مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران
دوره ۲-۴۱، شماره ۲، ۱۳۸۹ (۱۳۵-۱۲۷)

اندازه‌گیری و تجزیهٔ رشد بهره‌وری تولید گندم آبی کشور: مقایسهٔ روش‌های روند زمانی، شاخص عمومی و شاخص دیویژیا

حبیب‌اله سلامی[1] و حبیب شهبازی[2]*
۱، ۲، استاد و دانشجوی دوره دکتری پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران
(تاریخ دریافت: ۸۸/۱۰/۱۵- تاریخ تصویب: ۸۹/۴/۹)

چکیده

در این پژوهش اندازه‌گیری و تجزیهٔ رشد بهره‌وری با استفاده از دو روش "روند زمانی" و "شاخص عمومی" برای گندم آبی کشور طی سال‌های ۸۶-۱۳۸۱ صورت گرفته است. سپس رشد بهره‌وری محاسبه‌شده بوسیلهٔ روش روند زمانی و شاخص‌عمومی با رشد بهروری بدست‌آمده بوسیلهٔ "شاخص دیویژیا" برای استان‌های کشور و سال‌های مورد مطالعه مقایسه شده است. نتایج نشان می‌دهد که روش شاخص عمومی، مقادیر نزدیکتری را نسبت به روش روند زمانی با شاخص دیویژیا دارد. بنابراین، استفاده از این شاخص در تعیین رشد بهره‌وری در روش پارامتری نتایج قابل مقایسه‌تری با نتایج شاخص دیویژیا فراهم می‌کند و استفاده از آن در پژوهش‌ها مناسب‌تر می‌باشد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که تغییرات تکنولوژی در طی سال‌های مطالعه برای گندم دارای پیشرفت بوده و بازده مقیاس افزایشی در تولید گندم کشور وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: رشد بهره‌وری، روش روند زمانی، روش شاخص عمومی، روش شاخص دیویژیا.

مقدمه

نگاهی به وضعیت کشاورزی کشورهای در حال توسعه گویای این واقعیت است که پایین بودن بهره‌وری و کارایی عوامل تولید کشاورزی عاملی مهم در تحقق نیافتن اهداف توسعه اقتصادی در بخش کشاورزی در این گونه کشورها است (Chizari & Sadeghi, 1999). یکی از عناصر اصلی توسعه اقتصادی افزایش تولید است. اما بنا بر نظریه‌های تولید، رشد تولید از دو طریق افزایش تولید با به کارگیری بیشتر عوامل تولیدی و افزایش تولید با استفاده از تکنولوژی پیشرفته‌تر و بهره‌گیری کاراتر از عوامل تولیدی، صورت می‌گیرد (Salami, 1997). در اغلب کشورهای در حال توسعه از جمله ایران محدودیت دسترسی به منابع تولید، رشد تولید در بلندمدت را با استفاده از رهیافت اول دور از دسترس می‌کند. از این رو تمرکز بر ارتقاء بهره‌وری عوامل تولید ضرورتی اجتناب‌ناپذیر برای افزایش عرضه محصولات است (Salami & Talachi Langerodi, 2002). در ایران نیز رشد بهره‌وری تولید به عنوان یک رویکرد مدیریتی در دستور کار تمامی دستگاه‌های اجرایی ملی قرار گرفته و تمامی نهادها ملزم به لحاظ نمودن سهم ارتقاء بهره‌وری کل عوامل تولید در واحدهای تحت نظارت خود شده‌اند.

اما یکی از مسائل پیش روی این نهادها، شناخت چگونگی رشد بهره‌وری و اندازه‌گیری آن می‌باشد.

* نویسنده مسئول: حبیب شهبازی تلفن: ۰۲۶۱-۲۲۴۷۷۸۳ E-mail: Habib_Susa@yahoo.com

شناسایی روند رشد بهره‌وری می‌تواند به ارزیابی برنامه‌ها و سیاست‌های اجراشده توسط نهادها و سازمان‌ها کمک نماید. همچنین شناسایی سهم عوامل ایجادکنندهٔ رشد بهره‌وری (تغییر تکنولوژی، بازده‌مقیاس و کارایی) در سرعت بخشیدن به بهبود بهره‌وری مفید است. البته اندازه‌گیری رشد بهره‌وری موضوع تازه‌ای نیست و از گذشته‌های دور مورد توجه بسیاری از مطالعات بویژه مطالعات خارجی نظیر Stivenson (1981)، Baltagi & Griffin (1988)، Capalbo (1988)، Kumbhakar et al. (2000)، Kumbhakar (2004) بوده است. در این مطالعات از روش‌های مختلف پارامتری(اقتصادسنجی) یا غیرپارامتری برای اندازه‌گیری رشد بهره‌وری و تجزیه آن به تغییرات تکنولوژی و بازده مقیاس استفاده شده است، که اخیراً روشی با عنوان "شاخص عمومی" برای تعیین رشد بهره‌وری کل عوامل تولید و اجزاء تشکیل‌دهندهٔ معرفی شده است. در این مطالعه دو رویکرد استفاده از متغیر شاخص عمومی و استفاده از متغیر روند زمانی (روش‌های پارامتری)، برای تعیین رشد بهره‌وری کل عوامل تولید و اجزاء تشکیل‌دهندهٔ آن، با روش عدد شاخص (شاخص دیویژیا-روش ناپارامتری) برای تولید گندم آبی کشور مقایسه شده است.

با توجه به اینکه گندم یکی از مهمترین اقلام حمایتی دولت در بخش کشاورزی است محصولی راهبردی در ایران محسوب می‌شود. بررسی بهره‌وری در تولید آن دارای اهمیت برای سیاست‌گذاران بخش کشاورزی ایران است. علاوه بر این، شناسایی سهم عوامل ایجادکنندهٔ بهره‌وری یعنی تغییرات تکنولوژی و بازده مقیاس از عوامل مهم در اتخاذ سیاست‌های مربوط به افزایش بهره‌وری در تولید گندم کشور می‌باشد. بر این اساس مطالعه حاضر با دو هدف انجام شده است. هدف نخست، مقایسهٔ روش‌های مختلف برای اندازه‌گیری بهره‌وری کل عوامل تولید و انتخاب روش برتر در تولید گندم آبی در ایران است و هدف دوم تجزیهٔ رشد بهره‌وری عوامل تولید به تغییرات تکنولوژی و بازده مقیاس آن طی سال‌های مختلف در استان‌های کشور می‌باشد.

مواد و روش‌ها

Diewert (1976) رویکردهای تجزیه رشد بهره‌وری کل عوامل تولید را به دو دسته تقسیم نمود که شامل رویکرد پارامتری (اقتصادسنجی) و رویکرد غیرپارامتری می‌باشند[1]. در رویکرد پارامتری ابتدا تابع تولید یا تابع هزینه و یا یک تابع سود برآورد می‌شود. در این رویکرد، متغیری به نمایندگی تکنولوژی وارد الگو می‌شود و نحوه اثرگذاری این متغیر بر میزان تولید یا هزینه و یا سود به‌عنوان تغییر بهره‌وری یا پیشرفت تکنولوژی درنظر گرفته می‌شود. در رویکرد غیرپارامتری اغلب از روش عدد شاخص برای محاسبهٔ بهره‌وری کل عوامل تولید استفاده می‌شود. در رویکرد پارامتری از مدت‌ها قبل متغیر روند زمانی به‌عنوان نمایندهٔ تغییر تکنولوژی در توابع یادشده وارد می‌شود. اما Baltagi & Griffin (1988) "شاخص عمومی"[2] که تغییر شکل‌یافتهٔ متغیر روند زمانی است را برای بیان تغییر تکنولوژی مناسب‌تر دانسته‌اند. پس از آن برتری این شاخص توسط Baltagi et al. (1995)، Kumbhakar & Heshmati (1996)، Kumbhakar et al. (2000) نیز مجدداً تائید شده است. با بهره‌گیری از این ایده، Kumbhakar (2004)، روش Baltagi & Griffin (1988) را توسعه داد و با وارد نمودن آثار تقاطعی متغیر شاخص عمومی، مدعی شد که اندازه‌گیری دقیق‌تری را از تغییرات تکنولوژی و رشد بهروری ارائه نموده است. بنا بر این ادعا، متغیر جدید می‌تواند رشد بهره‌وری کل عوامل تولید را نزدیک‌تر به آنچه توسط شاخص دیوژیا اندازه‌گیری می‌شود منعکس نماید.

البته وجود تعداد زیاد نهاده‌های تولید و تعداد کم مشاهدات مانع از بکارگیری روش اقتصادسنجی برای برآورد بهره‌وری کل عوامل تولید و اجزاء آن می‌شود .در مقابل، اگرچه روش عدد شاخص مشکلات روش اقتصاد سنجی را ندارد اما با استفاده از این روش به‌طور مستقیم نمی‌توان رشد بهره‌وری کل عوامل تولید را به اجزاء تشکیل‌دهندهٔ آن تفکیک نمود.

---

۱. Diewert (1976) روش ناپارامتری را به دو گروه استفاده از عدد شاخص و استفاده از برنامه‌ریزی خطی، تقسیم می‌کند.

2. General Index

برای اندازه‌گیری رشد بهره‌وری در رویکرد اقتصادسنجی ابتدا می‌بایست متغیری که بیانگر تغییرات تکنولوژی در طول زمان باشد، تعریف شود. از گذشته‌های دور متغیر روند زمانی در توابع تولید، سود و یا هزینه این وظیفه را بر عهده داشته است. اما این متغیر بیانگر تغییرات تکنولوژی است و بهره‌وری کل عوامل تولید را در شرایطی که اقتصاد مقیاس وجود داشته باشد و تغییراتی در کارایی استفاده از منابع در طول زمان حاصل شده باشد، بازگو نمی‌کند (Chambers, 1988). به همین دلیل کسانی که با نادیده گرفتن این شرایط تلاش نموده‌اند بهره‌وری کل عوامل تولید را محاسبه کنند تفاوت‌هایی را با آنچه از روش شاخص عدد بدست آورده‌اند مشاهده کرده‌اند. همین امر منجر به پیشنهاد و تعریف جدیدی از متغیر تغییرات تکنولوژی شد که در ادامه روش اندازه‌گیری بهره‌وری با تعریف قدیم و جدید توضیح داده می‌شود.

الگوی روند زمانی

چنانچه فرایند تولید گندم آبی در استان‌های کشور با استفاده از تابع هزینه ترنسلوگ الگوسازی شود[1]، آنگاه استفاده از متغیر روند زمانی به‌عنوان شاخصی از متغیر تکنولوژی به صورت زیر در الگو وارد می‌شود:

$$\begin{aligned}\mathrm{Ln}\,C_{it} &= \beta_i + \sum_i \alpha_i D_i + \sum_j \beta_j \mathrm{Ln}\,P_{jit} + \beta_y \mathrm{Ln}\,Y_{it} + \beta_t t + \beta_x \mathrm{Ln}\,X_{it} \\ &+ \cdot/\delta\left[\sum_j\sum_k \beta_{jk}\mathrm{Ln}\,P_{jit}\mathrm{Ln}\,P_{kit} + \beta_{yy}(\mathrm{Ln}\,Y_{it})^2 + \beta_{tt}(t)^2 + \beta_{xx}(\mathrm{Ln}\,X_{it})^2\right] \\ &+ \sum_j \beta_{jy}\mathrm{Ln}\,P_{jit}\mathrm{Ln}\,Y_{it} + \sum_j \beta_{jt}\mathrm{Ln}\,P_{jit}t + \beta_{yt}\mathrm{Ln}\,Y_{it}t \\ &+ \sum_j \beta_{jx}\mathrm{Ln}\,P_{jit}\mathrm{Ln}\,X_{it} + \beta_{xt}\mathrm{Ln}\,X_{it}t + \beta_{yx}\mathrm{Ln}\,Y_{it}\mathrm{Ln}\,X_{it}\end{aligned} \quad (۱$$

که در آن، C هزینه کل تولید گندم، P_j و P_k به ترتیب قیمت نهادهٔ j ام و k ام، X مقدار نهاده ثابت (زمین) و Y میزان تولید گندم می‌باشند. در رابطهٔ ۱، t متغیر روند زمانی (متغیر تکنولوژی)، j نهاده‌های تولید، i استان‌های کشور و D متغیر موهومی مربوط به استان‌های کشور می‌باشد. همچنین اعمال یا تأمین شرایط زیر برای انطباق رفتار تابع هزینه با تئوری ضروری می‌باشد:

$$\beta_{jk} = \beta_{kj},\ \sum_j \beta_j = 1,\ \sum_j \beta_{jk} = 0\ \forall k,\ \sum_j \beta_{jy} = 0,\ \sum_j \beta_{jt} = 0 \quad (۲$$

در رابطهٔ ۲، محدودیت اول در سمت چپ به منظور لحاظ نمودن شرایط تقارن و سایر محدودیت‌ها به منظور لحاظ نمودن شرایط همگنی از درجه یک در قیمت نهاده‌ها است.

بر اساس تعریف، تغییر تکنولوژی به صورت تغییر در هزینه کل تولید در طول زمان می‌باشد (Chambers, 1988). طبعاً پیشرفت تکنولوژی در قالب کاهش هزینه و پسرفت تکنولوژی به‌صورت افزایش هزینهٔ تولید بیان می‌شود. با توجه به تابع هزینهٔ ترنسلوگ (رابطهٔ ۱)، تغییر تکنولوژی به صورت زیر بدست می‌آید:

$$\mathrm{TC}^{tt}_{it} = \partial \mathrm{Ln}\,C_{it}/\partial t = -\left[\beta_t + \beta_{tt}\,t + \sum_j \beta_{jt}\,\mathrm{Ln}\,P_{jit} + \beta_{yt}\,\mathrm{Ln}\,Y_{it} + \beta_{xt}\,\mathrm{Ln}\,X_{it}\right] \quad (۳$$

در رابطهٔ بالا، TC^{tt}، تغییر تکنولوژی در تولید گندم آبی در طی یک دورهٔ زمانی با استفاده از متغیر روند زمانی در هر استان را نشان می‌دهد که تابعی از قیمت نهاده‌ها، مقدار نهاده ثابت و مقدار تولید در استان‌های مختلف است. بنابراین، امکان محاسبهٔ رشد تغییر تکنولوژی در هر استان و در سطح مشخصی از قیمت نهاده‌ها، مقدار نهاده ثابت و تولید فراهم می‌باشد.

بازده مقیاس به‌صورت تغییر در هزینهٔ تولید در اثر تغییر در سطح تولید در قالب مشتق زیر بدست می‌آید:

$$\begin{aligned}\mathrm{RTS}^{tt}_{it} &= 1/(\partial \mathrm{Ln}\,C_{it}/\partial \mathrm{Ln}\,Y_{it}) \\ &= 1\Big/(\beta_y + \beta_{yy}\,\mathrm{Ln}\,Y_{it} + \sum_j \beta_{jy}\,\mathrm{Ln}\,P_{jit} + \beta_{yt}\,t + \beta_{yx}\,\mathrm{Ln}\,X_{it})\end{aligned} \quad (۴$$

در رابطهٔ ۴، RTS^{tt} بازده مقیاس در تولید گندم آبی در طی یک دورهٔ زمانی با استفاده از متغیر روند زمانی در هر استان را بازگو می‌کند.

از طرف دیگر و بنا به تعریف، رشد بهره‌وری کل عوامل تولید از رابطهٔ زیر به‌دست می‌آید (Kumbhakar, 2004):

---

۱. استفاده از این تابع به دلیل اینکه محدودیتی‌های کمتری را بر فرآیند تولید اعمال می‌کند و اشکال تابعی دیگر نیز در داخل آن وجود دارد، مناسب است (Kumbhakar, 2004). در ایران Hosseini Zad (2004)، نشان داده است که تابع هزینهٔ ترنسلوگ برای تولید گندم مناسب‌تر از دو شکل درجهٔ دوم نرمال‌شده و لئونتیف تعمیم‌یافته است. مطالعات دیگری در خارج کشور نیز وجود دارد که نشان دهنده مناسب بودن شکل تابعی ترنسلوگ برای تابع هزینه می‌باشند که از آنها می توان به Alarcon (2005)، Erikson et al. (2003)، Yong (2001)، Garcia & Randall (1994)، Shumway & Hongil (1993)، Capalbo (1988) و Kuroda (1987) اشاره کرد.

$$\dot{TFP}_{it} = \dot{Y}_{it} - \sum_j S_{jit}\dot{x}_{jit} = TC_{it}^{tt} + \dot{Y}(1-(1/RTS_{it}^{tt})) \qquad (۵$$

که در آن، $\dot{TFP}$ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بر مبنای عدد شاخص (الگوی دیوژیا)، $\dot{Y}$ رشد تولید گندم، S_j سهم هزینه نهادهٔ j ام از کل هزینه تولید گندم و $\dot{X}_j$ رشد مقدار نهادهٔ j ام می‌باشند. رابطهٔ (۵) نشان می‌دهد که رشد بهره‌وری کل عوامل تولید به دو جزء تغییرات تکنولوژی (TC^{tt}) و بازده مقیاس (RTS^{tt}) قابل تجزیه می‌باشد.

به منظور برآورد رشد بهره‌وری عوامل تولید و تعیین تغییر تکنولوژی و بازده مقیاس، تابع هزینه (رابطهٔ ۱)، تابع رشد بهره‌وری کل عوامل تولید (رابطهٔ ۵) و توابع سهم هزینهٔ نهاده به‌صورت سیستم معادلات برآورد می‌شوند. تابع سهم هزینهٔ هر نهاده، از مشتق‌گیری تابع هزینه نسبت به قیمت آن نهاده بدست می‌آید که به صورت زیر می‌باشد:

$$S_{jit} = \partial \mathrm{Ln}\, C_{it}/\partial \mathrm{Ln}\, P_{jit} = \beta_j + \sum_k \beta_{jk}\,\mathrm{Ln}\, P_{kit} + \beta_{jy}\,\mathrm{Ln}\, Y_{it} + \beta_{jt}\, t + \beta_{jx}\,\mathrm{Ln}\, X_{it} \qquad (۶$$

با برآورد روابط ۱، ۵ و ۶ می‌توان رشد بهره‌وری عوامل تولید، تغییر تکنولوژی و بازده مقیاس در تولید گندم آبی را با استفاده از متغیر روند زمانی تعیین کرد. همچنین می‌توان رشد بهره‌وری عوامل تولید بدست‌آمده از این روش را با رشد بهره‌وری بدست‌آمده از روش شاخص دیویژیا مقایسه کرد.

الگوی شاخص عمومی

Baltagi & Griffin (1988)، تعریف جدیدی از متغیر تکنولوژی را به‌صورت A(t) ارائه می‌کنند که در قالب متغیرهای موهومی برای هر سال بیان می‌شود. یعنی:

$$A(t) = \lambda_2 L_2 + \lambda_3 L_3 + \lambda_4 L_4 + \cdots + \lambda_T L_T$$

می‌باشد که L_t ها متغیرهای موهومی برای هر سال است. در حالی‌که Baltagi & Griffin (1988)، توان اول A(t) را به‌عنوان متغیر تکنولوژی وارد الگو نموده‌اند، Kumbhakar (2004)، توان دوم این متغیر را هم مفید دانسته و در تابع وارد کرده که شکل نهایی آن در تابع هزینه ترنسلوگ به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\begin{aligned}\mathrm{Ln}\, C_{it} &= \beta_0 + \sum_i \alpha_i D_i + \sum_j \beta_j \mathrm{Ln}\, P_{jit} + \beta_y \mathrm{Ln}\, Y_{it} + \beta_t A(t) + \beta_x \mathrm{Ln}\, X_{it} \qquad (۷\\ &+ 0.5\left[\sum_j\sum_k \beta_{jk}\mathrm{Ln}\, P_{jit}\mathrm{Ln}\, P_{kit} + \beta_{yy}(\mathrm{Ln}\, Y_{it})^2 + \beta_{tt}(A(t))^2 + \beta_{xx}(\mathrm{Ln}\, X_{it})^2\right]\\ &+ \sum_j \beta_{jy}\mathrm{Ln}\, P_{jit}\mathrm{Ln}\, Y_{it} + \sum_j \beta_{jt}\mathrm{Ln}\, P_{jit}A(t) + \beta_{yt}\mathrm{Ln}\, Y_{it}A(t)\\ &+ \sum_j \beta_{jx}\mathrm{Ln}\, P_{jit}\mathrm{Ln}\, X_{it} + \beta_{xt}\mathrm{Ln}\, X_{it}A(t) + \beta_{yx}\mathrm{Ln}\, Y_{it}\mathrm{Ln}\, X_{it}\end{aligned}$$

که در آن، C هزینه کل تولید گندم، P_j و P_k به ترتیب قیمت نهادهٔ j ام و k ام، X مقدار نهاده ثابت (زمین) و Y میزان تولید گندم می‌باشند. همچنین t زمان، j نهاده‌های تولید، i استان‌های کشور، D متغیر موهومی مربوط به استان‌های کشور می‌باشد. همچنین اعمال یا تأمین شرایط (۲) برای انطباق با تئوری در برآورد تابع ۷ نیز ضروری می‌باشد.

همانند الگوی روند زمانی، از تابع هزینه برآورد شده می‌توان تغییرات تکنولوژی را به‌دست آورد که بصورت زیر تعریف می‌شود.

$$\begin{aligned}TC_{it}^{gi} = -[A(t)-A(t-1)]\{&\beta_a + 0.5\,\beta_{aa}[A(t)+A(t-1)] \qquad (۸\\ &+ \sum_j \beta_{jt}\,\mathrm{Ln}\, P_{jit} + \beta_{yt}\,\mathrm{Ln}\, Y_{it} + \beta_{xa}\,\mathrm{Ln}\, X_{it}\}\end{aligned}$$

در رابطهٔ بالا، TC^{gi}، تغییر تکنولوژی در تولید گندم آبی در طی یک دورهٔ زمانی با استفاده از متغیر شاخص عمومی در هر استان می‌باشد. همچنین بازده مقیاس با مشتق‌گیری از تابع هزینه نسبت به سطح تولید از رابطهٔ زیر بدست می‌آید:

$$\begin{aligned}RTS_{it}^{gi} &= 1/(\partial \mathrm{Ln}\, C_{it}/\partial \mathrm{Ln}\, Y_{it}) \qquad (۹\\ &= 1/(\beta_y + \beta_{yy}\,\mathrm{Ln}\, Y_{it} + \sum_j \beta_{jy}\,\mathrm{Ln}\, P_{jit} + \beta_{ya}A(t) + \beta_{yx}\,\mathrm{Ln}\, X_{it})\end{aligned}$$

در رابطهٔ ۹، RTS^{gi} بازده مقیاس در تولید گندم آبی با استفاده از متغیر شاخص عمومی طی یک دورهٔ زمانی در هر استان را نشان می‌دهد. علاوه بر این، همانند رابطهٔ ۵، رشد بهره‌وری کل عوامل تولید از رابطهٔ زیر بدست‌می‌آید:

$$\dot{TFP}_{it} = \dot{Y}_{it} - \sum_j S_{jit}\dot{x}_{jit} = TC_{it}^{gi} + \dot{Y}(1-(1/RTS_{it}^{gi})) \qquad (۱۰$$

که در آن، $\dot{TFP}$ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید، $\dot{Y}$ رشد تولید گندم، S_j سهم هزینه نهادهٔ j ام از کل هزینه تولید گندم و $\dot{X}_j$ رشد مقدار نهادهٔ j ام می‌باشند. همانند قبل این رابطه نشان می‌دهد که رشد بهره‌وری کل عوامل تولید از دو جزء بازده مقیاس و تغییرات تکنولوژی تشکیل شده است.

به منظور برآورد رشد بهره‌وری عوامل تولید و تعیین رشد تغییر تکنولوژی و بازده مقیاس، تابع هزینه (رابطهٔ۷)، تابع رشد بهره‌وری کل عوامل تولید (رابطهٔ۱۰) و توابع سهم هزینهٔ نهاده به‌صورت سیستم معادلات برآورد می‌شوند. توابع سهم هزینهٔ نهاده‌ها برای تابع ۷، به صورت زیر می‌باشد:

$$S_{jit} = \partial \mathrm{Ln}\, C_{it} / \partial \mathrm{Ln}\, P_{jit} = \beta_j + \sum_k \beta_{jk} \mathrm{Ln}\, P_{kit} + \beta_{jy} \mathrm{Ln}\, Y_{it} + \beta_{ja} A(t) + + \beta_{jx} \mathrm{Ln}\, X_{it} \quad (۱۱$$

با برآورد روابط ۷، ۱۰ و ۱۱ می‌توان رشد بهره‌وری عوامل تولید، تغییر تکنولوژی و بازده مقیاس در تولید گندم آبی را با استفاده از متغیر شاخص عمومی تعیین کرد. همچنین می‌توان رشد بهره‌وری عوامل تولید بدست‌آمده از این روش را با رشد بهره‌وری بدست‌آمده از روش شاخص دیویژیا مقایسه کرد.

به منظور محاسبهٔ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید با استفاده از روش دیوژیا از تقریب ترنکویست-تیل استفاده می‌شود که به صورت زیر تعریف می‌شود (Salami, 1997):

$$\dot{TFP}_{it} = \mathrm{Ln}(Y_{it}/Y_{i0}) - \sum_j \cdot/\Delta (S_{ij0} + S_{ijt}) \mathrm{Ln}(X_{ijt}/X_{ij0}) \quad (۱۲$$

که در آن، $\dot{TFP}$ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید، Y میزان تولید، S_j سهم هزینهٔ نهاده j ام در تولید و X_j میزان نهاده j ام می‌باشد. در این رابطه، i استان‌های کشور، t سال مورد ارزیابی و صفر (0) سال پایه می‌باشد.

داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز شامل قیمت و مقدار محصول گندم، نهاده‌های کودحیوانی، کودشیمیایی، بذر، سم، آب، ماشین‌آلات، نیروی‌کار و زمین می‌باشند که برای سال‌های زراعی ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۶ برای ۱۹ استان منتخب کشور از Ministry Of Jahad Keshavarzi (2009) جمع‌آوری شده است. قیمت نهاده آب به‌دلیل نبودن قیمت بازاری آن به‌صورت هزینهٔ آب در هر هکتار در نظر گرفته شده است. اگرچه تفاوت در هزینهٔ آب در هکتار بطور کامل منعکس‌کننده تغییرات قیمتی آب نیست، لیکن این تفاوت‌ها می‌تواند بر تصمیم تولیدکننده در مصرف آب اثرگذار باشد. لذا یک تقریب قابل قبولی از قیمت آب را بازگو می‌کند. قیمت نهاده ماشین‌آلات بصورت هزینه ماشینی در هکتار با توجیهی مشابه در نظر گرفته شده است. دستمزد نیروی‌کار بر حسب ارزش نفر روز کار، قیمت کود شیمیایی (فسفات، ازت و پتاس)، سموم (علف‌کش، حشره‌کش و قارچ‌کش) و بذر برحسب ارزش هر کیلوگرم و قیمت کود حیوانی بر حسب ارزش هر تن و زمین به‌عنوان نهادهٔ ثابت بر حسب هکتار می‌باشد. به منظور برآورد تابع هزینه ترنسلوگ، ابتدا با بهره‌گیری از نظریه کالای مرکب تعمیم یافته و با استفاده از شاخص ترنکویست، قیمت نهاده‌های کودحیوانی، کودشیمیایی، بذر، سم، آب تجمیع و قیمت "نهادهٔ واسطه‌ای" ساخته شد. در نهایت قیمت نیروی کار، ماشین‌آلات و نهاده واسطه‌ای به عنوان نهاده‌های متغییر و هکتار زمین زیرکشت به عنوان نهاده نهاده ثابت در تابع هزینه وارد شدند.

نتایج

به منظور برآورد تابع هزینه ترنسلوگ، ابتدا داده‌ها و اطلاعات تولید و هزینه گندم برای سال‌های زراعی ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۶ برای ۱۹ استان از وزارت جهاد کشاورزی جمع‌آوری گردید. سپس برای تعیین رشد بهره‌وری عوامل تولید و تعیین تغییر تکنولوژی و بازده به مقیاس با استفاده از متغیر روند زمانی، تابع هزینه (رابطهٔ ۱)، تابع رشد بهره‌وری کل عوامل تولید (رابطهٔ ۵) و توابع سهم هزینهٔ نهاده (رابطهٔ ۶) به‌صورت سیستم معادلات برآورد شدند. همچنین برای تعیین رشد بهره‌وری عوامل تولید و تعیین تغییر تکنولوژی و بازده به مقیاس با استفاده از متغیر شاخص عمومی روابط ۷، ۱۰ و ۱۱ به‌صورت سیستم معادلات برآورد شدند. به منظور تأمین شرایط همگنی در تابع هزینه، قیمت نهاده‌ها با استفاده از قیمت نهادهٔ ماشین‌آلات نرمال گردید. بنابراین در تابع هزینهٔ برآوردی قیمت نرمال‌شدهٔ نهادهٔ واسطه‌ای (IP) و نهادهٔ نیروی کار (BP) قرار گرفتند. سیستم معادلات "۱، ۵ و ۶" و سیستم معادلات "۷، ۱۰ و ۱۱" با استفاده از روش حداکثر درستنمایی غیرخطی توسط نرم‌افزار شازم برآورد شدند. همچنین شرایط قانونمند کردن (رابطهٔ ۲) برای هر دو تابع سیستم لحاظ گردید. با توجه به هدف تحقیق، پس از برآورد توابع هزینه با متغیر روند زمانی و شاخص عمومی

برای تکنولوژی، تغییرات تکنولوژی، بازده مقیاس و رشد بهره‌وری کل عوامل تولید با استفاده از روابط ۳ - ۵ برای روند زمانی و روابط ۸-۱۰ برای شاخص عمومی محاسبه شد. همچنین رشد بهره‌وری کل عوامل تولید با استفاده از روش دیوژیا محاسبه گردید. جدول (۱) تغییرات تکنولوژی، بازده مقیاس و رشد بهره‌وری کل عوامل تولید طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۸۱ برای استان‌های کشور نشان می‌دهد.

بر اساس نتایج بدست‌آمده طی سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۶، در تولید گندم آبی در تمامی استان‌های کشور پیشرفت تکنولوژی وجود داشته است. بر همین اساس بیشترین پیشرفت تکنولوژی با استفاده از روش‌های روند زمانی و شاخص عمومی مربوط به استان یزد می‌باشد. بر اساس جدول ۱، در تمامی استان‌های کشور در طی سال‌های مورد بررسی، بازده افزایشی به مقیاس مشاهده شد. رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در روش روند زمانی و شاخص عمومی برای تمامی استان‌های مورد مطالعه در طی سال‌های ۸۶-۱۳۸۱ مثبت می‌باشد. شاخص دیوژیا نیز میزان مثبتی را برای آن نشان می‌دهد. این مسئله در سایر مطالعات تأیید شده است.

جدول ۱- تغییرات تکنولوژی، بازده مقیاس و رشد بهره‌وری کل عوامل تولید گندم آبی طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۸۱

استان	تغییرات تکنولوژی		بازده مقیاس		رشد بهره‌وری کل عوامل تولید	
	*TT	*GI	*TT	*GI	*TT	*GI	*DI
آذربایجان‌شرقی	۰/۰۳۶۴۴۴	۰/۰۰۹۹۳۷	۱/۳۸۴۹۷۵	۱/۷۳۲۳۳۱	۰/۱۳۲۸۷۹	۰/۱۵۶۹۶	۰/۱۸۷۸۳۱
آذربایجان‌غربی	۰/۰۳۴۰۳۹	۰/۰۰۸۴۴۹	۱/۳۵۸۲۷۸	۱/۷۴۶۹۰۰	۰/۱۴۵۶۸۰	۰/۱۸۹۱۳۲	۰/۰۵۵۸۳۷
اردبیل	۰/۰۳۲۴۲۶	۰/۰۰۸۲۸۸	۱/۳۲۵۲۹۸	۱/۷۰۷۱۷۴	۰/۱۸۰۲۰۷	۰/۲۵۰۳۴۱	۰/۱۹۰۴۰۲
اصفهان	۰/۰۳۵۰۲۰	۰/۰۰۹۵۶۲	۱/۳۷۷۰۳۱	۱/۷۳۲۵۰۶	۰/۱۷۵۳۰۲	۰/۲۲۹۳۷۷	۰/۳۹۳۷۸۵
ایلام	۰/۰۳۲۷۴۲	۰/۰۰۷۸۵	۱/۳۵۵۸۷۵	۱/۷۵۳۹۴۰	۰/۲۲۴۳۰۱	۰/۳۲۵۷۸۹	۰/۴۲۷۵۵۵
بوشهر	۰/۰۲۸۳۳۰	۰/۰۰۷۳۰۷	۱/۳۲۷۱۱۱	۱/۷۳۳۶۶۵	۰/۲۰۸۱۱۴	۰/۳۱۸۲۷۸	۰/۲۰۵۰۲۵
تهران	۰/۰۳۳۷۶۷	۰/۰۰۹۷۵۹	۰/۳۷۰۵۹۴	۰/۷۲۱۱۵۳	۰/۱۷۵۲۱۷	۰/۲۳۵۴۷	۰/۳۰۰۹۸۵
چهارمحال‌بختیاری	۰/۰۳۳۸۹۷	۰/۰۰۸۷۹۴	۱/۳۷۲۷۵۰	۱/۷۴۴۴۴۶	۰/۱۴۴۷۷۵	۰/۱۸۲۹۳۷	۰/۲۹۱۳۰۵
زنجان	۰/۰۳۱۶۳۰	۰/۰۰۷۱۰۸	۱/۳۷۶۳۷۵	۱/۷۹۳۸۴۵	۰/۱۷۳۷۱۲	۰/۲۴۲۳۸۹	۰/۲۵۸۷۲۷
سمنان	۰/۰۳۲۸۵۴	۰۰۸۶۵۵	۱/۴۲۵۵۱۵	۱/۸۰۵۹۹۱	۰/۰۵۲۶۰۹	۰/۰۳۸۳۷۶	۰/۲۹۶۹۰۲
فارس	۰/۰۳۳۹۱۲	۰/۰۰۸۷۰۴	۱/۳۷۱۷۲۹	۱/۷۴۶۰۵۶	۰/۱۶۰۰۶۴	۰/۲۰۹۸۵۸	۰/۲۷۷۷۴۸
قزوین	۰/۰۳۲۳۸۸	۰/۰۰۸۵۷۶	۱/۳۷۶۱۱۳	۱/۷۵۸۰۱۱	۰/۱۴۹۱۳۲	۰/۱۹۳۸۴۹	۰/۲۰۵۷۳۸
قم	۰/۰۳۵۶۲۱	۰/۰۰۹۴۱۱	۱/۴۳۶۸۵۲	۱/۸۰۰۲۳۳	۰/۰۸۴۶۸۷	۰/۰۸۱۲۰۲	۰/۵۰۴۵۰۷
کردستان	۰/۰۳۰۹۷۵	۰/۰۰۶۸۲۸	۱/۳۵۵۴۰۵	۱/۷۷۶۵۴۱	۰/۲۳۶۳۸۲	۰/۳۵۲۷۷۲	۰/۴۱۸۴۴۹
کرمانشاه	۰/۰۳۱۵۸۹	۰/۰۰۸۴۶۶۴	۰/۳۲۷۷۸۰	۱/۷۰۶۶۵۷	۰/۲۹۶۶۴۷	۰/۴۵۴۹۴	۰/۴۳۷۰۳۳
مازندران	۰/۰۰۹۰۲۰	۰/۰۰۲۷۲۶	۱/۳۲۵۹۳۹	۱/۸۱۵۱۴۷	۰/۳۲۵۳۸۲	۰/۵۸۰۷۸۳	۰/۵۳۵۱۶
مرکزی	۰/۰۳۵۷۸۶	۰/۰۰۹۳۴۶	۱/۳۶۱۶۲۸	۱/۷۳۱۱۷۷	۰/۱۹۷۲۱۵	۰/۲۶۷۰۵۶	۰/۴۱۳۰۲۶
هرمزگان	۰/۰۳۳۷۲۱	۰/۰۰۹۰۸۳	۱/۳۴۰۶۳۳	۱/۷۰۶۶۰۷	۰/۲۷۷۳۳۷	۰/۴۰۸۲۱۹	۰/۳۷۳۸۹۹
یزد	۰/۰۳۷۸۹۷	۰/۰۱۰۲۲۴	۱/۳۶۴۰۱۱	۱/۷۰۱۰۰۷	۰/۱۳۶۹۱۵	۰/۱۶۳۰۶۳	۰/۳۵۸۹۱۶

*TT: روش روند زمانی، GI روش شاخص عمومی و DI شاخص دیوژیا

مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای نمونه، Mirzaei Kootnani (2002) طی سال‌های ۱۳۷۸-۱۳۶۹، Mojaverian (2002) طی دوره ۷۸-۱۳۶۹، Moradi & Mortezavi (2003) طی سال‌های ۸۰-۱۳۷۸، Mazhari & Mohades Hosseini (2007) طی برنامه سوم توسعه اقتصادی در استان خراسان رضوی و Rafiee et al. (2007) طی دوره ۸۴- ۱۳۶۳ برای هشت استان منتخب، رشد مثبتی را برای بهره‌وری در تولید گندم آبی بدست آورده‌اند[1].

هدف اصلی این مطالعه مقایسهٔ روش‌های روند زمانی و شاخص عمومی با شاخص دیوژیا در محاسبهٔ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید می‌باشد. همانطور که مشاهده می‌شود، رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در روش

۱. البته لازم به ذکر است، مطالعاتی مانند Heidari (1999) طی دوره ۱۳۷۳-۱۳۶۲برای استان مرکزی و Alvanchi & Saboohi (2007) طی دوره ۱۳۸۴-۱۳۶۰، رشد منفی در بهره‌وری تولید گندم آبی بدست آورده‌اند.

شاخص عمومی و دیوژیا مقادیر نزدیک‌تری نسبت به روش روند زمانی و دیوژیا دارد. یعنی مقادیر رشد بهره‌وری که از روش شاخص عمومی بدست می‌آید، اختلاف کمتری با شاخص دیویژیا نسبت به مقادیر رشد بهره‌وری به‌دست آمده از روش روند زمانی دارد. بنابراین این نتایج نشان می‌دهد که همانند مطالعات Baltagi & Griffin (1988) و Kumbhakar (2004) روش شاخص عمومی روش مناسب‌تری نسبت به روند زمانی برای بیان رشد بهره‌وری کل عوامل تولید است.

پس از بررسی رشد بهره‌وری برای استان‌های منتخب کشور برای سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۶، به بررسی رشد بهره‌وری کل کشور برای سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۶ پرداخته می‌شود. جدول (۲) تغییرات تکنولوژی، بازده مقیاس و رشد بهره‌وری کل عوامل تولید برای کل کشور طی سال‌های ۸۶-۱۳۸۱ نشان می‌دهد.

همانطور که مشاهده می‌شود، تکنولوژی با استفاده از روش‌های روند زمانی (به جز سال ۱۳۸۲) و شاخص عمومی برای تمامی سال‌ها در تولید گندم آبی پیشرفت داشته‌اند. بر همین اساس بیشترین پیشرفت تکنولوژی در روش‌های روند زمانی و شاخص عمومی مربوط به سال ۱۳۸۱ می‌باشد. با در نظر گرفتن رشد تولید گندم آبی کشور، تمامی استان‌های کشور در طی تمامی سال‌های مورد بررسی بازده افزایشی به مقیاس داشته‌اند. همانطور که پیشتر نشان‌داده شد، رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بدست آمده از روش شاخص عمومی و دیویژیا مقادیر نزدیکتری را نسبت به رشد بهره‌وری کل عوامل تولید به‌دست‌آمده از روش روند زمانی با شاخص دیویژیا برای سال‌های مختلف برای کل کشور دارد.

بحث و پیشنهادات

در این پژوهش رشد بهره‌وری کل عوامل تولید با سه روش "روند زمانی"، "شاخص عمومی" و "شاخص دیویژیا" مورد بررسی قرار گرفت. هدف اصلی این پژوهش مقایسهٔ دو روش روند زمانی و شاخص عمومی با روش شاخص دیویژیا می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که استفاده از شاخص عمومی به عنوان متغیر نشان‌دهنده تکنولوژی در تابع هزینه، رشد بهره‌وری کل عوامل تولید مقادیر نزدیک‌تری با شاخص محاسباتی دیویژیا نسبت به استفاده از متغیر روند زمانی دارد. به‌عبارت دیگر، رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بدست‌آمده از روش شاخص عمومی میزان دقیق‌تری را نسبت به رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بدست‌آمده از روش روند زمانی نشان می‌دهد. این مطلب در سایر مطالعات نظیر Baltagi & Griffin (1988) و Kumbhakar (2004) نیز بدست آمده است. بنابراین به نظر می‌رسد استفاده از شاخص عمومی برای نشان دادن متغیر تکنولوژی در روش پارامتری مناسب‌تر از متغیر روند زمانی باشد. یکی از مسائلی که بسیاری از پژوهش‌ها در زمینه تعیین تغییرات تکنولوژی، بازده مقیاس و رشد بهره‌وری کل عوامل تولید با آن روبرو است، تعیین متغیر مناسب برای نشان دادن تکنولوژی است. بر اساس مطالعه حاضر پیشنهاد می‌گردد، در تعیین تغییرات تکنولوژی، بازده مقیاس و رشد بهره‌وری کل عوامل تولید از روش شاخص عمومی استفاده گردد. از دیگر نتایج این مطالعه بازده افزایشی در تولید گندم آبی کشور در طی سال‌های ۸۶-۱۳۸۱ برای استان‌های کشور می‌باشد. با توجه به اینکه شاخص عمومی، متغیر مناسب‌تری از روند زمانی برای بیان

جدول ۲- تغییرات تکنولوژی، بازده مقیاس و رشد بهره‌وری کل عوامل تولید گندم آبی کشور

سال	تغییرات تکنولوژی		بازده مقیاس		رشد بهره‌وری کل عوامل تولید		
	*TT	*GI	*TT	*GI	*TT	*GI	*DI
۱۳۸۱	۰/۱۱۹۰۰	۰/۰۱۲۳۷۹	۱/۳۶۸۱۹	۱/۶۹۳۷۷۸	۰/۲۳۵۰۵	۰/۱۸۶۴۶۹	۰/۲۵۳۶۹۳
۱۳۸۲	-۰/۰۵۵۸۱	۰/۰۱۰۵۵۴	۱/۳۶۷۸۱	۱/۷۲۲۶۰۴	۰/۰۷۳۲۰	۰/۲۰۹۸۵۸	۰/۲۴۹۶۰۱
۱۳۸۳	۰/۰۳۲۷۸	۰/۰۱۰۰۹۵	۱/۳۶۱۷۳	۱/۷۱۰۵۷۵	۰/۱۸۷۹۷	۰/۲۵۱۰۸	۰/۲۵۲۸۲۷
۱۳۸۴	۰/۰۷۷۷۷	۰/۰۰۷۳۲۶	۱/۳۶۶۱۴	۰/۷۶۶۱۷۵	۰/۲۲۸۸۸	۰/۲۵۹۷۷	۰/۳۳۶۸۳۷
۱۳۸۵	۰/۰۰۵۶۰	۰/۰۰۵۹۷۷	۱/۳۶۵۰۲	۱/۷۸۲۰۸۹	۰/۱۷۱۶۷	۰/۲۹۱۱۴۳	۰/۴۳۹۵۳۱
۱۳۸۶	۰/۰۲۹۵۲	۰/۰۰۵۲۸۶	۱/۳۶۴۲۴	۱/۷۹۳۷۳۴	۰/۱۹۱۴۶	۰/۲۷۹۳۳۲	۰/۳۶۴۹۰۱

*TT: روش روند زمانی، GI روش شاخص عمومی و DI شاخص دیویژیا

مأخذ: یافته‌های پژوهش

تغییرات تکنولوژی تشخیص داده شد، به نظر می‌رسد بررسی تغییرات تکنولوژی با استفاده از این روش مناسب‌تر باشد. بر اساس نتایج (جدول۲)، مشاهده می‌شود که پیشرفت تکنولوژی تولید گندم آبی کشور طی سال‌های ۸۶-۱۳۸۱ دارای روندی کاهنده بوده است. توجه به پیشرفت تکنولوژی منجر به افزایش رشد بهره‌وری و در نهایت افزایش تولید محصولی راهبردی مانند گندم می‌شود.

REFERENCES

1. Alarcon, S. (2005), Input substitution in the Spanish food industry, *Proceeding of ninth European associational agricultural economists congress*, The future of rural European the global agri-food system, Denmark.
2. Alvanchi, M. & Saboohi, M. (2007). Productivity growth in Iranian wheat production: a empirical study, In: Proceedings of *sixth Iranian agricultural economic conference*, Faculty of agriculture, Ferdowsi University of Mashhad, Iran. (In Farsi).
3. Baltagi, B. H. & Griffin, J. M. (1988). A general index of technical change, *Journal of Political Economy*, 96, 20–41.
4. Baltagi, B. H., Griffin, J. M. & Rich, P. (1995). Airline deregulation: the cost pieces of the puzzle, *International Economic Review*, 36, 245–258.
5. Capalbo, S. M. (1988). Measuring the components of aggregate productivity growth in U.S. agriculture, *Western Journal of Agricultural Economics*, 13, 53–62.
6. Chambers, R. G. (1988). *Applied production analysis: a dual approach*, Cambridge University Press.
7. Chizari, A. H. & Sadeghi, A. (1999) Assessment of economic effect of canalization on date production factor productivity, the Case study: Booshehr province, *Agriculture Economics and Development Journal*, 30, 76-92. (In Farsi).
8. Diewert, W. E. (1981). *The economic theory of index number: survey essay in the theory and measurement of consumer behavior*, Ed. R. Deaton, Cambridge University Press, US.
9. Diewert, W. E. (1976). Exact and superlative index number, *Journal of Econometrics*, 4, 115-145.
10. Rafiee, H., Mojaverian, M. & Kanani, T. (2007). Productivity growth in agriculture: do exist cointegration between regions. In: *Proceedings* of *sixth Iranian agricultural economic conference*, Faculty of agriculture, Ferdowsi university of Mashhad, Iran. (In Farsi).
11. Erikson, K. W., Moss, C. B. & Nehring, R. (2003). A translog cost function analysis of US agriculture, In: *Proceedings* of *western agriculture economic association annual Meeting in Denver*, US.
12. Garcia, R. J. & Randall. (1994). A cost function analysis to estimate the effects of fertilizer policy on the supply of wheat and corn, *Review of Agriculyural Evonomics*, 16, 215-230.
13. Heidarian, KH. (1999). Wheat total factor productivity in Markazi province, *Agricultural economic and development journal*, 28. (In Farsi).
14. Hosseini Zad, J. (2004). *Assessment of suitable water pricing model in agricultural sector: Case study of Alavian dam and water network*, Ph. D. dissertation, university of Tehran, Iran. (In Farsi).
15. Kumbhakar, S. C. & Heshmati, A. (1996). Technical change and total factor productivity growth in Swedish manufacturing industries, *Econometric reviews*, 15, 275–298.
16. Kumbhakar, S. C., Nakamura, S., & Heshmati, A. (2000). Estimation of firm-specific technological bias, technical change and total factor productivity growth: A dual approach, *Econometric reviews*, 19, 493–515
17. Kumbhakar, S. C. (2004). Productivity and technical change: measurement and testing, *Empirical Economics*, 29, 185–191.
18. Kuroda, Y. (1987). The production structure and demand for labor in post war Japanese, *American Journal of Agricultural Economics*, 69, 328-337.
19. Mazhari, M. & Mohades Hosseini, S. A. (2007). Measurement and comparison of total factor productivity of agricultural sector strategic product in Khorasan-e-Razavi province. In*: Proceedings* of *sixth Iranian agricultural economic conference*, Faculty of agriculture, Ferdowsi university of Mashhad, Iran. (In Farsi).
20. Mirzaei Kootnaei, S. (2002). *Assessment and analysis of Iranian strategic agriculture product productivity growth*, M. Sc. dissertation, university of Mazandaran, Iran. (In Farsi).
21. Minisity of Jahad Keshavarzi. (2009). *Cost production data bank*, Retrived from hhtp://www.Agri-Jahad.ir.
22. Mojaverian, M. (2002). Estimation of Malmquest productivity index for strategic commodity during 1991-2000, *Agricultural Economic and Development Journal*, 43, 143-162. (In Farsi).
23. Moradi, A. & Mortezavi, A. (2003). Application of distance function in measurement of total factor

productivity: case study of wheat. In: *Proceedings* of *forth Iranian agricultural economic conference*, Faculty of agriculture, university of Tehran, Iran. (In Farsi).
24. Rafiee, H., Mojaverian, M. & Kanani, T. (2007). Productivity growth in agriculture: do exist cointegration between regions, *proceeding of sixth Iranian agricultural economic conference*, Faculty of agriculture, Ferdowsi university of Mashhad, Iran. (In Farsi).
25. Salami, H. & Talachi Langeroodi, H. (2002). Measurement of productivity in bank branches: case study of agriculture bank, *Agricultural economic and development journal*, 39: 7-39. (In Farsi).
26. Salami, H. (1997). Concepts and measurement of productivity in agriculture, *Agricultural Economic and Development Journal*, 18. (In Farsi).
27. Shumway, C. R. & Hongithim, L. (1993). Functional form and US agriculture production elasticities, *Journal of Agriculture and Resource Economics*, 18, 266-276.
28. Stivenson, R. E. (1981). Measuring technological bias, *A.E.R*, 70, 162-173.
29. Yong, S. X. (2001). Is bigger better? A Re-Examination of the Scale Economies of REIT, *Journal of Real Estate, Portfolio, Management*, 7, 67-77.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی