اقتصاد کشاورزی/ جلد ۵/ شماره‌ی ۱/ صفحه‌های ۳۶-۱۷

بررسی عوامل موثر بر بهره‌وری سرمایه در زیربخش‌های کشاورزی ایران

حسین مهرابی بشرآبادی، محمد رضا اسلامی، حبیبه شرافتمند و علی اکبر باغستانی*

تاریخ دریافت: ۱۳۸۷/۱۱/٦ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/٦/۱٤

چکیده

به جهت محدودیت رو به رشد عوامل تولید، بهبود بهره‌وری به عنوان بهترین و موثرترین روش دست‌یابی به رشد تولید مطرح بوده است. بنابراین در این مطالعه به منظور محاسبه‌ی بهره‌وری متوسط سرمایه در سال‌های ۸۶-۱۳۳۸ در زیربخش‌های کشاورزی ایران، از روش بهره‌وری متوسط تعمیم یافته و به منظور بررسی عوامل موثر بر آن از روش داده‌های تلفیقی استفاده گردید. بررسی نتایج نشان داد که متغیر نسبت نیروی کار به سرمایه و سرمایه‌ی انسانی تاثیر مثبت بر بهره‌وری موجودی سرمایه در زیربخش‌های کشاورزی ایران داشته است. نتایج هم‌چونان حاکی از آن است که بخش شیلات و جنگل بیش‌ترین متوسط بهره‌وری تعمیم یافته را در دوره‌ی مورد بررسی به خود اختصاص داده اند. بنابراین با توجه به این که نسبت سرمایه‌ی انسانی به ازای هر واحد تاثیر مثبتی بر بهره‌وری موجودی سرمایه دارد، در راستای استفاده‌ی کارآ از فن‌آوری‌های تولید پیش‌نهاد می‌گردد نیروی‌های متخصص در این بخش جذب شوند.

طبقه‌بندی JEL: C۲۲ ،H۲۱

واژه‌های کلیدی: موجودی سرمایه، بهره‌وری، GAP، داده‌های تلفیقی، کشاورزی

* به ترتیب دانشیار بخش اقتصاد کشاورزی دانشگاه شهید باهنر کرمان، کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی، استادیار دانشگاه آزاد اسلامی میبد و دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران
Email: sherafatmandm@gmail.com

مقدمه

امروزه کشورهای پیشرفته‌ی جهان با درک محدودیت رو به تزاید عوامل تولید و افزایش شدت کم‌یابی منابع طبیعی، حجم عمده‌یی از سیاست‌ها و برنامه ریزی‌های خود را معطوف به بهره برداری و استفاده‌ی صحیح از عوامل تولید کرده‌اند و این موضوع تا آن حد مهم بوده است که بسیاری از کشورها درصدی از رشد اقتصادی سالانه‌ی خود را از طریق رشد بهره‌وری کل عوامل تولید به دست می‌آورند. درصد یا سهم نام‌برده در میان کشورهای مختلف متفاوت است و در برخی از کشورها حتا به بالاتر از ۵۰٪ رسیده است. در کشور ایران نیز برای نخستین بار در تاریخ برنامه‌ریزی کشور سهم رشد بهره‌وری از رشد اقتصادی کشور در طول سال‌های برنامه‌ی پنج ساله‌ی چهارم توسعه‌ی اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی ۳۱/۳٪ تعیین شده است (تهامی۱۳۸۷).

در ادبیات مربوط به اقتصاد توسعه، بهره‌وری به "میزان ستانده‌ی حاصل از مقدار معینی از یک یا چند نهاده" تعریف می‌شود. این معیار بازگو کننده‌ی نحوه‌ی استفاده از منابع و عوامل تولیدی در یک برهه از زمان است و آثار سه گانه‌ی تغییر تکنولوژی، تغییر مقیاس و تغییر در راندمان استفاده از نهاده‌ها یعنی حرکت به سوی تابع تولید مرزی را در بر می‌گیرد. به طور کلی عوامل افزایش بهره‌وری را می‌توان به استفاده‌ی کارآمدتر از منابع با توجه به تکنولوژی خاص تولید، رشد فن‌آوری، تخصیص بهینه‌ی اقتصادی منابع و نیز تولید با توجه به بازدهی‌های نسبت به مقیاس نسبت داد (قلی زاده و صالح، ۱۳۸٤).

بخش کشاورزی به عنوان یکی از بخش‌های مهم اقتصاد ایران مطرح بوده است و افزایش بهره‌وری در این بخش، کل اقتصاد ایران را متاثر خواهد ساخت. شناخت سمت و سوی بهره‌وری در بخش کشاورزی ایران چه از لحاظ داشتن زیرساخت‌های ضعیف اقتصادی و چه از لحاظ رقابت جدید در صحنه‌ی جهانی برای کسب موقعیت اقتصادی بهتر، کمک می‌کند تا منابع و امکانات تولیدی به سمتی رود که جای‌گاه مناسب در مناسبات بین‌المللی سریع‌تر به دست آید (اکبری و رنجکش، ۱۳۸۲). شناسایی عوامل موثر بر بهره‌وری سرمایه در زیربخش‌های کشاورزی علاوه بر کمک به رشد این زیربخش‌ها می‌تواند رشد بخش کشاورزی

و اقتصاد ایران را به همراه داشته باشد. این مطالعه هم‌گام با دیگر مطالعات انجام گرفته بر روی بهره‌وری سرمایه، به محاسبه و شناسایی عوامل موثر بر بهره‌وری سرمایه در زیربخش‌های کشاورزی ایران می‌پردازد. منظور از زیربخش‌های کشاورزی در این مطالعه بخش‌های زراعت و باغبانی، دامداری، جنگل و شیلات است.

مطالعات بسیاری درخصوص محاسبه‌ی بهره‌وری و شناسایی عوامل موثر برآن در داخل و خارج صورت گرفته است. از جمله مطالعات انجام گرفته در خارج می‌توان به مطالعه‌ی گریلیچز (۱۹٦۳)، هافمن و اونسون (۱۹۹۳)، آلستون و همکاران (۱۹۹۸) و یی و همکاران (۲۰۰۲) اشاره کرد. این نگارندگان در مطالعات خود به این نتیجه رسیدند که تحقیقات کشاورزی تاثیر مثبت و معناداری بر بهره‌وری کشاورزی دارد. دیوید و بارکر (۱۹۹٤) و سینگ و همکاران (۲۰۰٤) در مطالعات خود به این نتیجه رسیدند که بهبود تکنولوژی تاثیر معنی‌داری بر بهره‌وری کشاورزی دارد.

توفیک (۱۹۹۸)، نیز رابطه‌ی میان اندازه‌ی مزرعه و بهره‌وری را در کشاورزی بنگلادش، با استفاده از مدل رگرسیون ساده‌ی خطی بررسی کرد. وی از نیروی کار خانوادگی و اجاره‌یی هم‌چون متغیر مستقل و محصول هم‌چون متغیر وابسته استفاده کرد. نتایج نشان داد که مزرعه‌هایی که بزرگ‌تر و رشد یافته‌تر اند مانند مزارع مادهاپور بهره‌وری بیش‌تری دارند.

اس چامچر و ساتای (۱۹۹۹)، مطالعه‌یی برای بررسی بهره‌وری کل عوامل تولید برای صنعت چوب و کاغذ در هندوستان انجام دادند. نتایج مطالعه‌ی آن‌ها نشان می‌دهد که متوسط بهره‌وری سرمایه ۲/۳-، متوسط بهره‌وری انرژی ۲/٦۸-، متوسط بهره‌وری مواد خام ۰/۸۲-، اما متوسط بهره‌وری نیروی کار ۳/۱٤٪ بود.

پی‌اس و همکاران (۲۰۰۰) در مطالعه‌یی که در بوتسوانا انجام دادند به این نتیجه رسیدند که اولا رشد بهره‌وری در مناطق مشغول به دامپروری بیش‌تر از سایر مناطق است و دوم، این رشد تنها مدیون تغییرات فن‌آوری است.

ویمن و هیلو (۲۰۰۰) در مطالعه‌یی در مورد صنعت چوب و کاغذ کانادا از یک تابع فاصله‌ی نهاده‌ی پارامتریک و نیز روش شاخص ترنکوییست برای تعیین بهره‌وری کل عوامل

تولید در سال‌های ۹۴-۱۹۵۹ استفاده کردند. با استفاده از تابع فاصله‌ی نهاده، نرخ بهره‌وری سالانه ۰/۱۹٪ بود.

گرین و هم‌کاران (۲۰۰۱) بهره‌وری را در سال‌های ۹۷-۱۹۸۷ برای گرجستان بررسی کردند. در این دوره سرمایه‌گذاری سنگینی در گرجستان انجام شده بود. نتایج حاکی از آن بود که در این دوره بهره‌وری سرمایه تقریبا ثابت است و حدود ۲٪ افزایش داشته است، در حالی که رشد بهره‌وری نیروی کار ۷۹٪ بوده است.

بنرجی و هم‌کاران (۲۰۰۲) در بنگال غربی به این یافته دست پیدا کردند که اصلاحات ارضی بهره‌وری را افزایش می‌دهد و حدود ۲۸٪ رشد بهره‌وری کشاورزی مربوط به اصلاحات است.

خان و شریف (۲۰۰۳) اظهار می‌دارد که سرمایه گذاری و اعتبارات تاثیر معنی داری بر بهره‌وری عوامل تولید دارد.

سونگ و هم‌کاران (۲۰۰٦) بر محیط زیست و خاک به عنوان عوامل موثر بر بهره‌وری عوامل تولید در کشاورزی تاکید کردند.

گاتاگ و روی (۲۰۰۷) در مطالعه‌ی خود به این نتیجه رسیدند که تاثیر اصلاحات ارضی بر بهره‌وری کشاورزی بستگی به نوع اصلاحات دارد.

شاهمرادی (۱۳۷۵) دو روی‌کرد در قلمروی بهره‌وری معرفی می‌کند که یکی از آن‌ها اهمیت بهره‌وری سبز در جامعه‌ی صنعتی و دیگری برنامه‌های توسعه‌ی یکپارچه‌ی روستایی است. در روی‌کرد اول به اهمیت در نظر گرفتن ضایعات و آلاینده‌های محیط در کنار جریان افزایش تولید و بهره‌وری اشاره می‌کند و روی‌کرد دوم به توسعه‌ی یک‌پارچه‌ی مناطق روستایی و کاهش فقر و افزایش بهره‌وری اشاره دارد.

کاظم نژاد وکوپاهی (۱۳۷۵) با استفاده از داده‌های مقطعی، بهره‌وری متوسط و نهایی عوامل تولید چای را با استفاده از تابع تولید متعالی برآورد کردند و نتیجه گرفتند که بهره‌وری عوامل تولید پایین است و امکان کاهش هزینه‌ی تولید و افزایش سود چای‌کاران از راه بهبود بهره‌وری وجود دارد.

کوپاهی و کاظم نژاد (۱۳۷٦) در تحقیقی ضمن تعیین عوامل موثر بر تولید چای‌کاران گیلان به محاسبه‌ی کارآیی فنی پرداختند. برای انجام این مطالعه با استفاده از تخمین تابع تولید و روش حداکثر مربعات معمولی تصحیح شده کارآیی فنی را محاسبه کرده اند. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که کارآیی فنی چای‌کاران بسیار پایین و به طور متوسط ۳۸٪ است.

احمد پور و سلطانی(۱۳۷۹) در مطالعه‌ی خود در استان بوشهر به این نتیجه رسیدند که فن‌آوری صید به طور معنی داری بر بهره‌وری نهایی و متوسط نیروی کار تاثیر دارد.

رفیعی و زیبایی (۱۳۸۲) در مطالعه‌یی با عنوان "اندازه‌ی دولت، رشد اقتصادی و بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی" نشان دادند که اندازه‌ی دولت تاثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد بخش کشاورزی دارد و بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی رابطه‌ی مستقیمی با سرمایه‌گذاری بخش دولتی دارد.

اکبری و رنجکش (۱۳۸۲) به محاسبه‌ی رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی پرداختند و به این نتیجه رسیدند که میانگین رشد بهره‌وری کل عوامل تولید ٤/۳۳ است.

امینی (۱۳۸۳) در مطالعه‌ی خود به این نتیجه رسید که نسبت تولید بالفعل به تولید بالقوه، دست‌مزد واقعی، نسبت کارکنان فنی تخصصی به کل اشتغال در بهره‌وری کل عوامل بخش صنعت و معدن تاثیر مثبت دارند.

قلی زاده و صالح (۱۳۸٤) با استفاده از شاخص مالم کوییست بهره‌وری کل عوامل تولید را در ۷ بخش کلان اقتصاد ایران محاسبه کردند. نتایج حاکی از آن است که در بخش کشاورزی بهره‌وری عوامل تولید به دلیل بهبود کارآیی مدیریتی افزایش یافته است و هم‌چونین آزمون علیت گرنجر رابطه‌ی علّی از سرمایه‌گذاری به بهره‌وری در بخش کشاورزی را تایید می‌کند.

تهامی پور و هم‌کاران (۱۳۸٦) رشد بهره‌وری کل عوامل تولید را برای بخش‌های اقتصادی ایران مقایسه کردند و به این نتیجه رسیدند که بخش ارتباطات دارای بیش‌ترین نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل و بخش بازرگانی، رستوران و هتل‌داری دارای کم‌ترین نرخ رشد بهره‌وری

کل عوامل در میان بخش‌های اقتصادی را دارا است. نتایج ایشان نیز نشان می‌دهد که میانگین نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل بخش کشاورزی در میان ۱۱ بخش اقتصادی از ۳ بخش ارتباطات، آب و برق و بخش خدمات موسسات مالی، پولی، بیمه، مستغلات و حرفه‌یی و تخصصی، پایین‌تر و از سایر بخش‌ها و هم‌چونین از میانگین نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید کل اقتصاد کشور بالاتر است. علاوه بر این، متوسط نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید برای بخش کشاورزی در طول برنامه‌ی اول و سوم توسعه مثبت و در طول برنامه‌ی دوم توسعه منفی است.

خلیلیان و رحمانی (۱۳۸۷) نشان دادند که خالص صادرات بخش کشاورزی، بارندگی و درآمد روستاییان بر بهره‌وری نیروی کار بخش کشاورزی تاثیر مثبت و سرمایه‌گذاری کل تاثیر منفی بر بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی دارد.

دادرس مقدم و زیبایی (۱۳۸۷) در تحقیق خود نشان دادند که اثر بهره‌وری کل عوامل تولید بیش‌تر ناشی از اثر جانشینی کل است. با توجه به این که سرمایه محدودترین عامل تولید در بخش کشاورزی ایران است و بهبود بهره‌وری نقش مهم و موثری در رشد تولید و توسعه دارد بنابراین اندازه گیری و تجزیه و تحلیل عوامل موثر بر بهره‌وری موجودی سرمایه به منظور بهبود بهره‌وری ضروری است تا بر اساس آن بتوان به اتخاذ سیاست‌های مناسب در بخش پرداخت.

دربان آستانه و هم‌کاران (۱۳۸٦) به بررسی عوامل موثر بر بهره‌وری گندم‌کاران استان تهران پرداختند. نتایج تحقیق ایشان نشان داد که میزان عمل‌کرد در واحد سطح، سطح توسعه‌ی کشاورزی در منطقه، سطح زیر کشت، تجربه‌ی بهره بردار، دانش فنی و زراعی و دارایی بهره بردار مهم‌ترین عامل موثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید است.

بنابر این این مطالعه هم‌گام با دیگر مطالعات انجام گرفته بر بهره‌وری سرمایه، به محاسبه و شناسایی عوامل موثر بر بهره‌وری سرمایه در زیربخش‌های کشاورزی ایران می‌پردازد. نخست در این مطالعه بهره‌وری سرمایه به روش بهره‌وری متوسط تعمیم یافته GAP

(Generalized average productivity) محاسبه و سپس به تجزیه و تحلیل تاثیر سرمایه‌ی انسانی و نسبت نیروی کار به سرمایه بر بهره‌وری سرمایه پرداخته می‌شود.

روش تحقیق

در این تحقیق به منظور بررسی عوامل موثر بر بهره‌وری سرمایه در زیربخش‌های کشاورزی، ابتدا بهره‌وری موجودی سرمایه در زیربخش‌های کشاورزی (آمار موجودی سرمایه‌ی زیربخش‌های کشاورزی برگرفته از شاهمرادی، ۱۳۷۵)، با استفاده از روش بهره‌وری متوسط تعمیم یافته (GAP) محاسبه شده است. سپس به تعیین نمونه در مدل داده‌های تلفیقی پرداخته شده است که در این مطالعه، نمونه‌ی مورد بررسی زیربخش‌های کشاورزی است که عبارت است از بخش زراعت و باغبانی، بخش دام‌پروری، بخش شیلات و بخش جنگل.

اگر فرض شود که تولید با استفاده از عوامل سرمایه و نیروی کار به دست می‌آید، آن‌گاه بهره‌وری متوسط تعمیم یافته‌ی موجودی سرمایه را می‌توان با استفاده از رابطه‌ی زیر به دست آورد (امیر تیموری و خلیلیان ۱۳۸۷)

$$GAP_k = \frac{Y}{k + L.\frac{dk}{dL}} \qquad (۱)$$

که در آن GAP_k بهره‌وری متوسط تعمیم یافته‌ی موجودی سرمایه، Y ارزش افزوده‌ی هر بخش، dk/dl نرخ نهایی جانشینی نیروی کار به جای سرمایه، K میزان موجودی سرمایه و L نیروی کار است. به کارگیری این روش نیازمند برآورد نرخ نهایی جانشینی نهاده‌ی نیروی کار به جای سرمایه است. بنابر این ابتدا باید بهترین تابع تولید برای هر زیربخش برآورد شود (امیر تیموری و خلیلیان ۱۳۸۷).

پس از آن به بررسی عوامل موثر بر بهره‌وری موجودی سرمایه در زیربخش‌های کشاورزی ایران با استفاده از ره‌یافت داده‌های تلفیقی پرداخته می‌شود. در این قسمت به بررسی مبانی نظری داده‌های تلفیقی پرداخته می‌شود.

برای سادگی می‌توان مدل را به شکل زیر خلاصه کرد (جبل عاملی و بی‌ریا، ۱۳۸۵)

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 \\ \vdots \\ X_n \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \vdots \\ \alpha_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ \vdots \\ u_n \end{bmatrix} \quad (۲)$$

$Y=X.\alpha+U$

در این‌جا Y مشاهده‌ها روی هم ریخته‌ی متغیر وابسته برای زیربخش‌های مختلف کشاورزی در سال‌های مورد نظر و X مجموعه‌ی متغیرهای توضیحی مدل و U اجزای اخلال است.

برای برآورد نیز روش‌های مختلفی هم‌چون روش آثار ثابت و روش آثار تصادفی وجود دارد که بر حسب مورد کاربرد خواهند داشت. روش آثار ثابت با وارد کردن متغیرهای مجازی، آثار واحدهای مقطعی مختلف را جدا می‌کند و روش آثار تصادفی نیز به نوعی دیگر ناهم‌سانی واریانس میان گروهی را برطرف می‌نماید.

به منظور این که مشخص گردد کدام روش (آثار ثابت و یا آثار تصادفی) برای برآورد مناسب‌تر است از آزمون هاسمن استفاده می‌شود.

فرضیه‌ی صفر در آزمون هاسمن به این صورت است:

$H_0 : \alpha = \alpha_s$

$H_1 : \alpha \neq \alpha_s$

فرضیه‌ی صفر به این معنی است که ارتباطی میان جزء اخلال مربوط به عرض از مبدا و متغیرهای توضیحی وجود ندارد و آن‌ها از یک‌دیگر مستقل اند. در حالی که فرضیه‌ی مقابل به این معنی است که میان جزء اخلال مورد نظر و متغیر توضیحی هم‌بستگی وجود دارد و چون به هنگام وجود هم‌بستگی میان اجزاء اخلال و متغیر توضیحی، با مشکل تورش و ناسازگاری مواجه شده، بنابراین بهتر است در صورت پذیرفته شدن فرضیه‌ی صفر از روش آثار تصادفی استفاده شود. تحت فرضیه‌ی صفر، آثار ثابت و آثار تصادفی هر دو سازگار اند ولی روش آثار ثابت ناکارآ است. یعنی در صورت رد فرضیه‌ی صفر، روش آثار ثابت سازگار و روش آثار تصادفی ناسازگار است و باید از روش آثار ثابت استفاده شود. اگر b تخمین روش آثار ثابت و $\hat{\beta}$ تخمین زننده‌ی روش آثار تصادفی باشد:

$$\mathrm{Var}(b-\hat{\beta}) = \mathrm{Var}(b) - \mathrm{Var}(\hat{\beta}) = H \quad (۳)$$

هاسمن ثابت می‌کند که آماره‌ی فوق دارای توزیع چی دو است و آماره‌ی مناسبی برای آزمون است.

W، آزمونی دیگر در رابطه با معنی دار بودن تعداد مقطع‌های انتخاب شده است. اگر خواسته شود اثر زیربخش‌های مختلف مورد بررسی قرار گیرد باید فرضیه‌یی آزمون شود که در آن کلیه‌ی عبارات ثابت برآورد با یک‌دیگر برابر اند. بدین ترتیب می‌توان مشخص نمود که آیا پانل دیتا برای برآورد تابع مورد نظر کارآمدتر خواهد بود یا خیر. بدین منظور از آزمون F استفاده می‌شود:

$$F(n-1, nt-n-k) = \frac{(R_u^2 - R_p^2)/(n-1)}{(1-R_u^3)/(nt-n-k)} = w \qquad (٤)$$

که در این تابع n تعداد زیربخش‌ها، t طول دوره‌ی مورد نظر و k تعداد پارامترها است. اگر F محاسباتی از F بحرانی جدول بزرگ‌تر باشد فرضیه‌ی صفر رد می‌شود، یعنی از روش پانل برای برآورد می‌توان استفاده نمود، یعنی آثار گروه پذیرفته می‌شود (جبل عاملی و بی ریا، ۱۳۸۵).

نتایج و بحث

در این مطالعه به منظور دست‌یابی به اهداف تحقیق از داده‌های سالانه‌ی کلان اقتصاد ایران به قیمت ثابت سال ۱۳۷٦ طی دوره‌ی ۸٦-۱۳۳۸ استفاده شده است.

از آن رو که متغیرهای به کار رفته در مدل همگی جزو متغیرهای سری زمانی اند، به منظور بررسی ایستایی متغیرها از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته و فیلیپس پرون استفاده شده است. بررسی ایستایی متغیرهای ارزش افزوده هر زیربخش (Y)، موجودی سرمایه‌ی هر زیربخش (K) به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷٦، نیروی کار شاغل (L) و سرمایه‌ی انسانی (H)، که شامل افراد ٦ ساله و بالاتر با سواد در مناطق روستایی کشور است) نشان می‌دهد که متغیرهای مورد نظر با در نظر گرفتن عرض از مبداء و روند و فاصله‌ی اطمینان ۹۵٪ با یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند.

جدول (۱). نتایج آزمون ریشه واحد

نام متغیر	آماره ADF در سطح	آماره ADF با یک بار تفاضل گیری	وقفه بهینه	مقادیر بحرانی در سطح ۵٪	درجه هم انباشتگی
ارزش افزوده بخش زراعت و باغبانی	۰	-۲/۵	۹	-۱/۹	۱
ارزش افزوده بخش دامپروری	۰/۳۷	-٤/۸۸	۰	-۰/۳٦	۱
ارزش افزوده بخش شیلات	-۱/۱۷	-٦/۰۵	۵	-۲/۸	۱
ارزش افزوده بخش جنگل	-۱/۱۹	-٦/۵	۰	-۳/٤٦	۱
موجودی سرمایه بخش زراعت و باغبانی	-۱/۷٦	-۳/۹	۳	-۱/۷۸	۱
موجودی سرمایه بخش دامپروری	-۱/۷٦	-٤/۳۷	۳	-۳/۵٦	۱
موجودی سرمایه بخش شیلات	۰/۱۲	-۳/۵۸	۳	-۲/۸	۱
موجودی سرمایه بخش جنگل	-۰/۵	-٤/۳۷	۳	-۲/۸	۱
شاغلین بخش زراعت و باغبانی	۰/۵۳	-۳/۹٦	۰	-۲/۸	۱
شاغلین بخش دامپروری	-۱/٤۱	-۲/٤۱	۳	-۱/۸	۱
شاغلین بخش شیلات	-۰/۵۱	-٦/۷	۰	-۱/۸٦	۱
شاغلین بخش جنگل	-۱/٤۱	-۲/۰۳	۱	-۱/۸۹	۱
سرمایه انسانی بخش زراعت و باغبانی	-۰/۲	-۲/٦۱	۰	-۲/۸۹	۱
سرمایه انسانی بخش دامپروری	۱/۲۱	-۲/٦۹	۰	-۱/۸	۱
سرمایه انسانی بخش شیلات	-۰/٤۱	-٦/٤	۰	-۱/۸	۱
سرمایه انسانی بخش جنگل	۱/۲۳	-۱/٦٦	۱	-۱/۸	۱

ماخذ: یافته‌های تحقیق

پس از آزمون ایستایی متغیرها، بهترین فرم تابع تولید ضمن توجه به مبانی نظری برای هر زیربخش با توجه به آماره‌ی F و نسبت LR تعیین می‌گردد. نتایج به صورت زیر است.

الف) زیربخش زراعت و باغبانی. بهترین فرم تابع تولید برآورد شده، فرم کاب داگلاس مقید است (یعنی تابع تولید برازش شده با فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس برازش شده است که همواره با استفاده از آزمون نسبت LR میان تابع مقید و غیر مقید آزمون انجام گرفت. نتایج آزمون حاکی از رد فرضیه‌ی صفر و مقید پذیرفته شدن تابع تولید کاب داگلاس است). در تابع

برآورد شده تمامی ضریب‌ها معنی‌دار است. کشش‌های تولید سرمایه و نیروی‌کار به ترتیب معادل ۰/۷ و ۰/۳ نشان‌گر آن است که به ازای ۱٪ افزایش در نهاده‌ی سرمایه، ارزش‌افزوده‌ی بخش زراعت و باغبانی ۰/۷درصد افزایش و به ازای هر ۱٪ افزایش در نهاده‌ی نیروی‌کار، ارزش‌افزوده‌ی بخش۰/۳٪ افزایش خواهد یافت (اعداد داخل پرانتز انحراف معیار است).

$LNY=۰/۷۲+۰/۷LNK+۰/۳LNL$

$(۰/۰۲)\ (۰/۰۲)\ (۰/۳)\ R^۲=۰/۹۸\ D.W=۱/۸$

$LR = -۲(LNL_r - LNL_{ur}) = -۲(٤٨/٦-٢٧/٠٥) = ٤٢/٤$

ب) زیربخش دام‌داری. بهترین فرم تابع تولید برآورد شده، ترنسندنتال است. در تابع برآورد شده تمامی ضرایب معنی‌دار است. این حالت که همانند تابع تولید نئوکلاسیک‌ها است، تا نقطه‌ی $K=(-\alpha+\sqrt{\alpha})/\lambda$ (که در آن α=ضریب لگاریتمی و λ=ضریب خطی در تابع) یعنی، $K=(-6/401+\sqrt{6/401})/0/00056=6912/6$ ارزش افزوده‌ی بخش دام‌داری با نرخ فزآینده افزایش می‌یابد و تا نقطه‌ی $K=-\alpha/\lambda$ یعنی K= ۱۱٤۳۰ با نرخ کاهشی افزایش می‌یابد و بعد از آن کاهش می‌یابد. مادامی که K افزایش می‌یابد، کشش کاهش می‌یابد. تا نقطه‌ی $L=(-\alpha+\sqrt{\alpha})/\lambda$ (که در آن α = ضریب لگاریتمی و λ=ضریب خطی در تابع) یعنی L= ۳۰۳۹۱۵، ارزش افزوده‌ی بخش دام‌داری با نرخ فزآینده افزایش می‌یابد و تا نقطه‌ی $L=-\alpha/\lambda$ یعنی L=٦٨٠٤١٦ با نرخ کاهشی افزایش می‌یابد و بعد از آن کاهش می‌یابد. مادامی کهL افزایش می‌یابد، کشش کاهش می‌یابد. این تابع هر سه ناحیه‌ی تولید را به خوبی نشان می‌دهد. (اعداد داخل پرانتز انحراف معیار است و AR برای رفع خودهم‌بستگی وارد مدل شده است)

$LNY= ٨٦/٧+٣/٢٢٦LNL+٦/٤٠١LNK-١/٨\times١٠^{-٦}L\ -٠/٠٠٠٥٦K+$

$٢\times١٠^{-١٠}\times L\times K+٠/٣٥AR(٢)$

$(٣٤/٤٧)\ (٢/٣١)\ (١/١٢)\ (٤/١\times١٠^{-٦})\ (٠/٠٠٠٠١٤٨)\ (٦/١\times١٠^{-١٠})\ (٠/١٥)$

$R^٢ = ٠/٩٩\quad F= ٥٢٤\quad D.W=٢/٠٢$

ج) زیربخش شیلات. بهترین فرم تابع تولید برآورد شده، کاب داگلاس مقید است. در تابع برآورد شده تمامی ضرایب معنی‌دار است. کشش‌های تولید سرمایه و نیروی‌کار به ترتیب معادل۰/۵۲ و ۰/٤۸ نشان‌گر آن است که به ازای هر ۱٪ افزایش در نهاده‌ی سرمایه، ارزش‌افزوده‌ی بخش زراعت و باغبانی ۰/۵۲٪ افزایش و به ازای هر ۱٪ افزایش در نهاده‌ی نیروی کار، ارزش‌افزوده‌ی بخش ۰/٤۸٪ افزایش خواهد یافت.

$$LNY=۳/۱٤+۰/٤۸LNL+۰/۵۲LNK$$
$$(۰/۰۳)\ (۰/۰۳)\ (۰/۸٦)\ R^۲=۰/۸۵\ \ D.W=۱/۷۸$$

$$LR = -۲(LNL_r - LNL_{ur}) = -۲(۱۳/۱٦-۰/۰۵) = ۲٦/۲۲$$

د) زیربخش جنگل. بهترین فرم تابع تولید برآورد شده، کاب داگلاس مقید است. در تابع برآورد شده تمامی ضرایب معنی‌دار است. کشش‌های تولید سرمایه و نیروی کار به ترتیب معادل ۰/۵۹ و ۰/٤۱ نشان‌گر آن است که به ازای هر ۱٪ افزایش در نهاده‌ی سرمایه، ارزش-افزوده‌ی بخش زراعت و باغبانی ۰/۵۹٪ افزایش و به ازای هر ۱٪ افزایش در نهاده‌ی نیروی-کار، ارزش‌افزوده‌ی بخش ۰/٤۱٪ افزایش خواهد یافت.

$$LNY=۲/۳٦+۰/۵۹LNK+۰/٤۱LNL$$
$$(۰/۱۱)\ (۰/۰٦)\ (۰/۱۹)\quad R^۲=۰/۷۵\ \ D.W=۲/۱$$

$$LR = -۲(LNL_r - LNL_{ur}) = -۲(۳/۸۲-٦/۹۳) = ٦/۲۲$$

جدول(۲). نتایج مربوط به توابع تولید برآوردی در هر زیر بخش

	بهترین فرم تابع تولید	ضریب لگاریتم سرمایه	ضریب لگاریتم نیروی کار
بخش زراعت و باغبانی	کاب داگلاس	۰/۷	۰/۳
بخش شیلات	کاب داگلاس	۰/۵۲	۰/٤۸
بخش جنگل	کاب داگلاس	۰/۵۹	۰/٤۱

ماخذ: یافته‌های تحقیق

بهره‌وری موجودی سرمایه در زیربخش‌های کشاورزی

پس از برآورد تابع تولید برای هر زیربخش، بهره‌وری متوسط تعمیم یافته‌ی موجودی سرمایه (بر اساس رابطه‌ی شماره ۱) محاسبه و مقادیر کم‌ترین، بیش‌ترین و میانگین این متغیر به صورت جدول ۳ ارایه شده است.

جدول(۳). مقادیر متوسط، بیش‌ترین و کم‌ترین بهره‌وری تعمیم یافته‌ی سرمایه در هر زیربخش در سال‌های۸۶-۱۳۳۸

بخش	میانگین بهره‌وری	بیش‌ترین بهره‌وری	کم‌ترین بهره‌وری	انحراف معیار
زراعت و باغبانی	۱/٤۱	۳/۷۲	۰/٦۸	۰/٦۷
دام‌پروری	-۰/۰۷	۰/٤٥	-۱/٤۷	۰/۳۱
شیلات	۲۲/۲۷	٦٦/٥۷	٥/۷۷	۱۳/۱٦
جنگل	۸/٤	۱۷/٦	۲/۹	٤/۳۸

ماخذ: یافته‌های تحقیق

تصریح مدل

آزمون انتخاب میان آثار ثابت یا آثار تصادفی

برای انتخاب میان آثار ثابت یا آثار تصادفی از آماره‌ی هاسمن استفاده می‌شود. آماره‌ی محاسبه شده از این آزمون برابر ٤/٥ است. با توجه به این که مقدار آماره‌ی چی دو جدول با درجه‌ی آزادی ۲ برابر ۰/۱ است، بنابر این مقدار محاسبه شده از مقدار چی دو در جدول بزرگ‌تر است و فرضیه‌ی .H رد می‌شود. بنابراین آثار تصادفی ناسازگار است و باید برای برآورد از آثار ثابت استفاده شود.

نتایج حاصل از بررسی عوامل موثر بر بهره‌وری زیربخش‌های کشاورزی با استفاده از داده‌های تلفیقی

به منظور حصول اطمینان از معنی‌دار بودن گروه زیربخش‌های کشاورزی با استفاده از رابطه‌ی شماره‌ی ٤، آماره‌یF محاسبه شده است. مقدار F محاسبه شده برابر ۱۰۵ است. بنابر این مقدار F محاسبه شده از F جدول بزرگ‌تر است. در نتیجه .H رد شده است و آثار گروه پذیرفته می‌شود و بایستی عرض از مبداهای مختلفی را در مدل برآورد نمود. در نتیجه می‌توان از روش پانل استفاده نمود. نتایج حاصله از برآورد روش آثار ثابت یا تصادفی سری زمانی- مقطعی برای دوره‌ی زمانی ۸٦-۱۳۳۸ با استفاده از ٤ زیربخش، به شرح زیر است:

GAP_k=۱/۳+۰/۰۲L/K+۵/۳H/K

(۲/٦) (۱۹/۲۷) (۵/۰۱) R^2=۰/۹ F=۲۹۱

C-agronomy=-۵/۷

C-Animal husbandry=-٤/۸

C-fishery=۹/۷

C-forestry=۱/٦

که در این معادله

Agronomy: زیربخش زراعت و باغبانی

Animal Husbandry: زیربخش دام‌پروری

Fishery: زیربخش شیلات

Forestry: زیربخش جنگل

بر اساس نتایج کلیه متغیرها معنی دار است. بنابر این، نتایج حاصله موید آن است که رگرسیون برازش شده معتبر است، چرا که آماره‌های آزمون t و F تک تک ضرایب و کلیت رگرسیون معنی‌دار است. ضریب تعیین نشان می‌دهد که رگرسیون انجام شده ۹۵٪ از عوامل موثر بر بهره‌وری در زیربخش‌های کشاورزی ایران را توضیح می‌دهد. از نظر علایم برآوردی، علامت متغیر نسبت نیروی کار به سرمایه (L/K) و نیز نسبت سرمایه‌ی انسانی به سرمایه

(H/K) مثبت و معنی دار است، زیرا با افزایش نسبت L/K و نسبتH/K، متوسط بهره‌وری افزایش می‌یابد. برای فرآیند تولید نیاز به منبع انسانی یا به عبارت دیگر سهم مولد کار عرضه شده است که با آموزش و کسب مهارت و دانش می‌تواند از تجهیزات موجود استفاده‌ی بهتری کند و در نتیجه تولید و بهره‌وری تولید افزایش یابد. پس بهبود منبع انسانی یا سرمایه‌ی انسانی به طور کلی در بخش کشاورزی باعث ۵/۳ واحد بهبود بهره‌وری در کل بخش کشاورزی گردد. نتایج هم‌چونان حاکی از آن است که به ازای هر واحد افزایش در نسبت نیروی کار به سرمایه در کل بخش کشاورزی، بهره‌وری سرمایه در این بخش به میزان ۰/۰۲ واحد افزایش می‌یابد، زیرا همان گونه که آی ام (۱۹۷۵) می‌گوید موجودی سرمایه مانند تکنولوژی مکانیکی یا تراکتوری کردن سبب آزادسازی محدودیت‌های منطقه می‌شود و نیز روی شدت کشت اثر می‌گذارد، پس به طور معنی‌داری اشتغال را افزایش می‌دهد. از طرف دیگر نیز افزایش موجودی سرمایه مانند بذرهای اصلاح شده و کود مصرفی ضمن افزایش بازدهی زمین، میزان عمل‌کرد تولید محصول را بهبود خواهد بخشید. افزایش ارزش تولید ضمن افزایش سودآوری محصولات امکان به کارگیری نهاده‌های بیش‌تر نظیر نیروی‌کار را افزایش خواهد داد. این امر سبب افزایش ارزش تولید محصولات و کاهش هزینه‌ی تولید آن‌ها می‌شود. بنابراین این افزایش نسبت نیروی کار به موجودی سرمایه خود موجبات افزایش تولید و بهره‌وری تولید را فراهم می سازد. آثار ثابت نشان می‌دهد که به طور متوسط بهره‌وری بخش زراعت و دام‌پروری کم‌تر از میانگین و متوسط بهره‌وری بخش شیلات و جنگل بیش‌تر از میانگین است که از علل این امر می‌توان به ظرفیت‌های خالی در این دو زیربخش اشاره کرد.

نتیجه‌گیری و پیش‌نهادها

هم‌گام با افزایش کم‌یابی نسبی منابع، بهره‌وری به عنوان بهترین و موثرترین روش دست‌یابی به رشد اقتصادی مطرح است. بنابراین، این تحقیق به بررسی عوامل موثر بر بهره‌وری موجودی سرمایه در زیربخش‌های کشاورزی ایران طی دوره‌ی ۸۶-۱۳۳۸ پرداخته است. بنابر این ابتدا ضمن توجه به مبانی نظری، بهترین تابع تولید برای هر زیربخش تعیین و

سپس بهره‌وری متوسط سرمایه با استفاده از روش بهره‌وری متوسط تعمیم یافته محاسبه گردید. سپس با استفاده از روش داده‌های تلفیقی به بررسی عوامل موثر بر بهره‌وری متوسط سرمایه در زیربخش‌های کشاوری پرداخته شد. بررسی نتایج حاکی از آن است که بهترین فرم تابع تولید برای بخش زراعت و باغبانی کاب داگلاس، برای بخش دام‌داری ترانسندنتال، برای بخش شیلات و جنگل کاب داگلاس است. همان گونه که تصریح مدل نشان می‌دهد بهره‌وری متوسط در هر زیربخش کشاورزی مثبت است و میانگین بهره‌وری متوسط سرمایه تعمیم یافته، برای بخش زراعت و باغبانی، بخش دام‌داری، بخش شیلات و بخش جنگل به ترتیب ۰/۰،۰۱/۷۱، ۲۲/۷ و ۸/٤ است. اگرچه در بخش شیلات ظرفیت‌های خالی نیز هم‌چونان وجود دارد اما وجود استخرها و حوضچه‌های پرورش آب‌زیان به ویژه طی سال‌های اخیر ضمن فراهم آوردن امکان تولید فشرده و متمرکز آب‌زیان، سبب کاهش وابستگی تولید آب‌زیان به شرایط جوی و کاهش ریسک ناشی از آن شده است. کنترل ریسک تولید و مهار عوامل پیش‌بینی نشده از جمله مواردی است که ضمن کاهش ضایعات، امکان استفاده‌ی بهینه از سایر نهاده‌های تولید را میسر می‌سازد. استفاده‌ی بهینه‌تر از منابع از جمله مواردی است که بهبود بهره‌وری را سبب می‌شود. بخش جنگل نیز دارای ظرفیت‌های خالی زیادی است- چون به دلیل دیربازده بودن سرمایه‌گذاری در این زیربخش، بخش خصوصی تمایل به سرمایه‌گذاری در این زیربخش‌ها ندارد- یک واحد سرمایه‌گذاری در این زیربخش‌ها می‌تواند بهره‌وری و بازدهی بالایی داشته باشد. تمرکز جنگل‌های تجاری در نواحی خاص در کشور از یک سو و دولتی بودن مالکیت بیش‌تر این جنگل‌ها سبب شده است که این بخش هم‌چونان در مرحله‌ی تولید و برداشت غیرتجاری باشد. از آن رو که عمده‌ی جنگل‌های ایران موهبتی طبیعی است و کاشت صنعتی آن‌ها در کشور متداول نیست، هزینه‌ی تولید آن بیش‌تر منحصر به مرحله‌ی برداشت و فرآوری چوب است. سودآوری تولید چوب عاملی است که می‌تواند انجام بسیاری از سرمایه‌گذاری‌ها در این زیربخش را توجیه‌پذیر سازد. مهم‌ترین مانع این سرمایه‌گذاری‌ها دیربازده بودن و نوسانات سیاست‌گزاری است. تغییر مداوم سیاست‌ها از جمله مواردی است که سرمایه‌گذاری‌ها به ویژه سرمایه‌گذاری‌های دیربازده را بسیار تحت تاثیر قرار می‌دهد. نتایج

محاسبه‌ی متوسط بهره‌وری طی دوره‌ی مورد بررسی در مجموع کل بخش کشاورزی از توانایی بالقوه‌ی بسیار زیادی برای افزایش بهره‌وری برخوردار است. نتایج هم‌چونان حاکی از آن است که متغیرهای نسبت نیروی کار به سرمایه (L/K) و نیز نسبت سرمایه‌ی انسانی به موجودی سرمایه (H/K) تاثیر مثبت و معناداری بر بهره‌وری تعمیم یافته‌ی سرمایه در کل بخش کشاورزی دارد. بررسی روند موجودی سرمایه در این دوره نشان‌دهنده‌ی افزایشی بودن این متغیر است. این امر نشان می‌دهد که استفاده‌ی بیش‌تر از موجودی سرمایه مانند تراکتور و ادوات کشاورزی و افزایش سطح زیر کشت، سبب افزایش تولید، بهبود درآمد و افزایش سودآوری فعالیت کشاورزی و افزایش به‌کارگیری نیروی کار شده است. از سوی دیگر هم‌گام با افزایش توانایی و مهارت و دانش نیروی‌کار امکان فعالیت این نیرو، به طور بهتری ممکن می‌شود و به بهبود بهره‌وری کمک می‌شود. بنابر این پیش‌نهاد می‌گردد که با توجه به این که نسبت سرمایه‌ی انسانی به ازای هر واحد سرمایه تاثیر مثبت بر بهره‌وری موجودی سرمایه در تمامی زیربخش‌های کشاورزی دارد، نیروی‌های متخصص در راستای استفاده‌ی کارآ از تجهیزات و فن‌آوری‌های تولید ترغیب و جذب شوند.

منابع

اکبری، ن. و رنجکش، م. (۱۳۸۲) بررسی رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی ایران طی دوره ۷۵-۱۳٤٥. *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، (٤٤-٤۳): ٥۰-٤۰.

امینی، ع. (۱۳۸۳). اندازه گیری و تحلیل عوامل موثر در بهره‌وری کل عوامل در بخش صنعت و معدن. *پیک نور*، ۲(٤): ۷۳-٤۷.

احمدپور برازجانی، م. و سلطانی، غ.ر. (۱۳۷۹). بررسی تاثیر فن آوری صید بر بهره‌وری نیروی کار صیادی در استان بوشهر. *علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی*، (۲): ٦۸-٥۹.

امیرتیموری، س. و خلیلیان، ص. (۱۳۸۷) بررسی عوامل موثر بر بهره‌وری موجودی سرمایه بخش کشاورزی ایران. *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، (۱٦):۷۰-٦۱.

تهامی‌پور، م. (۱۳۸۷). مروری تاریخی بر نتایج مطالعات انجام شده مربوط به بهره‌وری با تاکید بر بخش کشاورزی ایران.موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی و اقتصادکشاورزی. نشر آموزش کشاورزی.

تهامی‌پور، م.، کاظم‌نژاد، م. و موذنی، س. (۱۳۸٦). مقایسه رشد بهره وری کل عوامل تولید بخش های اقتصادی ایران . ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران.

جبل‌عاملی، ف. و بی‌ریا، س. (۱۳۸۵). برآورد تابع تقاضای کشورهای واردکننده زعفران ایران با روش پانل. *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، (۳۹): ۱۳٤-۱۱۱.

خلیلیان، ص. و رحمانی، ف. (۱۳۸۷). بررسی عوامل موثر بر بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی ایران. *مجله علوم و صنایع کشاورزی*، ویژه اقتصاد و توسعه کشاورزی، (۱): ۷۹-۸۹.

دادرس مقدم، ا. و زیبائی، م. (۱۳۸۷). نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی ایران. *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، (۱٦): ۱۸-۱.

دبرتین، ال. (۱۳۷٦). اقتصاد تولید کشاورزی.دانشگاه تربیت مدرس. موسسه تحقیقات اقتصادی.ترجمه م ق موسی نژاد و ر نجارزاده.

رفیعی، ه. و زیبائی، م. (۱۳۸۲). اندازه دولت، رشد اقتصاد و بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی. *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، (٤۳ و ٤٤): ۸۸-۷۵.

شاهمرادی ، م. (۱۳۷۵). دو رویداد در قلمرو بهره‌وری. *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، (۱۵): ٦۰-۵۰.

قلی‌زاده، ح. و صالح، ا. (۱۳۸٤). بررسی بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش های اقتصادی ایران در دوره ۸۱-۱۳۵۷ با تاکید بر بخش کشاورزی و نقش سرمایه. *فصلنامه اقتصاد*، (۵): ۱۱٤۱-۱۱۳۱.

شرافتمند، ح. و همایونی‌فر، م. (۱۳۸٦). محاسبه موجودی سرمایه و تعیین نرخ بازدهی آن در زیر بخش‌های کشاورزی ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه زابل.

کاظم‌نژاد، م. و کوپاهی، م. (۱۳۷۵). محاسبه بهره‌وری عوامل تولید چای با استفاده از تابع تولید. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، (۱٤): ٦۰-٤٦.

کوپاهی، م. و کاظم‌نژاد، م. (۱۳۷٦). بررسی و تحلیل اقتصادی کارایی فنی چایکاران گیلان با تاکید بر تأثیر سن، سواد و اندازه زمین. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، (۱۷): ۱۰۰ -۸۹ .

Alston, J.M. , Craig, B. and Pardey, P.G. (۱۹۹۸). Dynamics in the Creation and Depreciation of Knowledge, and the Returns to Research. *International Food Policy Research Institute EPTD Discussion Paper*,۳۵: ٤۰-۵۰.

Banerjee, A.V., Gertler, P.J. and Ghatak, M. (۲۰۰۲). Empowerment and Efficiency: Tenancy Reform in West Bengal. *Journal of Political Economy, ۲:* ۲۳۹-۸۰.

David, C.C, and Barker, R. (۱۹۹٤). Trends in agricultural productivity; agricultural policy analysis for transition to a market oriented economy in Vietnam. *FAO Economic and Social Development Paper,* ۱۲۳: ۸۷-۱۱۹.

Ghatak, M., and Roy, S. (۲۰۰۷). Land reform and agricultural productivity in India: a review of the evidence. *Oxford Review of Economic Policy,* ۲۳(۲): ۲۵۱-۲٦۹.

Greene, W.D., Jackson, B.D. and Culpepper, J.D. (۲۰۰۱). Georgia's Logging Businesses, ۱۹۸۷-۱۹۹۷. *Forest Products Journal.* ۵۱(۱): ۲۵-۲۸.

Griliches, Z. (۱۹٦۳). The Sources of Measured Productivity Growth: United States Agriculture, ۱۹۷۰- ۱۹٦۰. *Journal of Political Economy,* ۷۱: ۳۳۱-۳٤٦.

Huffman, W.E. and Evenson, R.E. (۱۹۹۳). Science for Agriculture: A Long Term Perspective, Ames, IA. *Iowa State University Press.*

IIM, Ahmedabad. (۱۹۷۵). Impact of Farm Mechanization on Productivity and Employment (Gujarat State). *Indian Institute of Management, March,*۳: ٤۰-۵۰.

Khan, M.A. and Sharif, M. (۲۰۰۳). Factor affecting low wheat yield in central Panjab. *Socio Economic Research Stidies.SSI, NARC,*٤:۵۵-۷۱.

Piesse, J.A. Lusigi, A., Suhariyanto, A. and Thrtle, C. (۲۰۰۰). Multi factor agricultural productivity and convergence in Botswana. *www.bbk.ac.uk*.

Schumacher, K. and Sathaye, J. (۱۹۹۹). India's Pulp and Paper Industry: Productivity and Energy Efficiency. *Ernest Orlando Lawrence Berkeley National Laboratory,* ٤: ۱۸-٤۳.

Song, Y., Chen, D. and Dong, W. (۲۰۰٦). Influence of climate on winter Wheat productivity in different climate regions of Chaina durinf ۱۹٦۱-۲۰۰۰.*Climate Research*, ۲۲: ۲۱۹-۲۲۷.

Singh, G., Singh, S. and Singh, J. (۲۰۰٤). Optimization of energy inputs for wheat crop in Punjab. *Energy Conversion and Management.* ٤۵: ٤۵۳-٤٦۵.

Toufique, K.A. (۱۹۹۹). The Relationship between Farm Size and Productivity in Bangladesh Agriculture: the Role of Transaction Cost in Rural Labor Market, *Bangladesh Institute of Development Studies*,۳: ۵۵-۷۱.

Veeman, T.S. and Hailu, A. (۲۰۰۱). Non-parametric Productivity Analysis with Undesirable Outputs: An Application to the Canadian Pulp and Paper Industry. *American Journal of Agricultural Economics*, ۸۳(۳):٦۰۵-٦۱٦.

Yee, J., Huffman, W.E., Ahearn, M., and Newton, D. (۲۰۰۲). Sources of Agricultural Productivity Growth at the State Level, ۱۹٦۰-۱۹۹۳. *In V.E. Ball and G.W. Norton, Eds., Agricultural Productivity: Measurement and Sources of Growth. Boston, MA: Kluwer Academic Publication*,۳: ۱۸۵-۲۱۰.