بررسی تغییرات و همگرایی رشد بهره‌وری تولید پنبه، در استان‌های کشور

علیرضا کرباسی[۱]، محمود صبوحی[۲] و ابراهیم مرادی*[۳]

چکیده

پنبه، یکی از گیاهان صنعتی مهم کشور است و بخش زیادی از روغن و الیاف مورد نیاز را تامین می‌کند.در این مطالعه، ابتدا روند تغییرات بهره‌وری کل نهاده‌ها برای ۱۲ استان که سهمی عمده در تولید پنبه دارند، در دوره‌ی زمانی ۱۳۷۸ تا۱۳۸۶ محاسبه شده و به اجزای آن تفکیک و نقش هر جزء در تغییرات بهره‌وری مورد ارزیابی قرار گرفته است. برای این منظور، کودهای شیمیایی، بذر، نیروی کار، زمین و سموم دفع آفات به عنوان نهاده و میزان کل تولید پنبه‌ی وش به عنوان ستاده درنظر گرفته شده است. سپس آزمون همگرایی روی شاخص بهره‌وری بدست آمده، انجام گرفت. نتایج نشان می‌دهد که در دوره‌ی مورد مطالعه، رشد بهره‌وری برای کل کشور منفی و در حدود ۰/۰۰۸- درصد بوده است و نوسان‌های رشد بهره‌وری بیش‌تر به تغییرات فناوری مربوط می‌شود، بنابراین با سرمایه‌گذاری و انتقال فناوری به بخش کشاورزی، می‌توان بهره‌وری را بهبود بخشید. در رابطه با همگرایی رشد بهره‌وری، هر چند در کل دوره‌ی مورد مطالعه، همگرایی رشد بهره‌وری تایید نشده، ولی از سال زراعی۸۲-۱۳۸۱ به بعد، همگرایی وجود داشته است.

واژه‌های کلیدی: پنبه، بهره‌وری، همگرایی، تحلیل پوششی داده‌ها، کشاورزی، ایران.

پیشگفتار

با توجه به اهمیت محصول پنبه در بخش زراعی، در این مطالعه، به تغییرات شاخص بهره‌وری و عامل‌های موثر بر آن، یعنی فناوری و کارایی پرداخته می‌شود و همگرایی رشد بهره‌وری مورد

[1] - دانشیار و عضو هیئت علمی دانشگاه زابل.
[2] - استادیار و عضو هیئت علمی دانشگاه زابل.
[3] - دانشجوی دکتری دانشگاه سیستان و بلوچستان.
*-نویسنده‌ی مسئول مقاله: ebmoradi@gmail.com

آزمون قرار می‌گیرد. روی‌هم‌رفته، برای افزایش تولید دو راه وجود دارد: یک روش تولید بیش‌تر با کاربرد نهاده‌ی بیش‌تر است. از آن‌جا که کشور ایران در بیش‌تر استان‌ها با محدودیت شدید منابع آب روبه‌روست و محصول پنبه نیز به آب زیادی نیاز دارد، بنابراین افزایش تولید از راه افزایش سطح زیر کشت، با محدودیت آب روبه‌روست.

روش دیگر، افزایش تولید از راه افزایش بهره‌وری است. در سال‌های اخیر که دنیا به سمت تجارت جهانی و آزاد حرکت کرده، افزایش تولید از راه افزایش بهره‌وری اهمیتی بیش‌تر یافته و کشورهای گوناگون برای افزایش بهره‌وری، برنامه‌ریزی و اقدام‌های زیادی انجام داده اند.

زارع و همکاران (۱۳۸۷)، با بکارگیری شاخص مالم‌کوئیست و با استفاده از روش تحلیل فراگیر داده‌ها، رشد بهره‌وری کل عوامل تولید زراعت پنبه را در استان‌های گوناگون کشور در فاصله‌ی سال‌های ۸۰-۱۳۶۲ محاسبه کرده‌اند. سپس بهره‌وری کل عوامل را به دو بخش تغییرات فناوری و افزایش کارایی فنی به عنوان دو عامل عمده‌ی رشد بهره‌وری تفکیک کرده اند و نتیجه گرفته اند که میانگین رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در این دوره مثبت، ولی بسیار کم (۰/۸ درصد در سال) بوده است. فارس بالاترین رقم رشد (در حدود ۶/۲ درصد) در سال را دارا بوده و در استان‌های کرمان، مازندران و گلستان رشد منفی بوده است.

اکبری و رنجکش (۱۳۸۲)، تابع تولید کاب- داگلاس با دو نهاده‌ی سرمایه و نیروی کار را برای تجزیه و تحلیل رشد بهره‌وری در بخش کشاورزی بکار بردند و پس از تخمین تابع کلی بخش کشاورزی، با استفاده از کشش نهاده‌ها در تولید نرخ رشد، بهره‌وری این دو نهاده را برای دوره‌ی زمانی ۷۵-۱۳۴۵ محاسبه کردند. نتایج نشان می‌دهد که نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی، دارای نوسان زیاد بوده و سطوح بهره‌وری روندی صعودی داشته است.

مرادی(۱۳۸۲)؛ با استفاده از روش شاخص اعداد و داده‌های کلان بخش کشاورزی و در نظر گرفتن نیروی کار، موجودی سرمایه و زمین به‌عنوان نهاده و ارزش افزوده‌ی زیر بخش‌های گوناگون کشاورزی به عنوان ستاده، شاخص‌های بهره‌وری فیشر، ترنکوئیست ، لاسپیرز و پاش را محاسبه کرده است و به این نتیجه رسیده است که در دوره‌ی مورد بررسی (۷۵-۱۳۴۲) بهره‌وری دارای روندی صعودی بوده و رشد بهره وری اثری منفی و معنادار بر مهاجرت روستایی داشته است.

در مطالعه‌ای دیگر، گلانوپولوس، سوری و ماتاس (۲۰۰۸)؛ به‌وسیله‌ی میانگین متوالی شاخص بهره‌وری مالم کوئیست، رشد بهره‌وری کل نهاده‌ها را برای ۳۲ کشور در اروپا و شمال آفریقا در دوره‌ی زمانی ۱۹۶۱ تا ۲۰۰۲ میلادی اندازه‌گیری کردند و سپس با استفاده از آزمون‌های همگرایی کانونی و شرطی بتا بررسی کرده‌اند که آیا رشد بهره‌وری در این کشورها همگرا بوده است یا نه و به این نتیجه رسیده‌اند که با وجود رشد بالای بهره‌وری در این کشورها، همگرایی کامل نمی‌تواند

پذیرفته شود و شواهدی برای همگرایی مشروط وجود دارد به گونه‌ای‌که تشکیل دو گروه از کشورها که به نقاط تعادل جداگانه‌ای همگرا باشند، قابل شناسایی است.

مواد و روش‌ها

در این پژوهش، ابتدا بهره‌وری کل عوامل تولید در زراعت وش پنبه‌ی آبی، برای سال‌های ۷۹-۱۳۷۸ تا ۸۶- ۱۳۸۵ ،محاسبه و به اجزای آن تفکیک شد. سپس آزمون همگرایی β و γ روی نتایج بدست آمده، انجام گرفت. در این مطالعه، داده‌های گردآوری شده، با استفاده از نرم افزارهای EXCEL DEAP2, STATA مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. از شاخص مالم‌کوئیست برای اندازه گیری بهره‌وری استفاده شد سپس با استفاده از روش‌هایی که در ادامه بیان می شود، فرضیه‌ی همگرایی رشد بهره‌وری مورد آزمون قرار گرفت.

شاخص مالم کوئیست برای نخستین‌بار به‌وسیله‌ی مالم کوئیست[1] (۱۹۵۳)، در تئوری مصرف مطرح شد و به آن شاخص مقداری نیز گفته می شود زیرا به عنوان تفسیر کننده نسبت مقیاس کاربرد نهاده‌ها یا تابع مسافت مطرح شده است. اندیشه‌ی استفاده از تابع مسافت در اندازه‌گیری بهره وری، به‌وسیله‌ی کیو، کریستنسیو و دایورت (۱۹۸۲) در چارچوب یک تابع تولید معمولی توسعه داده شد. آن‌ها دو نوع بهره‌وری یکی بر مبنای شاخص ستاده و دیگری بر مبنای شاخص نهاده مطرح کردند. کیو و همکاران بهره‌وری را به عنوان میانگین هندسی دو شاخص مالم‌کوئیست در قالب توابع مسافت مطرح کردند. اجزای توابع مسافت، کارایی فنی را اندازه گیری می‌کند. کارایی فنی به‌وسیله‌ی فارل (۱۹۵۷) نیز مطرح شده است. بر این مبنا، فار و همکاران (۱۹۹۰، ۱۹۹۲ و ۱۹۹۴) مدل‌های تجربی را برای محاسبه‌ی شاخص مالم‌کوئیست که از کارایی فارل(۱۹۵۷) نیز استفاده می‌کرد، توسعه دادند.

بر خلاف کیو و همکاران، مدل آن‌ها به هیچ فرضی در زمینه‌ی رفتار اقتصادی واحدهای تولیدی نیازی نداشت، یعنی این‌که لازم نیست بدانیم بنگاه، کمینه‌کننده‌ی هزینه یا بیشینه‌کننده‌ی درآمد است و به همین ترتیب، این روش به قیمت منابع نیز احتیاج نداشت. این موضوع هنگامی‌که قیمت منابع وجود نداشته باشد یا داده‌های قیمتی اشتباه باشد، اهمیت زیادی دارد. افزون بر این، برخلاف روش کیو و همکاران؛ شاخص بهره‌وری فار را می‌توان به دو بخش تقسیم کرد که یک بخش تغییرات کارایی و بخش دیگر تغییرات فناوری را نشان می دهد این تفکیک از این جهت که منابع رشد بهره‌وری را مشخص می‌کند، اهمیت دارد.

---

[1]- Malmquist

با استفاده از داده‌های تابلویی[1](پانل) در مورد شاخص مالم کوئیست، با توجه به یک دوره‌ی زمانی ثابت و یا دوره‌ی مجاور آن، می‌شود از دو روش استفاده کرد. با روش مجاورت، شاخص مالم-کوئیست برای هر دوره محاسبه می‌شود. برای مثال دوری مجاور t+1 وt و دوره‌ی مجاور t+2 و t+1 و همین طور تا آخر. در روش مبنای ثابت، شاخص مالم‌کوئیست برای تمام دوره‌ها با توجه به یک دوره‌ی ثابت اندازه‌گیری می‌شود. حتی این دو روش برای تغییرات کارایی پاسخ یکسانی ارایه می‌کند، ولی برای تغییرات فنی اگر مرزهای تولید بر هم منطبق باشند، می‌تواند مقادیری متفاوت ارایه کند.

در شکل (۱)، ساختار شاخص مالم کوئیست برای استان k (در این پژوهش) وقتی از دو نهاده‌ی x و x+1 در دوره‌های t وt+1 ، جهت تولید ستاده‌ی y و y+1 استفاده می‌کند، شرح داده شده است:

K(t) و k(t+1) سبدهای ستاده و نهاده برای دوره‌ی t و t+1 هستند. در بین این دو سبد مشخص شده، خط مرزی f(t) وf(t+1) جابه‌جا می‌شود. K(t) زمانی که با خط مرزی f(t) مقایسه می‌شود، یک سبد ناکارا است. به هر حال، اگر k(t) با تابع مسافت افقی OB/OF کاهش یابد، کارا می‌شود. اگر در موقعیت t+1 موضوع بررسی شود، (t+1) باید در تابع مسافت افقی OD/OE ضرب شود تا کارا شود به این خاطر می توان کارایی فنی قابل مقایسه را بدست آورد. از آن‌جایی که مرزها نیز تغییر می‌کنند، OD/OE در بالای f(t) می باشد. هنگامی که k(t+1) با f(t+1) مقایسه می‌شود، هنوز ناکارا است.پس نتیجه آن‌که شاخص مالم کوئیست با نرخ این دو مسافت تصحیح کننده بین دوره‌ی زمانی t و t+1 می‌تواند مشخص شود:

$$M = \frac{D_{t,t+1}}{D_{t,t}} \qquad (۱)$$

یا این‌که می‌تواند به صورت زیر تعریف شود:

$$M = \frac{OE/OD}{OB/OF} \qquad (۲)$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[1] -Panal Data

شاخص رشد مالم کوییست به دو بخش می‌تواند تفکیک شود: MC تغیرات کارایی نسبت به مرز را نشان می‌دهد که به‌وسیله‌ی مسافت‌های کارایی نسبی هر استان نسبت به مرز خودش مشخص می‌شود:

$$MC = \frac{D_{t,t+1}}{D_{t,t}} = \frac{OC/OD}{OB/OF} \qquad (۳)$$

بخش دیگر نشان‌دهنده‌ی اثرات جابه‌جایی در مرز یا همان تغییرات فنی است که با MF نشان داده می‌شود و به‌وسیله‌ی مسافت‌های نسبی بین مرزها در زمان t و t+1 تعیین می‌شود:

$$MC = \frac{D_{t,t+1}}{D_{t+1,t+1}} = \frac{OE/OD}{OC/OD} \qquad (۴)$$

نتیجه این‌که رشد بهره‌وری کل که با حرف M نشان داده می‌شود، از ضرب MC و MF بدست می‌آید:

$$M = \left[\frac{OC/OD}{OB/OF}\right] * \left[\frac{OE}{OC}\right] \qquad (۵)$$

شاخص بهره وری مالم‌کوئیست هنگامی که بزرگ‌تر از یک باشد، نشان‌دهنده‌ی رشد بهره‌وری و اگر از یک کوچک‌تر باشد، نشان‌دهنده‌ی تنزل بهره‌وری است. اجزای توابع مسافت که در شکل (۱) نشان داده شده است، با وجود آن‌که کار اولیه‌ی فارل بود که باعث توسعه‌ی روش‌های نوین شد، ولی با روش اندازه‌گیری کارایی فنی فارل (۱۹۵۷) متفاوت است. تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) یکی از روش‌هایی است که در ابتدا به وسیله‌ی کارنس، کوپر و رودس (۱۹۸۷) مطرح شد. این روش یک روش ناپارامتریک است که نیازی به شکل تابعی ویژه ندارد و از روش‌های برنامه ریزی خطی استفاده می‌کند و می‌توان در حالت‌های چند نهاده و چند ستاده ای نیز از آن استفاده کرد. در این مطالعه، از توانایی‌های DEA جهت بنا نهادن مرز ناپارامتریک استفاده شد تا اندازه‌ی کارایی محک زده شده و بهره‌وری محاسبه گردد. روش DEA در صدها مطالعه استفاده شده است (Seiford, 1996) که بیش‌تر این مطالعات روی داده‌های مقطعی متمرکز بوده است. بتازگی، محاسبه‌ی بهره‌وری با استفاده از داده‌های تابلویی رواج یافته است. به هر ترتیب، از روش DEA در این مطالعه برای محاسبه‌ی بهره‌وری تولید پنبه در استان‌های گوناگون کشور کمک گرفته شده است. برای یک استان ویژه و در یک دوره‌ی زمانی خاص، می‌توان مدل برنامه‌ریزی خطی بکار رفته

را مشخص کرد. بر اساس چارچوب استفاده شده در مطالعـات فـار و همکـاران (۱۹۹۲) و پـرایس و ویمان- جونز (۱۹۹۶)، جهت بدست آوردن نمره‌ی کارایی، مدل برنامه‌ریزی زیر را می‌توان بکار برد: کارایی یک استان در تولید پنبه برای دوره‌ی t+1 :

$$\begin{aligned} &\min \theta^{A} \\ &s.t\ \ \mathrm{X}^{\mathrm{A}}\lambda^{A} - \theta^{A-}x^{A} \le 0 \\ &Y^{A}\lambda^{A} \ge y^{A} \\ &\lambda^{A} \ge 0 \end{aligned} \qquad (۶)$$

در مدل یاد شده، θ^{A} نشان دهنده‌ی کارایی نسبی استان مورد نظر در دوره‌ی A نسبت به مرز دوره‌ی A می‌باشد.

کارایی استان مورد نظر در دوره‌ی t برابر است با:

$$\begin{aligned} &\min \theta^{B} \\ &s.t\ \ \mathrm{X}^{\mathrm{B}}\lambda^{B} - \theta^{B-}x^{B} \le 0 \\ &Y^{B}\lambda^{B} \ge y^{B} \\ &\lambda^{B} \ge 0 \end{aligned} \qquad (۷)$$

که در این مدل، θ^{B} کارایی نسبی استان مورد نظر را در دوره‌ی B ، نسبت به مرز دوره‌ی B نشان می‌دهد.

کارایی استان مورد نظر در دوره‌ی t+1 نسبت به دوره‌ی t برابر است با:

$$\begin{aligned} &\min \theta^{C} \\ &s.t\ \ \mathrm{X}^{\mathrm{B}}\lambda^{C} - \theta^{C-}x^{A} \le 0 \\ &Y^{B}\lambda^{C} \ge y \\ &\lambda^{C} \ge 0 \end{aligned} \qquad (۸)$$

که در این مدل، θ^{c} کارایی نسبی استان مورد نظر را در دوره‌ی A ، نسبت به مرز دوره‌ی B نشان می دهد.

شاخص تغییرات بهره‌وری مالم‌کوئیست M به دو بخش، به گونه‌ای که پیش از این گفته شد، قابل تفکیک است:

$$M = \frac{\theta^C}{\theta^B} = \frac{\theta^A}{\theta^B} * \frac{\theta^C}{\theta^A} = MC * MF \quad (۹)$$

فرضیه‌ی همگرایی بررسی می‌کند که نرخ رشد بهره‌وری به احتمال زیاد رابطه‌ای معکوس با سطح اولیه‌ی بهره‌وری دارد، یعنی هرچه سطح اولیه‌ی بهره‌وری بالاتر باشد، افزایش بهره‌وری دشوارتر و سخت‌تر خواهد بود. روش‌های مقطعی آزمون همگرایی که نخستین بار به‌وسیله‌ی بارو و مارتین[1] ارایه شد (۱۹۹۲)، بر این مسئله تکیه دارد که آن‌ها از آزمون بتا (β) و همچنین، آزمون گاما (γ) استفاده کردند؛ اگر ضریب رگرسیون نرخ رشد بهره‌وری (TFP) بر مقادیر اولیه‌ی خود منفی باشد، فرضیه پذیرفته است و اگر پراکندگی لگاریتم بهره وری (TFP) که به‌وسیله‌ی انحراف معیار اندازه‌گیری شده است در طول زمان نزولی باشد نیز همگرایی خواهیم داشت (Bernard. A and Durlauf S,1995).

روش‌های دیگری برای آزمون همگرایی به‌وسیله‌ی برنارد و دورلارف[2](۱۹۹۵)، معرفی شده است که از تغییرات زمانی بهره‌وری بهره‌برداری می‌کند؛ نظیر آزمون‌های سری زمانی، اگر پیش بینی‌های بلند مدت روند تفاضل بهره‌وری، به سمت صفر همگرا باشد، همگرایی پذیرفته می‌شود که این اصل به آزمون‌های ریشه‌ی واحد در اقتصادسنجی سری‌های زمانی، مربوط می شود یکی از محدودیت‌های آزمون‌های سری زمانی این است که این روش‌ها زمانی بسیار مناسبند که نمونه‌های اقتصادی نزدیک موقعیت تعادلی خود باشند و اگر اقتصاد در حالت انتقال به سمت تعادل باشد، آزمون‌های مقطعی بهتر است. برای آزمون نامشروط همگرایی بتا (β) از رابطه‌ی زیر استفاده می‌شود:

$$(1/T)(y_{iT} - y_{i0}) = a + \beta y_{i0} + u_{i0,T} \quad (۱۰)$$

که y_{it} و y_{i0} لگاریتم بهره‌وری برای استان i در سال آخر و سال اولیه است و $u_{i0,T}$ جمله‌ی اخلال با میانگین صفر است. اگر β با علامت منفی معنادار شود، فرض همگرایی پذیرفته می‌شود. و در غیر این صورت این فرضیه رد می‌شود.

[1]- Barro and Sala-i-Martin
[2]- Bernard and Durlauf

می توان به رابطه ی بالا، متغیرهای توضیحی دیگری که بر تغییرات بهره وری موثرند نیز اضـافه نمود (Gutierrez.L,2000).

ممکن است رشد بهره وری در برخی از استان‌ها همگرا و در برخی دیگـر همگـرا نباشـد، یعنـی برای گروهی حرکت به سمت تعادل باشد و برخی دیگر به سمت تعادل حرکت نکنند در این حالـت می‌توان استان‌ها را گروه‌بندی کرد. این مسئله به وسیله ی بامول و ولف (۱۹۹۸) بررسی شده است و کاترج (۱۹۹۲) آن‌را تکمیل کرده است. او روشی را پیشنهاد می‌کند که رابطه‌ی (۱۰) به وسیله‌ی متغییرهای مشخص کننده‌ی اختلاف تغییر یافته است. برای مثال، لگـاریتم متغیـر بهـره وری بـین استان‌هایی که در تولید پنبه مهم‌ترند و دیگر استان‌ها؛ به هر ترتیب در ایـن مقالـه از رابطـه‌ی زیـر استفاده می‌شود:

$$\ln(\frac{y_{AT}}{y_{A0}}) - \ln(\frac{y_{iT}}{y_{i0}}) \Rightarrow \ln(\frac{y_{AT}}{y_{iT}}) = \ln(\frac{y_{A0}}{y_{i0}}) + \beta \ln(\frac{y_{A0}}{y_{i0}}) + u_{i0,T} \qquad (۱۱)$$

در رابطه‌ی بالا علامتA نشان‌دهنده‌ی استانی است که به عنوان مبنا قرار گرفته است با بازنویسی دوباره‌ی این رابطه داریم:

$$\ln(\frac{y_{AT}}{y_{iT}}) = (1+\beta)\ln(\frac{y_{A0}}{y_{i0}}) + u_{i0,T}$$

و یا

$$\ln(\frac{y_{AT}}{y_{iT}}) = \gamma \ln(\frac{y_{A0}}{y_{i0}}) + u_{i0,T} \qquad (۱۲)$$

که $\gamma = 1 + \beta$ است. می‌توان دو یا چند گروه از استان‌ها را مشخص کرد؛ برای مثال، آن‌هایی که با هم اختلاف بیش‌تری دارند $G = \log(y_A) - \log(y_i)$ در دوره‌ی صفر در نظر گرفته شوند که بدست می‌آید:

$$G_i^T = \sum_{k=1}^{K} \gamma_K (G_i^0)^k + u_{i0,t} \qquad (۱۳)$$

k نشان‌دهنده‌ی تعداد گروههاست. اگـر بـرای مثـال $k = 3$ در نظـر گرفتـه شـود، بـا توجـه بـه مقادیر $\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3$ ، سـه تعـادل و دو گـروه کـه همگرایـی دارنـد، مـشخص مـی‌شـود. اگـر $\gamma_1 \langle 1$ و $\gamma_2 = \gamma_3 = 0$ باشد، همگرایی قوی بین سایر استان‌ها به سمت استان‌های منتخـب وجـود دارد. اگر هر سه ضریب غیر صفر باشد، دو موقعیت جانشین می‌توان تشخیص داد۱) اگـر $\gamma_1 \langle 1$ باشـد، دو

تعادل پایدار و یک ناپایدار قابل شناسایی است ۲) اگر $\gamma_1 \langle 1$ باشد تنها یک تعادل پایدار خواهیم داشت (Surry Y and *et al*,2008).

داده‌های آماری و محاسبات

آمار و داده‌های لازم برای این مطالعه، از راه بانک اطلاعات هزینه‌ی تولید محصولات کشاورزی و سالنامه‌های آماری بدست آمد. از میان استان‌های گوناگون، ۱۲ استان که بیش از ۹۰ درصد پنبه‌ی کشور را تولید می‌کنند، در نظر گرفته شده است. نمودار (۱) کاهش سطح زیر کشت پنبه در کشور را نشان می‌دهد.

کل تولید پنبه در سال برای هر استان به‌عنوان ستاده و کود شیمیایی مصرفی، مقدار بذر، سموم دفع آفات و علفکش‌ها و سطح زیر کشت در هر استان به‌عنوان نهاده در نظر گرفته شده است. برای دوازده استان، داده‌های مربوط به هر استان از سال زراعی ۷۹-۷۸ تا سال زراعی ۸۶-۸۵ در یک دوره‌ی هشت ساله گردآوری شدند. پس از پردازش داده‌ها، تغییرات بهره‌وری کل نهاده‌ها در قالب داده‌های تابلویی به وسیله‌ی نرم‌افزار Win4deap تجزیه و تحلیل شد که نتایج آن در جدول (۱) آمده است. میانگین رشد شاخص مالم‌کوئیست یا همان بهره‌وری کل عوامل تولید، در دوره‌ی مورد بررسی منفی و برابر با ۰۰۰۸/- است که می‌توان گفت، تقریبا با صفر برابر است. مطالعه‌ای که به وسیله‌ی زارع و همکاران(۱۳۸۴) انجام گرفته و شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید زراعت پنبه برای دوره‌ی زمانی ۸۰-۱۳۶۲ محاسبه گردیده نیز میانگین رشد بهره‌وری بسیار پایینی (حدود ۰/۸ درصد) را برآورد کرده است. در این مطالعه، سال زراعی ۷۹-۱۳۷۸ به‌عنوان سال پایه در نظر گرفته شده است (به همین دلیل، در جدول (۱) این سال آورده نشده است) و تغییرات بهره‌وری نسبت به این سال سنجیده شده است. در سال زراعی ۸۰-۱۳۷۹ بهره‌وری کاهش یافته و نسبت به سال پایه رشد منفی مشاهده می شود. این کاهش در استان‌های تهران، خراسان، مرکزی، فارس، سمنان، یزد و کرمان دیده می‌شود و در سایر استان‌ها افزایش بهره‌وری مشاهده شده است. در سال ۸۱-۱۳۸۰ بار دیگر، بهره‌وری افزایش یافته است که تنها استان کرمان کاهش نشان می‌دهد که دلیل عمده‌ی آن، کاهش کارایی در این استان است؛ سایر استان‌ها نسبت به سال گذشته‌ی خود افزایش نشان می‌دهند.

در سال ۸۲-۱۳۸۱ رشد بهره‌وری به بالاترین میزان خود می‌رسد که در پی آن، رشد کارایی و رشد فناوری در بیش‌تر استان‌ها دیده می‌شود، ولی پس از این سال، روند نزولی داشته است و دوباره در سال ۸۶-۱۳۸۵ افزایش یافته است که این مسئله در نمودار (۲) به صورت تفکیک شده نشان داده شده است.

همان‌گونه که در نمودار مشخص است، دلیل کاهش بهره‌وری، کاهش شدید تغییرات فنـاوری در دوره‌های مورد نظر است. نتایج یاد شده در استان‌های گوناگون نیز قابل بررسی است.

برای آزمون همگرایی، در ابتدا از آزمون نامشروط همگرایی بتا (β) استفاده شـد. بـا توجـه بـه نمودار (۲) سه دوره‌ی گوناگون زمانی فرضیه‌ی وجود همگرایی آزمون گردید. با توجـه بـه رابطـه‌ی (۱۰) سه رگرسیون خطی در نظر گرفته شد و ابتـدا آزمـون بـرای کـل دوره (از ۷۹ تـا۸۵) انجـام گرفت که نتایج آن در جدول ۲ آمده است.

در این جدول y نشان دهنده‌ی $(1/T)(y_{iT} - y_{i0})_{i0,T}$ و x ؛ y_{i0} است که شرح آن پیش ازاین بیان شده است. همان‌گونه که نتایج نشان می‌دهد، عدد بدست‌آمده برای β برابر ۰/۰۵۷ و مثبت است و معنی دار نشده است، بنابراین فرضیه‌ی همگرایی رد می‌شود.

برای دوره‌ی زمانی ۸۲-۸۱ تا ۸۵-۸۴ آزمون β انجام شد (حذف سال آخر و دو سال اول) که نتایج آن در جدول ۳ آورده شده است.

نتایج بدست‌آمده نشان می‌دهد که در ایـن دوره‌ی زمـانی، β برابـر ۰/۳۷۶ - و معنـی‌دار شـده است، بنابراین در این دوره، فرضیه‌ی همگرایی پذیرفته می‌شود.

حال با حذف تنها دو سال اول، یعنی ۸۰-۷۹ و ۸۱-۸۰ آزمون را انجام داده که نتایج آن در جـدول ۴ آورده شده است.

ضریب بدست‌آمده برای β برابر ۰/۲۴۶- است و معنی‌دار شـده اسـت، بنـابراین از سـال زراعـی ۸۲-۸۱ به بعد، فرضیه‌ی همگرایی تایید می‌شود .

اگر بخواهیم یکی از استان‌ها را به‌عنوان مبنـا قـرار دهـیم، ابتـدا بـه وسـیله‌ی رسـم اخـتلاف از میانگین بهره‌وری در سال اول در مقابل سال آخـر، یکـی از اسـتان‌هـا را بـه‌عنـوان مبنـا مـشخص می‌کنیم.

با توجه به نمودار استانی که نزدیک‌ترین فاصله به مبدا مختصات دارد (استان فارس) را به‌عنـوان مبنا انتخاب می‌کنیم. می‌خواهیم ببینیم که آیا همگرایی بین سایر استان‌ها با این استان وجود دارد یا نه. با توجه به رابطه‌ی (۱۲) و (۱۳) مدل تخمین زده می‌شود.

نتایج نشان می‌دهد که γ_1 معنی دار نشده است، بنابراین بـین سـایر اسـتان‌هـا همگرایـی رشـد بهره‌وری به سمت استان فارس وجود ندارد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج نشان می‌دهد که به طور میانگین، بهره‌وری رشد چندانی نداشته اسـت نوسـان‌هـای رشـد بهره‌وری در سال‌های گوناگون می‌تواند دلایلی متعدد داشته باشد؛ خشکـسالی و عوامـل محیطـی و

آب و هوایی می‌تواند یکی از دلایل نوسان‌های رشد بهره‌وری در سال‌های گوناگون باشد. به‌عنوان یک پیشنهاد لازم است که نقش عوامل محیطی و آب و هوایی در مطالعات تولید بخش کشاورزی مورد توجه قرار گیرد.

تغییر سیاست‌های حمایتی دولت عامل موثر دیگری است که بر رشد بهره‌وری موثر است. یکی از دلایل دیگری که می تواند منجر به نتیجه گیری غیرواقعی و گمراه کننده شود، اشتباههای آماری در گردآوری و ارایه‌ی داده‌هاست. لازم است که در تهیه‌ی آمارهایی که به وسیله ی وزارت جهاد کشاورزی تهیه می شود، روش های علمی بکار رفته و دقت لازم انجام شود. بیش تر تغییرات و نوسان‌های بهره‌وری کل عوامل تولید، به تغییرات فناوری مربوط می‌شود، بنابراین با سرمایه‌گذاری و انتقال فناوری به بخش کشاورزی می‌توان بهره‌وری را بهبود بخشید . نکته‌ی دیگر این که هر چه سطح بهره‌وری افزایش یابد، روند رشد بهره‌وری کندتر می‌شود؛ هر چند این اصل پذیرفته شده است، اما رشد منفی بهره‌وری یا کاهش بهره‌وری پذیرفته نیست. آزمون همگرایی β نشان می‌دهد که هر چند در کل دوره ی مورد مطالعه، همگرایی تایید نمی‌شود، اگر سال‌های ۸۰-۱۳۷۹ و ۸۱-۱۳۸۰ نادیده گرفته شود، رشد بهره‌وری همگراست و به سمت تعادل گرایش دارد و انتظار می‌رود بهره‌وری در یک سطح مشخص به تعادل برسد. جهت مقایسه و مشخص کردن کانون تعادل، یا استانی که سایر استان‌ها از نظر رشد بهره‌وری به سوی آن گرایش دارند، هرچند استان فارس به خاطر اختلاف میانگین کم‌تر سال ابتدایی و انتهایی به عنوان کانون در نظر گرفته شد، ولی گرایش رشد بهره‌وری سایر استان‌ها به سمت این استان مورد تایید قرار نگرفت، بنابراین برنامه‌ریزی برای رشد بهره‌وری سایر استان‌ها و استفاده از تجربیات تولید پنبه در استان فارس پیشنهاد می‌گردد.

Refrences

1- Akbari N. and Rangkesh M.(2003)"A survey on total factor productivity growth in Agricultural sector of Iran", *agricultural economics and development journal*, year15, numbers 32 and 33.

2- Bjurek, H. (1996), "The Malmquist Total Factor Productivity Index, *Scandinavian Journal of Economics* 98:2, 303-13.

3- Boussofiane, A., Dyson, R.G., and Thanassoulis, E. (1991). "Applied Data Envelopment Analysis". *European Journal of Operational Research*, vol 52, 1-15.

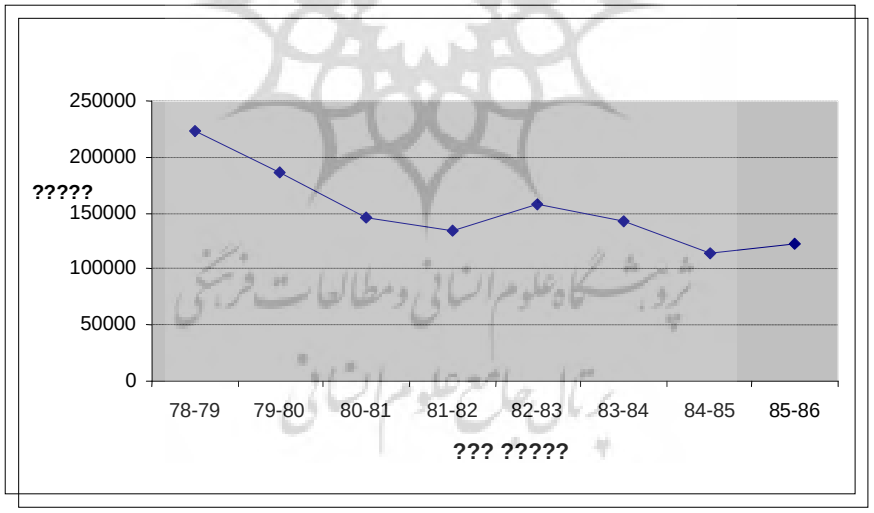
4- Caves, D.W., L.R. Christensen and W.E. Diwert (1982), "The Economic Theory of

5- Index Numbers and the Measurement of Input, Output and Productivity". *Econometrica 50*, 1393-1414.

6- Barro, R.J and Sala-i-Martin, X. (1992), convergence, *Journal of Political Economy*, 100(2), 223-251.
7- Bernard, A. and Durlaf. S. (1995), convergence in international output. *Journal of Applied Econometrics*, 10, 97-108.
8- Caves, Douglas W., Laurits R. Christensen, and W. Erwin Diewert.(1982). "The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output, and Productivity." *Econometrica* 50, No. 6, November: 1393-1414.
9- Charnes, A. Cooper W. and Rodes E.(1978),.Measuring the Efficiency of Decision Making Units. *Eur. J. Opnl. Res.* 429-444.
10- Chatterji, M. (1992). Convergence clubs and endogenous growth. *Oxford Review of Economic Policy*, 8(4), 57-69.
11- Chatterji, M. and Dewhurst, J.H. (1996). Convergence clubs and relative economic performance in Great Britain: 1977-1991. *Regional Studies*, 30, 31-40.
12- Coelli, T. J. and Rao, D.S.P. (2003),productivity growth in agriculture: a Malmquist index analysis of 193 countries. Centre for Efficiency andProductivity Analysis. School of Economics. University of Queensland. St Lucia. Australia. Working paper 02/2003. 30 pages
13- Diewert, W. E. (2000), "Alternative Approaches to Measuring Productivity and Efficiency."Paper prepared for the North American Productivity Workshop at Union College, Schenectady,New York, June 15-17, 2000.
Emami mebodi. A.(2000)" Principle of productivity and efficiency measurement" Commercials research institution. Iran. Tehran.275 pages.
14- Farrell M. J (1957),The Measurement of Productive Efficiency ,Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General), Vol. 120, No. 3, (1957), pp. 253-290
15- Färe, R., and S. Grosskopf (1992), Malmquist Productivity Indexes and Fisher Ideas Indexes, *The Economic Journal* 102, 158-160
16- Färe, R., S. Grosskopf, M. Norris, and Z. Zhang (1994): Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries, *America Economic Review*
17- Freeman, D.G. andcross-section and time-series tests of convergence: The case of labor productivity in manufacturing. *Journal of Economics and Business*, 53, 593-607.
18- Gutierrez, L. (2000). Convergence in US agriculture. *European Review of Agricultural Economics*, 27(2), 187-206.
19- Galonopoulos K. and et al,(2008). Agricultural Productivity Growth in the Euro-Med Region: Is there Evidence of Convergence?. 12th Congress of the European Association of Agricultural Economists – EAAE 2008
20- Islam, N. (2003). What have we learntfrom the convergence debate? *Journal of Economic Surveys*, 17(3), 309-362.

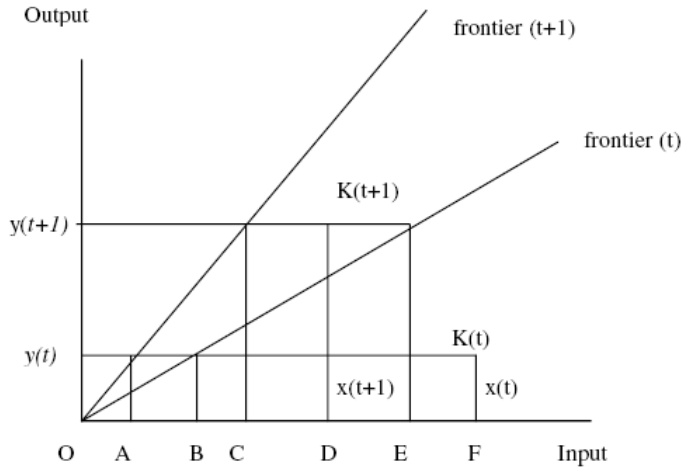
21- Ludena, C. E., Hertel, T. W., Preckel, and Nin-Pratt, A. (2005). Technological change and convergence in crops and livestock production. Contributed paper presented for the 8th Annual Conference on Global Economic Analysis, Lübeck, Germany, June 9-11, 2005.
22- Malmquist, S. (1953), "Index Numbers and Indifference Surfaces." *Trabajos de Estatistica 4*, 209-242.
23- Moradi A.(2003)" A survey on total factor productivity in agricultural sector of Iran and its effect on rural migration" MSc thesis, Agricultural Engineer – Agricultural economics, Tarbiat Modaress University.
24- Shestalova, S. (2003). Sequential Malmquiproductivity growth: An application to OECD industrial activities. *Journal of Productivity Analysis*, 19, 211-226. 100(2), 223-251
25- Suhariyanto, K. and Thirtle, C. (2001). Asian agricultural productivity and convergence. *Journal of Agricultural Economics*, vol. 52(3), 96-110.
26- Wiebe, K., Soul(2000). Resource quality and agricultural productivity: a multi-country comparison. Selected paper for presentation at the annual meeting of the American Association of Agricultural Economists. Tampa, Florida, July 31 2000.
27- Zare A. chezare A. and pakani GH.(2005)"Total factor productivity growth analysis in cotton farms of Iran" 5th Congress of the Agricultural economics society of Iran, Systan and Bluchestan University,Volume 1. Pages 205-218.

پیوست‌ها



.

نمودار ۱- سطح زیر کشت پنبه‌ی آبی کشور



شکل ۱- ساختار شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست

جدول ۱- تغییرات بهره‌وری M و تفکیک آن به تغییرات کارایی فنی MC و تغییرات فنی MF

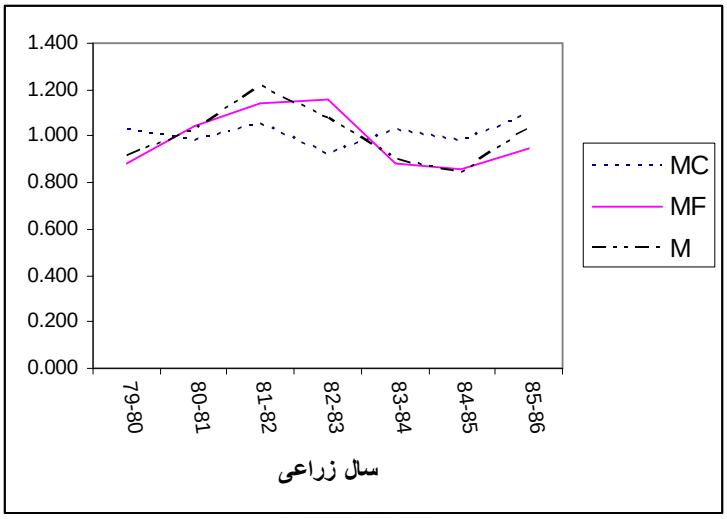
سال زراعی	۷۹-۸۰			۸۰-۸۱			۸۱-۸۲		
استان	MC	MF	M	MC	MF	M	MC	MF	M
آذربایجان شرقی	۱	۱/۱۵۶	۱/۱۵۶	۱	۱/۰۳۶	۱/۰۳۶	۱	۱/۰۳۳	۱/۰۳۳
اردبیل	۱	۱/۰۸۰	۱/۰۸۰	۱	۱/۳۰۱	۱/۳۰۱	۱	۰/۷۷۳	۰/۷۷۳
اصفهان	۱/۰۳۸	۰/۹۶۵	۱/۰۰۲	۱	۱/۰۰۸	۱/۰۰۸	۱	۱/۹۵۹	۱/۹۵۹
تهران	۱	۰/۶۸۴	۰/۶۸۴	۰/۸۹۳	۰/۷۷۲	۰/۶۸۹	۱/۱۲۰	۱/۱۶۳	۱/۳۰۳
خراسان	۱/۰۲۶	۰/۹۳۳	۰/۹۵۷	۰/۹۹۸	۱/۰۳۰	۱/۰۲۸	۰/۹۳۹	۱/۰۸۰	۱/۰۱۴
سمنان	۱/۰۶۲	۰/۸۲۵	۰/۸۷۶	۱/۰۶۴	۰/۹۸۴	۱/۰۴۷	۱/۰۸۸	۱	۱/۰۸۸
فارس	۰/۹۷۵	۰/۹۶۲	۰/۹۳۸	۱/۰۲۰	۱/۰۳۵	۱/۰۵۶	۱/۱۴۳	۱/۱۲۲	۱/۲۸۲
قم	۱/۴۵۸	۱/۰۰۳	۱/۴۶۲	۱	۱/۱۳۳	۱/۱۳۳	۰/۸۳۷	۰/۷۴۱	۰/۶۲۰
گلستان	۱/۰۶۸	۰/۹۰۴	۰/۹۶۵	۱/۰۵۴	۱/۰۴۵	۱/۱۰۱	۱/۱۶۷	۱/۱۴۶	۱/۳۳۷
مرکزی	۰/۹۳۴	۰/۸۹۳	۰/۸۳۴	۰/۹۹۶	۱/۰۸۲	۱/۰۷۸	۰/۷۷۲	۱/۰۹۳	۰/۸۴۴
یزد	۰/۹۱۰	۰/۳۶۷	۰/۳۳۴	۰/۹۶۵	۱/۰۶۴	۱/۰۲۷	۱/۱۳۹	۱/۴۸۹	۱/۶۹۶
کرمان	۰/۸۲۰	۰/۸۳۸	۰/۶۸۷	۰/۸۰۰	۱/۰۲۰	۰/۸۱۶	۱/۴۳۱	۱/۱۲۹	۱/۶۱۶
میانگین	۱/۰۲۴	۰/۸۸۴	۰/۹۱۵	۰/۹۸۳	۱/۰۴۳	۱/۰۲۷	۱/۰۵۳	۱/۱۴۴	۱/۲۱۴

ادامه‌ی جدول ۱- تغییرات بهره‌وری M و تفکیک آن به تغییرات کارایی فنی MC و تغییرات فنی MF

سال زراعی	۸۲-۸۳			۸۳-۸۴			۸۴-۸۵		
استان	MC	MF	M	MC	MF	M	MC	MF	M
آذربایجان شرقی	۱	۱/۱۹۷	۱/۱۹۷	۱	۰/۸۵۵	۰/۸۵۵	۱	۰/۹۱۹	۰/۹۱۹
اردبیل	۱	۱/۴۴۴	۱/۴۴۴	۱	۰/۸۹۸	۰/۸۹۸	۱	۱/۲۸۱	۱/۲۸۱
اصفهان	۰/۹۰۱	۰/۷۸۱	۰/۷۰۴	۱/۱۰۳	۰/۸۵۴	۰/۹۴۲	۰/۹۵۶	۱/۰۳۰	۰/۹۸۵
تهران	۱	۱/۲۹۲	۱/۲۹۲	۰/۹۵۸	۰/۸۶۱	۰/۸۲۵	۱/۰۴۴	۱/۰۱۴	۱/۰۵۹
خراسان	۰/۹۴۳	۱/۱۵۵	۱/۰۸۹	۱/۱۰۴	۰/۸۳۵	۰/۹۲۲	۱/۰۰۳	۱/۰۱۵	۱/۰۱۸
سمنان	۰/۸۱۳	۱/۰۹۴	۰/۸۸۹	۱/۰۴۵	۱/۰۰۸	۱/۰۵۳	۰/۹۱۴	۱/۰۶۴	۰/۹۷۲
فارس	۰/۸۴۳	۱/۰۷۲	۰/۹۰۴	۱/۱۸۴	۰/۸۵۶	۱/۰۱۴	۰/۸۷۵	۱/۰۳۷	۰/۹۰۷
قم	۰/۹۲۸	۱/۱۹۲	۱/۱۰۶	۰/۶۹۷	۰/۸۸۵	۰/۶۱۷	۱/۲۸۹	۱/۰۴۲	۱/۳۴۳
گلستان	۰/۷۰۹	۱/۱۹۷	۰/۸۴۹	۰/۹۶۵	۰/۹۰۵	۰/۸۷۳	۱/۰۶۲	۰/۸۸۴	۰/۹۳۹
مرکزی	۱/۰۳۳	۱/۰۷۴	۱/۱۰۹	۱/۰۸۹	۰/۸۹۳	۰/۹۷۲	۰/۶۳۸	۱/۰۴۰	۰/۶۶۴
یزد	۰/۹۴۰	۰/۹۰۲	۰/۸۴۸	۱/۰۶۳	***	****	۱	۰	۰
کرمان	۰/۹۸۵	۱/۴۶۵	۱/۴۴۳	۱/۰۸۲	****	****	۱	۰	۰
میانگین	۰/۹۲۵	۱/۱۵۵	۱/۰۷۳	۱/۰۲۴	۰/۸۸۵	۰/۸۹۷	۰/۹۸۲	۰/۸۶۱	۰/۸۴۱

ادامه‌ی جدول ۱- تغییرات بهره‌وری M و تفکیک آن به تغییرات کارایی فنی MC و تغییرات فنی MF

سال زراعی	۸۵-۸۶		
استان	MC	MF	M
آذربایجان شرقی	۱	۱/۰۶۳	۱/۰۶۳
اردبیل	۱	۰/۶۵۵	۰/۶۵۵
اصفهان	۱/۰۲۵	۱/۱۶۰	۱/۱۸۹
تهران	۱	۱/۰۰۱	۱/۰۰۱
خراسان	۰/۸۷۱	۱/۰۵۹	۰/۹۲۲
سمنان	۱/۲۸۸	۰/۸۸۳	۱/۱۳۷
فارس	۰/۹۸۱	۱/۱۱۸	۱/۰۹۷
قم	۰/۹۸۸	۱/۱۰۵	۱/۰۹۲
گلستان	۱/۳۷۶	۰/۹۱۹	۱/۲۶۵
مرکزی	۱/۷۲۲	۰/۹۶۷	۱/۶۵۵
یزد	۰/۸۵۱	۰/۷۱۲	۰/۶۰۶
کرمان	۱	۰/۷۱۴	۰/۷۱۴
میانگین	۱/۰۹۲	۰/۹۴۶	۱/۰۳۴



نمودار ۲- روند تغییرات بهره‌وری؛تغییرات کارایی و تغییرات فناوری

جدول ۲- آزمون همگرایی برای کل دوره

Source	SS	df	MS	Number of obs =	12
Model	.003060381	1	.003060381	F(1, 10) =	1.31
Residual	.023280669	10	.002328067	Prob > F =	0.2783
Total	.02634105	11	.002394641	R-squared =	0.1162
				Adj R-squared =	0.0278
				Root MSE =	.04825

y	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
x	.0573208	.0499945	1.15	0.278	-.0540738	.1687153
_cons	.0199137	.0139303	1.43	0.183	-.0111251	.0509524

جدول ۳- آزمون همگرایی برای دوره‌ی زمانی۸۲-۸۱ تا ۸۵-۸۴

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

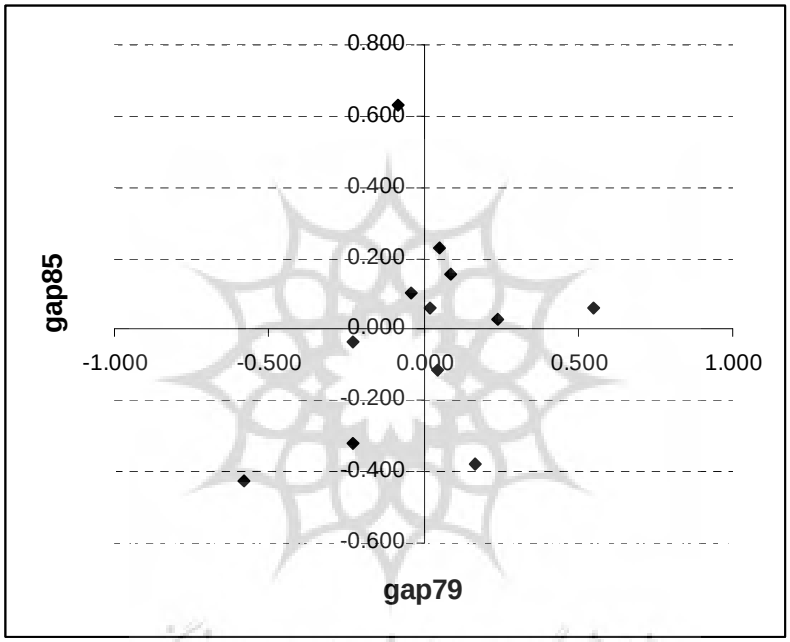
y3	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
x3	-.3760893	.1406756	-2.67	0.028	-.7004878	-.0516909
cons	.0165325	.0260066	0.64	0.543	-.0434389	.0765039

Adj R-squared = 0.405
R-squared = 0.4719

جدول۴- آزمون همگرایی بدون دو سال اول

[y4 |	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf. Interval	
x4 |	-.2469601	.0722122	-3.42	0.007	-.407859	-.0860612
cons |	.0282925	.0201211	1.41	0.190	-.01654	-.073125

R-squared = 0.5391
Adj R-squared = 0.4930



نمودار ۳- انحراف از میانگین بهره وری در سال اول و آخر.

پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی