بررسی همگرایی در رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی ایران: مطالعه موردی کشت ذرت

مرتضی زنگنه[۱*] و حامد رفیعی[۲]

تاریخ ارسال: ۱۳۹۵/۱۱/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۲/۲۰

چکیده

رشد بهره‌وری از عوامل لازم برای رشد مداوم اقتصاد ملی هر کشور است، به گونه‌ای‌که بیش از نیمی از رشد تولید در اقتصادهای پیشرفته از راه افزایش بهره‌وری تأمین می‌شود.این پژوهش بحث همگرایی در بهره‌وری کل عوامل تولید در زراعت ذرت در ۹ استان، منتخب از تمامی طیف‌های تولیدکننده ذرت کشور به‌نحوی‌که معرف کل کشور باشد، را مورد بررسی قرار داد. این پژوهش در یک دوره شش ساله از سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۶ صورت گرفت. بمنظور اندازه‌گیری رشد بهره‌وری کل عوامل تولید از روش ناپارامتریک تحلیل پوششی داده‌ها استفاده شد. داده‌های موردنیاز از بانک هزینه تولید منابع آماری وزارت جهاد کشاورزی و مرکز آمار ایران گردآوری شد. نتایج این مطالعه نشان دادند که میانگین رشد سالانه بهره‌وری کل عوامل تولید در زراعت ذرت ایران در کل دوره ۱۳۸۶-۱۳۸۰ منفی (۴/۵ درصد) بوده است. این رقم در استان‌های گوناگون متفاوت است. استان فارس بالاترین رقم به مقدار ۱۸/۵ درصد در سال را داشته است و در استان‌های خوزستان، قزوین، کرمان و کرمانشاه منفی بوده است. آزمون‌های همگرایی نشان داد که با وجود این‌که در کوتاه‌مدت رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در استان‌های گوناگون متفاوت است، در بلندمدت این روند در تمامی مناطق همگرا است. بر اساس نتایج این پژوهش پیشنهاد می‌شود سیاست‌های حمایتی دولت از تولید ذرت بمنظور رشد بهره‌وری عوامل تولید مانند توسعه زیرساخت‌ها و خدمات کشاورزی، تخصیص اعتبار یارانه‌ای خرید ماشین‌های کشاورزی و ... به‌صورت یکسان در بین استان‌های موردمطالعه اجرا شود.

طبقه‌بندی JEL: F43 ،Q28 ،R11

واژه‌های کلیدی: ذرت، همگرایی، بهره‌وری کل عوامل تولید، شاخص مالم‌کوئیست.

۱- استادیار گروه مهندسی مکانیزاسیون کشاورزی، دانشکده علوم کشاورزی، دانشگاه گیلان.

۲ -استادیار دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه تهران.

*- نویسنده مسئول مقاله: zanganeh@guilan.ac.ir

پیشگفتار

رشد بهره‌وری از عوامل لازم برای رشد مداوم اقتصاد ملی هر کشور است، به گونه‌ای‌که بیش از نیمی از رشد تولید در اقتصادهای پیشرفته از راه افزایش بهره‌وری تأمین می‌شود (زارع و همکاران، ۱۳۸۷). رشد بهره‌وری به‌صورت تفاوت بین رشد ستانده و رشد نهاده‌های مصرف‌شده تعریف می‌شود و در شرایط محدودیت عوامل تولید مانند آب‌وخاک، مهم‌ترین شیوه برای افزایش تولید در بخش کشاورزی است. افزایش بهره‌وری به مفهوم کاهش هزینه هر واحد محصول و قیمت تمام‌شده آن بوده و درنتیجه توان بخش کشاورزی را در رقابت با دیگر بخش‌های اقتصادی و بازارهای جهانی افزایش می‌دهد (سلامی، ۱۳۷۶).

اهمیت ذرت هم به علت پر محصول بودن و هم به علت قابل‌کشت بودن آن در محدوده‌ای گسترده از شرایط محیطی است. سهم عمده و نقش روزافزون ذرت در تأمین مواد غذایی موردنیاز انسان، دام، طیور و مصارف صنعتی عامل مهم دیگری در توسعه کشت این محصول است. ذرت ازنظر سطح زیر کشت پس از گندم و برنج سومین گیاه زراعی مهم دنیا است، به گونه‌ای‌که در سال ۲۰۰۲ با تولید ۶۰۰ میلیون تن و میانگین عملکرد ۴۲۹۶ کیلوگرم در هکتار، نسبت به برنج و گندم برتری نشان می‌دهد. سطح زیر کشت ذرت در سال زراعی ۶۲-۱۳۶۱ در کل ۷۸۶۱ هکتار با متوسط عملکرد دیم ۲۴۹۸/۳۶ کیلوگرم و عملکرد آبی ۳۹۳۹ کیلوگرم در هکتار بوده است. از این مقدار سطح زیر کشت ۷۰۲۵ هکتار آبی و ۸۳۶ هکتار کشت دیم بوده است. در سال زراعی ۸۵-۸۶ سطح زیر کشت آن به ۳۰۷۰۱۵ هکتار رسید و عملکرد آن در کشت دیم و آبی به‌طور میانگین به ترتیب ۱۳۵۶۳ و ۲۸۷۸۶ کیلوگرم در هکتار گزارش گردیده است (وزارت جهاد کشاورزی، ۱۳۸۶). با افزایش بهره‌وری عوامل تولید می‌توان هزینه تولید را کاهش داد و زمینه‌های افزایش تولید را فراهم نمود. به‌این‌ترتیب انگیزه کافی برای کشاورزان جهت ماندن در عرصه تولید این محصول استراتژیک و هم‌چنین، ورود کشاورزان و سرمایه‌گذاران جدید ایجاد خواهد شد. در صورتی می‌توان به این اهداف نائل گردید که تأثیر سیاست‌های گذشته بر وضعیت این محصول در آن سال‌ها به‌خوبی مطالعه شود و برنامه‌های جدید با اتکا به تجربه‌های گذشته و اصول علمی پایه‌گذاری شود و پیرو آزمون‌وخطاهای همیشگی که گریبان گیر سیاست‌گذاری‌های بخش کشاورزی، نباشد.

تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید را می‌توان ناشی از تغییرات فناوری، کارایی فنی و یا تغییر در مقیاس تولید دانست. ازآنجاکه هر یک از علل فوق دارای منشأ متفاوتی است، بنابراین، در سیاست‌گذاری‌های کشاورزی، که در آن بهبود بهره‌وری عوامل جزو هدف‌ها در نظر گرفته می‌شود، تجزیه و اندازه‌گیری سهم هر یک از علل پیش‌گفته اهمیت دارد (مجاوریان، ۱۳۸۲). حجم شایان‌توجهی از مطالعات رشد بهره‌وری در خارج از کشور با استفاده از شاخص مالم کوئیست انجام

شده است. Shing (1995) با استفاده از شاخص مالم کوئیست رشد بهره‌وری منابع را در چین مطالعه کرد. وی نشان داد که در طول سال‌های ۹۵-۱۹۹۱ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در کشاورزی چین حدود ۷/۸ درصد بوده است.

McCunn and Huffman (2000)، همگرایی بهره‌وری در بین محصولات زراعی و دامی و کل محصولات کشاورزی در ایالات گوناگون آمریکا را موردتوجه قرار دادند. آنان هر دو نوع همگرایی σ (همگرایی در سطح) و ß (همگرایی شرطی یا در نرخ رشد بهره‌وری) را محاسبه کردند. نتایج پژوهش نشان‌دهنده عدم همگرایی σ اما وجود همگرایی ß است. اکبری و مقدسی (۱۳۹۴) نیز از همین روش برای بررسی همگرایی رشد منطقه‌ای بخش کشاورزی در استان‌های ایران استفاده کردند. آن‌ها وجود روند همگرایی نوع بتا بین استان‌های ایران را تائید کردند. Mukherjee and Kuroda (2003) موضوع همگرایی بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی ۱۴ ایالت هند را با استفاده از شاخص تورنوکیست طی سال‌های ۱۹۷۳ تا ۱۹۹۳ موردمطالعه قرار دادند. آنان در ابتدا هیچ شواهدی برای همگرایی σ پیدا نکردند. پس از تقسیم‌بندی ایالت‌های گوناگون بر اساس عملکرد بهره‌وری آن‌ها، ثابت شد مناطقی با بهره‌وری بالا به سمت یک روند واحد در حال تغییرند، اما در ایالت‌هایی با سطح بهره‌وری پایین نوسانات مانع از همگرایی می‌شود. Gutierrez (2005) رابطه‌ای بین رشد بهره‌وری نیروی کار و سرمایه‌گذاری و آموزش به‌عنوان متغیرهای محیطی پیدا کرد. به باور وی بالا رفتن نرخ آموزش و سرمایه‌گذاری موجب رشد سریع‌تر در بهره‌وری خواهد شد. هم‌چنین، وی دریافت گرچه سطح و رشد بهره‌وری در بین کشورها نزدیک شونده نیست، اما در هر کشور نوسانات رشد بهره‌وری به سمت تعادل بلندمدت همگراست. در مطالعه جامعی که به وسیله اکبری و مقدسی (۱۳۹۴) در مورد رشد منطقه‌ای بخش کشاورزی در استان‌های ایران انجام شد، فرضیه وجود همگرایی بین استان‌های ایران بر پایه مدل سولو-سوان موردبررسی قرار گرفت. نتایج پژوهش بالا نشان دادند که هرساله از شکاف موجود در رشد اقتصاد کشاورزی بین استان‌های کشور کاهش می‌یابد. هم‌چنین، وجود همگرایی مطلق در ارزش‌افزوده بخش کشاورزی بین استان‌های کشور به اثبات رسید. در مطالعه دیگری که توسط بنی اسدی و اسفندآبادی (۱۳۹۵) انجام شد، نقش سرریزهای فناوری بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی در دوره ۱۳۹۰-۱۳۵۳ مورد بررسی قرار گرفت. در این مطالعه از مدل خودتوضیح برداری با وقفه‌های توزیعی استفاده شد. بررسی مطالعات گوناگون در حوزه بررسی همگرایی بهره‌وری عوامل تولید حاکی از آن است که تغییرات همگرایی بهره‌وری دارای روند از پیش تعیین‌شده‌ای نیست و تحت تاثیر عوامل گوناگون تغییر می‌کند. بنابراین، ضروری است این موضوع در محصولات گوناگون و در مکان‌های گوناگون مورد مطالعه قرار گیرد.

اصلی‌ترین مناطق تولید ذرت در کشور استان‌های فارس، خوزستان و کرمانشاه هستند. در این مطالعه بمنظور انجام تحلیل رشد بهره‌وری و بررسی همگرایی در رشد بهره‌وری، استان‌هایی انتخاب شد که معرف کل کشور باشد به‌نحوی‌که از استان‌های پیش‌رو مانند فارس، متوسط مانند قزوین و متوسط به پایین ازنظر کشت و تولید ذرت مانند سیستان و بلوچستان در مطالعه استفاده‌شده است. داده‌های موردنیاز در مورد تولید، سطح زیر کشت و مقدار نهاده‌های مصرف‌شده در تولید ذرت از سیستم هزینه تولید محصولات وزارت جهاد کشاورزی و قیمت داخلی ذرت و محصولات رقیب از محل اطلاعات منتشرشده از سوی این وزارت و مرکز آمار ایران استفاده گردید. گرچه بخش زیادی از تغییرات در تولید و سهم مناطق گوناگون در سال‌های ۸۶-۱۳۸۰ مربوط به تغییرات سطح زیر کشت، مصرف سایر نهاده‌ها و عوامل اقلیمی بوده است، اما نمی‌توان تغییرات بهره‌وری و کارایی تولید را نادیده گرفت. علت انتخاب این بازه زمانی وجود داده‌های موردنیاز در پایگاه داده‌ای وزارت جهاد کشاورزی بوده است. در صورت وجود داده در بازه‌های طولانی‌تر امکان انجام تحلیل رشد بهره‌وری برای دیگر پژوهشگران امکان‌پذیر است. اهداف این پژوهش یافتن پاسخ سؤالات زیر است: آیا استان‌های کمتر توسعه‌یافته و با سطح پایین بهره‌وری می‌توانند به استان‌های پیش‌رو در زمینه تولید ذرت برسند؟ رشد بهره‌وری در کدام‌یک از این مناطق سریع‌تر پژوهشگر می‌شود؟ و درنهایت این‌که روند بهبود بهره‌وری در بین استان‌های موردمطالعه حاکی از همگرایی است یا واگرایی؟ شایان‌ذکر است که این موضوع یکی از بحث‌برانگیزترین موضوع‌های رشد اقتصادی است و این مطالعه درصدد پاسخ به سؤالات مطرح‌شده در این بخش است.

مواد و روش‌ها

برای محاسبه رشد بهره‌وری کل، دو روش پارامتری (اقتصادسنجی) و ناپارامتریک پیشنهاد شده است. در روش پارامتری، رشد بهره‌وری بر اساس فن‌های اقتصادسنجی و برآورد تابع تولید، تابع هزینه همراه با تابع تولید، تابع عرضه محصول و تقاضای نهاده‌های همراه تابع سود، برآورد می‌شود (امامی میبدی، ۱۳۷۹). روش پارامتری موردتردید اقتصاددانان قرار دارد، زیرا در آن فرضیات جمع‌پذیری، مشکلات انتخاب فرم تبعی و نقض فروض کلاسیک‌ها برای برآورد ضرایب وجود دارد، اما در روش ناپارامتری نیازی به‌تصریح مدل و فرضیات فوق نیست و اندازه‌گیری با داده‌های اندک امکان‌پذیر است (Arnade, 1994). در روش‌های غیر پارامتریک از یک عدد شاخص یا برنامه‌ریزی ریاضی استفاده می‌شود (حیدری، ۱۳۷۶؛ سلامی، ۱۳۷۶؛ Levin and Lin (1992)؛ Coelli and Nghiem (2001)). در روش برنامه‌ریزی ریاضی، شاخص رشد بهره‌وری بر اساس تابع فاصله[۱]

[۱]- Distance Function

بناشده و با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها محاسبه می‌شود که شاخص به‌دست‌آمده مالم کوئیست نام دارد. در این بخش ابتدا به شاخص‌های عددی گوناگون و سپس به روش ناپارامتری مالم کوئیست و تحلیل پوششی داده‌ها پرداخته می‌شود. ابتدا شاخص بهره‌وری در ساده‌ترین مورد یک نهاده و یک ستانده در نظر گرفته می‌شود، با این فرض که فناوری تولید در دو دوره s و t با $f_s(x)$ و $f_t(x)$ ارائه‌شده باشد. شاخص بهره‌وری در این مورد ساده، نسبت ستانده به نهاده برای دو دوره خواهد بود که در رابطه شماره ۱ بیان‌شده است.

$$TFP_{st} = \frac{y_t / y_s}{x_t / x_s} \quad (۱)$$

که در آن:

TFP_{st}: شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید مالم کوئیست برای دو دوره t و s

y_s: مقدار ستانده مشاهده‌شده در یک بنگاه در دوره s

y_t: مقدار ستانده مشاهده‌شده در یک بنگاه در دوره t

x_t: مقدار نهاده مشاهده‌شده در یک بنگاه در دوره t

x_s: مقدار نهاده مشاهده‌شده در یک بنگاه در دوره s

اگر بنگاه در هر دوره از کارایی فنی برخوردار باشد، سطوح تولید اشاره به تابع تولید دارد (رابطه شماره ۲).

$$y_t = \lambda_t f_t(x_t) \quad 0 \le \lambda \le 1 \quad (۲)$$

که در آن:

$f_t(x_t)$: فناوری تولید در دوره t

اگر $\lambda < 1$ باشد، بنگاه کارا نخواهد بود و اگر $\lambda = 1$ باشد نشان‌دهنده کارایی فنی در تولید است. با جانشینی معادله ۲ در معادله ۱ رابطه شماره ۳ بدست می‌آید.

$$TFP_{st} = \frac{\lambda_t}{\lambda_s} \cdot \frac{f_t(x_t)/x_t}{f_s(x_s)/x_s} \quad (۳)$$

که در آن:

λ: کارایی فنی

شاخص بهره‌وری مالم کوئیست بر اساس توابع فاصله تعریف‌شده است. تولید با استفاده از N نهاده انجام می‌شود. می‌توان فضای $N+1$ بعدی را تصور کرد که بیش‌ترین تولید ممکن در هر سطحی از نهاده‌ها در پوسته این حجم صورت می‌پذیرد. هر تولیدکننده با توجه به مقدار مصرف نهاده‌ها و مقدار محصول بدست‌آمده، در نقطه‌ای از این فضا فعالیت می‌کند و در بهترین شرایط، نقطه فعالیتش روی پوسته این حجم قرار می‌گیرد. اکنون اگر کم‌ترین فاصله این نقطه تا بهترین

مکان ممکن از عدد یک کم شود شاخصی بدست می‌آید که می‌توان از آن در نسبت بهره‌وری استفاده کرد. به‌طورکلی تابع فاصله محصول با توجه به مجموعه محصول $P(x)$ (فضای پیش‌گفته) به‌صورت رابطه شماره ۴ بیان می‌شود.

$$d(x,y)=\min\{\delta:(\frac{y}{\delta})\in P(x)\} \qquad (۴)$$

که در آن:

اگر y متعلق به مجموعه امکانات تولید x باشد $(y\in P(x))$ آنگاه: $d_0(x,y)\le 1$

اگر y روی منحنی امکانات تولید باشد آنگاه: $d_0(x,y)=1$

δ یک کمیت عددی و نشان‌دهنده فاصله تولید واقعی از تولید مرزی است. اگر δ کمینه شود عبارت $\frac{y}{\delta}$ بیشینه خواهد شد. بنابراین تابع فاصله بیش‌ترین تولید ممکن را در یک سطح مشخص از مصرف نهاده‌ها، اندازه‌گیری کرده و نشان‌دهنده کارایی فنی است. در یک فرآیند تولیدی با استفاده از بردار عامل تولید x می‌توان دو محصول y_1 و y_2 را تولید کرد. فناوری تولید را می‌توان برای بردار عامل تولید معین در نمودار دوبعدی شکل (۱) نشان داد. مجموعه قابل‌تولید $P(x)$ عبارت است از ناحیه محاط شده توسط منحنی امکانات تولیدی مرزی $(PPC\text{-}P_{(x)})$ و محورهای y_1 و y_2. مقدار تابع فاصله برای بنگاهی که در نقطه A تولید می‌کند برابر با $d_0=OA/OB$ است. این فاصله، درصورتی‌که امکانات تولید ثابت بماند، معکوس ضریبی است که تولید هر دو محصول می‌تواند به آن مقدار افزایش داده شود. برای نقاط B و C، که بر روی منحنی امکانات تولید قرار دارند، تابع فاصله برابر با یک است.

شاخص مالم کوئیست با استفاده از توابع فاصله به‌صورت رابطه شماره ۵ تبیین می‌شود.

$$M_0(y_s,x_s,y_t,x_t)=[\frac{d_0^s(y_t,x_t)}{d_0^s(y_s,x_s)}.\frac{d_0^t(y_t,x_t)}{d_0^t(y_s,x_s)}]^{1/2} \qquad (۵)$$

که در آن:

M_0: شاخص مالم کوئیست، اگر مقدار $M_0>1$ باشد، نشان می‌دهد که بهره‌وری کل عوامل طی زمان s تا t رشد مثبت دارد.

$d_0^s(y_t,x_t)$: تابع فاصله محصول بر اساس مقدار مصرف نهاده دوره t با استفاده از فناوری دوره s

$d_0^t(y_t,x_t)$: تابع فاصله محصول بر اساس مقدار مصرف نهاده دوره t با استفاده از فناوری دوره t

$d_0^s(y_s,x_s)$: تابع فاصله محصول بر اساس مقدار مصرف نهاده دوره s با استفاده از فناوری دوره t

$d_0^t(y_s,x_s)$: تابع فاصله محصول بر اساس مقدار مصرف نهاده دوره s با استفاده از فناوری دوره t

تابع M_0 را به‌صورت رابطه شماره ۶ نیز می‌توان نشان داد.

$$M_0(y_s,x_s,y_t,x_t)=\frac{d_0^t(y_t,x_t)}{d_0^s(y_s,x_s)}.[\frac{d_0^s(y_t,x_t)}{d_0^t(y_t,x_t)}.\frac{d_0^s(y_s,x_s)}{d_0^t(y_s,x_s)}]^{½} \qquad (۶)$$

در این معادله، کسر خارج از کروشه تغییرات در کارایی فنی را در زمان‌های s و t اندازه‌گیری می‌کند؛ یعنی نسبت کارایی در زمان t به کارایی در زمان s. قسمت داخل کروشه نیز تغییرات فناوری را به‌صورت میانگین هندسی دو دوره s و t اندازه‌گیری می‌کند. بمنظور جلوگیری از انتخاب دلخواهانه دوره زمانی، میانگین هندسی تغییر بهره‌وری شاخص مالم‌کوئیست بین دو زمان t و s با توجه به فنّاوری رایج در زمان t و s به‌صورت رابطه شماره ۷ به‌منظور محاسبه تغییر بهره‌وری این شاخص بکار می‌رود.

روش تحلیل پوششی داده‌ها[۱](DEA) حالت چند محصولی و چندعاملی تولید را به‌صورت ابتکاری به حالت ساده یک عاملی و یک محصولی تبدیل می‌کند. اگر داده‌ها در مورد k عامل تولید و m محصول برای هر یک از n بنگاه وجود داشته باشد، و بازده نسبت به مقیاس ثابت فرض شود، رابطه شماره ۷ قابل‌محاسبه خواهد بود.

$$Max\frac{U^{'}y_i}{V^{'}x_i}=\frac{\text{مجموع وزنی محصول}}{\text{مجموع وزنی عوامل تولید}}$$

$$\frac{U^{'}y_i}{V^{'}x_i}\le 1 \qquad \text{j = 1, 2, …, N} \quad U\ge 0 \quad ,V\ge 0 \qquad (۷)$$

که در آن:

U یک بردار $m\times 1$ شامل وزن‌های محصولات است

V یک بردار $k\times 1$ شامل وزن‌های عوامل تولید است

$u^{'}$ و $v^{'}$ ترانسپوزه u و v است.

ماتریس x یک ماتریس $k\times n$ از عوامل تولید و ماتریس y یک ماتریس $m\times n$ از محصولات است. این دو ماتریس نشان‌دهنده تمامی داده‌های مربوط به n بنگاه خواهد بود. هم‌چنین، ازآن‌جا که این مدل غیرخطی و محدب است برای برطرف کردن این مشکل مخرج کسر مساوی با یک قرار داده می‌شود، در ضمن محدودیت $vx_i=1$ به‌عنوان قید دیگری به مدل اضافه می‌شود.

$$Max \quad \mu^{'} \quad y_i \quad i=1,...,N$$
$$V^{'}x_i=1$$
$$\mu^{'}y_i-x_i\le 0 \quad \mu\ge 0 \quad ,v\ge 0 \qquad (۸)$$

[۱] -Data Envelopment Analysis

الگوی بالا با کمک برنامه‌ریزی خطی حل‌شدنی است. دراین‌باره می‌توان از تبدیل دوگان و محاسبات آن نیز بهره گرفت. استفاده از برنامه‌ریزی خطی برای حل مسئله دوگان به معنی نیاز به قیود کم‌تر نسبت به روش اولیه است. فرم دوگان درواقع مقدار کارایی فنی را برای هر بنگاه را به تفکیک ارائه می‌کند.

در بررسی بهره‌وری بین مناطق گوناگون این امکان وجود دارد که متغیر مزبور، تحت تأثیر عوامل برون‌زایی قرار گیرد که در هر منطقه متفاوت است. به‌عنوان‌مثال، شرایط گوناگون اقلیمی در استان‌های گوناگون باعث رشد متفاوت در رشد بهره‌وری بین مناطق گوناگون خواهد شد. اگر تأثیر چنین متغیرهای برون‌زایی شدید و بلندمدت باشد، حتی در دوره زمانی طولانی نیز همگرایی در بهره‌وری عوامل تولید به وجود نخواهد آمد. با توجه به متفاوت بودن متغیرهای برون‌زا (محیطی) در استان‌های گوناگون کشور، در این مطالعه پس از محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید در هر استان در طول سال‌های موردبررسی، به موضوع همگرایی آن‌ها توجه خواهد شد.

آزمون‌های همگرایی در الگوهای با داده‌های پانل، موضوعی جدید و درحال‌توسعه است. اغلب مطالعات اخیر آزمون ریشه واحد را با استفاده از روش پیشنهادی Levin and Lin (1992) and (2002) انجام می‌دهند. Bernard and Jones (1996) با غیر صفر در نظر گرفتن جمله مستقل این روش را توسعه دادند. Levin and Lin (1992) رابطه‌ای جدید را برای آزمون ریشه واحد در داده‌های پانل پیشنهاد کردند که در رابطه شماره ۹ نشان داده‌شده است.

$$\ln \hat{TFP}_{i,t} = \rho \ln \hat{TFP}_{i,t-1} + \mu_i + \vartheta_{i,t} \qquad (۹)$$

که در آن:

$$\vartheta_{i,t} \sim iid(0, \sigma_\theta^2)$$

$\mu_i \sim iid(\mu, \sigma_\mu^2)$ است.

همانند Levin and Lin فرض می‌شود $E(\mu_i \vartheta_{i,t}) = 0$ همواره برقرار است.

فرضیه عدم در آزمون عبارت است از $H_0 : \rho = 1$ که در مقابل $H_1 : \rho < 1$ ارزیابی می‌شود. این فرضیات برای همگرایی کل مناطق تولیدی مورداستفاده قرار می‌گیرد. به بیان دیگر، رد یا پذیرش این فرضیات به معنی همگرایی کلی در بهره‌وری بین استان‌ها است. توزیع آماری به‌صورت مجانبی نرمال است. بنابراین، می‌توان برای محاسبه سطح معنی‌داری فرضیه، از آماره t استفاده کرد. فرض همگنی در آزمون همگرایی داده‌های پانلی به‌وسیله افرادی مانند Im et al (1997)، Harris and Tzavalis (1999) و Hardi (2000) موردانتقاد قرار گرفت. Levin and Lin (2002) الگوی اخیر را ترمیم کردند، به گونه‌ای‌که در آن جزء اخلال دارای توزیع مستقل در بین مناطق است (رابطه شماره ۱۰).

$$\Delta y_{i,t} = \delta_{i,t} y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{i,L} \Delta y_{i,t-L} + \alpha_{0L} + \alpha_{0L} t + \varepsilon_{i,t} \qquad (۱۰)$$

الگوی بالا سازگار با آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) است. تعداد وقفه‌ها می‌تواند در بین مناطق گوناگون متفاوت باشد، اما در بسیاری از مطالعات، آن را برای تمام واحدها یکسان در نظر می‌گیرند ($P_i=P_l=P$). فرضیه عدم در آزمون عبارت است از $H_0 : \delta = 0$ که در مقابل $H_1 : \delta < 0$ ارزیابی می‌شود.

نتایج و بحث

در جدول شماره ۱ میانگین رشد بهره‌وری کل عوامل تولید، کارایی فنی، کارایی فناوری، کارایی فنی خالص و کارایی مقیاس در زراعت ذرت در استان‌های گوناگون در دوره ۱۳۸۶-۱۳۸۰ آورده شده است. با استفاده از نتایج این جدول می‌توان در سال‌های گوناگون روند تغییرات هر یک از کارایی‌ها و سهم آن‌ها در توجیه روند کاهشی یا افزایشی بهره‌وری کل عوامل تولید مشاهده و تفسیر کرد.

همان گونه که در جدول شماره ۱ نشان داده‌شده است، میانگین رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در زراعت ذرت ایران در طول این دوره صفر درصد بوده است. این بدان معناست که در عمل در شش سال منتهی به سال ۱۳۸۶ بهره‌وری کل عوامل تولید تغییر محسوس و فراوانی نداشته است. بهره‌وری کل در سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۸۱ رشد قابل قبولی در مقایسه با سایر سال‌های این دوره از خود نشان می‌دهد. تجزیه رشد بهره‌وری کل به شاخص‌های بهره‌وری چندگانه باهدف تفسیر بهتر چگونگی تغییر در بهره‌وری کل عوامل تولید صورت گرفته است. با توجه به نتایج بدست‌آمده، تغییر کارایی فنی سهمی در رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در کل دوره نداشته است. در سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۸۱ تغییر فناوری به‌طور میانگین ۸/۹ درصد رشد داشته است. در بقیه سال‌های این دوره تغییر فناوری در کل کشور فراوان نبوده است، به‌جز تغییر اندکی که در دوره ۱۳۸۴-۱۳۸۳ در کارایی فنی خالص رخداده است، تغییری محسوس مشاهده نمی‌شود. این در حالی است که در مطالعه‌ای که به وسیله بنی اسدی و اسفندآبادی (۱۳۹۵) انجام شد، رابطه بلندمدت میان فناوری و بهره‌وری کل بخش کشاورزی به اثبات رسید. تغییر کارایی مقیاس در طول دوره روند تقریباً ثابتی را دنبال می‌کند. به‌این‌ترتیب، با مشاهده هر یک از کارایی‌ها و تأثیرشان در رشد بهره‌وری کل در دوره موردمطالعه می‌توان گفت رشد ۹/۹ درصدی در سال ۱۳۸۲-۱۳۸۱ به دلیل تغییر فناوری بوده است. در سال ۱۳۸۳-۱۳۸۲ تغییر کارایی مقیاس و تغییر فناوری باعث ۶/۳ رشد در بهره‌وری کل عوامل تولیدشده است.

نتایج در استان‌های گوناگون متفاوت است. در استان اصفهان سهم سالانه تغییر فناوری در رشد بهره‌وری کل بیش‌تر از سایر کارایی‌ها بوده است. تغییر بهره‌وری کل استان ایلام در کل دوره به‌طور میانگین ۲/۷ درصد است که به دلیل رشد فناوری بوده و در دیگر کارایی‌ها تغییر صورت نگرفته است. بهره‌وری کل عوامل تولید در استان خوزستان هیچ‌گونه تغییری از خود نشان نمی‌دهد. استان سیستان و بلوچستان دارای ۲/۲ رشد در بهره‌وری کل است که سهم کارایی‌هایی فنی و مقیاس یکسان بوده و رشد فناوری سهمی بیش‌تر را به خود اختصاص داده است. استان فارس بیش‌ترین رشد بهره‌وری کل را در بین استان‌های گوناگون داراست. رشد ۱۸/۵ درصدی آن به گونه مستقیم به دلیل رشد فناوری در این استان است. استان قزوین، کرمان و کرمانشاه هیچ رشدی در بهره‌وری کل عوامل تولید نداشته‌اند. میانگین رشد سالانه بهره‌وری کل عوامل تولید در زراعت ذرت استان همدان ۴/۳ بوده که ناشی از رشد مثبت فناوری است.

در این مطالعه پس از محاسبه ناپارمتریک[۱] TFP برای هرسال و هر استان که نتایج آن در قسمت قبل ارایه شد، فاصله رشد بهره‌وری هر استان در هرسال از میانگین نُه استان در آن سال اندازه‌گیری شد و به‌جای متغیر $\ln \hat{TFP}_{i,t}$ قرار داده شد، تا به‌این‌ترتیب مقدار ρ برآورد شود. به این منظور، از دو معادله مهم در بحث آزمون همگرایی استفاده شد. اولین آزمون رابطه (۹) است. دومین آزمون که کامل‌تر و معمول‌تر است، آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته است. در این روش می‌توان هم متغیر روند را وارد مدل کرد و هم جزء اخلال‌ها باهم رابطه‌ای نخواهند داشت. همان‌گونه که پیش‌تر بیان شد، در روش اخیر چنانچه $\delta_{i,t}$ برابر صفر شود (فرض صفر)، آنگاه همگرایی وجود نخواهد داشت، اما چنانچه این پارامتر کوچک‌تر از صفر (فرض مقابل) شود، همگرایی پذیرفته خواهد شد، به عبارت دقیق‌تر عدم همگرایی رد خواهد شد. در ادامه نتایج هر دو روش ارایه شده است. جدول ۲ و ۳ به ترتیب آزمون‌های همگرایی را با استفاده از روابط (۹) و (۱۰) برای ذرت نشان می‌دهد.

در جدول، مطابق نتایج مدل Levin and Lin (1992)، ضرایب تخمینی در حضور روند و بدون حضور روند معنی‌دار نشدند. معنی‌دار نشدن آزمون همگرایی به مفهوم واگرایی در رشد بهره‌وری استان‌های منتخب در دوره موردمطالعه بوده است. در این آزمون هم‌چنین، همگرایی مشخصی در تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید در بلندمدت مشخص می‌شود که در یک درصد هم معنی‌دار است، لذا درنهایت با آزمون وقفه‌های متفاوت در آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته (ADF) شواهدی بر وجود همگرایی بلندمدت ثابت می‌شود. در مطالعه‌ای مشابه که به وسیله بنی اسدی و اسفندآبادی (۱۳۹۵) انجام شد، رابطه بلندمدت میان فناوری و بهره‌وری کل بخش کشاورزی تائید شد و

---

[۱]- Non-Parametric

پیشنهاد شد توانایی جذب علم و فناوری خارجی در بخش کشاورزی از راه آماده کردن شرایط لازم برای ورود این عوامل به ایران افزایش یابد.

نتیجه‌گیری

در این مطالعه موضوع همگرایی در بهره‌وری کل عوامل تولید محصول ذرت در ۹ استان مدنظر بوده است. انتخاب استان‌ها به نحوی صورت گرفته است که مناطق گوناگون تولید ذرت ازنظر سطح فنّاوری تولید و بهره‌وری را پوشش داده باشد و معرف کل کشور باشد. نهاده‌های تولید شامل سطح زیر کشت، بذر، کود شیمیایی، نیروی کار، ماشین‌های کشاورزی، سموم شیمیایی و کود دامی است. دوره زمانی موردمطالعه سال زراعی ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۶ بوده است. برای اندازه‌گیری رشد بهره‌وری از روش ناپارامتری مالم کوئیست استفاده گردید. بر اساس نتایج بدست‌آمده، متوسط رشد سالانه بهره‌وری کل عوامل تولید در زراعت ذرت ایران در کل دوره ۱۳۸۰-۱۳۸۶ منفی (۴/۵ درصد) بوده است. این رقم در استان‌های گوناگون متفاوت است. بالاترین رقم را استان فارس به مقدار ۱۸/۵ درصد در سال داشته است و در استان‌های خوزستان، قزوین، کرمان و کرمانشاه منفی بوده است. آزمون‌های همگرایی نشان دادند که در کوتاه‌مدت، رشد بهره‌وری در مناطق و استان‌های گوناگون متفاوت است، اما در بلندمدت این روند در کل استان‌ها همگراست. با توجه به نتایج بدست‌آمده لازم است تا مؤلفه‌های رشد بهره‌وری (تغییرات فناوری و تغییر در کارایی) در استان‌های موردبررسی، افزایش یابد. یکی از مهم‌ترین راهکارهای سیاستی در بهبود فناوری در استان‌هایی که با این مشکل روبه‌رو بودند، کاهش استفاده از ماشین‌آلات فرسوده بمنظور جلوگیری از هدر رفت محصولات است. هم‌چنین، بمنظور بهبود کارایی در استان‌هایی که با ضعف کارایی روبه‌رو بوده‌اند، استفاده از روش‌های نوین عملیاتی و هم‌چنین، استفاده مناسب و بهینه از ترکیب نهاده‌های کشاورزی خواهد بود. هم‌چنین، با توجه به نتایج بدست‌آمده از آزمون‌های همگرایی، ازآن‌جایی‌که در بلندمدت روند رشد بهره‌وری در همه استان‌های موردمطالعه همگرا بوده است پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاری‌های توسعه زراعت ذرت به‌صورت یکسان برای استان‌های موردبررسی اجرا شود. سیاست‌های حمایتی دولت از تولید ذرت به‌منظور رشد بهره‌وری عوامل تولید مانند توسعه زیرساخت‌ها و خدمات کشاورزی، تخصیص اعتبار یارانه‌ای خرید ماشین‌های کشاورزی و ... بایستی به‌صورت یکسان در بین استان‌های موردمطالعه اجرا شود. در پایان پیشنهاد می‌شود در مطالعات بعدی اندازه‌گیری بهره‌وری زراعت ذرت در یک دوره زمانی طولانی‌تر انجام گیرد تا نوسانات کوتاه‌مدت تعدیل شود.

منابع

- اکبری پیرمومن سرایی، ا و مقدسی، ر. (۱۳۹۴). بررسی همگرایی رشد منطقه ای بخش کشاورزی در استان‌های ایران. مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی. سال هفتم. شماره ۱. ۱۷۳-۱۹۰.

- امامی میبدی، ع. (۱۳۸۰). اصول اندازه گیری کارایی و بهره‌وری (علمی-کاربردی). موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران.

- بنی اسدی، م و جلالی اسفندآبادی، س.ع. (۱۳۹۵). تحلیل اثر سرریزهای تکنولوژی بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی ایران. سال سی ام. شماره ۲. ۱۱۷-۱۲۶.

- حیدری، خ. (۱۳۷۷). بهره‌وری کل عوامل تولید گندم در استان مرکزی. مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه. شماره ۲۸. ۱۳۷-۱۵۸.

- زارع، ا. چیذری، ا و پیکانی، غ. (۱۳۸۷). کاربرد روش تحلیل فراگیر داده‌ها در تحلیل رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در زراعت پنبه ایران. مجله علوم آب و خاک. سال دوازدهم. شماره ۴۳. ۲۲۷-۲۳۶.

- سلامی، ح. (۱۳۷۶). مفاهیم و اندازه گیری بهره‌وری در کشاورزی. مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه. شماره ۱۸. ۷-۳۱.

- مجاوریان، م.(۱۳۸۲). برآورد شاخص بهره‌وری مالم کوئیست برای محصولات راهبردی طی دوره زمانی(۱۳۶۹-۱۳۷۸). مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه. شماره ۴۳ و ۴۴. ۱۴۳-۱۶۲.

- وزارت جهاد کشاورزی. ۱۳۸۷. آمارنامه کشاورزی. دفتر آمار و فناوری اطلاعات وزارت جهاد کشاورزی. تهران.

Refrences

- Arnade. C.A. (1994). Using data envelopment analysis to measure international agricultural efficiency and productivity. In: Technical Bulletin No. 1831, United States Department of Agriculture, Economic Research Service, Washington DC.

- Bernard. A. & Jones. C.I. (1996). Productivity across industries and countries: time series theory and evidence. Rev. Econ. Stat. 78. 135-146.

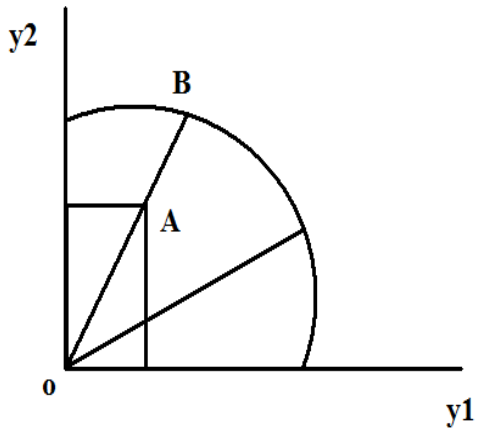
- Gutierrez, L. (2005). Why is agricultural labor productivity higher in some countries than others?. Agricultural Economic Review. 3: pp. 58-78.

- Hardi. K. (2000). Testing for stationary in heterogeneous panel data. J. Econometrics 3. 148-161.

- Harris. R.D.F. & Tzavalis. E. (1999). Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed. J. Econometrics. 91. 201-226.

- Im. K. Pesaran. H. & Shin. Y. (1997). Testing for unit roots in heterogeneous panels. Manuscript. University of Cambridge, Cambridge.
- Levin. A. & Lin. C.F. (1992). Unit Root Tests In Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties. Working Paper. University of California, San Diego.
- Levin. A. and Lin. C.F. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. J. Econometrics 108. 1-24.
- McCunn. A. & Huffman. W.E. (2000). Convergence in US productivity growth for agriculture: implications of interstate research spillover for funding agricultural research. Amer. J. Agr. Econ. 28. 370-388.
- Mukherjee. A.N. & Kuroda. Y. (2003). Productivity growth in Indian agriculture: is there evidence of convergence across state?. Agricultural Economics. 29. 43-53.
- Nghiem. H.S. & Coelli. T. (2001). The effect of incentive reforms upon productivity: Evidence from the Vietnamese rice industry. CEPA Working papers, 3, 2001, School of Economics Studies, University of New England, Armidale, Australia.
- Shing. C.Y. (1995). Productivity growth, technical progress and efficiency change in Chinese agriculture. J. of Comparative Econ. 21. 207-229.

پیوست‌ها



شکل ۱- تابع فاصله‌ای محصول و مجموعه امکانات تولید

جدول ۱- میانگین رشد بهره‌وری کل عوامل تولید، کارایی فنی، کارایی فناوری، کارایی تکنیکی خاص و کارایی مقیاس در زراعت ذرت در استان‌های گوناگون در دوره ۱۳۸۰-۱۳۸۶

سال		اصفهان	ایلام	خوزستان	سیستان و بلوچستان
۱۳۸۱-۱۳۸۰	تغییر در کارایی فنی	۰/۹۸۷	۰/۹۹۶	۱/۰۰۰	۱/۰۶۳
۱۳۸۲-۱۳۸۱		۱/۰۰۳	۰/۹۹۶	۱/۰۰۰	۰/۹۵۶
۱۳۸۳-۱۳۸۲		۰/۹۹۵	۱/۰۳۹	۱/۰۰۰	۰/۹۶۷
۱۳۸۴-۱۳۸۳		۰/۹۹۰	۰/۹۶۰	۱/۰۰۰	۱/۰۴۹
۱۳۸۵-۱۳۸۴		۱/۰۰۶	۰/۹۷۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
۱۳۸۶-۱۳۸۵		۰/۹۵۹	۱/۰۷۴	۱/۰۰۰	۰/۹۸۷
۱۳۸۱-۱۳۸۰	تغییر در فناوری	۱/۰۱۰	۱/۱۶۸	۱/۰۴۳	۱/۲۴۰
۱۳۸۲-۱۳۸۱		۱/۰۱۴	۱/۰۰۷	۱/۱۰۵	۱/۰۰۷
۱۳۸۳-۱۳۸۲		۱/۰۰۱	۰/۹۷۸	۱/۶۷۹	۱/۰۰۰
۱۳۸۴-۱۳۸۳		۱/۱۵۰	۱/۰۲۰	۰/۷۳۲	۰/۹۹۶
۱۳۸۵-۱۳۸۴		۰/۹۹۵	۱/۰۰۳	۰/۰۰۰	۱/۰۰۷
۱۳۸۶-۱۳۸۵		۱/۰۳۲	۰/۹۹۶	۰/۰۰۰	۰/۸۹۶
۱۳۸۱-۱۳۸۰	تغییر در کارایی تکنیکی خالص	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
۱۳۸۲-۱۳۸۱		۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
۱۳۸۳-۱۳۸۲		۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
۱۳۸۴-۱۳۸۳		۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
۱۳۸۵-۱۳۸۴		۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
۱۳۸۶-۱۳۸۵		۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
۱۳۸۱-۱۳۸۰	تغییر در کارایی مقیاس	۰/۹۸۷	۰/۹۶۶	۱/۰۰۰	۱/۰۶۳
۱۳۸۲-۱۳۸۱		۱/۰۰۳	۰/۹۹۶	۱/۰۰۰	۰/۹۵۶
۱۳۸۳-۱۳۸۲		۰/۹۹۵	۱/۰۳۹	۱/۰۰۰	۰/۹۶۷
۱۳۸۴-۱۳۸۳		۰/۹۹۰	۰/۹۶۰	۱/۰۰۰	۱/۰۴۹
۱۳۸۵-۱۳۸۴		۱/۰۰۶	۰/۹۷۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
		۰/۹۵۹	۱/۰۷۴	۱/۰۰۰	۰/۹۸۷
۱۳۸۱-۱۳۸۰	تغییر در بهره‌وری کل	۰/۹۹۷	۱/۱۲۹	۱/۰۴۳	۱/۳۱۸
۱۳۸۲-۱۳۸۱		۱/۰۱۷	۱/۰۰۳	۱/۱۰۵	۰/۹۶۳
۱۳۸۳-۱۳۸۲		۰/۹۹۵	۱/۰۱۷	۱/۶۷۹	۰/۹۶۷
۱۳۸۴-۱۳۸۳		۱/۱۳۹	۰/۹۷۹	۰/۷۳۲	۱/۰۴۵
۱۳۸۵-۱۳۸۴		۱/۰۰۱	۰/۹۷۳	۰/۰۰۰	۱/۰۰۶
۱۳۸۶-۱۳۸۵		۰/۹۸۹	۱/۰۷۰	۰/۰۰۰	۰/۸۸۴

ادامه جدول ۱

سال		فارس	قزوین	کرمان	کرمانشاه	همدان	کل کشور
۱۳۸۱-۱۳۸۰	تغییر در کارایی فنی	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۴	۱/۰۰۰	۱/۰۰۳	۱/۰۰۴
۱۳۸۲-۱۳۸۱		۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۸۸	۱/۰۰۰	۰/۹۴۳	۰/۹۸۷
۱۳۸۳-۱۳۸۲		۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۲۲	۰/۹۱۶	۱/۰۵۸	۰/۹۵۵
۱۳۸۴-۱۳۸۳		۱/۰۰۰	۰/۹۸۵	۰/۹۹۹	۱/۰۹۲	۱/۰۰۱	۱/۰۰۸
۱۳۸۵-۱۳۸۴		۱/۰۰۰	۰/۹۵۵	۱/۰۰۱	۱/۰۰۰	۱/۹۷۳	۱/۱۰۰
۱۳۸۶-۱۳۸۵		۱/۰۰۰	۱/۰۲۰	۰/۹۵۶	۱/۰۰۰	۰/۷۴۹	۰/۹۷۱
۱۳۸۱-۱۳۸۰	تغییر در فناوری	۱/۲۲۸	۰/۰۰۰	۱/۰۴۷	۱/۰۴۶	۱/۱۹۳	۰/۹۹۷
۱۳۸۲-۱۳۸۱		۱/۴۹۴	۱/۲۳۴	۱/۰۱۱	۱/۳۲۴	۰/۹۳۸	۱/۱۲۶
۱۳۸۳-۱۳۸۲		۱/۶۵۲	۰/۶۱۱	۱/۰۴۳	۰/۹۷۰	۱/۰۴۵	۱/۱۰۸
۱۳۸۴-۱۳۸۳		۰/۸۶۲	۰/۹۷۸	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۷۴۸
۱۳۸۵-۱۳۸۴		۰/۹۲۱	۱/۰۰۸	۰/۹۵۸	۰/۹۳۳	۱/۰۷۳	۰/۸۷۷
۱۳۸۶-۱۳۸۵		۱/۱۵۱	۱/۲۶۲	۰/۴۹۱	۱/۱۲۹	۱/۴۰۴	۰/۹۲۶
۱۳۸۱-۱۳۸۰	تغییر در کارایی تکنیکی خالص	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۵	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۹
۱۳۸۲-۱۳۸۱		۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۶	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۹
۱۳۸۳-۱۳۸۲		۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۱۳	۰/۹۲۴	۱/۰۰۰	۰/۹۹۳
۱۳۸۴-۱۳۸۳		۱/۰۰۰	۰/۹۹۸	۱/۰۰۰	۱/۰۸۳	۱/۰۰۰	۱/۰۰۹
۱۳۸۵-۱۳۸۴		۱/۰۰۰	۱/۰۰۲	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
۱۳۸۶-۱۳۸۵		۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۶۹	۱/۰۰۰	۰/۸۷۰	۰/۹۸۲
۱۳۸۱-۱۳۸۰	تغییر در کارایی مقیاس	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸	۱/۰۰۰	۱/۰۰۳	۱/۰۰۱
۱۳۸۲-۱۳۸۱		۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۶	۱/۰۰۰	۰/۹۴۳	۰/۹۸۸
۱۳۸۳-۱۳۸۲		۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۹	۰/۹۹۲	۱/۰۵۸	۱/۰۰۶
۱۳۸۴-۱۳۸۳		۱/۰۰۰	۰/۹۸۷	۰/۹۹۹	۱/۰۰۹	۱/۰۰۱	۰/۹۹۹
۱۳۸۵-۱۳۸۴		۱/۰۰۰	۰/۹۹۳	۱/۰۰۱	۱/۰۰۰	۰/۹۷۳	۰/۹۹۳
		۱/۰۰۰	۱/۰۲۰	۰/۹۸۷	۱/۰۰۰	۰/۸۶۱	۰/۹۸۷
۱۳۸۱-۱۳۸۰	تغییر در بهره‌وری کل	۱/۲۲۸	۰/۰۰۰	۱/۰۴۱	۱/۰۴۶	۱/۱۹۷	۰/۹۹۹
۱۳۸۲-۱۳۸۱		۱/۴۹۴	۱/۲۳۴	۰/۹۹۹	۱/۳۲۴	۰/۸۸۵	۱/۱۱۳
۱۳۸۳-۱۳۸۲		۱/۶۵۲	۰/۶۱۱	۱/۰۶۶	۰/۸۸۸	۱/۱۰۶	۱/۱۰۹
۱۳۸۴-۱۳۸۳		۰/۸۶۲	۰/۹۶۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۱/۰۰۱	۰/۷۴۶
۱۳۸۵-۱۳۸۴		۰/۹۲۱	۱/۰۰۲	۰/۹۵۹	۰/۹۳۳	۱/۰۴۴	۰/۸۷۱
۱۳۸۶-۱۳۸۵		۱/۱۵۱	۱/۲۸۸	۰/۴۶۹	۱/۱۲۹	۱/۰۵۱	۰/۸۹۲

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲- ضرایب همگرایی- مدل لوین و لین (۱۹۹۲)

مدل	ضریب تخمین زده شده	آماره t
مدل لوین و لین بدون حضور روند	۰/۰۳۳۱ ns	۰/۲۵۳۵
مدل لوین و لین با حضور روند	۰/۰۰۳۷ ns	۰/۰۲۸۷

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۳- ضرایب همگرایی- مدل لوین و لین (۲۰۰۲)- دیکی فولر تعمیم‌یافته

مدل	ضریب تخمین زده شده	آماره t
دیکی فولر با یک وقفه بدون حضور روند	-۰/۴۵۶۸**	-۳/۷۲
دیکی فولر با دو وقفه بدون حضور روند	-۰/۳۷۸۷**	-۳/۰۶
دیکی فولر با یک وقفه با حضور روند	-۰/۴۵۹۷**	-۳/۶۹
دیکی فولر با دو وقفه با حضور روند	-۰/۳۸۶۰**	-۳/۰۹

ماخذ یافته‌های پژوهش ** معنی‌دار در سطح ۱ درصد