اقتصادکشاورزی و توسعه، سال شانزدهم، شماره ۶۱، بهار۱۳۸۷

بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری موجودی سرمایه در بخش کشاورزی ایران

سمیه امیرتیموری*، دکتر صادق خلیلیان**

تاریخ دریافت: ۸۵/۱۰/۱۶ تاریخ پذیرش: ۸۶/۱۱/۲۶

چکیده

امروزه با توجه به کمیابی منابع تولید، بهبود بهره‌وری بهترین و مؤثرترین روش دستیابی به رشد اقتصادی است. در این تحقیق به بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری موجودی سرمایه در بخش کشاورزی طی دوره زمانی ۱۳۵۵-۸۲ پرداخته شد. به‌منظور محاسبه بهره‌وری متوسط موجودی سرمایه، از روش بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته (GAP) استفاده گردید. به‌کارگیری این روش نیازمند براورد تابع تولید بخش کشاورزی است، لذا ابتدا تابع تولید بخش کشاورزی با روش ARDL براورد و سپس GAP_K در بخش کشاورزی محاسبه شد. در نهایت تأثیر متغیرهای نیروی کار مورد استفاده به ازای هر واحد سرمایه (L/K)، متوسط سرمایه انسانی به ازای هر واحد سرمایه (H/K) و فاصله تولید بالفعل از تولید بالقوه (EXC) بر GAP_K بررسی شد. بدین منظور از روش ARDL برای تخمین روابط بین GAP_K و سایر متغیرهای موردمطالعه

* دانش‌آموختهٔ کارشناسی‌ارشد اقتصادکشاورزی دانشگاه تربیت مدرس (نویسنده مسئول)
e-mail: amirtaimoori@yahoo.com
** دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس
e-mail: khalilian@modares.ac.ir

استفاده گردید. نتایج نشان داد که متغیرهای L/K و H/K تأثیر مثبت و متغیر EXC تأثیر منفی در بهره‌وری موجودی سرمایه در بخش کشاورزی دارند.

طبقه‌بندی JEL : J24, D24

کلید واژه‌ها:

موجودی سرمایه، بخش کشاورزی، بهره‌وری متوسط تعمیم یافته، روش ARDL

مقدمه

بخش کشاورزی یکی از مهمترین بخشهای اقتصاد کشور است که نقش مهمی در تولید، صادرات، اشتغال و تأمین نیازهای غذایی کشور دارد. توسعه بخش کشاورزی پیش‌شرط و نیاز ضروری توسعه اقتصادی کشور است و تا زمانی‌که موانع توسعه در این بخش برطرف نشود، سایر بخشها نیز به شکوفایی، رشد و توسعه دست نخواهند یافت.

سرمایه در فرایند توسعه اقتصادی از عوامل کلیدی به‌شمار می‌رود و در نقش محدودترین عامل تولید کشاورزی، اهمیت فراوانی دارد. اهمیت سرمایه بدین دلیل است که موجبات افزایش بهره‌وری سایر عوامل تولیدی یعنی زمین و نیروی کار را فراهم می‌کند (سلطانی، ۱۳۸۳). سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی علاوه بر اینکه موجب رشد تولید و اشتغال در این بخش می‌گردد، با توجه به ارتباطات پسین و پیشین این بخش با دیگر بخشها، به رشد تولید و اشتغال در بخشهای دیگر نیز کمک می‌کند. با توجه به اینکه بیشتر فعالیتهای کشاورزی در مناطق روستایی انجام می‌شود، گسترش سرمایه‌گذاری در این بخش، باعث ایجاد فرصتهای شغلی بیشتر در مناطق روستایی و جلوگیری از مهاجرت روستاییان به شهرها می‌گردد (امینی و فلیحی، ۱۳۷۷).

در اقتصاد ایران به‌طور کلی موضوع سرمایه و سرمایه‌گذاری به دلیل وابستگی شدید

کشور به درآمدهای نفتی و بی‌ثباتی قیمت آن، همواره با مشکلات فراوانی همراه بوده و محدودیتهای اجرایی و حقوقی نیز بر شدت این مشکلات افزوده است. در بخش کشاورزی به دلیل تنگناهای ساختاری و کمبود امکانات مالی اکثر بهره‌برداران، مسائل مربوط به سرمایه و سرمایه‌گذاری از شدت بیشتری برخوردار است. محققان و صاحبنظران بخش کشاورزی اعتقاد دارند که سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی همواره ناکافی و ضعیف بوده است. در سالهای بعد از انقلاب علی‌رغم برخی جهتگیریها و اظهارات کلی مدیران سیاسی جامعه و برنامه‌ریزان نظام اقتصادی کشور، هنوز هم توجه کافی به بخش کشاورزی نمی‌شود (ایران نژاد، ۱۳۷۵).

پایین بودن سرمایه‌گذاری در این بخش را می‌توان ناشی از عوامل متعددی نظیر ضعف قدرت سیاسی و اقتصادی کارگزاران این بخش، دیربازده بودن طرحهای کشاورزی و منابع طبیعی، ریسک بالای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و تا حدودی جهتگیری سیاستهای حمایتی به نفع مصرف‌کنندگان شهری دانست. در چنین شرایطی اهمیت سیاستگذاریهای مناسب برای ترغیب بخش خصوصی و عمومی به منظور سرمایه‌گذاری در این بخش آشکار می‌شود (سلطانی، ۱۳۸۳).

از دیگر معضلات مهم این بخش این است که به علت ریسک کم و سودمندی بخشهای غیرکشاورزی (ماند مسکن) و دلال‌بازی و واسطه‌گری، جذب سرمایه‌گذاری به بخش کشاورزی بسیار مشکل است.

امروزه بهبود بهره‌وری در حکم بهترین و مؤثرترین روش دستیابی به رشد اقتصادی (با توجه به کمیابی منابع تولید) مطرح است. این شاخص می‌تواند نقش کلیدی در فرایند تولید داشته و راهنمای اساسی برای سیاستگذاران و برنامه‌ریزان کشور باشد. مهمتر اینکه تحلیل بهره‌وری باعث تقویت دولت در اجرای هر چه مؤثرتر برنامه‌های توسعه اقتصادی خواهد شد. از طریق محاسبه و تجزیه و تحلیل شاخص بهره‌وری عوامل تولید می‌توان میزان کارایی بخشهای اقتصادی را در استفاده از منابع تولید بررسی کرد. با این اوصاف اندازه‌گیری و تجزیه و تحلیل دقیق بهره‌وری ضروری بوده به‌گونه‌ای که در سالهای اخیر نیز مورد توجه پژوهشگران و مطالعات مختلف قرار گرفته است که از میان آنها می‌توان به موارد زیر اشاره

کرد:

امینی (۱۳۸۳) با انجام مطالعه‌ای، شاخصهای بهره‌وری نیروی کار، سرمایه، انرژی و کل عوامل بخش صنعت و معدن را برای دوره (۱۳۴۶-۸۱) اندازه‌گیری کرد و به تحلیل روند آنها پرداخت. متوسط میزان رشد سالانه شاخصهای مذکور در این دوره به ترتیب ۵/۲٪، ۱٪، ۰/۳٪، ۲/۵٪ و سهم رشد بهره‌وری کل عوامل در تأمین رشد تولید حدود ۳۲/۴٪ بوده است. بر اساس نتایج به‌دست آمده، دستمزدهای واقعی، هزینه واقعی استفاده از سرمایه، نسبت کارکنان علمی، فنی و تخصصی به کل اشتغال و نسبت تولید بالفعل به تولید بالقوه در بهره‌وری کل عوامل اثر مثبت و سرمایه سرانه اثر منفی دارد.

کوگل (Kogel, 2005) در سال ۲۰۰۵ اثر ساختار افراد در سن کار را بر بهره‌وری کل بررسی کرد. براساس ادبیات موضوعی که وی آن را مطرح می‌کند، مهمترین متغیر تعیین‌کننده تفاوت در تولید سرانه در کشورها مربوط به بهره‌وری کل عوامل تولید است. کوگل در این مقاله با توجه به داده‌های مقطعی کشورها به این نتیجه رسید که نسبت وابستگی جوانان (جمعیت زیر سن کار بر جمعیت در سن کار گروه مذکور) بهره‌وری کل عوامل را کاهش می‌دهد. در این مطالعه ثابت شده است که ساختار سنی مهمترین متغیر توضیح‌دهنده تفاوت در تولید سرانه کشورهاست.

هاماتو (Hamato, 2006) در سال ۲۰۰۶ مطالعه‌ای با عنوان "کنترل محیطی و بهره‌وری صنایع تولیدی ژاپن" انجام داد و نتیجه گرفت 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.

با توجه به اینکه سرمایه محدودترین عامل تولید در بخش کشاورزی است و بهبود بهره‌وری نقش مهم و مؤثری در رشد تولید و توسعه دارد، بنابراین اندازه‌گیری و تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر بر بهره‌وری موجودی سرمایه به‌منظور بهبود بهره‌وری ضروری است تا بر

اساس آن بتوان ضرورت تصحیح سیاستهای قبلی و اتخاذ سیاستهای مناسب را در بخش مشخص کرد. لذا مطالعه حاضر به محاسبه بهره‌وری موجودی سرمایه در بخش کشاورزی طی دوره ۱۳۵۵-۸۲ و تحلیل عوامل مؤثر بر آن می‌پردازد.

روش تحقیق

بهره‌وری[1] به‌معنای سرشاری، حاصلخیزی، باروری و استعداد تولیدی است. نسبت ستانده به داده ساده‌ترین تعریف ارائه شده از بهره‌وری است.

به‌طور کلی بهره‌وری دارای سه مؤلفه مهم است: کارایی، اثربخشی و به‌کارگیری مداوم عوامل تولید.

با توجه به تعریفهای گوناگون بهره‌وری در حوزه نظری، بهره‌وری به معنای "درست انجام دادن کار درست به‌طور مداوم" است. از نظر کاربردی، بهره‌وری در هر دستگاه به معنای "نسبت ستانده کمی به نهاده‌های کمی" تعریف می‌شود. در سده اخیر به بهره‌وری همچون مفهومی از کارایی و به‌معنای بهبود معیارهای زندگی مردم توجه شده است (امینی، ۱۳۸۳).

در این تحقیق به‌منظور بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری موجودی سرمایه در بخش کشاورزی، ابتدا بهره‌وری موجودی سرمایه در بخش کشاورزی با استفاده از روش بهره‌وری متوسط تعمیم یافته[2] (GAP) محاسبه شده است. اگر فرض شود تولید با استفاده از سه عامل نیروی کار، سرمایه و انرژی به‌دست می‌آید، آنگاه بهره‌وری متوسط تعمیم یافته موجودی سرمایه را می‌توان با استفاده از رابطه ۱ به‌دست آورد:

$$GAP_K = \frac{Y}{K + L.\frac{dK}{dL} + E.\frac{dK}{dE}} \qquad (۱)$$

که در آن GAP_K بهره‌وری متوسط تعمیم یافته موجودی سرمایه بخش کشاورزی، Y ستانده کل (ارزش افزوده)، $\frac{dK}{dL}$ نرخ نهایی جانشینی نیروی کار به جای سرمایه، $\frac{dK}{dE}$ نرخ نهایی

1. productivity
2. generalized average productivity

جانشینی انرژی به جای سرمایه، K میزان موجودی سرمایه، L نیروی کار و E مقدار انرژی به‌کار گرفته شده در تولید است.

به‌کارگیری این روش نیازمند براورد نرخ نهایی جانشینی نهاده‌های نیروی کار و انرژی به جای سرمایه است. لذا ابتدا باید تابع تولید بخش کشاورزی براورد شود. در اقتصاد کلان عمدتاً سه نوع تابع تولید لئونتیف[1]، کاب-داگلاس[2] و ترانسندنتال[3] به کار گرفته شده‌اند. از این میان، تابع تولید کاب-داگلاس به واسطه ویژگی امکان جانشینی بین عوامل در جریان تولید و مناسب بودن فرم تابعی آن بیشتر مورد توجه قرار گرفته است. مطالعات زیادی نیز در ایران به‌منظور براورد تولید بخش کشاورزی از تابع تولید کاب-داگلاس استفاده کرده‌اند. از این میان می‌توان به مطالعه هژبر کیانی و واردی (۱۳۷۹) اشاره کرد که 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 کرده‌اند. همچنین سلطانی (۱۳۸۳) در مطالعه‌ای به منظور 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. اکبری و رنجکش (۱۳۸۲) نیز در مطالعه‌ای به‌منظور تخمین تابع تولید بخش کشاورزی از تابع تولید کاب-داگلاس استفاده کرده‌اند.

در بخش کشاورزی به دلیل اینکه مدیریت تولید عموماً در دست بخش خصوصی قرار دارد، انتظار می‌رود که ترکیب نهاده‌ها در ناحیه دوم تولید (ناحیه اقتصادی تولید) صورت گیرد؛ در نتیجه در مورد یافتن فرم مناسب تابع تولید در مطالعه حاضر، تابع کاب-داگلاس انتخاب شد. پس از آن با استفاده از متغیرهای مختلف همانند موجودی سرمایه، نیروی کار، انرژی مصرفی در بخش کشاورزی، متغیر مجازی (به‌منظور تفکیک دوران جنگ و پس از

1. Leontief production function
2. Cobb-Douglas production function
3. transendental production function

آن) و سطح زیرکشت به براورد تابع تولید بخش کشاورزی پرداخته شد و مناسبترین تابع تولیدِ منطبق با مبانی نظری به صورت زیر در نظر گرفته شد:

$$VA = \alpha \,.\, L^{\beta 1}.\,\mathrm{K}^{\beta 2}.\,\mathrm{E}^{\beta 3} \qquad (۲)$$

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

$$\ln \mathrm{VA} = \ln \alpha + \beta_1 \ln \mathrm{L} + \beta_2 \ln \mathrm{K} + \beta_3 \ln \mathrm{E} \qquad (۳)$$

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

برای نشان دادن عوامل مؤثر بر بهره‌وری موجودی سرمایه، تابع تولید زیر در نظر گرفته شد:

$$Y = f(L, K, H) \qquad (۴)$$

که در آن L نیروی انسانی، K موجودی سرمایه و H سرمایه انسانی است.

اگر فرض شود تابع تولید ۴ همگن از درجه اول است و طرفین آن بر K تقسیم شود:

$$AP_K = \frac{Y}{K} = f\left(\frac{L}{K}, \frac{H}{K}\right) \qquad (۵)$$

آنگاه متوسط نیروی کار مورد استفاده به ازای هر واحد سرمایه (L/K) بر بهره‌وری موجودی سرمایه مؤثراست. اگر نسبت L/K افزایش یابد، بهره‌وری موجودی سرمایه نیز افزایش می‌یابد. این نسبت در واقع عکس سرمایه سرانه (K/L) است و با کاهش سرمایه سرانه (یا افزایش L/K)، بهره‌وری موجودی سرمایه افزایش می‌یابد. امینی (۱۳۷۵) در مطالعه‌ای به منظور بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری موجودی سرمایه از متغیر سرمایه سرانه استفاده کرد و نشان داد که سرمایه سرانه اثر منفی بر بهره‌وری موجودی سرمایه دارد.

دومین عامل مؤثر در بهره‌وری موجودی سرمایه، متوسط سرمایه انسانی به‌کار رفته به ازای هر واحد سرمایه (H/K) است. نیروی انسانی متخصص به علت برخورداری از دانش علمی، فنی و تخصصی می‌تواند از ماشین آلات و تجهیزات استفاده بهتری کند و تولید بیشتری داشته باشد. میلر و همکارانش (Miller & et al., 2002) اثر سرمایه انسانی را بر بهره‌وری کل عوامل تولید در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه بررسی کردند و نشان دادند که

سرمایه‌انسانی اثر مثبت بر بهره‌وری کل عوامل تولید دارد. ابراهیمی (۱۳۸۲) نیز نشان داد که سرمایه انسانی تأثیر مثبت در بهره‌وری کل عوامل تولید دارد.

سومین عامل مؤثر در بهره‌وری موجودی سرمایه، وجود ظرفیتهای بیکار و عدم استفاده کامل از ظرفیتهای موجود است؛ به‌عبارت دیگر افزایش فاصله تولید بالفعل از تولید بالقوه (EXC) در بهره‌وری موجودی سرمایه تأثیر منفی دارد، زیرا با ثابت بودن مقدار سرمایه، هرچه‌این فاصله افزایش پیدا کند، مقدار تولید کاهش و در نتیجه بهره‌وری موجودی سرمایه نیز کاهش می‌یابد. در این زمینه می‌توان با ذکر یک مثال مسئله را روشن کرد: در شرایطی که تکمیل کانالهای آبیاری به‌منظور استفاده از آب سدها جهت آبیاری با تأخیر صورت گیرد، اگر چه موجودی سرمایه بر اثر سرمایه‌گذاری‌ها افزایش می‌یابد، به علت طولانی شدن زمان بهره‌برداری، ارزش‌افزوده با یک تأخیر طولانی افزایش می‌یابد. امینی (۱۳۷۵) در مطالعه‌ای به‌منظور بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری موجودی سرمایه از متغیر فاصله تولید بالفعل از تولید بالقوه استفاده کرد و نشان داد که فاصله تولید بالفعل از تولید بالقوه اثر منفی بر بهره‌وری موجودی سرمایه دارد. همچنین امینی (۱۳۸۳) با انجام مطالعه‌ای دیگر نشان داد که نسبت تولید بالفعل به تولید بالقوه اثر مثبت بر بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش صنعت و معدن دارد.

با توجه به مطالب فوق، می‌توان نوشت:

$$GAP_K = f\left(\frac{L}{K}, \frac{H}{K}, EXC\right) \qquad (۶)$$

به‌منظور براورد تابع تولید و همچنین بررسی روابط درازمدت و کوتاه مدت بین متغیر وابسته (GAP_K) و سایر متغیرهای توضیحی الگو (L/K و H/K و EXC) از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده[1] (ARDL) استفاده شده است. به‌علت وجود محدودیتهایی در استفاده از روشهای انگل-گرنجر[2]، یوهانسن-جوسیلیوس[3] و مدلهای تصحیح خطا[4] (ECM)، برخی مطالعات کوشیده‌اند تا با غلبه بر نواقص روشهای فوق درصدد دستیابی به

1. auto-regressive distributed lag (ARDL)
2. Engle-Granger test
3. Johanson-Joselius test
4. error correction model (ECM)

رهیافتی بهتر برای تحلیل روابط درازمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها برآیند که از آن جمله می‌توان به مطالعه پسران و پسران (Pesaran & Pesaran, 1997) اشاره کرد. رهیافت ارائه شدهٔ 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 ناریب و کارا خواهد بود (Siddiki, 2000).

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

در مرحله اول وجود ارتباط درازمدت بین متغیرهای تحت بررسی آزمون می‌شود. برای این منظور مدل پویای ARDL تخمین زده می‌شود که در این مدل اگر مجموع ضرایب براورد شدهٔ 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:

$$H_0 : \sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1 \geq 0 \qquad (۷)$$

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

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

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{m} \hat{\beta}_i - 1}{\sum_{i=1}^{m} s\hat{\beta}_i} \qquad (۸)$$

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

1. Banerjee, Dolado & Mester

پی برد. در مرحله دوم، تخمین و تحلیل ضرایب درازمدت و استنتاج در مورد ارزش آنها صورت می‌گیرد (نوفرستی، ۱۳۷۸).

در این مطالعه به‌منظور دستیابی به اهداف تحقیق از داده‌های سالانه کلان اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۵۵-۸۲ استفاده شد. آمار ارزش‌افزوده از حسابهای ملی ایران به قیمتهای جاری و ثابت سال ۱۳۷۶ - که بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران منتشر می‌کند – جمع‌آوری شد. آمارهای اشتغال[1] و موجودی سرمایه[2] (به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶) از دفتر اقتصاد کلان سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور اخذ گردید. آمارهای انرژی مصرفی، شامل فراورده‌های نفتی، گاز و برق، از ترازنامه انرژی وزارت نیرو تهیه شد. آمار تعداد کارکنان علمی، فنی و تخصصی بخش کشاورزی (سرمایه انسانی) براساس آمار سرشماریهای عمومی‌نفوس و مسکن در سالهای ۱۳۵۵، ۱۳۶۵، ۱۳۷۵ و نتایج آمارگیری از ویژگیهای اشتغال و بیکاری خانوار در سال ۱۳۸۲ جمع‌آوری و سپس به روش درون‌یابی ارقام سالهای بینابینی براورد شد. به‌منظور محاسبه متغیر فاصله تولید بالفعل از تولید بالقوه، با استفاده از آمارهای ارزش افزوده بخش کشاورزی (به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶) و به روش خط روند اوجهای تعدیل شده، براورد تولید بالقوه انجام گرفت. به منظور تخمین مدلها و انجام آزمونهای مربوط از نرم‌افزارهای اقتصادسنجی Eviews 4 و Microfit 4 استفاده شد.

نتایج و بحث

۱. براورد تابع تولید بخش کشاورزی

برای براورد تابع تولید، ابتدا لازم است از ایستایی متغیرها در طول زمان اطمینان یافت؛ لذا آزمون نه‌مرحله‌ای ایستایی و آزمون فیلیپس-پرون به‌منظور بررسی شکست ساختاری انجام گرفت. نتایج نشان داد که متغیرهای مورداستفاده در الگو، جمعی از مرتبه یک و صفر (L_nE،

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

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

$I(0)$ و L_nL، L_nK و L_nVA، $I(1)$ می‌باشند؛ بدین‌ترتیب امکان استفاده از تحلیل همجمعی موسوم به ARDL فراهم خواهد بود. تابع تولید با استفاده از روش ARDL به‌صورت زیر براورد شد:

$$\ln VA = -9.1371 + 1.04 \ln L + 0.16 \ln K + 0.70 \ln E \quad (۹)$$
$$(-1.77) \quad (2.74) \quad (3.46) \quad (9.96)$$

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 ۹ همان تابع تولید کاب- داگلاس است. کششهای جزئی تولید نهاده‌های نیروی کار، سرمایه و انرژی به ترتیب برابر با ۱، ۰/۱۶ و ۰/۷۰ به‌دست آمده است. با توجه به‌اینکه در توابع کاب- داگلاس ضرایب کشش نهاده‌ها در طول تابع تولید و در سالهای مختلف ثابتند، می‌توان به‌طور مثال کشش نهاده موجودی سرمایه را این‌گونه تفسیر کرد که با ۱٪ افزایش (کاهش) در موجودی سرمایه بخش کشاورزی، ارزش افزوده به میزان ۰/۱۶٪ افزایش (کاهش) می‌یابد. کششهای تولید مبین این مطلب است که ترکیب نهاده‌ها در بخش کشاورزی در ناحیه دوم تولید (ناحیه اقتصادی تولید) صورت می‌گیرد[۱].

۲. بهره‌وری موجودی سرمایه در بخش کشاورزی

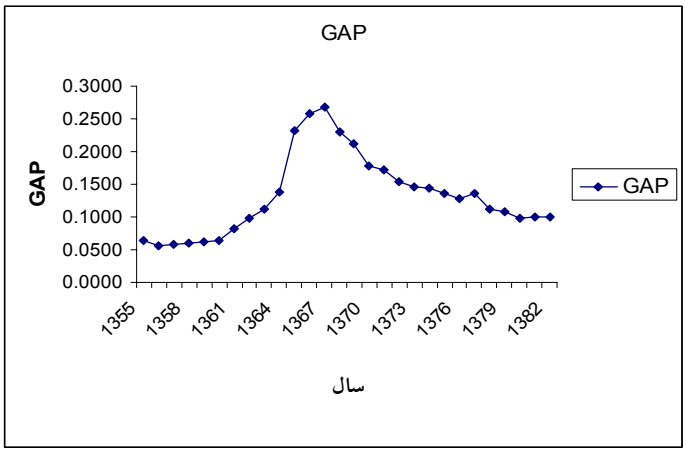
پس از براورد تابع تولید، بهره‌وری متوسط تعمیم یافته موجودی سرمایه و نرخ رشد سالانه آن محاسبه و نتایج در جدول ۱ ارائه شده است. نمودار ۱ نیز روند بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته موجودی سرمایه را در بخش کشاورزی طی سالهای مورد مطالعه نشان می‌دهد.

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

جدول ۱. بهره‌وری متوسط تعمیم یافته موجودی سرمایه و نرخ رشد آن

سال	بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته موجودی سرمایه (GAP_K)	نرخ رشد بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته موجودی سرمایه (GAP_K)
۱۳۵۵	۰/۰۶۳۶	–
۱۳۵۶	۰/۰۵۶۷	-۰/۱۰۸۴
۱۳۵۷	۰/۰۵۷۸	۰/۰۱۸۴
۱۳۵۸	۰/۰۵۹۰	۰/۰۲۲۱
۱۳۵۹	۰/۰۶۲۲	۰/۰۵۲۷
۱۳۶۰	۰/۰۶۴۳	۰/۰۳۴۵
۱۳۶۱	۰/۰۸۱۵	۰/۲۶۷۹
۱۳۶۲	۰/۰۹۹۰	۰/۲۱۴۰
۱۳۶۳	۰/۱۱۱۱	۰/۱۲۲۱
۱۳۶۴	۰/۱۳۷۷	۰/۲۳۹۷
۱۳۶۵	۰/۲۳۲۶	۰/۶۸۹۰
۱۳۶۶	۰/۲۵۸۱	۰/۱۱
۱۳۶۷	۰/۲۶۷۴	۰/۰۳۵۹
۱۳۶۸	۰/۲۲۹۶	-۰/۱۴۱۵
۱۳۶۹	۰/۲۱۱۵	-۰/۰۷۸۸
۱۳۷۰	۰/۱۷۷۴	-۰/۱۶۱۲
۱۳۷۱	۰/۱۷۱۳	-۰/۰۳۴۶
۱۳۷۲	۰/۱۵۴۳	-۰/۰۹۸۸
۱۳۷۳	۰/۱۴۶۱	-۰/۰۵۳۲
۱۳۷۴	۰/۱۴۳۶	-۰/۰۱۶۹
۱۳۷۵	۰/۱۳۶۴	-۰/۰۵۰۶
۱۳۷۶	۰/۱۲۸۸	-۰/۰۵۵۹
۱۳۷۷	۰/۱۳۵۹	۰/۰۵۵۴
۱۳۷۸	۰/۱۱۲۹	-۰/۱۶۹۲
۱۳۷۹	۰/۱۰۸۴	-۰/۰۳۹۸
۱۳۸۰	۰/۰۹۷۶	-۰/۰۹۹۳
۱۳۸۱	۰/۰۹۹۰	۰/۰۱۴۳
۱۳۸۲	۰/۰۹۹۲	۰/۰۰۱۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۱. بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته موجودی سرمایه در بخش کشاورزی ایران طی سالهای ۸۲-۱۳۵۵

براساس نتایج به‌دست آمده، بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته موجودی سرمایه (GAP_K) در دوران جنگ به‌طور متوسط سالانه ۱۶/۴۲٪ افزایش یافته که دلیل آن کاهش موجودی سرمایه بر اثر جنگ بوده است. GAP_K در سالهای پس از جنگ (۱۳۶۸-۸۲) به‌طور متوسط سالانه ۶/۹۳٪ کاهش یافته که دلیل اصلی آن افزایش سریع موجودی سرمایه بوده است. هر دو متغیر ارزش‌افزوده و موجودی سرمایه طی این سالها روند افزایشی داشته‌اند و در نتیجه کاهش بهره‌وری موجودی سرمایه بدین معنی است که متناسب با سرمایه‌گذاری‌های انجام شده، ارزش‌افزوده افزایش پیدا نکرده و ظرفیتهای بیکار وجود داشته است. به عبارت دیگر می‌توان گفت که علت اصلی کاهش بهره‌وری موجودی سرمایه، عدم استفاده کارامد از موجودی سرمایه بوده است. به‌طورکلی متوسط GAP_K در بخش کشاورزی طی دوره مورد مطالعه معادل ۰/۱۴ و روند آن تا سال ۱۳۶۷ صعودی و سپس نزولی بوده است.

۳. تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر بر بهره‌وری موجودی سرمایه

همان‌گونه که در رابطه ۶ نیز مشاهده می‌شود، متغیرهای متوسط نیروی کار مورد

استفاده به ازای هر واحد سرمایه (L/K)، متوسط سرمایه انسانی به‌کار رفته به ازای هر واحد سرمایه (H/K) و فاصله تولید بالفعل از تولید بالقوه (EXC) بر GAP_K تأثیرگذارند. به‌منظور بررسی عوامل مؤثر بر GAP_K، پس از آزمون غیرآشیانه‌ای[1]، مدل خطی زیر در مقابل مدل لگاریتم-خطی انتخاب گردید:

$$GAP = \beta_0 + \beta_1 \ (L/K) + \beta_2 \ (H/K) + \beta_3 \ (EXC)$$

نتایج آزمون نه‌مرحله‌ای ایستایی و آزمون فیلیپس - پرون نشان داد که متغیرهای الگو، جمعی از مرتبه صفر و یک هستند و بدین‌ترتیب امکان استفاده از تحلیل همجمعی موسوم به ARDL فراهم خواهد بود.

نتایج براورد مدل پویای ARDL از طریق ضابطه شوارتز- بیزین در جدول ۲ آورده شده است.

جدول ۲. نتایج براورد مدل پویای (۰ و ۲ و ۲ و ۲)ARDL

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار
GAP(-۱) بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته موجودی سرمایه با یک وقفه	۰/۳۲۵۴۰***	۰/۰۷۴۴۵۱
GAP(-۲) بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته موجودی سرمایه با دو وقفه	۰/۱۲۹۴۲***	۰/۰۷۷۱۴۴
L/K متوسط نیروی کار مورد استفاده به ازای هر واحد سرمایه	۰/۷۴۸۱ ×۱۰$^{-۳}$***	۰/۴۸۹۳ ×۱۰$^{-۴}$
L/K (-۱) متوسط نیروی کار مورد استفاده به ازای هر واحد سرمایه با یک وقفه	۰/۸۸۸ ×۱۰$^{-۴}$	۰/۸۷۴۲ ×۱۰$^{-۴}$
L/K (-۲) متوسط نیروی کار مورد استفاده به ازای هر واحد سرمایه با دو وقفه	-۰/۲۷۲۵ ×۱۰$^{-۳}$***	۰/۶۶۳۲ ×۱۰$^{-۴}$
H/K متوسط سرمایه انسانی به کار رفته به ازای هر واحد سرمایه	۰/۰۰۸۴۳۸۴	۰/۰۲۸۳۶۸
H/K (-۱) متوسط سرمایه انسانی به کار رفته به ازای هر واحد سرمایه با یک وقفه	-۰/۰۸۳۶۴۱**	۰/۰۴۰۲۵۹

1. non-nested

ادامه جدول ۲

(۲-) H/K متوسط سرمایه انسانی به کار رفته به ازای هر واحد سرمایه با دو وقفه	۰/۱۳۷۵۹***	۰/۰۲۵۰۸۸
EXC فاصله تولید بالفعل از تولید بالقوه	-۰/۰۰۲۲۵۲۷***	۰/۲۸۵۳ ×۱۰$^{-۳}$
C عرض از مبدأ	-۰/۰۰۹۹۲۰۲***	۰/۰۰۲۲۱۰۹
D.W = ۲/۲	R^2 =۰/۹۹	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

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

با استفاده از ضرایب مدل پویای ARDL (جدول ۲) وجود ارتباط درازمدت بین متغیرها آزمون شد. به این منظور با استفاده از رابطه ۸، آماره مورد نیاز محاسبه و با کمیت بحرانی ارائه شدهٔ بنرجی، دولادو و مستر مقایسه گردید و وجود یک رابطه تعادلی دراز مدت بین متغیرهای الگو تأیید شد.

در زیر نتایج براورد رابطه درازمدت بین متغیرهای الگو ارائه شده است.

$$GAP = -0.018 + 0.71\times10^{-3}\ L/K + 0.11\ H/K - 0.004\ EXC$$
$$S.E.\quad (0.0035)\ (0.38\times10^{-4})\quad (0.0057)\quad (0.79\times10^{-3})$$

تمام ضرایب در سطح اطمینان ۹۹٪ معنیدارند. براساس نتایج به‌دست آمده و با توجه به ضریب به‌دست آمده، بهره‌وری موجودی سرمایه با متوسط نیروی کار مورد استفاده به ازای هر واحد سرمایه، رابطه مثبت دارد؛ لذا با افزایش متوسط نیروی کار مورد استفاده به ازای هر واحد سرمایه، بهره‌وری موجودی سرمایه نیز افزایش می‌یابد. علت این امر آن است که‌این نسبت در واقع عکس سرمایه سرانه (K/L) است؛ به‌عبارت دیگر می‌توان گفت که با کاهش سرمایه سرانه (یا افزایش L/K)، بهره‌وری موجودی سرمایه افزایش می‌یابد.

همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد، متوسط سرمایه انسانی به ازای هر واحد سرمایه، با توجه به ضریب به‌دست آمده (۰/۱۱+)، با بهره‌وری موجودی سرمایه رابطه مثبت دارد. علت این امر آن است که نیروی انسانی متخصص به علت برخورداری از دانش علمی، فنی و تخصصی می‌تواند از ماشین آلات، تجهیزات و ظرفیتهای موجود استفاده بهتری کند و به دنبال این امر، تولید و بهره‌وری را افزایش دهد.

متغیر فاصله تولید بالفعل از تولید بالقوه بر بهره‌وری موجودی سرمایه اثر منفی دارد؛ زیرا با ثابت بودن مقدار سرمایه، هر چه‌این فاصله افزایش پیدا کند، مقدار تولید کاهش و در نتیجه بهره‌وری متوسط موجودی سرمایه نیز کاهش می‌یابد.

همچنین به‌منظور بررسی روابط کوتاه مدت میان بهره‌وری موجودی سرمایه و سایر متغیرهای مورد مطالعه از مدل تصحیح خطا استفاده شد که نتایج آن در جدول ۳ ملاحظه می‌شود.

نتایج نشان می‌دهد که ضریب جمله تصحیح خطا ($ECT_{(-1)}$) در سطح ۱٪ معنیدار و علامت آن مورد انتظار (منفی) است. مقدار این ضریب نیز برابر با ۰/۵۵- می‌باشد، به‌این معنی که حدود ۵۵ درصد انحرافات (نبود تعادل) متغیر بهره‌وری موجودی سرمایه از مقادیر بلندمدت خود پس از گذشت یک دوره از بین خواهد رفت؛ به عبارت دیگر برای تعدیل کامل نتایج حاصل از اجرای یک سیاست دو سال زمان لازم خواهد بود. با وجود این سرعت مطلوب تعدیل، می‌توان به تأثیرگذاری سیاستها در کوتاه‌مدت امیدوار بود.

جدول ۳. نتایج براورد مدل تصحیح خطا

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار
dGAP تفاضل مرتبه اول بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته موجودی سرمایه	-۰/۱۲۹۴۲	۰/۰۷
d L/K تفاضل مرتبه اول متوسط نیروی کار مورد استفاده به ازای هر واحد سرمایه	۰/۷۴۸۱ ×۱۰$^{-۳}$***	۰/۴۸۹۳ ×۱۰$^{-۴}$
d L/K۱ تفاضل مرتبه دوم متوسط نیروی کار مورد استفاده به ازای هر واحد سرمایه	۰/۲۷۲۵ ×۱۰$^{-۳}$***	۰/۶۶۳۲ ×۱۰$^{-۴}$
d H/K تفاضل مرتبه اول متوسط سرمایه انسانی به کار رفته به ازای هر واحد سرمایه	۰/۰۰۸۴۳۸۴	۰/۰۲۸۳۶۸
d H/K۱ تفاضل مرتبه دوم متوسط سرمایه انسانی به کار رفته به ازای هر واحد سرمایه	-۰/۱۳۷۵۹***	۰/۰۲۵۰۸۸
d EXC تفاضل مرتبه اول فاصله تولید بالفعل از تولید بالقوه	-۰/۰۰۲۲۵۲۷***	۰/۲۸۵۳ ×۱۰$^{-۳}$
d C تفاضل مرتبه اول عرض از مبدأ	-۰/۰۰۹۹۲۰۲***	۰/۰۰۲۲۱۰۹
ECT(-۱) جزء تصحیح خطا	-۰/۵۴۵۱۸***	۰/۰۷۲۶۴۱
F=۷۴۰/۹۱۳۹ [۰/۰۰۲] R^2 =۰/۹۹		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

*** نشاندهنده معنیدار بودن در سطح ۱ درصد است.

همان‌طور که جدول ۳ نشان می‌دهد، متغیر L/K در کوتاه‌مدت همانند درازمدت، با بهره‌وری موجودی سرمایه رابطه مثبت دارد، اما متغیر H/K در کوتاه‌مدت بر بهره‌وری موجودی سرمایه اثر منفی دارد. علت این امر آن است که استخدام و به‌کارگیری نیروی کار متخصص نسبت به نیروی کار غیرمتخصص هزینه‌برتر خواهد بود و یا آموزش نیروی کار

غیرمتخصص به‌منظور یادگیری شیوه‌های نوین نیاز به سرمایه‌گذاری اولیه و هزینه دارد که در نتیجه در کوتاه‌مدت ممکن است اثر منفی بر بهره‌وری موجودی سرمایه بگذارد، ولی در درازمدت همان‌طور که نتایج نشان داد، بر بهره‌وری موجودی سرمایه اثر مثبت دارد. متغیر EXC نیز در کوتاه‌مدت همانند درازمدت، با بهره‌وری موجودی سرمایه رابطه منفی دارد.

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.

نتیجه‌گیری و پیشنهاد

در این مطالعه به بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری موجودی سرمایه بخش کشاورزی ایران طی دوره زمانی ۱۳۵۵-۸۲ پرداخته شد. بدین منظور ابتدا بهره‌وری متوسط سرمایه با استفاده از روش بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته محاسبه گردید. نتایج نشان داد که به‌طورکلی میانگین بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته موجودی سرمایه (GAP_K) در بخش کشاورزی طی دوره مورد مطالعه معادل ۰/۱۴ و روند آن تا سال ۱۳۶۷ صعودی و سپس نزولی بوده است. سپس تأثیر متغیرهای متوسط نیروی کار مورد استفاده به ازای هر واحد سرمایه (L/K)، متوسط سرمایه انسانی به‌کار رفته به ازای هر واحد سرمایه (H/K) و فاصله تولید بالفعل از تولید بالقوه (EXC) در GAP_K بررسی شد. نتایج نشان داد که متغیرهای L/K و H/K دارای تأثیر مثبت در بهره‌وری موجودی سرمایه در بخش کشاورزی هستند و متغیر EXC تأثیر منفی در بهره‌وری موجودی سرمایه در بخش کشاورزی دارد؛ لذا پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

۱. با توجه به‌اینکه متوسط سرمایه انسانی به ازای هر واحد سرمایه تأثیر مثبت در بهره‌وری موجودی سرمایه در بخش کشاورزی دارد، باید نسبت به ترغیب و جذب نیروهای

1. cumulative sum of square

متخصص در راستای استفاده کارا از ماشین آلات، تجهیزات و ظرفیتهای موجود و به‌کارگیری فناوریهای جدید در بخش کشاورزی اقدام کرد.

۲. کاهش فاصله تولید بالفعل از تولید بالقوه از طریقِ بِروز کردن دانش مدیران در جهت ترکیب بهتر منابع و در نتیجه دستیابی به تولید بیشتر و افزایش بهره‌وری عوامل تولید، باید مورد توجه قرار گیرد.

۳. به‌کارگیری فناوری متناسب با شرایط ایران به منظور افزایش تولید و در نتیجه بهره‌وری لازم و ضروری است.

منابع

۱. ابراهیمی، ا. (۱۳۸۲)، تغییرات بهره‌وری کل عوامل با تأکید بر الگوی رشد درون‌زا در ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.

۲. 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.

۳. امینی، ع. (۱۳۷۵)، اندازه‌گیری و تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر بر بهره‌وری در بخشهای غیر نفتی اقتصاد ایران و چشم‌انداز آن در برنامه سوم توسعه، دفتر اقتصاد کلان، معاونت امور اقتصادی و فرهنگی.

۴. 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.

۵. 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.

۶. 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.

۷. امینی، ع. و ن. فلیحی (۱۳۷۷)، بررسی وضعیت سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی، *مجله برنامه و بودجه*، شماره ۳۳، ص ۹۵ تا ۱۱۹.

۸. ایران‌نژاد، ژ. (۱۳۷۵)، سرمایه‌گذاری و اعتبارات در بخش کشاورزی ایرن، انتشارات مرکز مطالعات برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی، تهران.

۹. بانک مرکزی جمهوری اسلامی‌ایران (سالهای مختلف)، گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی جمهوری اسلامی‌ایران.

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

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

۱۲. 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.

۱۳. 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.

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

15. Kogel, T. (2005), Youth dependency and total factor productivity, *Journal of Development Economics*, 76: 147-173.

16. Miller, S. M. and M. P. Upadhyay (2000), The effects of openness, trade orientation, and human capital on total factor

productivity, *Journal of Development Economics*, 63: 399-423.

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

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