اقتصادکشاورزی و توسعه، سال پانزدهم، شماره ۵۹، پاییز۱۳۸۶

رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی ایران و چشم‌انداز آن در برنامه چهارم توسعه

سمیه امیرتیموری*، دکتر صادق خلیلیان**

تاریخ دریافت: ۸۵/۱۱/۲ تاریخ پذیرش: ۸۶/۶/۱

چکیده

بهره‌وری نقش مهم و مؤثری در رشد تولید و افزایش رقابت‌پذیری دارد. از طریق محاسبه و تحلیل شاخصهای بهره‌وری عوامل تولید می‌توان میزان کارایی عملکرد بخشهای مختلف اقتصادی را در استفاده از منابع تولید بررسی کرد. در این مطالعه رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی طی دوره زمانی ۱۳۵۵-۸۲ محاسبه و روند آن بررسی شده است. بدین منظور از شیوه مطلق روش محاسبه رشد با استفاده از آمار سریهای زمانی استفاده شد. به‌کارگیری این روش نیازمند تخمین تابع تولید بخش کشاورزی است، لذا ابتدا تابع تولید بخش کشاورزی با روش ARDL تخمین زده شد و سپس رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی محاسبه گردید.

نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی در دوره مورد بررسی نوسانهای زیادی داشته و میانگین آن برابر ۲/۵ درصد بوده است. این

* پژوهشگر مؤسسه پژوهشهای برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی(نویسنده مسئول)
e-mail: amirtaimoori@yahoo.com
** دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس e-mail: khalilian@modares.ac.ir

Archive of SID
www.SID.ir

مطلب نشاندهنده رشد مناسب بهره‌وری و عملکرد مناسب بخش کشاورزی در استفاده بهینه از منابع تولید است. در برنامه چهارم توسعه، رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی ۲/۲ درصد در نظر گرفته شده است که با توجه به نتایج به‌دست آمده، هدف تعیین شده تحقق‌یافتنی به‌نظر می‌رسد.

کلید واژه‌ها:

بخش کشاورزی، رشد TFP، روش ARDL

مقدمه

بخش کشاورزی اهمیت ویژه‌ای در اقتصاد ایران دارد. این بخش یکی از تواناترین بخشهای اقتصاد کشور و تأمین‌کننده بیش از یک پنجم تولید ناخالص داخلی، یک پنجم اشتغال، بیش از چهار پنجم نیازهای غذایی و بیش از یک چهارم صادرات غیرنفتی است. توسعه بخش کشاورزی پیش شرط و نیاز ضروری توسعه اقتصادی کشور است و تا زمانی که موانع توسعه در این بخش برطرف نشود، سایر بخشها نیز به شکوفایی، رشد و توسعه دست نخواهند یافت.

بنابر نظریه‌های تولید و عرضه، رشد تولید از دو طریق حاصل می‌شود؛ در روش اول افزایش تولید با به‌کارگیری عوامل تولیدی بیشتر ولی در چارچوب فناوری موجود میسر می‌شود و در طریق دوم افزایش تولید با به‌کارگیری روشهای پیشرفته‌تر و کارآمدتر تولید و استفاده از عوامل تولیدی مؤثرتر ممکن می‌گردد (سلامی، ۱۳۷۶). در واقع روش دوم با مفهوم بهره‌وری گره خورده است.

در ایران محدودیت آب به‌عنوان یکی از عوامل اصلی تولید در بخش کشاورزی، افزایش تولید از طریق اول را در درازمدت محدود می‌سازد؛ لذا توجه به روش دوم، یعنی بالا بردن بهره‌وری عوامل تولید، ضرورتی اجتناب ناپذیر برای افزایش عرضه محصولات است.

بهره‌وری نقش مهم و مؤثری در رشد تولید و افزایش رقابت‌پذیری دارد. آلمان و ژاپن

Archive of SID

www.SID.ir

در جنگ جهانی دوم از هستی ساقط شدند ولی امروزه پس از حدود نیم قرن هر دو از توسعه یافته‌ترین کشورها محسوب می‌شوند که این امر به‌واسطه افزایش بهره‌وری امکان پذیر شده است (دشتی مقدم، ۱۳۷۶).

افزایش بهره‌وری در پدیده‌های اصلی اقتصادی، اجتماعی و سیاسی جامعه، مانند کاهش تورم، ارتقای سطح رفاه عمومی، افزایش سطح اشتغال و توان رقابت سیاسی و مانند اینها تأثیرات وسیعی دارد. امروزه تقریباً تمامی کشورهای توسعه یافته و بسیاری از کشورهای در حال توسعه موفق، سرمایه‌گذاری‌های زیادی در جهت ارتقای بهره‌وری انجام می‌دهند (امینی، ۱۳۸۳).

بدین ترتیب اندازه‌گیری و تجزیه و تحلیل دقیق بهره‌وری ضروری و در سالهای اخیر مورد توجه پژوهشگران مختلف قرار گرفته است. از این میان می‌توان به مطالعه خلیلیان و یاری (۱۳۷۹) اشاره کرد که وضعیت بهره‌وری کل عوامل تولید را با استفاده از تابع تولید و روش کندریک برای هشت بخش اقتصادی کشور طی سالهای ۱۳۵۸-۷۵ بررسی کردند و نشان دادند که بهره‌وری کل در بخش کشاورزی به‌طور متوسط سالانه یک درصد رشد یافته است.

اکبری و رنجکش (۱۳۸۲) به بررسی رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی ایران طی دوره ۱۳۴۵-۷۵ پرداختند. برای این منظور از شیوه مطلق محاسبه رشد با استفاده از آمار سریهای زمانی استفاده شده است. در این مطالعه ابتدا تابع تولید بخش کشاورزی (تابع تولید کاب-داگلاس) تخمین زده شد و سپس رشد بهره‌وری کل عوامل تولید محاسبه گردید. نتایج این مطالعه نشان داد که نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی دارای نوسان زیادی بوده و سطوح این بهره‌وری نیز روند صعودی داشته است.

ایسلام (Islam, 2000) در مطالعه‌ای رشد بهره‌وری کشاورزی در غرب استرالیا را بین سالهای ۱۹۷۸ تا ۱۹۹۸ با استفاده از روش ناپارامتریک شاخص تورنکوئیست بررسی کرد. وی همچنین بهره‌وری محاسبه شده برای غرب استرالیا را با سایر قسمتهای آن مقایسه نمود و نتیجه گرفت که میانگین رشد بهره‌وری ۴/۲ درصد بوده که در مقایسه با سایر نواحی استرالیا نرخ رشد بالاتری داشته است.

Archive of SID

www.SID.ir

لی (Lee, 2005) در مطالعه‌ای تحت عنوان "سرمایه انسانی و بهره‌وری برای تقویت و حمایت رشد اقتصادی کره" تجربه رشد کره را ارزیابی کرد. در این مطالعه برای به‌دست آوردن رشد بهره‌وری کل از روش سولو (۱۹۵۷) استفاده شد. نتایج نشان داد که شکاف محصول به ازای هر کارگر بین کره و ایالات متحده آمریکا در بیشتر از سه دهه گذشته کاهش پیدا کرده و این رشد سریع به ذخیره سرمایه انسانی و فیزیکی نسبت داده شده است. همچنین در چند سال اخیر رشد بهره‌وری صنایع تولیدی کره شتاب گرفته، اما عملکرد ضعیف بهره‌وری در بخش خدمات مانع رشد بهره‌وری کل شده است.

هاماموتو (Hamamoto, 2006) در مطالعه‌ای تحت عنوان "کنترل محیطی و بهره‌وری صنایع تولیدی ژاپن" به‌منظور محاسبه نرخ رشد بهره‌وری کل، از تکنیک تابع تولید استفاده کرد. نتایج نشان داد که رابطه مخارج کنترل آلودگی و مخارج تحقیقات، مثبت و رابطه مخارج کنترل آلودگی و متوسط عمر موجودی سرمایه، منفی است. همچنین نتایج حاکی از وجود رابطه مثبت بین سرمایه‌گذاری در تحقیقات و نرخ رشد بهره‌وری کل می‌باشد.

در مجموع می‌توان گفت بهره‌وری می‌تواند نقش کلیدی در فرایند تولید داشته و راهنمای اساسی برای سیاستگذاران و برنامه‌ریزان کشور باشد؛ لذا تحلیل بهره‌وری باعث تقویت دولت در اجرای هر چه مؤثرتر برنامه‌های توسعه اقتصادی خواهد شد. گفتنی است که در سالهای اخیر لزوم توجه به بهره‌وری به درستی توسط قانون گذاران کشور تشخیص داده شده و در برنامه چهارم توسعه مقرر گردیده است که حدود ۳۱/۳ درصد رشد تولید از طریق ارتقای بهره‌وری کل تأمین شود. میزان رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی در برنامه چهارم توسعه نیز ۲/۲ درصد در نظر گرفته شده، لذا در این مطالعه رشد بهره‌وری کل عوامل تولیددربخش کشاورزی ایران طی دوره ۱۳۵۵-۸۲ بررسی شده است تا براساس آن بتوان تأثیرسیاستهای‌قبلی‌ودرصورت‌لزوم‌اتخاذسیاستهای‌مناسب‌رادربخش کشاورزی‌مشخص کرد.

روش تحقیق

در این تحقیق به‌منظور محاسبه رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی، از

Archive of SID

www.SID.ir

شیوه مطلق محاسبه رشد با استفاده از آمار سریهای زمانی استفاده شده است. در این روش، در مرحله اول محاسبه رشد، تمرکز عمده بر موضوع تعیین سهم است. این موضوع به این سؤال مربوط می‌شود که چه میزان از رشد ستانده می‌تواند توسط رشد نهاده‌های به‌کار رفته در تولید توضیح داده شود و چه میزان از رشد باقیمانده توسط رشد TFP توضیح داده می‌شود. به‌عبارت دیگر نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید را می‌توان با استفاده از رابطه ۱ محاسبه کرد:

$$\varphi_t = \frac{\partial TFP}{\partial t} = q_t - \frac{\partial \mathrm{Q_t}}{\partial \mathrm{L_t}} . \frac{\mathrm{L_t}}{\mathrm{Q_t}} . l_t - \frac{\partial \mathrm{Q_t}}{\partial \mathrm{K_t}} . \frac{\mathrm{K_t}}{\mathrm{Q_t}} . k_t - \ldots \qquad (۱)$$

در رابطه بالا k_t, l_t, q_t به ترتیب نرخ رشد شاخص ستانده، نیروی کار و سرمایه و φ_t نیز نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید است. در رابطه فوق مقادیر $\frac{\partial Q_t}{\partial L_t} . \frac{L_t}{Q_t}$ و $\frac{\partial Q_t}{\partial K_t} . \frac{K_t}{Q_t}$ در واقع کششهای تابع تولیدند و سهم هر یک از عوامل تولید را در رشد تولید نشان می‌دهند. در نتیجه عبارت فوق را به صورت زیر می‌توان نوشت:

$$\varphi_t = \frac{\partial TFP}{\partial t} = q_t - \alpha . l_t - \beta . k_t - \ldots \qquad (۲)$$

که در آن α و β با استفاده از تخمین تابع تولید به دست می‌آیند (اکبری و رنجکش، ۱۳۸۲).

در این تحقیق به‌منظور محاسبه رشد بهره‌وری کل، با به‌کارگیری شیوه مطلق روش محاسبه رشد با استفاده از آمار سریهای زمانی از رابطه زیر استفاده می‌شود:

$$\varphi_t = \frac{\partial TFP}{\partial t} = q_t - \alpha . l_t - \beta . k_t - \gamma . e_t \qquad (۳)$$

در رابطه بالا ضرایب γ, β, α به‌ترتیب کششهای نیروی کار، سرمایه و انرژی است. e_t, k_t, l_t, q_t به‌ترتیب نرخ رشد شاخص ستانده (ارزش افزوده)، نیروی کار، سرمایه و انرژی و φ_t نیز نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید است.

به‌کارگیری این روش نیازمند براورد کشش هر یک از عوامل تولید در بخش کشاورزی است؛ لذا ابتدا باید تابع تولید بخش کشاورزی تخمین زده شود. از میان توابع تولید، تابع تولید کاب-داگلاس به واسطه ویژگی امکان جانشینی بین عوامل در جریان تولید و

Archive of SID

www.SID.ir

مناسب بودن فرم تابعی آن بیشتر مورد توجه قرار گرفته است و مطالعات زیادی نیز در ایران به‌منظور تخمین تابع تولید بخش کشاورزی از تابع تولید کاب-داگلاس استفاده کرده‌اند. از این میان می‌توان به مطالعه هژبر کیانی و واردی (۱۳۷۹) اشاره کرد که در مطالعه‌ای به‌منظور بررسی اثر نهاده انرژی در کنار دو نهاده موجودی سرمایه و نیروی کار بر تولید بخش کشاورزی از تابع تولید کاب-داگلاس با سه نهاده موجودی سرمایه، نیروی کار و انرژی استفاده کردند. همچنین سلطانی (۱۳۸۳) در مطالعه‌ای به‌منظور تعیین نرخ بازده و بهره‌وری سرمایه در بخش کشاورزی، به تخمین تابع تولید بخش کشاورزی پرداخته است. بدین منظور تابع تولید کاب-داگلاس با اعمال تغییراتی مورد استفاده قرار گرفته است. همان‌طور که پیشتر اشاره گردید، اکبری و رنجکش نیز در مطالعه‌ای به‌منظور تخمین تابع تولید بخش کشاورزی از تابع تولید کاب-داگلاس استفاده کردند.

در این مطالعه با استفاده از متغیرهای مختلف همانند موجودی سرمایه، نیروی کار، انرژی مصرفی در بخش کشاورزی، متغیر مجازی (به منظور تفکیک دوران جنگ و پس از آن)، سطح زیرکشت و... به تخمین تابع تولید بخش کشاورزی پرداخته شد و مناسبترین تابع تولید منطبق با مبانی نظری به صورت زیر در نظر گرفته شد:

$$VA = \alpha \,.\, L^{\beta 1}.\,\mathrm{K}^{\beta 2}.\,\mathrm{E}^{\beta 3} \qquad (۴)$$

که پس از تبدیل به فرم لگاریتمی به صورت زیر در خواهد آمد:

$$\ln \mathrm{VA} = \ln \alpha + \beta_1 \ln \mathrm{L} + \beta_2 \ln \mathrm{K} + \beta_3 \ln \mathrm{E} \qquad (۵)$$

که در آن VA ارزش افزوده، L نیروی کار، K موجودی سرمایه، E انرژی مصرفی در بخش کشاورزی و ln لگاریتم طبیعی است.

در این تحقیق به‌منظور تخمین تابع تولید و همچنین بررسی روابط درازمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده[1] (ARDL) استفاده شده است. به‌علت وجود محدودیتهایی در استفاده از روشهای

1. auto-regressive distributed lag (ARDL)

Archive of SID

www.SID.ir

انگل-گرنجر[1]، یوهانسن-جوسیلیوس[2] و مدلهای تصحیح خطا[3] (ECM)، برخی مطالعات کوشیده‌اند تا با غلبه بر نواقص روشهای فوق درصدد دستیابی به رهیافتی بهتر برای تحلیل روابط درازمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها برآیند که از آن جمله می‌توان به مطالعه پسران و پسران(H. M. Pesaran & B. Pesaran, 1997) اشاره کرد. رهیافت ارائه شده توسط این دو محقق، موسوم به ARDL است. در استفاده از این رهیافت به یکسان بودن درجه همجمعی متغیرها - که در روش انگل-گرنجر ضروری است - نیازی نیست (یوسفی، ۱۳۷۹). این روش روابط درازمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو را به‌طور همزمان تخمین می‌زند. این روش همچنین قادر به رفع مشکلات مربوط به حذف متغیر و خودهمبستگی است و در ضمن به دلیل اینکه این مدلها عموماً عاری از مشکلاتی همچون خودهمبستگی سریالی و درونزایی هستند، تخمینهای به‌دست آمده از آنها نااریب و کارا خواهد بود(Siddiki, 2000).

در روش ARDL برای تخمین رابطه درازمدت می‌توان از روش دو مرحله‌ای به‌نحو زیر استفاده کرد:

در مرحله اول وجود ارتباط درازمدت بین متغیرهای تحت بررسی آزمون می‌گردد. برای این منظور مدل پویای ARDL تخمین زده می‌شود. در این مدل اگر مجموع ضرایب براورد شده مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل درازمدت گرایش می‌یابد. لذا برای آزمون همگرایی لازم است آزمون فرضیه زیر انجام گیرد:

$$H_0 : \sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1 \geq 0 \qquad (۶)$$

$$H_1 : \sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1 < 0$$

کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{m} \hat{\beta}_i}{\sum_{i=1}^{m} s\hat{\beta}_i} \qquad (۷)$$

1. Engle-Granger test
2. Johanson-Joselius test
3. error correction model

Archive of SID

www.SID.ir

با مقایسه کمیت آماره t محاسباتی و کمیت بحرانی ارائه شدهٔ بنرجی، دولادو و مستر[1] در سطح اطمینان موردنظر، می‌توان به وجود یا نبود رابطه تعادلی درازمدت بین متغیرهای الگو پی برد.

در مرحله دوم، تخمین و تحلیل ضرایب درازمدت و استنتاج در مورد ارزش آنها صورت می‌گیرد. تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیح دهنده را می‌توان به کمک یکی از ضوابط آکاایک[2] (AIC)، شوارتز- بیزین[3] (SBC)، حنان-کوئین[4] (HQC) و یا تعیین کرد (نوفرستی، ۱۳۷۸).

داده‌های مورد نیاز این مطالعه، برای افق $\overline{R}^2$ زمانی ۱۳۵۵-۸۲، از منابع مختلف گردآوری شده است. آمار ارزش افزوده از حسابهای ملی ایران به قیمتهای جاری و ثابت سال ۱۳۷۶ - که بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران منتشر کرده است - جمع‌آوری شده است. آمارهای اشتغال[5] و موجودی سرمایه[6] (به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶) از دفتر اقتصاد کلان سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور اخذ گردیده است. آمارهای انرژی مصرفی - که شامل فراورده‌های نفتی، گاز و برق است - از طریق ترازنامه انرژی (که وزارت نیرو منتشر می‌کند) تهیه شده است.

نتایج و بحث

۱. تخمین تابع تولید بخش کشاورزی

به‌منظور ارائه استنباطات صحیح، باید ابتدا از ایستایی متغیرها در طول زمان اطمینان یافت، لذا آزمون نه مرحله‌ای ایستایی و آزمون فیلیپس – پرون برای بررسی شکست ساختاری انجام گرفت. نتایج آزمون ایستایی متغیرها نشان داد که متغیر lnE ایستاست و متغیرهای lnL، lnK و lnVA با یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند. بدین ترتیب امکان استفاده از

1. Banerjee Dolado & Mester
2. Akaike information criterion
3. Schwarts Bayesian criterion
4. Hannan-Quinn criterion

۵. برای اطلاع از جزئیات بیشتر ر. ک. به امینی، نشاط و اصلاحچی (۱۳۸۴)

۶. برای اطلاع از جزئیات بیشتر ر. ک. به امینی و نشاط (۱۳۸۴)

Archive of SID

www.SID.ir

تحلیل همجمعی موسوم به ARDL فراهم خواهد بود. با استفاده از این تحلیل می‌توان روابط کوتاه‌مدت و درازمدت بین متغیرهای مدل را همزمان بررسی کرد.

نتایج حاصل از براورد مدل پویای ARDL از طریق ضابطه شوارتز- بیزین در جدول۱ آورده شده است.

با استفاده از ضرایب مدل پویای ARDL، وجود ارتباط درازمدت بین متغیرها آزمون شد. برای این منظور (با توجه به رابطه ۷) آماره مورد نیاز برابر با ۴/۴- محاسبه گردید، لذا با مقایسه مقدار محاسباتی (۴/۴-) و کمیت بحرانی ارائه شدهٔ بنرجی، دولادو و مستر در سطح ۹۵ درصد (۳/۹۱-)[1]، فرضیه صفر در مدل رد و وجود رابطه تعادلی درازمدت بین متغیرهای الگو تأیید می‌شود.

جدول ۱. نتایج حاصل از براورد مدل پویای (۱و۰ و ۰ و۱) ARDL

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
Ln VA (-۱)	۰/۳۳۳۲۱	۰/۱۵۱۵۲	۲/۲۰**
Ln L	۰/۶۹۹۲۱	۰/۳۲۸۲۹	۲/۱۳**
Ln K	۰/۱۰۴۱۲	۰/۰۳۵۲۳۵	۲/۹۶***
Ln E	۰/۲۵۴۴۳	۰/۱۰۸۲۲	۲/۳۵**
Ln E (-۱)	۰/۲۱۲۷۹	۰/۱۲۹۰۳	۱/۶۵*
C	-۶/۰۹۲۵	۳/۹۸۶۷	-۱/۵۳
R^2 =۰/۹۹		F=۴۸۷/۵۳۲۷ [۰/۰۰]	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

* و ** و *** به ترتیب نشاندهنده معنیدار بودن در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.

رابطه درازمدت بین متغیرهای الگو به صورت زیر براورد شده است:

$$\ln VA = -9.1371 + 1.04 \ln L + 0.16 \ln K + 0.70 \ln E \quad (۸)$$
$$(-1.77) \quad (2.74) \quad (3.46) \quad (9.96)$$

۱. نوفرستی، ۱۳۷۸

Archive of SID

www.SID.ir

اعداد داخل پرانتز آماره t مربوط به ضرایب می‌باشند. به استثنای عرض از مبدأ که در سطح اطمینان ۹۰٪ معنیدار است، بقیه ضرایب در سطح ۹۹٪ معنیدارند. رابطه ۸ همان تابع تولید کاب- داگلاس است. کششهای جزئی تولید برای نهاده‌های نیروی کار، سرمایه و انرژی به ترتیب برابر با ۱، ۰/۱۶ و ۰/۷۰ به‌دست آمده است. با توجه به اینکه در تابع کاب- داگلاس ضرایب کشش نهاده‌ها در طول تولید و در سالهای مختلف ثابت هستند، می‌توان به‌طور مثال کشش نهاده موجودی سرمایه را این گونه تفسیر کرد که با ۱٪ افزایش (کاهش) در موجودی سرمایه بخش کشاورزی، ارزش افزوده به میزان ۰/۱۶٪ افزایش (کاهش) می‌یابد. کششهای تولید بیان‌کننده این مطلب است که ترکیب نهاده‌ها در بخش کشاورزی در ناحیه دوم تولید (ناحیه اقتصادی تولید) صورت می‌گیرد[1]. بازده نسبت به مقیاس نیز از نوع صعودی بوده که مقدار آن برابر ۱/۸۶ محاسبه گردید.

وجود همگرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای استفاده از مدلهای تصحیح خطا را فراهم می‌کند. الگوی تصحیح خطا در واقع نوسانهای کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر درازمدت آنهاارتباط می‌دهد. به‌منظوربررسی روابط کوتاه‌مدت بین‌ارزش‌افزوده و سایر متغیرهای مورد مطالعه از مدل تصحیح خطا استفاده گردید که نتایج آن در جدول ۲ آورده شده است.

جدول ۲. نتایج براورد مدل تصحیح خطا

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	t
d lnL	۰/۷۰	۰/۳۳	۲/۱۲۹۹**
d lnK	۰/۱	۰/۰۴	۲/۹۵۵۲***
d lnE	۰/۲۵	۰/۱۱	۲/۳۵۰۹**
d C	-۶/۱	۳/۹۹	-۱/۵۳
ECT(-۱)	-۰/۶۶۶۷۹	۰/۱۵۱۵۲	-۴/۴۰۰۷***
R^2 =۰/۸۴		F=۵/۹۹۳۵ [۰/۰۰۲]	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۱. کشش نهاده نیروی کار ۱ به‌دست آمده است که در واقع نقطه ابتدایی ناحیه دوم تولید می‌باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

همان گونه که جدول ۲ نشان می‌دهد، ارزش افزوده در کوتاه‌مدت با تمامی متغیرها به جز تفاضل مرتبه اول عرض از مبدأ، رابطه معنیداری دارد. همچنین علامت ضرایب براورد شده در کوتاه‌مدت مطابق با مبانی نظری است. ضریب جمله تصحیح خطا ((ECT(-۱) معنیدار و علامت آن مورد انتظار (منفی) است. مقدار این ضریب برابر با ۰/۶۷- و بدین معنی است که در حدود ۶۷ درصد از انحرافات متغیر ارزش افزوده از مقدار تعادلی درازمدت پس از گذشت یک دوره تعدیل می‌شود. لذا می‌توان گفت که سرعت تعدیل در مدل فوق بالاست و می‌توان به اثرگذاری سیاستها در کوتاه‌مدت امیدوار بود؛ به‌عبارت دیگر برای تعدیل کامل نتایج حاصل از یک سیاست، ۱/۵ سال زمان لازم خواهد بود. این سرعت مطلوب تعدیل، زمینه مساعدی را برای اجرای سیاستهای افزایش تولید به وجود می‌آورد. پایداری ضرایب براورد شده مدل نیز با آزمون CUSUM[1] بررسی شد. نتایج این آزمون نشان داد که ضرایب مدل براورد شده طی دوره مورد بررسی پایدار است.

۲. رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی

رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی، با به‌کارگیری شیوه مطلق محاسبه رشد با استفاده از آمار سریهای زمانی محاسبه گردید (جدول ۳). بهره‌وری کل عوامل تولید به دلیل مشکلات ناشی از جنگ تحمیلی، محدودیت ارزی و... در دوران جنگ دارای رشد منفی بوده و بطور متوسط سالانه ۰/۲۹- درصد کاهش یافته است. علی‌رغم این مطلب، بخش کشاورزی طی دوره مورد مطالعه (در دوران جنگ و پس از آن) به رشد ملایم خود ادامه داده در حالی که سایر بخشهای اقتصادی به میزان زیادی تحت تأثیر افزایش یا کاهش درآمد حاصل از نفت، محدودیت ارزی و... قرار گرفته‌اند. بهره‌وری کل عوامل تولید در سالهای پس از جنگ (۱۳۶۹-۸۲) علی‌رغم نوساناتی، به‌طور متوسط سالانه حدود ۲/۹ درصد افزایش یافته است. براساس نتایج به‌دست آمده، رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی طی دوره مورد بررسی نوسانات زیادی داشته و میانگین آن برابر ۲/۵ درصد بوده است. این مطلب

1. Cumulative Sum of Square

Archive of SID

www.SID.ir

نشاندهنده رشد مناسب بهره‌وری و عملکرد مناسب بخش کشاورزی در استفاده بهینه از منابع تولید است. نمودار ۱ نیز روند تغییرات رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی را نشان می‌دهد. گفتنی است که در برنامه چهارم توسعه، میزان رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی ۲/۲٪ در نظر گرفته شده است؛ بنابراین، هدف تعیین شده برای بهره‌وری کل عوامل تولید تحقق یافتنی به‌نظر می‌رسد.

جدول ۳. رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی

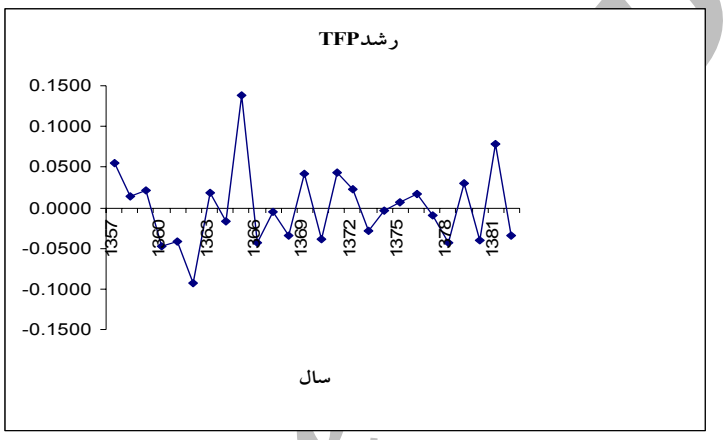
سال	رشدTFP
۱۳۵۶	–
۱۳۵۷	۰/۰۵۵۱
۱۳۵۸	۰/۰۱۴۰
۱۳۵۹	۰/۰۲۱۲
۱۳۶۰	-۰/۰۴۷۷
۱۳۶۱	-۰/۰۴۱۴
۱۳۶۲	-۰/۰۹۲۴
۱۳۶۳	۰/۰۱۸۰
۱۳۶۴	-۰/۰۱۷۴
۱۳۶۵	۰/۱۳۷۷
۱۳۶۶	-۰/۰۴۳۵
۱۳۶۷	-۰/۰۰۵۰
۱۳۶۸	-۰/۰۳۳۹
۱۳۶۹	۰/۰۴۲۲
۱۳۷۰	-۰/۰۳۹۲
۱۳۷۱	۰/۰۴۲۷
۱۳۷۲	۰/۰۲۲۹
۱۳۷۳	-۰/۰۲۸۴
۱۳۷۴	-۰/۰۰۳۱
۱۳۷۵	۰/۰۰۶۵
۱۳۷۶	۰/۰۱۷۵
۱۳۷۷	-۰/۰۰۹۵
۱۳۷۸	-۰/۰۴۳۶

Archive of SID

www.SID.ir

۱۳۷۹	۰/۰۲۹۹
۱۳۸۰	-۰/۰۴۰۷
۱۳۸۱	۰/۰۷۹۰
۱۳۸۲	-۰/۰۳۴۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۱. رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی

جمعبندی و پیشنهاد

در برنامه چهارم توسعه، میزان رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی ۲/۲٪ در نظر گرفته شده است. نتایج این مطالعه نشان داد که رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی در دوره مورد بررسی (۱۳۵۵-۸۲) نوسانات زیادی داشته و میانگین آن برابر ۲/۵ درصد بوده است. بنابراین، هدف تعیین شده برای بهره‌وری کل عوامل تولید در برنامه چهارم دست یافتنی به‌نظر می‌رسد. همچنین نتایج تخمین تابع تولید نشان داد که کشش‌های جزئی تولید نیروی کار، سرمایه و انرژی به ترتیب برابر با ۱، ۰/۱۶ و ۰/۷۰ است؛ به‌عبارت دیگر ترکیب نهاده‌ها در بخش کشاورزی در ناحیه دوم (ناحیه اقتصادی) تولید صورت می‌گیرد.

از آنجا که متوسط رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی طی دوره مورد

Archive of SID

www.SID.ir

بررسی ۲/۵٪ به‌دست آمده است، می‌توان به توانایی بخش کشاورزی در افزایش رشد اقتصادی کشور پی برد. در این باره باید با اتخاذ سیاستهای مناسب، زمینه لازم را برای رشد هرچه بیشتر این بخش و در نتیجه رشد کشور فراهم آورد؛ لذا پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

۱. کاهش فاصله بین تولید بالفعل و بالقوه به‌منظور افزایش بهره‌وری از طریق به‌کارگیری فناوریهای مناسب بخش کشاورزی ایران،

۲. جذب و ترغیب نیروهای متخصص در راستای استفاده بهینه از امکانات سرمایه‌ای موجود و به‌کارگیری فناوریهای جدید در بخش کشاورزی،

۳. به‌کارگیری و تخصیص منابع تولید کمیاب براساس معیار بهره‌وری و کارایی.

منابع

۱. اکبری، ن. و م. رنجکش (۱۳۸۲)، بررسی رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی ایران طی دوره ۱۳۴۵-۷۵، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شماره ۴۳ و ۴۴، ص ۱۱۷ تا ۱۴۲.

۲. امینی، ع. (۱۳۸۳)، اندازه‌گیری و تحلیل عوامل مؤثر در بهره‌وری کل عوامل در بخش صنعت و معدن، *پیک نور*، سال دوم، شماره چهارم، ص ۴۷ تا ۷۳.

۳. امینی، ع. و م. نشاط (۱۳۸۴)، براورد آمارهای سری زمانی موجودی سرمایه به تفکیک بخشهای اقتصادی در دوره زمانی ۱۳۳۸-۸۲، سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور، دفتر اقتصاد کلان، تهران.

۴. امینی، ع. و م. نشاط و م. اصلاحچی(۱۳۸۴)، براورد آمارهای سری زمانی جمعیت شاغل به تفکیک بخشهای اقتصادی، سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور، دفتر اقتصاد کلان، تهران.

۵. خلیلیان، ص. و ا. یاری (۱۳۷۹)، بررسی عوامل مؤثر بر ارزش‌افزوده بخشهای کشاورزی و صنعت و بهره‌وری آنها، *مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد*

Archive of SID

www.SID.ir

کشاورزی، جلد دوم، مشهد.

۶. دشتی مقدم، م. (۱۳۷۶)، براورد بهره‌وری موجودی سرمایه در بخش کشاورزی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.

۷. سلامی، ح. (۱۳۷۶)، مفاهیم اندازه‌گیری بهره‌وری در کشاورزی، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شماره ۱۸، ص ۷ تا ۳۱.

۸. سلطانی، غ. (۱۳۸۳)، تعیین نرخ بازدهی سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شماره ۴۵، ص ۱۹ تا ۴۰.

۹. نوفرستی، م. (۱۳۷۸)، ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، تهران.

۱۰. هژبر کیانی، ک. و ش. واردی (۱۳۷۹)، بررسی ضریب اهمیت انرژی در تولید بخش کشاورزی ایران، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شماره ۳۰، ص ۷ تا ۴۱.

۱۱. یوسفی، د. (۱۳۷۹)، بررسی و براورد تابع تقاضای واردات کل ایران به وسیله تکنیک همگرایی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی.

12. Hamamoto, M. (2006), Environmental regulation and the productivity of Japanese manufacturing industries, *Journal of Resource and Energy Economics*, 604: 14-25.

13. Islam, N. (2000), An analysis of productivity growth in western Australian Agriculture, www. agencon.lib.edu /ch4. pdf.

14. Lee, J. W. (2005), Human capital and productivity for Korea's sustained economic growth, *Journal of Asian Economic*, 16: 664-687.

15. Pesaran, H. M. and B. Pesaran (1997), Working with Microfit 4: An introduction to econometrics, Oxford University

Archive of SID

www.SID.ir

Press,Oxford.

16. Siddiki, J. U. (2000), Demand for money in Bangladesh: A cointegration analysis, *Applied Economics*, 32: 1977-1984.

Archive of SID

www.SID.ir