اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال بیست و سوم، شمارهٔ ۸۹، بهار ۱۳۹۴

تغییرات تکنولوژیکی، آثار مقیاس و رشد بهره‌وری کل عوامل تولید پنبه در ایران

قادر دشتی[۱*]، خدیجه الفی[۲]، محمد قهرمان زاده[۳]، باب اله حیاتی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۱۲/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۱۱/۲۰

چکیده

محصول پنبه یکی از محصولات مهم کشاورزی است که سطح زیر کشت و تولید آن طی سال‌های اخیر در حال کاهش است. آگاهی از روند تغییرات بهره‌وری و اجزای آن (تغییرات تکنولوژیکی، مقیاس، کارایی) می‌تواند در افزایش تولید و بهبود بهره‌وری عوامل تولید پنبه مؤثر واقع شود. لذا مطالعهٔ حاضر جهت بررسی روند تغییرات بهره‌وری عوامل با به‌کارگیری هر دو رهیافت پارامتریک و غیرپارامتریک و با استفاده از داده‌های سری زمانی مربوط به تولید و هزینه محصول پنبه طی سال‌های ۱۳۶۶ – ۸۷ انجام شد. با به‌کارگیری شاخص ترنکوئیست- تیل، رشد سالانهٔ بهره‌وری کل برای دوره زمانی مورد نظر ۱/۷ درصد محاسبه شد. همچنین نتایج برآورد الگوی هزینه نشان داد که بهره‌وری کل عوامل طی سال‌های اخیر به‌طور متوسط سالانه ۱/۵۳ درصد رشد داشته که این رشد عمدتاً ناشی از

۱، ۳ و ۴. دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز e-mail:ghdashti@yahoo.com
*نویسندهٔ مسئول
۲. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

تغییرات تکنولوژیکی بوده است. به این ترتیب، به منظور افزایش بهره‌وری، توسعه فناوری‌های نوین در فرایند تولید پنبه توصیه می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: O47، D24

کلیدواژه‌ها:

پنبه، تغییر بهره‌وری، تغییر تکنولوژیکی، تغییر مقیاس

مقدمه

بهبود بهره‌وری عوامل تولید بخش کشاورزی پیش شرط اساسی برای توسعه اقتصادی بوده و در فرایند توسعه و صنعتی شدن این بخش نقش کلیدی ایفا می‌کند (Ludena, 2010). بهبود بهره‌وری رقابت پذیری بخش کشاورزی را در سطح جهانی افزایش می‌دهد. لذا در طول سالیان گذشته، فرایند توسعه کشاورزی جهان شاهد تبدیل سیستم‌های کشاورزی زمین‌محور به سیستم‌های کشاورزی بهره‌وری محور بوده که از طریق پیشرفت‌های علمی و تکنولوژیکی حاصل گردیده است (Alauddin et al., 2005). امروزه افزایش بهره‌وری به عنوان منبع اساسی جهت افزایش تولید و رشد مطرح می‌باشد، چراکه افزایش تولید از طریق به‌کارگیری بیشتر عوامل تولید از سویی به دلیل کمیابی این عوامل و از سوی دیگر به دلیل وجود قانون بازدهی نزولی با محدودیت مواجه است (Sharma et al., 2007).

در بین محصولات کشاورزی پنبه یکی از مهم‌ترین اقلام تولیدی و صادراتی کشور محسوب می‌شود. با این حال، سطح زیر کشت این محصول از ۱۹۹ هزار هکتار در سال ۱۳۸۰ به ۱۰۵ هزار هکتار در سال ۱۳۸۹ تنزل یافته است (وزارت جهاد کشاورزی، ۱۳۹۰). یکی از دلایل کاهش شدید سطح زیر کشت و تولید پنبه در کشور مسائل اقتصادی این محصول بوده که به معنای مقرون به صرفه نبودن تولید پنبه در مقایسه با تولید دیگر محصولات کشاورزی است (آسایش و حائری، ۱۳۸۸). به عبارتی، مقدار تولید این محصول پاسخگوی هزینه‌های تولیدی آن نیست که شاید بتوان یکی از دلایل این امر را پایین بودن بهره‌وری عوامل تولید این محصول دانست.

طبق گزارشات USDA [1]، در سال ۲۰۱۰ عملکرد پنبه، به عنوان نمادی از شاخص بهره‌وری، در ایران برابر با ۷۶۲ کیلوگرم در هکتار بوده است که در مقایسه با متوسط عملکرد دنیا (۷۶۸ کیلوگرم در هکتار) و کشورهایی نظیر سوریه و ترکیه با عملکرد ۱۳۲۰ کیلوگرم در هکتار رقم پایین‌تری را شامل می‌شود (U S D A, 2010). مطابق آمار موجود، عملکرد محصول پنبه در داخل کشور طی سال‌های ۱۳۶۶ -۸۷ با نوساناتی همراه بوده است (وزارت جهاد کشاورزی، ۱۳۹۰). تغییرات بهره‌وری در واقع اختلاف بین نرخ رشد ستانده و نرخ رشد نهاده کل است؛ یعنی، پس از کسر تأثیر تغییرات نهاده‌ها بر تغییرات تولید، آنچه باقی می‌ماند تأثیر تغییرات بهره‌وری می‌باشد (Jorgenson and Griliches, 1967).

در مورد بهره‌وری و تغییرات آن مطالعات متعددی در داخل و خارج کشور صورت گرفته است. پتنیاک و تانگاولو (Pattnayak and Thangavelu, 2005) از طریق برآورد سیستم هزینه ترانسلوگ، تغییرات اقتصادی و رشد بهره‌وری در صنایع هند را برای دوره زمانی ۱۹۸۱ -۹۸ بررسی کردند. نتایج نشان داد که پس از تغییرات اقتصادی سال ۱۹۹۱، بهره‌وری در بسیاری از صنایع این کشور رشد داشته است. هلویگت و آدامز (Helvoig and Adams, 2009) با کاربرد مدل تولید مرزی به مطالعه رشد بهره‌وری، تغییر تکنولوژیکی و تغییر کارایی در صنعت چوب شمال- غرب آمریکا پرداختند. براساس یافته‌های تحقیق، رشد بهره‌وری در طی دوره زمانی ۱۹۶۸ -۲۰۰۲ قابل توجه بوده و تغییر تکنولوژیکی بیشترین و تغییر مقیاس کمترین تأثیر را در این رشد داشته‌اند، ضمن اینکه تغییر کارایی تأثیر اندک و منفی در رشد بهره‌وری داشته است. ژو و لانسینک (Zhu and Lansink, 2009) تغییرات بهره‌وری عوامل تولید مزارع زراعی و لبنی در سه کشور اروپایی (آلمان، هلند و سوئد) را برای دوره زمانی ۱۹۹۵ -۲۰۰۴ بررسی کردند. نتایج نشان داد متوسط رشد بهره‌وری سالانه مزارع زراعی در دوره زمانی مذکور به ترتیب در آلمان، هلند و سوئد برابر با ۱/۶، ۲/۸ و ۳/۴ درصد بوده و منبع اساسی رشد بهره‌وری مزارع لبنیاتی آلمان و سوئد تغییرات تکنولوژیکی و در هلند تغییر کارایی بوده

1. United States Department of Agriculture

است. مارگونو و همکاران (Margono et al., 2010) با به‌کارگیری یک فرم تابعی انعطاف‌پذیر به تخمین تابع هزینه سیستم بانکی اندونزی برای دوره زمانی ۱۹۹۳ تا ۲۰۰۰ پرداخته و رشد بهره‌وری، تغییرات کارایی، اثرات مقیاس و پیشرفت تکنولوژیکی را بررسی کردند. نتایج نشان داد به دلیل افت کارایی، کاهش بزرگ‌تر بهره‌وری در دوران پس از بحران مشهود است.

مجاوریان (۱۳۸۲) بهره‌وری کل عوامل تولید محصولات گندم، جو، پنبه، برنج و چغندر قند را با استفاده از شاخص مالم کوئیست برای سال‌های ۱۳۶۹ –۷۸ مورد مطالعه قرار داد. نتایج بیانگر آن است که بهره‌وری عوامل تولید برای تمامی محصولات آبی (به جز جو) افزایش یافته و پیشرفت تکنولوژیکی عامل این رشد بوده است. میزان رشد بهره‌وری محصول پنبه در سال‌های مذکور برابر با ۱/۰۱۵ درصد بوده که از این میزان ۱/۱درصد ناشی از پیشرفت تکنولوژیکی بوده است. زارع و همکاران (۱۳۸۴) با استفاده از روش تحلیل فراگیر داده‌ها رشد بهره‌وری کل عوامل تولید زراعت پنبه را در استان‌های کشور در فاصله سال‌های ۱۳۶۲ –۸۰ محاسبه کرده‌اند. نتایج نشان داد که میانگین رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در این دوره مثبت ولی بسیار کم (۰/۸ درصد در سال) بوده است. دشتی و کوپاهی (۱۳۸۸) در ارزیابی عملکرد صنعت گاوداری کشور با محاسبه بهره‌وری جزئی و بهره‌وری کل عوامل تولید، رشد آن‌ها را برای دوره زمانی ۱۳۶۹ –۸۳ مورد مطالعه قرار دادند. بر اساس نتایج به دست آمده، بهره‌وری کل عوامل تولید در طی زمان افزایش یافته و این افزایش به دلیل تغییرات تکنولوژیکی و مقیاس بوده است. دشتی و همکاران (۱۳۸۸) با تجزیه رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در صنعت ایران با استفاده از برآورد تابع هزینه ترانسلوگ و معادلات سهم هزینه نشان دادند بهره‌وری کل به طور متوسط سالانه ۱/۸۴ درصد رشد داشته و سهم تغییر تکنولوژیکی در رشد بهره‌وری کل بیشتر از سهم تغییر مقیاس تولید بوده است. کرباسی و همکاران (۱۳۸۹) روند تغییرات بهره‌وری کل نهاده‌های محصول پنبه ۱۲ استان تولید کننده عمده این محصول را طی دوره زمانی ۱۳۸۷ –۸۶ بررسی کرده و به این نتیجه رسیدند که در دوره مورد مطالعه، رشد بهره‌وری برای کل کشور منفی و در حدود ۰/۰۰۸– درصد بوده است

و نوسان‌های رشد بهره‌وری بیشتر به تغییر تکنولوژیکی مربوط می‌شد. مرور تحقیقات صورت گرفته حاکی از آن است که مطالعه عوامل مؤثر بر تغییرات بهره‌وری بخش کشاورزی به ویژه محصول پنبه عمدتاً با استفاده از رهیافت غیرپارامتریک انجام گردیده است، ازاین‌رو، پرداختن به موضوع ارزیابی روند تغییرات بهره‌وری و اجزای آن در تولید پنبه از رهیافت پارامتریک و مقایسه نتایج حاصل ازآن با مطالعات قبلی می‌تواند درک کامل‌تر و صحیح‌تری از وضعیت تولید این محصول ارائه نماید.

همان‌طور که از مجموعه مطالعات صورت گرفته برمی‌آید، تغییرات بهره‌وری ترکیبی از تغییر تکنولوژیکی، تغییر کارایی و تغییر مقیاس بوده و تغییرات این سه جزء تعیین کننده نرخ رشد بهره‌وری می‌باشد (Sharma et al., 2007). لذا مطالعه روند تغییرات بهره‌وری عوامل تولید محصول پنبه و اجزای آن در طی سال‌های گذشته می‌تواند در شناخت منابع مؤثر در نوسانات بهره‌وری عوامل تولید این محصول تأثیر بگذارد و زارعان را در بهبود وضعیت و اقتصادی نمودن تولید یاری کند. با این بررسی می‌توان میزان و جهت تأثیر هرکدام از این اجزا را در روند تغییرات بهره‌وری مورد بررسی قرار داد و چون هرکدام از این موارد سیاست‌گذاری خاصی را می‌طلبد، امکان سیاست‌گذاری‌های مطلوب و متناسب با روند تغییرات این مؤلفه‌ها در جهت رشد بهره‌وری در تولید این محصول فراهم می‌شود.

مبانی نظری و روش تحقیق

برای محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید شاخص‌های گوناگونی پیشنهاد شده است. شاخص بهره‌وری ترنکوئیست- تیل[1] از شاخص‌هایی است که با توجه به مزایای آن، به ویژه انعطاف‌پذیری، انطباق با توابع تولید و هزینه ترانسلوگ و متغیر بودن سهم نهاده‌ها و محصولات در دوره زمانی مورد نظر، پرکاربردتر می‌باشد. فرم کلی این شاخص به شکل زیر است:

1. Tornqvist-Theil

$$TFP_t = \frac{\prod_{i=1}^{n} \left(\frac{y_i^t}{y_i^0}\right)^{\frac{1}{2}(r_i^o + r_i^t)}}{\prod_{j=1}^{m} \left(\frac{x_j^t}{x_j^0}\right)^{\frac{1}{2}(s_j^o + s_j^t)}} \qquad (۱)$$

در رابطه ۱ صورت کسر بیانگر شاخص مقداری محصول و مخرج آن نشانگر شاخص مقداری نهاده، r_i^o و r_i^t سهم محصول iام از درآمد کل سال پایه و t، y_i^0، y_i^t مقدار محصول iام در سال‌های پایه و t و Π علامت حاصل‌ضرب است. همچنین s_j^o و s_j^t سهم هزینه هر نهاده (x_j) در سال‌های پایه و t سهم از کل هزینه‌های تولید است. متغیر بودن سهم نهاده‌ها و همچنین سهم محصولات در طول دوره مورد محاسبه، شاخص بهره‌وری ترنکوئیست- تیل را قادر به جذب اثرات تغییر قیمت‌ها، تغییر کمیت نهاده‌ها و محصولات و تغییر در مصارف نهاده‌ها در طول دوره می‌نماید، لذا واقعیت‌های اقتصادی فرایند تولید را بهتر و صحیح‌تر منعکس می‌کند (سلامی، ۱۳۷۶).

در رهیافت پارامتریک برای محاسبه تغییرات بهره‌وری و اجزای آن می‌توان از روش تابع تولید، تابع هزینه و یا تابع سود استفاده کرد (Heshmati and Kumbhakar, 2011). با توجه به اطلاعات و داده‌های موجود، در این مطالعه از رهیافت تابع هزینه بهره گرفته شده است. در این راستا سیستم‌های هزینه ترانسلوگ، درجه دوم تعمیم یافته و لئونتیف تعمیم یافته مد نظر قرار گرفت و در نهایت به دلایل تبعیت عمومی قیمت‌ها از توزیع لگ- نرمال[1]، بهره‌گیری از شکل تابعی ترانسلوگ در اکثر مطالعات مربوط به‌بهره‌وری ((دشتی و کوپاهی (۱۳۸۸)، دشتی و همکاران (۱۳۸۸)، پتنیاک و تانگاولو (Pattnayak and Thangavelu, 2005)، کواک و سون (Kwack and Sun, 2005)، شارما و همکاران (Sharma et al., 2007) و حشمتی و کمبهاکر (Heshmati and Kumbhakar, 2011)) و به دلیل سازگاری نتایج حاصل از سیستم هزینه ترانسلوگ با تئوری‌های اقتصادی این سیستم به عنوان سیستم هزینه برتر

1. Log-Normal

انتخاب گردید. به همین دلیل، در ادامه، شکل کلی این تابع به صورت رابطه ۲ ارائه شده است (Christensen et al., 1973):

$$\ln C_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{n}\beta_i \ln p_{it} + \beta_q \ln q_t + \beta_t t + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\beta_{ij} \ln p_{it} \ln p_{jt} + \frac{1}{2}\beta_{qq}(\ln q_t)^2 + \frac{1}{2}\beta_{tt}(t)^2 + \sum_{i=1}^{n}\beta_{iq} \ln p_{it} \ln q_t + \sum_{i=1}^{n}\beta_{it} \ln p_{it} t + \beta_{qt} \ln q_t t \qquad (۲)$$

در رابطه ۲، t بیانگر روند زمانی و متغیرهای p_{it} ، q_t و C_t به ترتیب قیمت نهاده iام، مقدار تولید محصول و هزینه تولید محصول در زمان t را نشان می‌دهند. شرط تقارن برای توابع فوق به‌صورت $\beta_{ij} = \beta_{ji}$ می‌باشد. این تابع باید دارای شرایط خوش رفتاری، همگن از درجه یک نسبت به قیمت نهاده‌ها، مقعر بودن و یکنوا بودن باشد. برای اینکه تابع فوق همگن از درجه یک در قیمت نهاده‌ها باشد باید قیودی به شکل زیر در تابع اعمال شود:

$$\sum_{i=1}^{n}\beta_{ij} = \sum_{j=1}^{n}\beta_{ji} = \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\beta_{ij} = \sum_{i=1}^{n}\beta_{iq} = \sum_{i=1}^{n}\beta_{it} = 0 \qquad \sum_{i=1}^{n}\beta_i = 1 \qquad (۳)$$

برای تأمین شرط مقعر بودن تابع هزینه ترانسلوگ باید ماتریس مشتقات درجه دوم تابع هزینه نسبت به قیمت نهاده‌ها یک ماتریس نیمه معین منفی باشد. این شرط درصورتی تأمین می‌شود که کشش‌های خود قیمتی تقاضا برای تمام مشاهدات دارای مقادیر منفی باشد (Diewert and Wales, 1987). جهت نیل به شرط یکنوا بودن تابع هزینه در قیمت نهاده‌ها لازم است سهم هزینه هر نهاده از کل هزینه تولید به ازای هر نمونه مثبت باشد (Garcia and Randall, 1994). به دلیل تخمین سیستمی توابع هزینه در مطالعه حاضر، باید توابع سهم هزینه را به دست آورد. با استفاده از لم‌شفارد[1] توابع سهم هزینه نهاده‌ها به‌دست می‌آید (Shefard, 1970).

پس از برآورد سیستم هزینه، تغییرات TFP به صورت زیر برآورد می‌گردد:

$$\dot{TFP} = (1 - SE_t)\frac{\partial \ln q_t}{\partial t} - TP_t \qquad (۴)$$

مطابق رابطه ۴، تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید دو منبع قابل تعریف از پارامترهای ساختار هزینه یعنی تغییرات مقیاس (SE_t) و تغییرات تکنولوژیکی (TP_t) را شامل می‌شود

1. Shefard

(Kwack and Sun, 2005). برای محاسبه تغییرات مقیاس، کشش ستانده‌ای هزینه محاسبه می‌گردد که می‌تواند به صورت مشتق هزینه کل نسبت به مقدار ستانده ($SE_t = \frac{\partial \ln C_t}{\partial \ln q_t}$) تخمین زده شود. اگر مقدار SE_t کمتر، مساوی یا بیشتر از یک باشد، واحدهای تولیدی دارای بازده افزایشی، ثابت و کاهشی نسبت به مقیاس را نشان می‌دهند. از طریق سیستم هزینه، تغییرات تکنولوژیکی ($TP_t = \frac{\partial \ln C_t}{\partial t}$) نیز می‌تواند تخمین زده شود. به پیروی از مطالعهٔ بالتاگی و گریفین (Baltagi and Griffin)، پیشرفت تکنولوژیکی زمانی وجود دارد که TP_t منفی باشد و پسرفت تکنولوژیکی نیز زمانی وجود دارد که TP_t مثبت باشد (Margono et al., 2010).

در برآورد سیستم‌های هزینه، قیمت‌های واقعی به‌کار می‌رود. بر این اساس، سال ۱۳۸۳ به عنوان سال پایه در نظر گرفته شد و همچنین از آنجا که در برآورد تابع هزینه از قیمت‌های نسبی استفاده می‌شود، لذا هزینه و قیمت تمامی نهاده‌ها بر قیمت نهاده علفکش تقسیم شد. در سیستم هزینه ترانسلوگ برآورد شده (تابع هزینه به همراه معادلات سهم هزینه)، متغیرهای p_{ko}، p_b، p_m، p_k، q و C به ترتیب قیمت کود شیمیایی (مترمکعب)، قیمت بذر (کیلوگرم)، قیمت ماشین آلات (هر دفعه استفاده)، قیمت نیروی کار (نفر روز کار)، مقدار تولید پنبه (تن) و هزینه تولید محصول را نشان می‌دهند.

به این ترتیب، با توجه به لزوم بهره‌گیری از داده‌های سری زمانی، در مرحله اول بررسی ایستایی سری‌های موجود با استفاده از آزمون دیکی فولر GLS[1] صورت گرفت. در ادامه، جهت برآورد سیستم هزینه تولید پنبه کشور، تابع هزینه ترانسلوگ به همراه معادلات سهم هزینه (برای چهار نهاده کود، بذر، نیروی کار و ماشین آلات) به‌صورت سیستمی و با استفاده از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط زلنر (Zellner, 1962) تخمین زده شد. این روش درصورت وجود همبستگی هم‌زمان بین جملات اخلال در معادلات سهم هزینه و به منظور افزایش کارایی پارامترها به کار گرفته می‌شود (Poonyth et al., 2001). برای اطمینان از

1. Generalized Least Squares

وجود همبستگی هم‌زمان بین جملات اخلال، بروچ و پاگان (۱۹۸۰) آزمونی را برای بررسی قطری بودن ماتریس همبستگی پسماندهای معادلات پیشنهاد نمودند. بر اساس آزمون پیشنهادی آن‌ها، تحت شرایط فرضیه صفر، آماره ضریب لاگرانژ به صورت رابطه ۵ تعریف می‌شود:

$$\lambda = n \sum_{i=2}^{G} \sum_{j=1}^{i-1} r_{ij}^{2} \qquad (۵)$$

$$r_{ij}^{2} = \frac{\delta_{ij}^{2}}{\delta_{ii}\delta_{jj}}$$

این آماره دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی $G(G-1)/2$ می‌باشد و در آن n تعداد مشاهدات، G تعداد معادلات، r_{ij} ضریب همبستگی، δ_{ij} کوواریانس جملات پسماند و δ_{ii}، δ_{jj} واریانس جملات پسماند می‌باشند. در آزمون فوق فرض صفر نشان دهنده صفر بودن تمامی کوواریانس‌ها بوده و فرضیه مقابل بیان می‌کند که حداقل یکی از کوواریانس‌ها غیرصفر می‌باشد (پورابراهیم و ترکمانی، ۱۳۸۶). از آنجا که مجموع سهم‌های هزینه‌ها برابر با یک می‌شود، برآورد مدل با روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط موجب صفر شدن ماتریس واریانس – کوواریانس اجزای اخلال می‌شود. برای جلوگیری از ایجاد این مشکل، یکی از معادلات سهم هزینه در برآورد حذف می‌شود (Poonyth et al., 2001). ضرایب مربوط به معادله سهم هزینه حذف شده با استفاده از شرط همگنی به دست می‌آید. بنابر یافته‌های برنت و وود (Berndt and Wood, 1975)، هر سهم هزینه‌ای می‌تواند حذف شود و درصورتی‌که مدل از ثبات ساختاری برخوردار باشد، نتایج به دست آمده یکسان خواهد بود. در مطالعه حاضر، سهم هزینه مربوط به نهاده نیروی کار کنار گذاشته شد.

آمار و داده‌های مورد نیاز این تحقیق از وزارت جهاد کشاورزی در سال ۱۳۹۰ تهیه شده است. این آمار و اطلاعات مربوط به قیمت و مقدار محصول پنبه و نیز قیمت‌ها و مقادیر نهاده‌های به‌کار رفته در تولید آن، برای دوره زمانی ۱۳۶۶ -۸۷ و برای کل کشور جمع‌آوری شده است.

نتایج و بحث

نتایج مربوط به محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید با استفاده از شاخص ترنکوئیست در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. میزان بهره‌وری کل عوامل تولید محصول پنبه و تغییرات آن در دوره زمانی۱۳۶۶ -۸۷

سال	بهره‌وری کل	نرخ رشد (درصد)	سال	بهره‌وری کل	نرخ رشد (درصد)
۱۳۶۶	۰/۱۵	–	۱۳۷۷	۰/۲۶	-۲
۱۳۶۷	۰/۲۱	۳۹	۱۳۷۸	۰/۲۸	۷
۱۳۶۸	۰/۲۴	۱۵	۱۳۷۹	۰/۲۵	-۱۰
۱۳۶۹	۰/۲۳	-۳	۱۳۸۰	۰/۲۱	-۱۵
۱۳۷۰	۰/۱۹	-۱۹	۱۳۸۱	۰/۲۰	-۲
۱۳۷۱	۰/۱۵	-۱۷	۱۳۸۲	۰/۲۵	۲۲
۱۳۷۲	۰/۲۱	۳۲	۱۳۸۳	۰/۲۱	-۱۴
۱۳۷۳	۰/۲۸	۳۴	۱۳۸۴	۰/۱۷	-۱۸
۱۳۷۴	۰/۳۱	۱۰	۱۳۸۵	۰/۱۹	۹
۱۳۷۵	۰/۲۵	-۱۸	۱۳۸۶	۰/۱۸	-۶
۱۳۷۶	۰/۲۶	۵	۱۳۸۷	۰/۱۶	-۱۱
میانگین سالانه	۰/۲۲	۱/۷			

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مشاهده می‌شود که به طور میانگین میزان بهره‌وری کل عوامل تولید سالانه برابر با ۰/۲۲ بوده است؛ به عبارتی، در ازای به‌کارگیری هر واحد نهاده تجمیع شده، به میزان ۰/۲۲ واحد ستانده به دست آمده است. بالاترین میزان بهره‌وری در سال ۱۳۷۴ برابر با ۰/۳۱ و پایین‌ترین آن مربوط به سال‌های ۱۳۶۶ و ۱۳۷۱ و برابر با ۰/۱۵ بوده است. با توجه به اینکه در محاسبه مقادیر بهره‌وری مقدار ستانده و مقادیر نهاده‌ها وارد گردیده است و با عنایت به اینکه معمولاً تغییرات ستانده تحت تأثیر شرایط آب و هوایی و تغییرات مقادیر و شیوه ترکیب نهاده‌ها تحت تأثیر شرایط اقتصادی نیز قرار دارند می‌توان دریافت که نوسانات عوامل مزبور درمجموع باعث

نوسان مقادیر بهره‌وری در طی سال‌های مورد مطالعه گردیده است. از آنجا که بهـره‌وری یـک جزء مقایسه‌ای است، بررسی میزان رشد آن در طول زمان نسبت به مقـادیر مطلـق آن مـی‌توانـد اطلاعات مفیدتری را به دست دهد. میانگین رشد سالانه بهره‌وری ۱/۷ درصد بـوده کـه حـاکی از رشد بهره‌وری عوامل تولید در طی دوره مورد مطالعه می‌باشد.

در ادامه با بهره‌گیری از رهیافت پارامتریک، جهت برآورد مقادیر تغییـرات بهـره‌وری و اجزای آن از روش هزینه استفاد شد. با توجه به استفاده از داده‌های سری زمانی، قبل از بـرآورد سیستم‌های هزینه، جهت بررسی ایستایی داده‌ها آزمون دیکی فولر GLS[1] صـورت گرفـت کـه نتایج حاصل از آن در جدول ۲ مشاهده می‌شود.

جدول ۲. نتایج آزمون دیکی فولر GLS

متغیر	آماره DF-GLS	مقدار بحرانی
قیمت بذر	-۷۷/۳	-۱۹/۳
قیمت نیروی کار	-۹۱/۴	-۱۹/۳
قیمت کود شیمیایی	-۴۰/۴	-۱۹/۳
قیمت ماشین‌آلات	-۵۵/۳	-۱۹/۳
مقدار تولید	-۹۹/۱	-۹۵/۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به اینکه در این آزمون فرض صفر دلالت بـر وجـود ریشـه واحـد دارد مشـاهده می‌شود که در سطح معنی داری ۵ درصد تمامی متغیرها در سطح ایستا هستند. همـان‌طـور کـه در قسمت مواد و روش‌ها اشاره شد، برای بـرآورد سیسـتم هزینـه فـرم‌هـای تـابعی ترانسـلوگ، درجه دوم تعمیم یافته و لئونتیف تعمیم یافته مـد نظـر قـرار گرفتنـد. نتـایج حاصـل از تخمـین و مقایسه سه الگوی مذکور حاکی از برتری سیستم هزینـه ترانسـلوگ بـه دلیـل معنـی‌داری زیـاد پارامترها و نیز سازگاری نتایج حاصل از آن با تئوری‌های اقتصادی می‌باشـد. در ادامـه، آزمـون قطری بودن برای سیستم برآورد شده صورت گرفت که رد فرضیه صفر نشـان‌دهنـده ناکـارایی

1.Generalized Least Squares

برآوردگرهای تک معادله‌ای و لزوم استفاده از برآوردهای سیستمی بود. نتایج حاصل از برآورد سیستم هزینه ترانسلوگ در جدول ۳ آورده شده است.

جدول ۳. نتایج تخمین سیستم هزینه ترانسلوگ محصول پنبه کشور

پارامتر	آماره t	ضریب	پارامتر	آماره t	ضریب
β_0	۲/۲۶	۳۸/۸۷**	β_{kok}	-۰/۰۸	-۰/۰۰۰۸
β_{ko}	-۱/۴۵	-۰/۲۲	β_{kom}	-۳/۷۵	-۰/۰۱۷***
β_b	۱/۹۵	۰/۵۸*	β_{bm}	-۱/۷	-۰/۰۱۶*
β_m	۱/۲۹	۰/۸۴	β_{bk}	-۰/۵۱	-۰/۰۱۲
β_k	-۱/۱۷	-۰/۲۰	β_{km}	-۳/۴۸	-۰/۱۱۳***
β_q	-۳/۸۷	-۱۲/۰۶***	β_{koq}	۰/۷۴	۰/۰۰۸
β_t	-۷/۷۳	-۱/۳۲***	β_{bq}	-۰/۸۴	-۰/۰۱۸
β_{koko}	۳/۳۵	۰/۰۲۱***	β_{mq}	-۱/۴۶	-۰/۰۷۵
β_{bb}	۱/۰۹	۰/۰۲۶	β_{kq}	۰/۷۱	۰/۰۵۱
β_{mm}	۸/۴۱	۰/۱۸***	β_{tko}	-۳/۷۶	-۰/۰۰۸۲***
β_{kk}	۳/۳۲	۰/۲۵***	β_{tb}	۱/۷۶	۰/۰۰۶۹*
β_{qq}	۴/۱۶	۱/۰۴***	β_{tm}	۰/۷۱	۰/۰۰۲۸
β_{tt}	-۳/۸	-۰/۰۳***	β_{tk}	۱/۰۴	۰/۰۰۷۲
β_{kob}	-۰/۴۴	-۰/۰۰۳	β_{tq}	۱/۷۹	۰/۰۱۶*
R^2		۰/۹۳			

مأخذ: یافته‌های تحقیق ***، ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد

با در نظر گرفتن ضرایب سیستم هزینه ترانسلوگ، روند تغییرات بهره‌وری و اجزای آن یعنی تغییرات تکنولوژیکی و مقیاس با استفاده از رابطه ۴ محاسبه و در جدول ۴ گزارش شد.

جدول ۴. تغییرات بهره‌وری و اجزای آن طی دوره زمانی ۱۳۶۶ -۸۷

سال	تغییرات تکنولوژیکی	تغییرات مقیاس	تغییرات بهره‌وری
۱۳۶۶	-۱/۱۱	-	-
۱۳۶۷	-۱/۱۵	-۰/۰۸	۱/۰۷
۱۳۶۸	-۱/۱۹	-۰/۰۳	۱/۱۵
۱۳۶۹	-۱/۲۲	۰/۰۱	۱/۲۳
۱۳۷۰	-۱/۲۷	۰/۰۰۷	۱/۲۷
۱۳۷۱	-۱/۳۲	-۰/۰۱	۱/۳۰
۱۳۷۲	-۱/۳۶	-۰/۰۹	۱/۲۲
۱۳۷۳	-۱/۳۹	-۰/۱۷	۱/۲۲
۱۳۷۴	-۱/۴۳	-۰/۰۷	۱/۳۵
۱۳۷۵	-۱/۴۷	۰/۱۳	۱/۶۱
۱۳۷۶	-۱/۵۱	-۰/۰۲	۱/۴۸
۱۳۷۷	-۱/۵۵	۰/۰۱	۱/۵۶
۱۳۷۸	-۱/۵۸	-۰/۰۷	۱/۵۰
۱۳۷۹	-۱/۶۲	۰/۰۸	۱/۷۰
۱۳۸۰	-۱/۶۶	۰/۰۶	۱/۷۲
۱۳۸۱	-۱/۷۰	-۰/۰۰۳	۱/۷۰
۱۳۸۲	-۱/۷۴	-۰/۰۹	۱/۶۴
۱۳۸۳	-۱/۷۸	۰/۰۷	۱/۸۶
۱۳۸۴	-۱/۸۲	۰/۰۵	۱/۸۸
۱۳۸۵	-۱/۸۶	-۰/۰۳	۱/۸۲
۱۳۸۶	-۱/۹۰	۰/۰۱	۱/۹۲
۱۳۸۷	-۱/۹۴	۰/۰۲	۱/۹۷
میانگین سالانه	-۱/۵۳۱	-۰/۰۱۱	۱/۵۳۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه که از جدول ۴ مشخص است، میزان بهره‌وری در طی این سال‌ها با روند ملایمی رو به افزایش و بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید تحت تأثیر دو عامل اثرات مقیاس و تغییرات تکنولوژیکی بوده است. منفی بودن نرخ تغییرات تکنولوژیکی در طول زمان نشان می‌دهد که در طول دوره زمانی مورد نظر تابع هزینه مرزی به سمت پایین انتقال یافته و موجب

کاهش هزینه‌ها و در نهایت افزایش بهره‌وری گردیده است. همچنین با در نظر گرفتن رابطه ۴ نیز می‌توان گفت با توجه به منفی بودن نرخ تغییر تکنولوژی در جدول فوق، در طول تمامی این سال‌ها در مجموع، تغییرات تکنولوژیکی اثر مثبت بر رشد بهره‌وری داشته است. بیشترین و کمترین میزان تغییرات تکنولوژیکی در سال‌های ۱۳۷۸ و ۱۳۶۶ و به ترتیب برابر با ۱/۹۴ درصد و ۱/۱۱ درصد بوده است. با عنایت به اینکه در این مطالعه به دلیل فقدان اطلاعات سری زمانی مربوط به نمادهای تغییرات تکنولوژیکی صورت گرفته در تولید پنبه، متغیر روند زمانی به عنوان شاخص تغییرات تکنولوژیکی به کار رفته است، لذا نمی‌توان تأثیر مثبت حاصله را به عامل بذر، روش آبیاری یا سایر عوامل مدیریتی و فنی دخیل در تولید این محصول نسبت داد. نظر به اینکه در رابطه ۴ برای محاسبه تغییرات بهره‌وری، نرخ تغییرات مقیاس بدون هیچ‌گونه تغییری در علامت وارد می‌شود، لذا مثبت بودن آن در برخی از سال‌ها موجب افزایش بهره‌وری شده است. بیشترین تأثیر مثبت تغییرات مقیاس بر تغییرات بهره‌وری در سال ۱۳۷۵ و برابر با ۰/۱۳ درصد بوده که این امر ناشی از وجود بازده صعودی نسبت به مقیاس در تولید پنبه در سال مذکور بوده است. میانگین تغییرات این سه متغیر برای سال‌های مورد مطالعه در انتهای جدول ۴ آمده است.

همان‌طور که جدول ۴ نشان می‌دهد، در محدوده زمانی مورد نظر و به استناد رهیافت اقتصادسنجی، بهره‌وری عوامل تولید به طور میانگین سالانه ۱/۵۳ درصد رشد داشته که این میزان با مقدار به دست آمده از به‌کارگیری روش شاخص (۱/۷ درصد) تا حدود زیادی مطابقت دارد. این رشد ناشی از اثرات مقیاس و تغییرات تکنولوژیکی بوده است، لیکن در تغییرات بهره‌وری، جزء تغییرات تکنولوژیکی سهم بیشتری را به خود اختصاص داده است. نتایج این مطالعه با یافته‌های مطالعهٔ زارع و همکاران (۱۳۸۴) و مجاوریان (۱۳۸۲) تا اندازه زیادی انطباق دارد به گونه‌ای که نتایج این مطالعات نیز نشان‌دهنده افزایش میزان بهره‌وری در تولید پنبه در طول سال‌های مورد نظر بوده است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

یافته‌های تحقیق نشان داد که پیشرفت تکنولوژی تولید در طول زمان از یک سو موجب کاهش نرخ تغییر هزینه تولید در واحدها شده و از سوی دیگر تأثیر مثبتی در بهبود بهره‌وری داشته است، بنابراین، جهت کاهش هزینه‌ها و افزایش بهره‌وری، استفاده از فناوری‌های نوین جدید توصیه می‌شود و انتظار می‌رود که با ترویج نمادهای تکنولوژیکی (از قبیل ماشین‌آلات مدرن، ارقام اصلاح شده و روش‌های جدید آبیاری) بتوان به اقتصادی‌تر شدن فرایند تولید پنبه در کشور کمک نمود. با عنایت به این موضوع که در پژوهش حاضر روند زمانی به عنوان نماد تغییرات تکنولوژیکی در نظر گرفته شد، بنابراین، انجام مطالعه‌ای که در آن تغییرات هرکدام از نمادهای تکنولوژی به صورت مجزا در برآورد تابع هزینه وارد گردد می‌تواند به صورت دقیق نشان دهنده میزان تأثیر هرکدام از این عوامل بر پیشرفت تکنولوژیکی به دست آمده باشد. همچنین با توجه به اینکه مطالعه حاضر از داده‌های سری زمانی مربوط به تولید و هزینه محصول پنبه کشور بهره گرفته شد، لذا شایسته است برای درک بهتر تأثیر مقیاس تولید بر بهره‌وری عوامل، مطالعه‌ای با استفاده از اطلاعات و داده‌های واحدهای تولیدی و مزرعه‌ای در مناطق عمده تولید محصول پنبه صورت گیرد.

منابع

آسایش، آ. و حائری، ع. ۱۳۸۸. بررسی وضعیت پنبه در ایران و جهان، انجمن صنایع نساجی ایران، دفتر مطالعات آماری و راهبردی صنعت نساجی.

پور ابراهیم، ف. و ترکمانی، ج. ۱۳۸۶. بررسی عوامل مؤثر بر تولید ناخالص داخلی بخش صنعت و کشاورزی و چگونگی ارتباط متقابل آنها (محصول مورد بررسی : دانه زیتون و روغن حاصل از آن). مجموعه مقالات ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران. دانشگاه فردوسی مشهد.

دشتی، ق. و کوپاهی، م. ۱۳۸۸. اندازه‌گیری و تحلیل میزان رشد بهره‌وری عوامل تولید در صنعت گاوداری ایران. مجموعه مقالات هفتمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران. دانشگاه تهران.

دشتی، ن. ، یاوری، ک. و صباغ، م. ۱۳۸۸. تجزیه رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در صنعت ایران با استفاده از رهیافت اقتصادسنجی. *فصلنامه اقتصاد مقداری*، ۶ (۱): ۱۰۱ –۱۲۸.

زارع، ا. ، چیذری، ا. و پیکانی، غ. ۱۳۸۴. تحلیل رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در زراعت پنبه ایران. مجموعه مقالات پنجمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران. دانشگاه سیستان و بلوچستان زاهدان.

سلامی، ح. ۱۳۷۶. مفاهیم واندازه‌گیری بهره‌وری در کشاورزی. *مجله اقتصاد کشاورزی وتوسعه*، شماره ۱۸: ۱۷ –۳۲.

کرباسی، ع. ، صبوحی، م. و مرادی، ا. ۱۳۸۹. بررسی تغییرات و همگرایی رشد بهره‌وری تولید پنبه در استان‌های کشور. *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۲ (۲):۹۱ –۱۰۸.

مجاوریان، م. ۱۳۸۲. برآورد شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست برای محصولات راهبردی طی دوره زمانی ۱۳۶۹ –۷۸. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۱۱ (۴۳ و ۴۴): ۱۴۳ –۱۶۲.

وزارت جهاد کشاورزی. ۱۳۹۰. معاونت برنامه ریزی و اقتصادی، بانک اطلاعاتی هزینه تولید محصولات زراعی.

Alauddin, M., Headey, D. and Rao, D. S. P. 2005. Explaining agricultural productivity levels and growth: an International perspective. Working Paper Series, No. 02/2005, CEPA, School of Economics, University of Queensland, Australia.

Berndt, R. E. and Wood, D. O. 1975. Technology, prices, and the derived demand for energy. *The Review of Economics and Statistics*: 259-267.

Christensen, L. R., Jorgenson, D. W. and Lau, L. J. 1973. Transcendental logarithmic production frontiers. *Review of Economics and Statistics*, 55: 28-45.

Diewert, W. E. and Wales, A. J. 1987. Flexible functional form and global curvature conditions. *Econometrica*, 55 (1): 43-68.

Garcia, R. and Randall, A. 1994. A cost function analysis to estimate effect of fertilizer policy on the supply of wheat and corn. *Review of Agricultural Economies*, 16: 215-230.

Helvoig, T. L. and Adams, D. M. 2009. A stochastic frontier analysis of technical progress, efficiency change and productivity growth in the pacific northwest sawmill industry. *Forest Policy and Economics*, 11: 280-287.

Heshmati, A. and Kumbhakar, S. C. 2011. Technical change and total factor productivity growth: The case of Chinese provinces. *Technological Forecasting & Social Change*: 575–590.

Jorgenson, D. W. and Griliches, Z. 1967. The explanation of productivity change. *The Review of Economic Studies*, 34.(3): 249-283.

Kwack, S. Y. and Sun, L. Y. 2005. Economies of scale, technological progress, and the sources of economic growth: case of korea, 1969 -2000. *Journal of Policy Modeling*, 27: 265 -283.

Ludena, C. E. 2010. Agricultural productivity growth, efficiency change and technical progress in latin America and the Caribbean. Working Paper Series, No. IDB-WP 186.

Margono, H., Sharma, S. C. and Melvin, P. D. 2010. Cost efficiency, economies of scale, technological progress and productivity in Indonesian Banks. *Journal of Asian Economics*, 21: 53–65.

Pattnayak, S. S. and Thangavelu, S.M. 2005. Economic reform and productivity growth in Indian manufacturing industries: an interaction of technical change and scale economies. *Economic Modeling,* 22: 601– 615.

Poonyth, D., Vanzyl, J., vink, N. and Kristen, J. 2001. Modeling the south African agricultural production structure and flexibility of input substitution. *Development Southern Africa*, 5: 2-13.

Sharma, S. C., Sylvester, K. and Margono, H. 2007. Decomposition of total factor productivity growth in U.S. states. *The Quarterly Review of Economic and Finance,* 47: 215-241.

Shefard, R. W. 1970. Theory of cost and production function. New Jersey: Princeton University Press.United States Department of Agriculture.

Zellner, A. 1962. An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. *Journal of the American Statistical Association*, 57(28): 348-368.

Zhu, X. and Lansink, A. O. 2009. Determinants of productivity change of crop and dairy farms in Germany, the Netherlands and Sweden in 1995-2004. Contributed Paper Prepared for Presentation at the International Association of Agricultural Economists Conference, August 16-22, 2009, Beijing, China.