغنی جهان بعد از سویا مقام دوم را به خود اختصاص داده است.

نگاه اجمالی به فراورده‌های پنبه نمایانگر ظرفیت ذاتی این محصول صنعتی در ایجاد فرصت‌های شغلی در بخش کشاورزی و صنعتی و در نهایت مؤید نقش آن در توسعه اقتصادی می‌باشد(۱۴). مطابق آمار منتشره وزارت جهاد کشاورزی در سال زراعی ۹۳-۱۳۹۲، سطح برداشت پنبه کشور حدود ۸۳ هزار هکتار برآورد شده است. از سال ۱۳۷۵ تا سال ۱۳۹۳ سطح کشت پنبه ایران با ۶۹ درصد کاهش روبه رو گردیده است به طوری که از ۲۶۰ هزار هکتار در ابتدای دوره به ۸۲ هزار هکتار در پایان دوره رسیده است. همچنین تولید آن نیز علی‌رغم افزایش ۸ درصدی عملکرد، از ۵۴۰ هزار تن به ۱۸۱ هزار تن در سال کاهش یافته است. این

محصول در سیزده استان کشور تولید می‌شود که در بین استان‌های تولیدکننده پنبه، استان خراسان رضوی با ۳۲/۸ درصد سطح برداشت پنبه در رتبه اول قرار دارد. استان‌های فارس با ۱۷/۱ و گلستان با ۱۵ درصد در سطح برداشت پنبه کشور به ترتیب مقام‌های دوم تا سوم را دارند. کمترین سطح پنبه کشور با سطح برداشت ۶۰ هکتار متعلق به استان قزوین می‌باشد. میزان تولید پنبه در کشور حدود ۱۸۴ هزارتن برآورد شده است. استان‌های خراسان رضوی با ۳۲/۲ و فارس با ۱۹/۱ درصد در تولید پنبه کشور در جایگاه اول و دوم قرار گرفته‌اند. کمترین میزان تولید پنبه کشور با تولید ۱۲۷ تن متعلق به استان قزوین می‌باشد.

بررسی اجمالی وضعیت مصرف و تولید محصول پنبه در کشور حاکی از آن است که میانگین مصرف سالانه پنبه در صنایع نساجی در پنج سال اخیر بالغ بر حدود ۱۰۰ هزار تن بوده و به طور متوسط سالانه حدود ۵۰ هزار تن پنبه نیز وارد کشور شده است. این در شرایطی است که صنایع ریسندگی در کشور با تمام ظرفیت کار نمی‌کند چراکه حداقل نیاز سالانه صنایع ریسندگی به الیاف پنبه در حدود ۱۵۰ هزار تن است. از طرف دیگر با توجه به افزایش مصرف البسه پنبه ای در جهان و عزم کشورهای تولیدکننده پنبه به ایجاد ارزش افزوده در داخل کشور و اجتناب از صادرات آن به عنوان ماده اولیه‌ای که می‌تواند در داخل هر کشور اشتغال و ارزش افزوده ایجاد کند و نظر به اینکه پنبه محصول کشاورزی است و افزایش تولید آن علی‌الخصوص با توجه به محدودیت منابع آبی در جهان با مشکلاتی روبه روست، به نظر می‌رسد که واردات این میزان پنبه در ۱۰ سال آینده به راحتی میسر نخواهد بود.کشور ازبکستان که در حال حاضر ۹۰ درصد پنبه مورد نیاز صنایع ریسندگی ما را تأمین می‌کند درصدد توسعه صنایع نساجی و پوشاک خود بوده و به احتمال قریب به یقین تا ۱۰ سال آینده هیچ پنبه مازادی برای صادرات نخواهد داشت و تمامی آن را در داخل کشور به ارزش افزوده تبدیل خواهد کرد. استراتژی سایر کشورهای تولیدکننده بزرگ پنبه نیز کم و بیش شبیه ازبکستان است. بنابراین با توجه به اهمیت مسئله فوق لازم است تدابیری جهت افزایش تولید

این محصول و کاهش وابستگی بـه واردات آن در کشـور اتخـاذ گـردد[۴]. از جملـه ایـن تـدابیر می‌توان به دو راهکـار افـزایش سـطح زیرکشـت و بهبـود عملکـرد در واحـد سـطح و افـزایش کارایی تولیدکنندگان اشاره کرد. در مورد راهکار اول محدودیت وجـود دارد و سـطح کشـت پنبه در سال‌های اخیر به شدت کاهش یافته است که با توجه به شـرایط فعلـی از دلایـل کـاهش سطح زیرکشت عواملی از قبیل عدم رقابت‌پذیری با سـایر محصـولات، بـالا بـودن هزینـه‌هـای تولید به ویژه هزینه برداشت و عدم وجود ارقام مناسب جهـت کشـت مـی‌باشـد. بنـابراین بـرای افزایش تولید اتکا زیادی به این روش نمی‌توان کرد؛ از این رو افزایش بهبود عملکرد در واحد سطح و افزایش کارایی تولیدکنندگان راهکاری مناسب‌تر محسوب می‌شود.

مطالعات زیادی در داخل و خارج کشور در مورد اقسام مختلف کارایی براساس فروض موجودصورت گرفته است. مطالعات کورنول و همکاران(۸)، کومباکر(۱۹)، باتیس و کوئلی(۵)، لی و اسمیت(۲۴)، باتیس و کوئلی(۴) و آحن و همکاران(۱) جزء اولین مطالعاتی بودند که در آن سطوح ناکارایی فنی متغیر در طول زمان را بررسی کردند. کومباکر و همکاران(۲۲) گستره وسیعی از الگوها را براساس فروض متفاوت و تصریحی از ناهمگنی، ناهمسانی واریانس و ناکارایی فنی بررسی کردند. آنها همه این الگوها را برای داده‌های تولیدکنندگان گندم نروژ در طول سال‌های ۲۰۰۴ تا ۲۰۰۸ به کار بردند و الگوی جدیدی را به ادبیات الگوهای مرزی تصادفی داده‌های پانلی اضافه کردند که در آن اثرات بنگاه را از ناکارایی فنی پایدار (ثابت در زمان) و ناکارایی فنی باقیمانده (متغیر در زمان) جدا می‌سازد.

محامد و ساقایان(۲۷) با استفاده از تابع تولید مرزی تصادفی کارایی فنی تولید برنج را در کره جنوبی مورد بررسی قرار دادند. مطابق نتایج تفاوت زیادی بین استان‌های مختلف از لحاظ کارایی فنی وجود ندارد.

لامبارا(۲۳) کارایی تکنیکی پویا را در زیربخش باغبانی کشور اسپانیا برای تولیدات گلخانه‌ای و غیرگلخانه‌ای مورد مطالعه قرار داد. براساس نتایج، سطح کارایی ایستا مربوط به

4. http://www.farsnews.com/newstext.php?nn=13940622000651

مزارع گلخانه‌ای به میزان ۱۲ درصد بیشتر از مزارع غیرگلخانه‌ای می‌باشد. ارزیابی سطح کارایی ایستا در این تحقیق حاکی از آن بود که در دوره مورد مطالعه مزارع گلخانه‌ای حدود ۱۵ درصد افزایش در کارایی و مزارع غیرگلخانه‌ای حدود ۱۱ درصد کاهش در سطح کارایی را داشته‌اند. این تفاوت به علت وجود کنترل مناسب در استفاده از نهاده‌های متفاوت و بهره‌گیری از تکنولوژی‌های مناسب جهت بهبود سطح کارایی در مزارع گلخانه‌ای در طول سال‌ها بوده است. از دیگر نتایج این مطالعه وجود تفاوت بسیار در کارایی تکنیکی پویا و ایستا برای هر دو نمونه می‌باشد.

آحن و همکاران(۱) مدل مرزی تصادفی متغیر در زمان انعطاف‌پذیری را پیشنهاد دادند و مدل مورد مطالعه را «مدل اثرات انفرادی چندگانه متغیر در زمان» نام نهادند. از ویژگی‌های این مدل آن است که منجر به تخمین کارایی تکنیکی ویژه-بنگاه و ویژه-زمان بدون فرض الگوی یکسان تغییرات موقتی در کارایی برای همه بنگاه‌ها می‌گردد بنابراین اجازه می‌دهد تا الگوی موقت ناکارایی در بین بنگاه‌ها تغییر کند. محققان از مدل پیشنهادی برای برنج‌کاران کشور اندونزی استفاده کردند. نتایج مطالعه بیانگر آن بود که برنج‌کاران این کشور علاوه بر داشتن سطوح کارایی متفاوت، الگوهای موقتی کارایی متفاوتی را نیز دارا می‌باشند.

از مطالعات داخلی می‌توان به مطالعه حسین‌پور و همکاران(۱۶) اشاره کرد که در آن کارایی فنی در تولید محصول گلابرا در سال ۱۳۸۸ در شهرستان کاشان مورد بررسی قرار دادند. میانگین کارایی فنی در این شهرستان ۹۷ درصدبود که از کمینه ۶۷ درصد تا بیشینه ۹۹ درصد نوسان داشته است.

بهروز و امامی میبدی(۶) به اندازه‌گیری کارایی فنی، تخصیصی، اقتصادی و بهره‌وری تولیدکنندگان هندوانه آبی ۱۲ استان کشور با روش ناپارامتری تحلیل پوششی داده‌ها و شاخص مالم کوئیست اقدام کردند. مطابق نتایج این مطالعه متوسط کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی تولیدکنندگان هندوانه آبی استان‌های کشور در خلال سال‌های ۸۹-۱۳۸۴، به ترتیب ۷۹/۴،

۷۵/۹ و ۶۱/۵ درصد می‌باشد و این حاکی از آن است که تولیدکنندگان این محصول در استان‌های منتخب کشور در سطح مناسبی از کارایی‌های مذکور قرار ندارند.

دوراندیش و همکاران(۹) به بررسی عوامل موثر بر تولید زرشک، محاسبه کارایی فنی زرشک‌کاران و تعیین عوامل موثر بر کارایی آنها در استان خراسان جنوبی پرداختند. براساس نتایج این مطالعه نیروی‌کار، زمین، پربازده یا کم بازده بودن سال برای باغ و آبیاری به ترتیب بیشترین تأثیر معنی‌دار را بر تولید زرشک داشته است. نتایج محاسبه کارایی فنی و عوامل موثر بر آن نیز نشان داد که میانگین کارایی فنی زرشک‌کاران ۸۱ درصد می‌باشد. تجربه، شغل اصلی و تعداد نیروی کار خانوادگی کشاورز بر کارایی فنی تأثیر معنی‌دار و مستقیمی داشته است.

جمع‌بندی مجموعه مطالعات انجام شده در داخل کشور حاکی از آن است که در اکثر این مطالعات از داده‌های مقطعی و در سطح یک شهرستان یا یک استان جهت محاسبه کارایی فنی استفاده کرده‌اند و در اندک مطالعاتی که از داده‌های پانلی بهره گرفته شده است فقط از الگوهای ساده و ابتدایی پیت و لی(۲۸) کورنول و همکاران(۸) و باتیس و کوئلی(۵) استفاده کرده‌اند. بنابراین لازم است مطالعه‌ای جامعدر مورد وضعیت تولید پنبه در کشور و اندازه‌گیری کارایی فنی استان‌های تولیدکننده این محصول و عوامل موثر بر آن انجام گردد. همچنین لازم است استان‌های کشور از لحاظ کارایی فنی رتبه‌بندی شده و بدین ترتیب استان‌های کارا در تولید این محصول شناسایی گردند تا هنگام برنامه‌ریزی جهت افزایش تولید این محصول، بر این استان‌ها به عنوان استان‌های هدف تمرکز گردد.

بر این اساس، در مطالعه حاضر تلاش بر این است که با استفاده از داده‌های پانل برای دوره زمانی ۹۱-۱۳۷۹، کارایی فنی محصول پنبه به تفکیک استان‌های کشور، الگوسازی شود. از ویژگی‌های تحقیق حاضر آن است که هم کارایی در سطح استان‌ها و هم توانایی‌ها و عملکرد مناطق مختلف ایران در مورد چگونگی بهره‌برداری از عوامل تولیدی و اختلاف موجود میان آنها از این نظر را بررسی کرده است. بدین منظور دوازده الگوی پارامتریک که

تقریباً تمام الگوهای موجود در ادبیات ناکارایی فنی پانل دیتا می‌باشند (بین سال‌های ۱۹۷۴ تا ۲۰۱۶) مورد مطالعه قرار گرفته و نتایج مختلف آن براساس داده‌های موجود مورد مقایسه قرار گرفتند. بنابراین مطالعه حاضر از لحاظ جامعیت الگوها در ادبیات فعلی تقریباً منحصربه فرد می‌باشد. از دیگر ویژگی‌های این مطالعه آن است که استان‌های تولیدکننده این محصول از لحاظ کارایی فنی رتبه‌بندی شده و همچنین راهکارهایی برای ارتقای سطح کارایی در تولید این محصول ارائه شده است. خروجی این تحقیق موجب می‌گردد محققین و سیاست‌گذاران تصویری روشن و کمی از کارایی فنی را در هر یک از استان‌های کشور به دست آورند.

روش تحقیق

ادبیات اولیه در مورد توابع تولید مرزی تصادفی (نظیر، ریچموند(۲۹)؛ آینر و همکاران(۲)؛ میوسن و وان‌دن‌بروک(۲۵)؛ اسمیت و لاول(۳۰)؛ استیونسون(۳۲)؛ گرین(۱۲)؛ جاندرو و همکاران(۱۷)، اسمیت و سیکلس(۳۱) و گرین(۱۳)) داده‌های مقطع عرضی را در نظر گرفته و ناکارایی فنی را جزء اخلال تصادفی مستقل در نظر گرفتند که این تفکیک‌پذیری مستلزم فروض بسیار قوی در مورد نحوه توزیع آنها می‌باشد. مطالعات بعدی (اسمیت و سیکلس(۳۱)؛ کومباکر(۱۸)؛ باتیس و کوئلی(۳)؛ هالام و مچادو(۱۵)) شرایطی را در نظر گرفتند که در آن داده‌های پانل در دسترس می‌باشد. در الگوهای آنها فقط عرض از مبدأ برای بنگاه‌ها تغییر کرده و تفاوت در بین عرض از مبدأها به عنوان سطوح کارایی متفاوت تعبیر شده است اما با این فرض که سطوح کارایی برای هر بنگاه در طول زمان ثابت می‌باشد. از مزیت‌های این الگوها آن است که نیازمند فرض توزیعی در مورد اجزای اخلال یا ناکارایی فنی نیستند و همچنین فرض استقلال ناکارایی فنی از متغیرهای توضیحی (نهاده‌ها) لازم نمی‌باشد. اما ثابت بودن ناکارایی فنی در طول زمان یک فرض محدودکننده بوده و ممکن است در واقعیت درست نباشد(۸).

براساس فروض موجود در تخمین مرز، محاسبه کارایی به دو رهیافت پارامتری و غیرپارامتری تقسیم می‌گردد. آگنر و همکاران(۲) از پیشگامان روش‌های پارامتریک کارایی هستند. در این گروه از روش‌ها، الگو یا تابعی با یک جزء اخلال تصادفی، تصریح و با روش‌های اقتصادسنجی تخمین زده می‌شود و در نهایت کارایی و ناکارایی بنگاه محاسبه می‌شود. رهیافت پارامتریک شامل الگوسازی فرایند تولید با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی و با درنظر گرفتن فرض اولیه در مورد فرم تابعی تولید و توزیع جزء ناکارایی می‌باشد. فرم تابعی کاب-داگلاس و ترانسلوگ از فرم‌های متداول و پرکاربرد تابع تولید در این خصوص می‌باشند(۲۰).

دوازده الگوی مورد مطالعه در تحقیق حاضر براساس فروض موجود در رفتار موقت ناکارایی در چهار گروه تقسیم‌بندی می‌شوند. گروه اول شامل الگوهای اول تا سوم و الگوهایی هستند که در آن ناکارایی فنی در طول زمان ثابت در نظر گرفته می‌شود. در گروه دوم الگوهای چهارم تا هفتم وجود دارند که در این الگوها ناکارایی متغیر در زمان را فرض می‌گیرند. الگوهای هشتم تا دهم ناکارایی را از اثرات مشاهده نشده جدا می‌کنند. در نهایت الگوهای یازدهم و دوازدهم ناکارایی فنی پایدار و ناکارایی متغیردر زمان را از اثرات مشاهده نشده استان‌ها جدا می‌کنند. در ادامه الگوهای مورد مطالعه معرفی می‌شوند.

الف) الگوهای با اثرات ناکارایی ثابت در زمان: در ابتدا الگوهایی در نظر گرفته می‌شوند که ناکارایی ثابت در زمان دارند. در این حالت اثرات مشاهده نشده واحدهای مقطعی (در اینجا استان‌ها) در الگوهای پانلی نشان‌دهنده ناکارایی هر واحد مقطعی می‌باشند. این الگو به صورت رابطه ۱ می‌باشد(۳۱):

$$y_{it} = f(x_{it};\beta) + \varepsilon_{it},$$
$$\varepsilon_{it} = v_{it} - u_i, u_i \geq 0, i = 1,...,N; t = 1,...,T \qquad (۱)$$

که در آن $f(x_{it};\beta)$ تابعی خطی از متغیرهای موجود در بردار x_{it} می‌باشد و $u_{it} \geq 0$ جزء ناکارایی فنی ثابت –در - زمان برای بنگاه i می‌باشد. این الگو با توجه به فرض پارامتر

ثابت u_{it} (الگوی اثرات ثابت) یا متغیر تصادفی (الگوی اثرات تصادفی) تخمین زده می‌شود. در هر کدام از این روش‌ها نیازی به فروض در مورد توزیع u_{it} نمی‌باشد، به همین علت به عنوان روش‌های "توزیع آزاد"[5] معرفی شده‌اند.

الگوی اول: در اولین الگوی مورد مطالعه برای سادگی فرض می‌شود f(.) تابعی خطی در x_{it}ها باشد (به عنوان مثال، لگاریتم مقادیر نهاده‌ها در الگوی تابع تولید کاب–داگلاس). بنابراین الگوی اثرات ثابت به شکل رابطه ۲ نوشته می‌شود:

$$y_{it} = \beta_0 + x'_{it}\beta + \upsilon_{it} - u_i = (\beta_0 - u_i) + x'_{it}\beta + \upsilon_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + \upsilon_{it} \qquad (۲)$$

در این الگو فرض می‌گردد u_i و بنابراین α_i ثابت هستند و همراه با بردار β تخمین زده می‌شوند. الگو ۲ شبیه الگوی اثرات ثابت استاندارد در الگوهای پانل می‌باشد. اسمیت و سیکلس(۳۱) نشان دادند که برای تخمین این الگو که در آن α_i به عنوان اثرات مشاهده نشده و ثابت در نظر گرفته می‌شود، می‌توان اثرات ثابت استاندارد را به کار برد. سپس ناکارایی u_i توسط رابطه ۳ حاصل می‌گردد که در آن $\hat{\alpha}_i$ همان اثرات ثابت واحدهای مقطعی در الگوی پانل استاندارد می‌باشد. در این روش بهترین استان (دارای بالاترین عرض از مبدأ) کاملاً کارا بوده و بنابراین ناکارایی بقیه واحدهای مقطعی نسبت به بهترین واحد مقطعی سنجیده می‌شود. مزیت این روش آن است که لزومی ندارد درباره جزء ناکارایی فروض توزیعی در نظر گرفته شود. اشکالی که بر این روش وارد می‌شود آن است که نمی‌توان از متغیرهای ثابت–در–زمان[6] برای توضیح ناکارایی استفاده کرد:

$$\hat{u}_i = \max_i\{\hat{\alpha}_i\} - \hat{\alpha}_i \geq 0, \quad \text{and } T\hat{E} = \exp(-\hat{u}_i), \qquad (۳)$$

الگوی دوم: به جای فرض ثابت بودن α_i (و بنابراین u_i) در رابطه ۲، می‌توان در نظر گرفت که α_i تصادفی بوده و با بقیه متغیرهای مستقل غیرهم‌بسته می‌باشد. اگر فرض ناهمبستگی صحیح باشد، الگوی اثرات تصادفی تخمین‌های بهتری از الگوی اثرات ثابت ارائه می‌دهد. الگوی اثرات تصادفی را می‌توان توسط دو روش مختلف محاسبه کرد. یکی از این

5. Distribution Free
6. Time-Invariant Covariates

روش‌ها استفاده از تکنیک حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) می‌باشد. همانند تخمین‌زن FE[۷]، RE[۸] نیز تعدیل می‌گردد تا تخمین‌هایی از ناکارایی به دست آید. بدین منظور در این الگو فرض می‌گردد که u_i یک متغیر تصادفی بوده و همچنین $E(u_i) = \mu$ و $u_i^* = u_i - \mu$ می‌باشد. بنابراین الگو را می‌توان به صورت رابطه ۴ بازنویسی کرد:

$$y_{it} = \beta_0 + x'_{it}\beta + \upsilon_{it} - u_i = (\beta_0 - \mu) + x'_{it}\beta + \upsilon_{it} - u_i^* = \alpha^* + x'_{it}\beta + \upsilon_{it} - u_i^* \qquad (۴)$$

که در آن $\alpha^* = \beta_0 - \mu$. مزیت این الگو در مقایسه با الگوی اول در آن است که در این الگو امکان آزمون فرض ثابت یا متغیر بودن ناکارایی وجود داشته و همچنین این الگو به طور کارا تخمین زده می‌شود.

الگوی سوم: به جای استفاده از الگوی GLS نیز می‌توان فروض توزیعی را بر اجزای تصادفی الگو اعمال کرد و پارامترها را با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی (ML) تخمین زد(۲۸). در روش ML، الگو به صورت رابطه ۵ نوشته می‌شود:

$$y_{it} = f(x_{it}, \beta) + \in_{it}, \qquad \in_{it} = v_{it} - u_i, \qquad (۵)$$

$$\text{and } v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)\ u_i \sim N^+(0, \sigma_u^2)$$

روش تخمین ML از طریق یک فرایند تکراری کارایی بیشتری را در تخمین ایجاد می‌کند اما فرض قوی در مورد نرمال بودن جزء خطا تصادفی را بر الگو تحمیل می‌کند.

ب) الگوهای با اثرات ناکارایی متغیر در زمان: الگوهای ارائه شده در قسمت قبل فرض می‌کنند که ناکارایی فنی ثابت در زمان و منحصربه فرد می‌باشد. بدین مفهوم که ممکن است سطوح ناکارایی برای واحدهای مختلف (در اینجا استان‌ها) متفاوت باشد اما در طول زمان ثابت است. به عبارت دیگر مطابق این الگوها واحدهای مقطعی هرگز از گذشته یاد نگرفته یا نمی‌توانند ناکارایی خود را در طول زمان کاهش دهند. این در حالتی است که مثلاً ناکارایی مربوط به توانایی مدیر باشد و هیچ تغییری در مدیریت در طول زمان وجود نداشته باشد یا ممکن است دوره مطالعه کوتاه بوده و ناکارایی در طول زمان تغییر نکند. برای درنظرگرفتن

7. Fixed-Effect
8. Raandom-Effect

بهبود کارایی و بهره‌وری لازم است الگوهایی مورد مطالعه قرار گیرند که در آن ناکارایی در طول زمان تغییر می‌کند. بنابراین دومین گروه الگوهایی که در این تحقیق مورد مطالعه قرار می‌گرد، الگوهایی است که در آن فرض می‌گردد ناکارایی فنی در طول زمان متغیر می‌باشد که در این گروه الگوهای چهارم تا هفتم قرار دارند.

الگوی چهارم: همان‌طور که در مطالعه اسمیت و سیکلس(۳۱) در رابطه ۲ اشاره شد، α_i یک جزء مرکب از ناکارایی و اثرات واحدهای مقطعی می‌باشد که در طول زمان ثابت می‌باشد. به منظور اینکه این جزء متغیر–در–زمان درنظرگرفته شود، α_{it} جایگزین α_i می‌شود:

$$\alpha_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}t + \alpha_{2i}t^2. \quad (۶)$$

در این رابطه α_{0i} ، α_{1i} و α_{2i} پارامترهای ویژه بنگاه و t متغیر روند زمان می‌باشد. به‌طور کلی در صورتی که الگو به صورت رابطه زیر نوشته شود:

$$\upsilon'_{it} = \upsilon'_{it} + \alpha_{1i}t + \alpha_{2i}t^2 \;\; y_{it} = \alpha_{0i} + x'_{it}\beta + \upsilon'_{it}, \quad (۷)$$

این الگو شبیه الگوهای داده‌های پانل استاندارد می‌باشد. همانند الگوی اسمیت و سیکلس (۳۱)، می‌توان از تخمین‌زن درون‌گروهی در رابطه۷ برای به دست آوردن تخمین‌های سازگار از β' و سپسباقیمانده‌های تخمینی ($\hat{\epsilon}_{it} = y_{it} - x'_{it}\beta'$) استفاده کرد. ایراد کلی وارد بر این الگو آن است که تغییرات زمانی تابعی از روند زمان می‌باشد و بنابراین نمی‌توان نوسانات موجود در ناکارایی را در زمان طولانی‌تر نشان داد.

الگوی پنجم: الگوی چهارم داده‌های پانل را با در نظر گرفتن زمان به عنوان یک متغیر برون‌زا بررسی کردند. در الگوی پنجم، که یک بسط از الگوی کومباکر و ونگ(۲۱) می‌باشد، ساختار پانل بودن داده‌ها با معرفی عرض‌ازمبدأهای ویژه–واحد مقطعی بیان می‌گردد:

$$\in_{it} = v_{it} - u_{it},\; y_{it} = f(x_{it}, \beta) + \in_{it} \quad (۸)$$

$$v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2),\; u_i \sim N^+(\mu, \sigma_u^2),\; u_{it} = G(t)u_i,$$

که در آن $G(t) > 0$ تابعی از زمان می‌باشد. در این الگو ناکارایی یک مقدار ثابت برای یک بنگاه نبوده، بلکه در طول زمان و برای استان‌های مختلف تغییر می‌کند. ناکارایی در این الگو از

دو جزء مجزا تشکیل شده است: جزء غیر تصادفی مربوط به زمان [G(t)] و جزء تصادفی مربوط به واحد مقطعی [u_i]. جزء u_i ویژه استان بوده و جزء G(t) متغیر در زمان بوده و برای تمامی استان‌ها مشترک می‌باشد. در الگوهای پنجم تا هفتم حالت‌های مختلفی از G(t) که در ادبیات مربوطه مورد استفاده قرار گرفته است مورد بررسی قرار می‌گیرد؛ به‌عنوان مثال الگوی کومباکر(۱۹) فرض می‌کند:

$$G(t) = \left[1 + \exp\left(\gamma_1 t + \gamma_2 t^2\right)\right]^{-1} \quad (۹)$$

که در آن G(t)به علامت و اندازه γ_1 و γ_2 بستگی داشته و می‌تواند به طور یکنواخت صعودی (نزولی) یا مقعر (محدب) باشد. همانند الگوی چهارم، تغییرات در این الگو مشتق از زمان بوده و تابع نمایی غیرخطی از زمان می‌باشد. در هر حال، الگوی روند برای تمامی استان‌ها یکسان بوده و تفاوت بین استان‌ها مربوط به u_iمی‌باشد. به علت ماهیت غیرخطی و تصادفی بودن الگو لازم است از روشML برای تخمین استفاده شود.

الگوی ششم: باتیس و کوئلی(۵) الگوی دیگری را پیشنهاد دادند که در آن G(t) به صورت رابطه ۱۰ تصریح می‌گردد:

$$G(t) = \exp[\gamma(t - T)], \quad (۱۰)$$

که در آن T آخرین سال دوره مورد مطالعه می‌باشد. همانند الگوی پنجم، در الگوی ششم ناکارایی متأثر از زمان بوده و تابع مورد نظر با استفاده از روش ML تخمین زده می‌شود.

الگوی هفتم: کومباکر و ونگ(۲۱) از رابطه ۱۱ برای تعیین الگوی متغیر-در-زمان استفاده کردند:

$$G(t) = \exp[\gamma(t - \underline{t})], \quad (۱۱)$$

که در آن $\underline{t}$ سال اول در دوره مورد مطالعه می‌باشد. این الگو برعکس الگوی ششم است که در آن T سال نهایی در دوره مورد مطالعه می‌باشد. نقاط مرجع در این دو الگو سال‌های ابتدایی و نهایی هستند. از لحاظ تحلیلی، روابط ۱۱ و ۱۲ یکسان می‌باشند اما به طور متفاوت تفسیر

می‌شوند. در مطالعه باتیس و کوئلی(۵) و نیز در الگوی کومباکر(۱۹)، $u_i \sim N^{+}(\mu, \sigma_u^2)$ بیانگر توزیع ناکارایی در نقطه نهایی می‌باشد، بنابراین در صورتی که $t = T$ باشد آنگاه $u_{it} = u_i$.

ج) الگوهایی که ناکارایی را از اثرات مشاهده نشده واحدهای مقطعی جدا می‌کنند:

الگوهای هشتم و نهم: الگوهای اول و دوم همان الگوی پانل دیتا استاندارد می‌باشند که در آن α_i اثرات واحدهای غیرقابل مشاهده اند. در حقیقت تخمین‌زن‌های اثرات تصادفی و اثرات ثابت برای تخمین پارامترهای الگو، از جمله α_i به کاربرده می‌شوند. تنها تفاوت موجود در آن است که با تبدیل مقدار تخمینی $\hat{\alpha}_i$ برای به دست آوردن u_i استفاده می‌شود. ایراد حاکم بر این الگوها آن است که ناهمگنی بین استان‌ها از ناکارایی قابل تشخیص نمی‌باشد. به عبارت دیگر ناهمگنی ثابت در زمان نظیر کیفیت خاک الزاماً جزء ناکارایی نمی‌باشد در صورتی که در این نوع الگوها ناهمگنی در ناکارایی محسوب می‌گردند و $\hat{u}_i$ ناهمگنی بین واحدهای مقطعی را به عنوان ناکارایی در نظر می‌گیرد (گرین(۱۱)). بنابراین الگوهای مورد مطالعه در این قسمت را می‌توان به شکل رابطه ۱۲ زیر نوشت:

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + \upsilon_{it} - u_{it} \qquad (۱۲)$$

گرین(۱۰ و ۱۱) دو الگو به نام‌های الگوی مرزی «اثرات ثابت واقعی»[9] و الگوی مرزی «اثرات تصادفی واقعی»[10] پیشنهاد کرد. هدف این الگوها تشخیص ناهمگنی بنگاه یا اثرات بنگاه از کارایی فنی می‌باشد. در رابطه ۱۲اگر α_i به عنوان پارامتر ثابتی که جزئی از ناکارایی نمی‌باشد درنظر گرفته شود، الگوی حاصل الگوی مرزی تصادفی پانل «اثرات ثابت واقعی» نامیده می‌شود(گرین (۱۰)) که الگوی هشتم این مطالعه را شامل می‌شود. در صورتی که α_i به عنوان متغیر تصادفی در نظر گرفته شود، الگوی مرزی تصادفی پانل «اثرات تصادفی واقعی» خواهیم داشت که تحت عنوان الگوی نهم نامیده می‌شود.

الگوی دهم: دهمین الگوی مورد مطالعه، الگوی ونگ و هو(۲۰۱۰) می‌باشد:

9. True Fixed-Effect
10. True Random-Effect

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad \varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it}, \quad v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2), \qquad (۱۳)$$
$$u_{it} = h_{it} u_i^* \quad h_{it} = f(z'_{it}\delta), \quad u_i^* \sim N^+(\mu, \sigma_u^2),$$

قابلیت کلیدی که در این الگو وجود دارد آن است که این الگو اجازه می‌دهد تا اثرات ناکارایی، u_{it}، به صورت حاصل‌ضرب اثرات انفرادی، u_i، در h_{it}باشد که در آن h_{it} بیانگر اثرات ویژه انفرادی و زمان می‌باشد.

د) الگوهایی که ناکارایی را از اثرات مشاهده نشده استان‌ها جدا می‌کنند:

الگوی یازدهم: تاکنون دو نوع از الگوهای پانل دیتای متغیر در زمان بررسی شد. در گروه اول از این نوع الگوها ناکارایی یا شامل یک تابع درجه دوم از زمان (الگوی پنجم) بود و یا این تابع از سال‌های ابتدایی و انتهایی (الگوهای ششم و هفتم) تأثیر می‌پذیرفت. از مزایای تصریح این نوع تابع ناکارایی، سهولت استخراج تابع احتمال آن می‌باشد. در گروه دوم اثرات بنگاه کنترل شده و ناکارایی متغیر-در-زمان درنظر گرفته شدند. متأسفانه هر دو گروه گفته شده متداخل نبوده و با استفاده از داده‌ها نیز نمی‌توان تشخیص داد که کدام‌یک از الگوها مناسب می‌باشند.در هر حال، هر دو گروه از الگوها اثرات بنگاه (ثابت یا تصادفی) را از ناکارایی متفاوت درنظر می‌گیرند. هیچ‌کدام از الگوهای گفته شده نمی‌توانند ناکارایی پایدار (PTE)[11] را که در اثرات بنگاه پنهان می‌باشد در نظر بگیرند. در نتیجه این نوع از الگوها به اشتباه تصریح شده و در تخمین ناکارایی کل تورش به سمت پایین را دارا می‌باشند، به‌ویژه زمانی که ناکارایی پایدار وجود داشته و دارای مقادیر معنی‌داری می‌باشد. الگوهای یازدهم و دوازدهم دو جزء ناکارایی پایدار و ناکارایی متغیر در زمان را جدا می‌کنند.

با عنایت به نامطلوب بودن فرض ناکارایی ثابت در طول زمان، کومباکر و حشمتی(۱۹۹۵) الگویی را پیشنهاد دادند که در آن فرض می‌گردد ناکارایی فنی دارای یک جزء پایدار ویژه-مقطع (ثابت-در-زمان) و یک جزء متغیر-در-زمان باقیمانده می‌باشد. بنابراین در الگوی پیشنهادی اثرات-مقطع به عنوان ناکارایی پایدار بیان می‌گردد. مطابق دیدگاه

11. Persistent Technical Efficiency

کومباکر و حشمتی ممکن است شناسایی اندازه ناکارایی پایدار حداقل در داده‌های پانل با طول دوره زمانی کوتاه، مهم باشد زیرا آن اثرات نهاده‌هایی نظیر مدیریت را که بین واحدهای مقطعی تفاوت می‌کند اما در طول زمان ثابت می‌باشد بیان می‌کند. بنابراین مادامی که تغییراتی نظیر تغییرات در محیط عملیات، تغییر در قوانین دولتی، مالیات یا یارانه وجود دارد که نحوه مدیریت واحدها را تغییر می‌دهد، بسیار بعید خواهد بود که جزء پایدار ناکارایی استان تغییر کند. از طرف دیگر، جزء باقیمانده ناکارایی ممکن است در طول زمان تغییر کند. می‌توان جزء پایدار را به صورت تابعی از متغیرهایی که در طول زمان ثابت می‌باشند (شرایط آب و هوا، جنس خاک و...)، توضیح داد. همچنین می‌توان جزء باقیمانده را نیز توسط عواملی نظیر تجربه که هم در طول زمان و هم بین واحدها تغییر می‌کند توضیح داد. احتمالاً قسمتی از ناکارایی مربوط به اثرات–استان باشد (اثرات عوامل ثابت در زمان مشاهده نشده/ حذف‌شده). بنابراین همان‌طور که کومباکر و حشمتی بیان کردند، تمایز بین اجزای باقیمانده و پایدار ناکارایی مهم می‌باشد، زیرا هرکدام دارای کاربردهای سیاستی متفاوتی می‌باشند. از این رو الگوی یازدهم در این مطالعه، همان الگوی کومباکر–حشمتی می‌باشد که به شکل رابطه ۱۴ تصریح می‌گردد:

$$y_{it} = \beta_0 + f(x_{it};\beta) + \upsilon_{it} - \eta_i - u_{it} \qquad (۱۴)$$

که در آن v_{it} جزء اخلال؛ $\eta_i \geq 0$ بیانگر ناکارایی پایدار؛ $u_{it} \geq 0$ ناکارایی باقیمانده (RTE)[۱۲] و $\eta_i + u_{it}$ ناکارایی فنی کل می‌باشد. فرض می‌گردد که تمام اجزای خطا مستقل از یکدیگر و مستقل از x_{it} می‌باشد. به منظور تخمین، رابطه ۱۵ به شکل زیر بازنویسی می‌گردد:

$$y_{it} = \beta_0^* + f(x_{it};\beta) + \upsilon_{it} - \eta_{it}^* - u_{it}^* \qquad (۱۵)$$

$$\eta_{it}^* = \eta_i - E(\eta_i)\ ,\ u_{it}^* = u_{it} - E(u_{it})\ \beta_0^* = \beta_0 - E(\eta_i) - E(u_{it})$$

الگوی فوق در سه مرحله تخمین زده می‌شودکه در مرحله نهایی کارایی فنی کل به صورت حاصلضرب PTE و RTE محاسبه می‌گردد (OTE=PTE*RTE). برای مطالعه بیشتر در مورد جزئیات این روش به مطالعه کومباکر و حشمتی مراجعه گردد.

12. Residul Technical Efficiency

الگوی دوازدهم: الگوی یازدهم اثرات ثابت یا تصادفی عوامل مشاهده نشده‌ای را که به کارایی مربوط نمی‌باشد در نظر نمی‌گیرد. الگوی دوازدهم نسخه‌ای تعمیم‌یافته از الگوی یازدهم می‌باشد که اثرات تصادفی استان را نیز شامل می‌گردد. وجود چنین اثراتی می‌تواند منطقی باشد؛ به عنوان مثال نهاده‌های ثابت در زمان مشاهده نشده‌ای وجود دارد که جزئی از ناکارایی نمی‌باشد. در کشاورزی می‌توان کیفیت زمین را مثال زد. بر همین اساس الگوی دوازدهم مطالعه به صورت رابطه ۱۶ می‌باشد:

$$y_{it} = \alpha_0 + f(x_{it};\beta) + \mu_i + \nu_{it} - \eta_i - u_{it} \qquad (۱۶)$$

که در آن μ_i اثرات تصادفی استان و بیانگر نهاده‌های مشاهده نشده ثابت در زمان می‌باشد. این الگو دارای چهار جزء است که دو جزء آن (u_{it} وη_i) ناکارایی و دو جزء دیگر آن اثرات استان و جزء خطا (μ_i وν_{it}) می‌باشد. این اجزا در الگوهای دیگر با ترکیب‌های مختلفی وجود داشتند، اما همگی با هم در یک الگو وجود نداشتند. این الگوی جدید شکاف‌های عمیق موجود در ادبیات SF-Panel[۱۳] را پر می‌کند. برای مطالعه بیشتر در رابطه با این الگو به مطالعه کومباکر و همکاران(۲۲) مراجعه شود.

داده‌های مورد استفاده در مطالعه حاضر شامل اطلاعات مربوط به ستاده و نهاده‌های مصرفی در تولید پنبه در سیزده استان عمده تولیدکننده این محصول شامل استان‌های مرکزی، مازندران، آذربایجان‌شرقی، فارس، کرمان، خراسان، اصفهان، سمنان، یزد، تهران، گلستان، اردبیل و قم در طی سال‌های ۹۱-۱۳۷۹ می‌باشد.این اطلاعات توسط اداره کل آمار و اطلاعات وزارت جهاد کشاورزی منتشر می‌شود. نهاده‌های مصرفی در تابع تولید مورد مطالعه شامل سم (x_p)، کود شیمیایی (x_{cf})، نیروی کار (x_l) و کود حیوانی (x_{af}) می‌باشند. در مطالعات مختلفی که ناکارایی مزارع را مورد مطالعه قرار داده‌اند تأثیر عوامل متعددی نظیر مدیریت، سن مدیر، تجربه، تحصیلات، شرکت در کلاس‌های ترویجی، استفاده از ماشین‌آلات و... را در کارایی مورد بررسی قرار داده‌اند. اما با توجه به اینکه هدف تحقیق حاضر مطالعه ناکارایی

13. Stochastic Frontier-Panel

استان‌ها بوده و دسترسی به متغیرهای اشاره شده در سطح استان‌ها امکان‌پذیر نمی‌باشد، لذا صرفاً از دو متغیر نسبت نرخ کودشیمیایی به کل کود مصرفی و درصد استفاده از ماشین‌آلات تحت عنوان z_1 و z_2 استفاده گردید.

نتایج و بحث

در مطالعه حاضر برای به دست آوردن رابطه بین متغیرهای مستقل و متغیر وابسته، انواع فرم‌های تابعی نظیر ترانسلوگ، ترانسندنتال، کاب-داگلاس و درجه دو تعمیم‌یافته مورد استفاده قرار گرفت. در نهایت، با استناد به کاربرد وسیع تابع تولید ترانسلوگدر مطالعات متعدد چه در داخل کشور و چه در خارج و نیز با عنایت به اینکه تنها تابع سازگار با داده‌های پژوهش حاضر می‌باشد، نهایتاً از این فرم تابعی بهره گرفته شد. همچنین آزمون هاسمن و نیز کثرت پارامترهای معنی‌دار و آماره R^2 در این فرم تابعی مؤید انتخاب صحیح این فرم تابعی در این مطالعه می‌باشد. تابع تولید ترانسلوگ دارای ویژگی‌های مطلوبی نظیر انعطاف‌پذیری و متغیر بودن کشش‌های جانشینی و تولیدی نسبت به سطح مصرف نهاده‌ها می‌باشد. در تابع ترانسلوگ ضرایب مرتبه اول دارای مفهوم خاصی نمی‌باشند زیرا این ضرایب اطلاعاتی راجع به عکس‌العمل محصول نسبت به مقادیر مختلف نهاده‌ها ارائه نمی‌کند. مطابق مطالعه کومباکر و همکاران(۲۲) درصورتی که در تابع ترانسلوگ متغیرهای مستقل "مقیاس‌بندی" شوند، یعنی بر میانگین هندسی خود تقسیم شوند، ضرایب مرتبه اول برآوردی از کشش‌ها در سطح میانگین خواهند بود. به عبارت دیگر، در این صورت ضرایب مرتبه اول در تابع ترانسلوگ به عنوان کشش جزئی تولید مورد استفاده قرار می‌گیرند. نتایج حاصل از تخمین توابع مرزی ترانسلوگ برای دوازده الگوی مورد مطالعه در جدول ۱ نشان داده شده است. همان‌طور که اشاره گردید در تمامی الگوها از "متغیرهای مقیاس‌بندی شده" استفاده شده است، بنابراین فقط ضرایب مرتبه اول در این جدول گزارش می‌گردد.

جدول ۱. نتایج حاصل از برآورد انواع الگوهای مرزی N=169

	الگوی ۱	الگوی ۲	الگوی ۳	الگوی ۴	الگوی ۵	الگوی ۶	الگوی ۷	الگوی ۸	الگوی ۹	الگوی ۱۰	الگوی ۱۱	الگوی ۱۲
x_p	۰/۰۸	۰/۰۷	۰/۰۸	۰/۰۵	۰/۰۸	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۱۱	۰/۰۷	۰/۰۹	۰/۰۸	۰/۰۷
	(۰/۰۴)	(۰/۰۳)	(۰/۰۳)	(۰/۰۴)	(۰/۰۲)	(۰/۰۲)	(۰/۰۲)	(۰/۰۳)	(۰/۰۰)	(۰/۰۴)	(۰/۰۴)	(۰/۰۳)
x_{cf}	۰/۵۱	۰/۶۳	۰/۵۴	۰/۴۷	۰/۵۱	۰/۵۳	۰/۵۳	۰/۳۹	۰/۵۴	۰/۴۳	۰/۵۱	۰/۶۳
	(۰/۰۷)	(۰/۰)	(۰/۰۷)	(۰/۰۶)	(۰/۰۵)	(۰/۰۵)	(۰/۰۵)	(۰/۰۷۲)	(۰/۰۵)	(۰/۰۸)	(۰/۰۷)	(۰/۰۷)
x_l	۰/۲۶	۰/۲۲	۰/۲۶	۰/۱۷	۰/۲۲	۰/۱۹	۰/۱۹	۰/۲۵	۰/۲۵	۰/۲۵	۰/۲۶	۰/۲۲
	(۰/۰۶)	(۰/۰۶)	(۰/۰۵)	(۰/۰۵)	(۰/۰۴)	(۰/۰۴)	(۰/۰۴)	(۰/۰۵۵)	(۰/۰۳)	(۰/۰۶)	(۰/۰۶)	(۰/۰۶)
x_{af}	۰/۰۰۹	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۸	۰/۰۱	۰/۰۸	۰/۰۰۹	۰/۰۱
	(۰/۰۲)	(۰/۰۲)	(۰/۰۱)	(۰/۰۱)	(۰/۰۱)	(۰/۰۱)	(۰/۰۱)	(۰/۰۲۸)	(۰/۰۲)	(۰/۰۴)	(۰/۰۲)	(۰/۰۲)
β_0	۱۶/۰۴	۱۶/۰۴	۱۶/۴۰	۱۵/۸۳	۱۶/۳۲	۱۶/۳۱	۱۶/۳۱	۱۵/۹۴۷	۱۶/۲۴		۱۶/۰۴	۱۶/۰۴
	(۰/۰۳)	(۰/۰)	(۰/۰۸)	(۰/۰۸)	(۰/۰۵)	(۰/۰۵)	(۰/۰۵)	(۰/۰۷۱)	(۰/۰۶)		(۰/۰۳)	(۰/۰۴)
γ_1					۰/۳۱							
					(۰/۰۸)							
γ_2					-۰/۰۳							
					(۰/۰۰)							
γ						۰/۱۱	۰/۱۱					
						(۰/۰۲)	(۰/۰۲)					
μ			۰/۲۷		-۰/۳۷	-۱/۴۸	-۰/۳۷					
			(۰/۲۳)		(۱/۵۵)	(۵/۷۰)	(۱/۴۲)					
cons	۰/۲۶	۰/۲۶	۰/۰۸		۰/۲۳	۰/۱۸	۰/۰۷	۱/۷۷	۰/۰۶	۰/۲۶	۰/۲۶	
			(۰/۸۵)		(۱/۸۳)	(۲/۴۲)	(۲/۳۵)	(۰/۸۷۱)	(۰/۰۰)			
Z۱ σ_u^2								-۶/۱۹				
								(۱/۹۴)				
Z۲								-۰/۰۲				
								(۰/۰۱)				
σ_v^2	۰/۲۶	۰/۲۶	۰/۰۶		۰/۰۴	-۳/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۰۶	۰/۲۶	۰/۲۶۷
			(۰/۱۱)		(۰/۱۱)	(۰/۱۱)	(۰/۱۱)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)		
σ_e^2									۰/۰۴			
									(۰/۰۲)			
R-squared	۰/۹۴	۰/۹۵		۰/۹۸							۰/۹۴	۰/۹۵
Log-likelihood			-۲۴/۵۶		-۰/۶۳	-۱/۳۴	-۱/۳۴	۹/۱۴		-۷/۳۰		

مأخذ: یافته‌های تحقیق اعداد داخل پرانتز نشان دهنده مقدارانحراف معیار می‌باشد.

مطابق نتایج جدول ۱ تمامی کشش‌های جزئی مورد مطالعه به جزء کشش مربوط به نهاده کود حیوانی از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای علامت مورد انتظار می‌باشند که حاکی از به کارگیری این نهاده‌ها در ناحیه اقتصادی تولید می‌باشد. به عبارت دیگر بهره‌برداران پنبه در استان‌های کشور از ترکیب مناسبی از نهاده‌ها برای تولید این محصول استفاده می‌کنند. کشش نهاده سم در تمامی الگوها بین ۰/۰۵ تا ۰/۱۱ می‌باشد که در تمامی الگوها به غیر از الگوی چهارم از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. کشش این نهاده در الگوی هشتم برابر با ۰/۱۱ است. کشش کود شیمیایی در بین الگوهای مورد مطالعه از ۰/۳۹ در الگوی هشتم تا ۰/۶۳ در الگوی دوم متغیر است. کشش مربوط به این نهاده تنها در الگوی چهارم معنی‌دار نمی‌باشد. در بین نهاده‌های مورد مطالعه بیشترین کشش جزئی تولید مربوط به کود شیمیایی است. کشش نیروی کار در الگوی اول ۰/۲۶ محاسبه گردید یعنی با یک درصد افزایش نیروی کار میزان تولید ۰/۲۶ درصد افزایش خواهد یافت. ضرایب مربوط به این متغیر در دوازده الگوی مورد بررسی از لحاظ آماری معنی‌دار است که حاکی از اهمیت این نهاده در تولید پنبه کشور می‌باشد. استان‌های تولیدکننده پنبه کشور در استفاده از نهاده کود حیوانی در ناحیه اقتصادی تولید عمل می‌کنند. ضرایب مربوط به این نهاده در الگوهای پنجم تا دوازدهم معنی‌دار می‌باشد.

کشش مقیاس تولید در تولید پنبه کشور از مقدار ۰/۷۲ در الگوی چهارم تا ۰/۹۳ در الگوی دوم متغیر است. این مقدارکشش مقیاس یا کشش کلی تولید حاکی از آن است که استان‌های عمده تولیدکننده این محصول دارای بازدهی نزولی نسبت به مقیاس می‌باشند. مطالعه و بررسی عوامل موثر بر ناکارایی استان‌های تولیدکننده می‌تواند در جهت رفع شکاف بین بهترین استان و سایر استان‌ها استفاده شود. در این رابطه فرض بر این است که متغیرهای نسبت مقدار مصرف کود شیمیایی به کل کودمصرفی و درصد استفاده از ماشین‌آلات بر میزان ناکارایی استان‌ها تأثیر داشته باشند. تأثیر این متغیرها در چارچوب الگوی هشتم برآورد شده است. مطابق نتایج این الگو، هر دو متغیر اثر منفی و معنی‌دار بر ناکارایی داشته است بدین

مفهوم که با افزایش نسبت مصرف کود شیمایی به کل کود مصرفی بر کارایی فنی استان‌ها افزوده خواهد شد. همچنین ضریب منفی متغیر z_2 در تابع ناکارایی حاکی از آن است که کارایی فنی در استان‌هایی که تعداد بهره‌برداران زیادی از ماشین‌آلات جهت تولید پنبه استفاده می‌کنند زیاد می‌باشد. به منظور مقایسه الگوهای متداخل از آزمون LR استفاده گردید. الگوی سوم (الگویی که فرض می‌کند ناکارایی فنی در طول زمان ثابت است) در مقابل الگوهای پنجم، ششم و هفتم (الگوهایی که در آن ناکارایی متغیر در زمان فرض می‌گردد) مورد آزمون قرار گرفت. براساس نتایج آزمون‌های آماری، الگوهای متغیر در زمان به الگوی ثابت در زمان ترجیح داده می‌شوند. بنابراین مطابق نتایج حاصل، کارایی فنی در طول زمان ثابت نبوده و از زمان تأثیر می‌پذیرد.

میانگین کارایی فنی تمامی استان‌ها براساس الگوهای دوازده‌گانه در جدول ۲ ارائه گردیده است. میانگین کارایی فنی از کمینه ۲۳ درصد در الگوی نهم تا بیشینه ۹۰ درصد در الگوی دهم متغیر می‌باشد. حداقل میزان کارایی براساس الگوی اول ۴۳ و حداکثر آن ۱۰۰ درصد است. بنابراین براساس این الگو شکاف بین کارامدترین و ناکارامدترین استان ۵۷ درصد می‌باشد. این مقادیر برای الگوی نهم برابر با ۵ و ۹۸ درصد می‌باشد که این الگو بیشترین شکاف کارایی (شکاف ۹۳ درصدی) را بین استان‌های تولیدکننده پنبه نشان می‌دهد. این تفاوت بین استان‌های مختلف از تخصیص منابع و نهاده‌ها در تولید پنبه حکایت می‌کند. همچنین مقادیر کارایی فنی در الگوهای پنجم و ششم به ترتیب در بازه ۲۵ تا۹۷ و ۲۵ تا ۹۸ درصد قرار دارند.میانگین کارایی محاسبه شده توسط الگوی سوم (۷۱ درصد) تقریباً برابر با کارایی الگوی اول (اثرات ثابت) می‌باشد (۷۰ درصد). الگوی دوم (اثرات تصادفی) کارایی فنی بیشتری را در مقایسه با الگوهای اول و سوم نشان می‌دهد. الگوهای ششم و هفتم کارایی فنی تقریباً یکسانی را نشان می‌دهند. مطابق اکثر الگوهای مورد مطالعه میانگین کارایی فنی استان‌ها در کل کشور بیش از ۴۵ درصد بوده و فقط براساس الگوی نهم کارایی فنی کمتر از این مقدار بوده است. همچنین براساس این جدول الگوهایی که کارایی فنی را متغیر در زمان

فرض می‌کنند، کارایی فنی بیشتری را نسبت به الگوهای ثابت در زمان نشان می‌دهند و بیشترین پراکندگی توزیع کارایی فنی مربوط به الگوهای چهارم، ششم و هفتم می‌باشد وکمترین آن متعلق به الگوی دوازدهم است.

براساس نتایج این جدول، الگوهای اول، سوم، ششم، هفتم، هشتم، نهم و دوازدهم رتبه‌بندی تقریباً یکسانی را برای استان‌ها محاسبه کرده‌اند. مطابق این الگوها استان‌های خراسان، اردبیل و آذربایجان‌شرقی از لحاظ کارایی فنی رتبه‌های اول تا سوم را به خود اختصاص داده‌اند و جزء کاراترین استان‌ها در تولید پنبه کشور می‌باشند. براساس آمار ارائه شده در قسمت مقدمه در طول دوره مورد مطالعه استان خراسان همچنین دارای حداکثر تولید و سطح زیرکشت در بین سایر استان‌ها بوده و مهم‌ترین استان تولیدکننده این محصول در کشور می‌باشد.دو الگوی اول و یازدهم و نیز الگوهای دوم و دوازدهم استان‌های مورد مطالعه را به طور دقیقاً یکسان رتبه‌بندی می‌کنند. برابر الگوهای فوق (حدود ۵۸ درصد الگوها) استان‌های یزد، قم و مازندران از ناکاراترین استان‌های تولیدکننده این محصول می‌باشند. در بین الگوهای مورد مطالعه الگوهای چهارم و پنجم نتایج کاملاً متفاوتی در رتبه‌بندی را نشان می‌دهند به طوری که در الگوی پنجم خراسان به عنوان ناکاراترین استان و استان‌های مازندران و یزد جزء استان‌های کارا در تولید پنبه طبقه‌بندی شده‌اند. الگوی نهم کمترین کارایی فنی را برای تمامی استان‌ها محاسبه کرده است و نیز در این الگو، شکاف کارایی کمتری بین استان‌ها مشاهده می‌شود. الگوی چهارم در بین الگوهای مورد مطالعه بیشترین نوسانات کارایی را در بین استان‌ها نشان می‌دهد.

جدول ۲. میانگین کارایی فنی استان‌های تولیدکننده پنبه طی سال‌های ۹۱-۱۳۷۹

استان	الگوی ۱	الگوی ۲	الگوی ۳	الگوی ۴	الگوی ۵	الگوی ۶	الگوی ۷	الگوی ۸	الگوی ۹	الگوی ۱۰	الگوی ۱۱	الگوی ۱۲
مرکزی	۰/۵۷۲	۰/۶۲۷	۰/۶۰۱	۰/۳۲۶	۰/۶۶	۰/۶۸۱	۰/۶۸۲	۰/۹۳۱	۰/۲۵۹	۰/۹۸۳	۰/۴۹۶	۰/۶۹۹
مازندران	۰/۵۲	۰/۶۵۶	۰/۵۷۱	۰/۲۴۹	۰/۵۷۲	۰/۵۷۵	۰/۵۸۵	۰/۸۲۵	۰/۲۹۱	۰/۹۳۹	۰/۴۴۹	۰/۸۱۷
آذربایجان‌شرقی	۰/۹۱۷	۱	۰/۹۲۲	۰/۶۸۶	۰/۹۴۸	۰/۹۵۷	۰/۹۵۷	۰/۹۰۸	۰/۲۵۳	۰/۹۷۴	۰/۸۹۶	۰/۸۶۲
فارس	۰/۷۰۸	۰/۸۷۲	۰/۸۷۱۶	۰/۵۱	۰/۸۹۴	۰/۹۰۹	۰/۹۰۸	۰/۹۲۸	۰/۲۰۳	۰/۹۸	۰/۶۱۴	۰/۸۶
کرمان	۰/۶۴۱	۰/۸۷۰۳	۰/۶۶۹	۰/۳۹۳	۰/۸۴۱	۰/۸۷۷	۰/۸۷۷	۰/۸۱۳	۰/۲۴۵	۰/۹۳۸	۰/۵۵۴	۰/۸۴۱
خراسان	۱	۰/۸۷۶	۰/۸۹۷	۰/۹۷۲	۰/۹۵۸	۰/۹۶۴	۰/۹۶۴	۰/۸۰۸	۰/۱۸	۰/۸۹	۰/۸۷	۰/۸۷۵
اصفهان	۰/۶۲۷	۰/۶۴۹	۰/۶۴	۰/۴۰۴	۰/۶۸۶	۰/۸۱۶	۰/۸۱۳	۰/۶۹۴	۰/۲۲۴	۰/۸۷۶	۰/۵۴	۰/۸۰۹
سمنان	۰/۸۶۸	۰/۸۰۹	۰/۸۷۹	۰/۴۶۳	۰/۸۸۱	۰/۸۸۸	۰/۸۸۸	۰/۸۴۲	۰/۲۲۵	۰/۹۵	۰/۶۶۴	۰/۸۹
یزد	۰/۴۳۱	۰/۵۳۵	۰/۸۷۱	۰/۲۱۳	۰/۴۶۴	۰/۴۹۸	۰/۴۹۴	۰/۸۲۷	۰/۲۶۷	۰/۹۴۹	۰/۸۷	۰/۶۲۸
تهران	۰/۸۹۴	۰/۹۷۶	۰/۹۰۲	۰/۶۸۵	۰/۹۱۶	۰/۹۳۹	۰/۹۳۳	۰/۸۱۶	۰/۲۷	۰/۷	۰/۸۸۳	۰/۸۴۹
گلستان	۰/۶۸۱	۰/۶۷۱	۰/۶۸۴	۰/۵۹۳	۰/۸۸۱	۰/۸۰۶	۰/۸۰۶	۰/۹۲۴	۰/۲۱۵	۰/۹۷۸	۰/۵۹۲	۰/۸۲۹
اردبیل	۰/۹۳۶	۰/۹۶۸	۰/۹۱۷	۰/۶۰۵	۰/۹۵۷	۰/۹۶۱	۰/۹۶۲	۰/۸۸	۰/۲۴۵	۰/۹۰۲	۰/۸۱۳	۰/۸۵۴
قم	۰/۵۰۴	۰/۵۳۱	۰/۵۱۸	۰/۳۲۷	۰/۵۴۴	۰/۵۴۹	۰/۵۴۵	۰/۶۶۵	۰/۲۲	۰/۸۶۷	۰/۴۳۱	۰/۶۳۶
میانگین	۰/۷۰۸	۰/۷۴۱	۰/۸۱۴	۰/۴۵۷	۰/۸۶۹	۰/۸۷۵	۰/۸۷۵	۰/۸۲۲	۰/۲۳۸	۰/۹۰۲	۰/۶۱۲	۰/۸۷۵۱
انحراف‌معیار	۰/۱۷۷	۰/۱۵۳	۰/۱۵۲	۰/۱۹۸	۰/۱۸۲	۰/۱۷۳	۰/۱۸۳	۰/۱۵۲	۰/۱۱۴	۰/۱۱۶	۰/۱۵۷	۰/۰۹۷
حداقل	۰/۴۳۱	۰/۵۳۱	۰/۴۷۱	۰/۰۹۳	۰/۲۵۱	۰/۲۵۶	۰/۲۵۶	۰/۴۶۳	۰/۰۵۵	۰/۵۴۱	۰/۳۱۴	۰/۴۸۹
حداکثر	۱	۱	۰/۹۲۲	۱	۰/۹۷۲	۰/۹۸۳	۰/۹۸۳	۰/۹۸	۰/۹۸۴	۰/۹۹۷	۰/۸۹۹	۰/۹۴۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

میانگین کارایی فنی استان‌های تولیدکننده پنبه برای سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۱ در جدول ۳ گزارش شده است. چنانچه از این جدول برمی‌آید، براساس الگوهای اول تا سوم، کارایی فنی در طول دوره مورد مطالعه ثابت می‌باشد. براساس تمامی الگوها به جزء الگوی نهم، کارایی فنی در طول دوره مورد مطالعه کاهش یافته است. پراکنش کارایی در الگوهای چهارم و پنجم شبیه یک منحنی U وارونه می‌باشد. در این دو الگو کارایی تا سال ۱۳۸۲ روند صعودی داشته و بعد از آن یک حرکت ملایم کاهنده تا سال ۱۳۹۱ را نشان می‌دهد. مطابق الگوی

هفتم، کارایی فنی در طول زمان روند نزولی داشته است. الگوهای دهم، یازدهم و دوازدهم در تمامی دوره مطالعه نوسانات کمتری را نسبت به الگوهای دیگر داشته است. مطابق اکثر الگوها در سال ۱۳۸۹ افت ناگهانی در کارایی فنی استان‌ها وجود داشته است. احتمالاً یکی از دلایل افت آن در کشور مربوط به خشکسالی در این سال است که مطابق آمار و اطلاعات در سال ۱۳۸۹ ایران یکی از کم باران ترین و خشک ترین سال ها را تجربه نمود.

این سال آبی با پاییزی خشک آغاز گردید و در پایان پاییز، خشکسالی شدید بیش از ۹۷ درصد از مساحت کشور را در بر گرفت. در این فصل، بارندگی در حدود ۱۸/۵ میلی‌متر گزارش شد که در مقایسه با بارش دراز مدت (۶۰ میلی‌متر) بیش از ۳ برابر کاهش را نشان می‌دهد.

جدول ۳. میانگین کارایی فنی استان‌ها در طول سال‌های مورد مطالعه براساس الگوهای دوازده‌گانه

سال	الگوی ۱	الگوی ۲	الگوی ۳	الگوی ۴	الگوی ۵	الگوی ۶	الگوی ۷	الگوی ۸	الگوی ۹	الگوی ۱۰	الگوی ۱۱	الگوی ۱۲
۱۳۷۹	۰/۷۰۸	۰/۸۴۱	۰/۸۱۴	۰/۶۸۹	۰/۸۰۲	۰/۸۸۵	۰/۸۸۵	۰/۸۸۷	۰/۱۶۳	۰/۹۵۱	۰/۶۱۸	۰/۸۶
۱۳۸۰	۰/۷۰۸	۰/۸۴۱	۰/۸۱۴	۰/۴۹۵	۰/۸۲	۰/۸۸۳	۰/۸۸۳	۰/۸۶۱	۰/۱۷۸	۰/۹۳۳	۰/۶۱۳	۰/۸۵۵
۱۳۸۱	۰/۷۰۸	۰/۸۴۱	۰/۸۱۴	۰/۴۹۸	۰/۸۳۱	۰/۸۶	۰/۸۶	۰/۸۳۴	۰/۱۷۸	۰/۸۹۸	۰/۶۱	۰/۸۵۳
۱۳۸۲	۰/۷۰۸	۰/۸۴۱	۰/۸۱۴	۰/۴۹۸	۰/۸۳۵	۰/۸۴۵	۰/۸۴۵	۰/۸۷۹	۰/۱۸۲	۰/۹۳۳	۰/۶۱۸	۰/۸۷۲
۱۳۸۳	۰/۷۰۸	۰/۸۴۱	۰/۸۱۴	۰/۴۹۴	۰/۸۳۲	۰/۸۲۹	۰/۸۲۹	۰/۸۸۵	۰/۱۷۷	۰/۹۱۱	۰/۶۲۸	۰/۸۷۸
۱۳۸۴	۰/۷۰۸	۰/۸۴۱	۰/۸۱۴	۰/۶۸۷	۰/۸۲۱	۰/۸۱۲	۰/۸۱۲	۰/۸۱۵	۰/۱۹۷	۰/۸۷۲	۰/۶۱۹	۰/۸۶۸
۱۳۸۵	۰/۷۰۸	۰/۸۴۱	۰/۸۱۴	۰/۴۹۷	۰/۸۰۳	۰/۸۹۴	۰/۸۹۴	۰/۸۳۷	۰/۲۴۵	۰/۸۹۴	۰/۶۱۱	۰/۸۴۵
۱۳۸۶	۰/۷۰۸	۰/۸۴۱	۰/۸۱۴	۰/۴۶۳	۰/۸۷۸	۰/۸۷۴	۰/۸۷۴	۰/۸۴۲	۰/۲۳۵	۰/۹۲۱	۰/۶۱۴	۰/۸۶۳
۱۳۸۷	۰/۷۰۸	۰/۸۴۱	۰/۸۱۴	۰/۴۴۷	۰/۸۴۹	۰/۸۵۳	۰/۸۵۳	۰/۸۳۸	۰/۲۶۴	۰/۸۸۹	۰/۶۲۵	۰/۸۷۱
۱۳۸۸	۰/۷۰۸	۰/۸۴۱	۰/۸۱۴	۰/۴۲۸	۰/۸۱۷	۰/۸۳۱	۰/۸۳۱	۰/۸۷۶	۰/۳۴۵	۰/۹۳۱	۰/۶۳۳	۰/۸۸۴
۱۳۸۹	۰/۷۰۸	۰/۸۴۱	۰/۸۱۴	۰/۴۰۸	۰/۶۸۸	۰/۷۰۸	۰/۷۰۸	۰/۶۷۱	۰/۲۹۵	۰/۸۷	۰/۵۸۱	۰/۶۹۵
۱۳۹۰	۰/۷۰۸	۰/۸۴۱	۰/۸۱۴	۰/۳۸۷	۰/۶۶۵	۰/۶۸۴	۰/۶۸۴	۰/۸۶۵	۰/۳۴۱	۰/۸۶۷	۰/۶۰۹	۰/۸۳۹
۱۳۹۱	۰/۷۰۸	۰/۸۴۱	۰/۸۱۴	۰/۳۶۶	۰/۶۵	۰/۶۵۸	۰/۶۵۸	۰/۸۰۱	۰/۲۹۷	۰/۸۶۳	۰/۵۸۱	۰/۶۸۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول ۳ حاکی از آن است که در سال‌های ابتدایی دوره مورد مطالعه، کارایی فنی مقادیر بالایی داشته و در سال‌های انتهایی کاهش یافته است به طوری که تفاوت مقادیر کارایی بین سال‌های ابتدایی و انتهایی حتی به مقدار ۲۲ درصد نیز رسیده است (الگوهای ششم، هفتم و هشتم). میانگین نرخ رشد کارایی فنی در دوره مورد بررسی برابر ۰/۰۷- درصد می‌باشد که در این مورد سال‌های ۱۳۸۸ و ۱۳۸۹ با نرخ‌های رشد ۲ و ۸- به ترتیب بیشترین و کمترین نرخ رشد کارایی را داشته‌اند. ذکر این نکته حائز اهمیت است که طی این دوره در حدود هفت سال زراعی به طور متوسط نرخ تغییرات کاهنده‌ای در سطح کارایی رخ داده است. بنابراین مطابق نتایج این جدول و براساس اکثر الگوها کارایی فنی در طول دوره مورد مطالعه کاهش یافته است.

جدول ۴. خودهمبستگی رتبه‌ای کندال بین کارایی فنی الگوهای دوازده‌گانه

	الگوی ۲	الگوی ۳	الگوی ۴	الگوی ۵	الگوی ۶	الگوی ۷	الگوی ۸	الگوی ۹	الگوی ۱۰	الگوی ۱۱	الگوی ۱۲
الگوی۲	۰/۶۹۰ (۰/۰۰۰)										
الگوی۳	۰/۸۳ (۰/۰۰۰)	۰/۸۹ (۰/۰۰۰)									
الگوی۴	۰/۶۲ (۰/۰۰۰)	۰/۴۳ (۰/۰۰۰)	۰/۵۳ (۰/۰۰۰)								
الگوی۵	۰/۸۶ (۰/۰۰۰)	۰/۶۴ (۰/۰۰۰)	۰/۷۲ (۰/۰۰۰)	۰/۶۷ (۰/۰۰۰)							
الگوی۶	۰/۸۳ (۰/۰۰۰)	۰/۶۳ (۰/۰۰۰)	۰/۷۱ (۰/۰۰۰)	۰/۶۵ (۰/۰۰۰)	۰/۹۰ (۰/۰۰۰)						
الگوی۷	۰/۸۳ (۰/۰۰۰)	۰/۶۳ (۰/۰۰۰)	۰/۷۱ (۰/۰۰۰)	۰/۶۵ (۰/۰۰۰)	۰/۹۰ (۰/۰۰۰)	۱/۰۰ (۰/۰۰۰)					
الگوی۸	۰/۰۹ (۰/۰۰۰)	۰/۰۹ (۰/۰۰۰)	۰/۱۳ (۰/۰۰۰)	۰/۲۰ (۰/۰۰۰)	۰/۱۶ (۰/۰۰۰)	۰/۱۷ (۰/۰۰۰)	۰/۱۷ (۰/۰۰۰)				
الگوی۹	-۰/۱۰ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۴ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۷ (۰/۰۰۰)	-۰/۲۵ (۰/۰۰۰)	-۰/۲۴ (۰/۰۰۰)	-۰/۲۶ (۰/۰۰۰)	-۰/۲۶ (۰/۰۰۰)	-۰/۱۳ (۰/۰۰۰)			
الگوی۱۰	-۰/۰۱ (۰/۰۰۰)	۰/۰۳ (۰/۰۰۰)	۰/۰۳ (۰/۰۰۰)	۰/۰۳ (۰/۰۰۰)	۰/۰۵ (۰/۰۰۰)	۰/۰۶ (۰/۰۰۰)	۰/۰۶ (۰/۰۰۰)	۰/۵۶ (۰/۰۰۰)	-۰/۱۱ (۰/۰۰۰)		
الگوی۱۱	۰/۱۶ (۰/۰۰۰)	۰/۶۷ (۰/۰۰۰)	۰/۷۹ (۰/۰۰۰)	۰/۶۶ (۰/۰۰۰)	۰/۷۷ (۰/۰۰۰)	۰/۸۳ (۰/۰۰۰)	۰/۸۳ (۰/۰۰۰)	۰/۱۵ (۰/۰۰۰)	-۰/۱۰ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۳ (۰/۰۰۰)	
الگوی۱۲	۰/۴۹ (۰/۰۰۰)	۰/۵۷ (۰/۰۰۰)	۰/۵۵ (۰/۰۰۰)	۰/۴۲ (۰/۰۰۰)	۰/۵۲ (۰/۰۰۰)	۰/۰۵ (۰/۰۰۰)	۰/۰۵ (۰/۰۰۰)	۰/۲۴ (۰/۰۰۰)	۰/۰۱ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۴۹۵ (۰/۴۲۹)	۰/۶۱ (۰/۰۰۰)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای سنجش همبستگی آماری میان دو متغیر تصادفی از ضریب همبستگی رتبه‌ای کندال استفاده می‌شود. این ضریب یک آماره ناپارامتری بوده و به تای کندال نیز مشهور است. در این مطالعه نیز برای بررسی میزان همبستگی میان انواع کارایی‌های محاسبه شده توسط الگوهای مختلف از این ضریب استفاده شد. همان‌طور که از جدول ۴ بر می‌آید همبستگی کارایی فنی به غیر از الگوی دهم در تمام الگوهای مورد مطالعه از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. همچنین بین کارایی‌های محاسبه شده توسط الگوهای اول تا هفتم همبستگی قوی وجود دارد. ضرایب محاسبه شده نشان می‌دهد همبستگی بسیار قوی بین سطوح کارایی فنی محاسبه توسط الگوهای ششم و هفتم وجود دارد. همچنین همبستگی بسیار قوی بین این دو الگو با الگوی پنجم وجود دارد. اما همان‌طور که انتظار می‌رفت و نیز مطابق نتایج جداول ۲ و ۳ همبستگی کارایی فنی الگوی دهم با بقیه الگوها بسیار ضعیف می‌باشد. همچنین مقادیر این ضریب حاکی از آن است که بین الگوهای اول تا هفتم و الگوی یازدهم همبستگی مثبت و معنی‌دار وجود دارد. بنابراین همبستگی رتبه‌ای دوتایی بین انواع کارایی‌ها نشان می‌دهد که رتبه‌بندی استان‌ها از لحاظ کارایی بستگی زیادی به نوع الگو دارد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در مطالعه حاضر با استفاده از داده‌های پانل برای دوره ۹۱-۱۳۷۹، کارایی فنی محصول پنبه در سیزده استان عمده تولیدکننده این محصول، الگوسازی گردید. بدین منظور دوازده الگوی پارامتریک مطالعه شدند و نتایج مختلف آن براساس داده‌های موجود مورد مقایسه قرار گرفت. از ویژگی‌های تحقیق آنکه هم کارایی در سطح استان‌ها بررسی شد وهم استان‌های تولیدکننده این محصول از لحاظ کارایی فنی براساس داده‌های موجود رتبه‌بندی شدند.

مطابق یافته‌های حاصل، از تمامی نهاده‌های مورد استفاده در تولید پنبه کشور در ناحیه اقتصادی تولید استفاده می‌گردد. همچنین مقدارکشش مقیاس یا کشش کلی تولید حاکی از آن است که استان‌های عمده تولیدکننده این محصول دارای بازدهی نزولی نسبت به مقیاس

می‌باشند. مطالعه و بررسی عوامل موثر بر ناکارایی استان‌های تولیدکننده گویای آن است که با افزایش نسبت مصرف کود شیمیایی به کل کود مصرفی بر کارایی فنی استان‌ها افزوده خواهد شد و همچنین کارایی فنی در استان‌هایی که تعداد بهره‌برداران زیادی از ماشین‌آلات جهت تولید پنبه استفاده می‌کنند، زیاد می‌باشد. مطابق نتایج حاصل میانگین کارایی فنی براساس بیشتر الگوها برابر با ۷۰ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد استان‌های تولیدکننده این محصول می‌توانند با استفاده بهینه از نهاده‌ها تولید پنبه را در کشور حدود ۳۰ درصد افزایش دهند. براساس یافته‌های تحقیق الگوهایی که ناکارایی را متغیر-در-زمان فرض می‌کنند (الگوهای پنجم، ششم و هفتم) به الگوهای ثابت-در-زمان ترجیح داده می‌شوند. براساس اکثر الگوها استان‌های خراسان، اردبیل و آذربایجان‌شرقی از لحاظ کارایی فنی رتبه‌های اول تا سوم را به خود اختصاص داده‌اند و این استان‌ها جزء کاراترین استان‌ها در تولید پنبه کشور می‌باشند. همچنین یافته‌های مربوط به مطالعه کارایی فنی در طول زمان نشان داد که در سال‌های ابتدایی دوره مورد مطالعه، کارایی فنی مقادیر بالایی داشته و در سال‌های انتهایی کاهش یافته است. براساس ضریب همبستگی رتبه‌ای کندال، بین الگوهای اول تا هفتم و الگوی یازدهم همبستگی مثبت و معنی‌دار در رتبه‌بندی استان‌ها وجود دارد.

به طور کلی با توجه به نتایج حاصل از محاسبه کارایی فنی استان‌های تولیدکننده پنبه، به نظر می‌رسد که افزایش تولید پنبه در کشور از طریق بهبود کارایی دور از دسترس نیست بدین مفهوم که با استفاده مطلوب‌تر از نهاده‌های موجود مطابق نتایج اکثر الگوهای مورد مطالعه، می‌توان تولید پنبه را در کشور به میزان ۲۵ درصد بهبود بخشید.

وجود اختلاف بین حداقل و حداکثر کارایی منعکس کننده این واقعیت است که تخصیص بهینه نهاده‌ها و مدیریت مناسب عوامل تولید به میزان زیادی ممکن است. در این خصوص آشنایی بهره‌برداران با اصول و فنون تولید و علمی و نحوه مدیریت صحیح منابع و عوامل تولید، به نظر در حد قابل قبولی نیست. همچنین با وجود همه مشکلات و کاستی‌های موجود الگو قرار دادن استان‌های کارا جهت افزایش تولید امری ضروری است.

با توجه به اینکه استان خراسان براساس اکثر الگوهای مورد مطالعه به عنوان کاراترین استان تولیدکننده این محصول انتخاب گردید و با توجه به این امر که این استان قطب تولید پنبه در کشور می‌باشد بنابراین توصیه می‌گردد در برنامه‌های افزایش تولید پنبه در کشور به این استان توجه خاصی شود. همچنین انتقال تجربیات از استان‌های کارا به استان‌ها ناکارا پیشنهاد می‌گردد. از طرف دیگر لازم است به استان‌های اردبیل و آذربایجان‌شرقی که بعد از خراسان جزء استان‌های کارا می‌باشند توجه ویژه‌ای مبذول گردد. با توجه به این امر که استان اردبیل با دارا بودن آب و هوای مناسب، خاک حاصلخیز و رطوبت مطلوب دارای بهترین شرایط برای کشت و عمل‌آوری پنبه می‌باشد و پنبه تولید شده در پارس‌آباد و دشت مغان این استان جزء بهترین و مرغوب‌ترین محصولات کشور است بنابراین توصیه می‌گردد این استان نیز در استفاده از مواهب‌طبیعی و اعطایی از سوی دولت، به عنوان یکی از شاخص‌های توزیع امکانات و منابع مادی و غیرمادی‌مورد توجه قرار گیرد.

مطالعه عوامل مؤثر بر کارایی فنی نشان داد که با افزایش استفاده از ماشین‌آلات در تولید پنبه‌کارایی فنی استان‌ها نیز افزایش پیدا خواهد کرد، بنابراین افزایش استفاده از ماشین‌آلات و تکنولوژی‌های جدید جهت افزایش تولید پیشنهاد می‌گردد. در نهایت سودمند خواهد بود در مطالعات آتی جهت محاسبه کارایی فنی از الگوی دوازهم که نسخه‌ای تعمیم‌یافته از سایر الگوها می‌باشد، استفاده گردد.

منابع

1. Ahn, S.C., Young, A.E., Lee, Y.H. and Schmidt, P. (2007). Stochastic frontier models with multiple time-varying individual effects. *Journal of Productivity Analysis,* 27(2): 1-12.

2. Aigner, D.J., Lovell, C.A.K. and Schmidt, P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 6: 21-37.

3. Battese, G. E. and Coelli, T. J. (1988).Prediction of firm level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data. *Journal of Econometrics*, 38(3): 387–399.

4. Battese, G. E. and Coelli, T. J. (1995). A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Economics*, 20(2): 325–332.

5. Battese, G. E. and Coelli, T. J. (1992). Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India. *Journal of Productivity Analysis*, 3: 153-169.

6. Behrouz, A.S. and Imami, Meybodi, AS. (2014). Measurement of technical, allocation, economic and productivity of Iran's subsection of agriculture through non-parametric method (with emphasis on watermelon production). *Journal of Agricultural Economics Research*, 6(3): 66-43. (Persian)

7. Chen, Y.-T., Wang, H.-J. (2012). Centered-residuals-based moment tests forstochastic frontier models. *Economic Review*, 31: 625–653.

8. Cornwell, C., Schmidt, P. and Sickles, R.C. (1990). Production frontiers with cross-sectional and time-series variation in efficiency levels. *Journal of Econometrics*, 46: 185-200.

9. Dorandish A.,Kohansaal, M. R., Shah Nushi Salehini, N. and Hossein Zadeh, M. (2013). Survey of technical efficiency of barberry producers in

Southern Khorasan province. *Journal of Agricultural Economics*, 6 (2): 120-101. (Persian)

10. Greene, W. (2005a).Fixed and random effects in stochastic frontier models. *Journal of Productivity Analysis*, 23: 7–32.

11. Greene, W. (2005b).Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model. *Journal of Econometrics*, 126: 269–303.

12. Greene, W.H. (1980). On the estimation of a flexible frontier production model. *Journal of Econometrics*, 13(1):101–115.

13. Greene, W.H. (1990). A gamma distributed stochastic frontier model. *Journal of Econometrics*, 46(1): 141–164.

14. Haeri, A.S. and Asayesh, A.(2009). Study of cotton status in Iran and the world. Office of Statistical Studies and Strategic Studies of the Iranian Textile Industry. (Persian)

15. Hallam, D. and Machado, F. (1995). Efficiency analysis with panel data: A study of Portuguese dairy farms. *European Review of Agricultural Economics*, 23: 79-93.

16. Hosseinpoor, A., Moghadasi, R. and Yazdani, S.(2013). Study of technical efficiency and its effective factors in the industry of glasgowin Kashan. *Two-Letter paper-Exploration of the Facts about the Market*, 30 (1): 56-42. (Persian)

17. Jondrow, J., Lovell, C.A.K., Materov, I.S. and Schmidt, P. (1982). On the estimation of technicalinefficiency in the stochastic frontier production function model. *Journal of Econometrics*, 19(2-3): 233-238.

18. Kumbhakar, S.C. (1987). Production frontiers and panel data: an application to U.S. class 1 railroads. *Journal of Business and Economics Statistics*, 5: 249-255.

19. Kumbhakar, S.C. (1990). Production frontiers, panel data, and time-varying technical inefficiency. *Journal of Econometrics*, 46: 201-212.

20. Kumbhakar, S.C. and Lovell, C.A.K. (2000).Stochastic frontier analysis. Cambridge University Press, Cambridge.

21. Kumbhakar, S.C. and Wang, H.J. (2005).Estimation of growth convergence using a stochastic production function approach.*Economic Letters*, 88: 300-305.

22. Kumbhakar, S.C., Lien, G. and Hardaker, J.H. (2014). Technical efficiency in competing panel data models: a study of Norwegian grain farming. *Journal of Productivity Analysis*, 14(2): 321-337.

23. Lambarraa, F. (2012). The Spanish horticulture sector: a dynamic efficiency analysis of outdoor and greenhouse farms. Selected Paper Prepared for Presentation at the International Association of Agricultural Economists (IAAE) Triennial Conference, Foz do Iguaçu, Brazil, 18-24 August, 2012.

24. Lee, Y.H. and Schmidt, P. (1993). A production frontier model with flexible temporal variation in technical efficiency. Chapter 8, in the Measurement of Productive Efficiency Techniques and Applications, eds., Fried, H., C.A.K.

25. Meeusen, W. and van den Broeck, J. (1977). Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, 18(2):435– 444.

26. Ministry of Jihad-e-Agriculture. (2013). The first volume Agricultural crops Statistics, Deputy Director of Planning and Economics, ICT Center. (Persian)

27. Mohammed, R. and Saghaian, S. (2014). Technical efficiency estimation of rice production in South Korea. Selected Paper Prepared for Presentation at the 2014 Southern Agricultural Economics Association (SAEA) Annual Meetings in Dallas.

28. Pitt, M. and Lee, L.F. (1981).The measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry. *Journal of Development Economics*, 9: 43-64.

29. Richmond, J. (1974). Estimating the efficiency of production. *International Economic Review*, 15(2): 515–521.

30. Schmidt, P. and Lovell, C.A.K. (1979). Estimating technical and allocative inefficiency relative to stochastic production and cost frontiers. *Journal of Econometrics*, 9: 343-366.

31. Schmidt, P. and Sickles, R.C. (1984). Production frontiers and panel data.*Journal of Business and Economic Statistics*, 4: 367-374.

32. Stevenson, R.E. (1980). Likelihood functions for generalized stochastic frontier estimation. *Journal of Econometrics*, 13(1): 57–66.