

محاسبه بهره‌وری عوامل تولید بخش کشاورزی (روش بهره‌وری متوسط تعمیم یافته)

اکبری حسنی، امید زمانی و سید ابوالقاسم مرتضوی

چکیده

امروزه همه کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه به اهمیت بهره‌وری، به عنوان یکی از ضرورت‌های توسعه اقتصادی و کسب برتری رقابتی در عرصه‌های بین‌المللی تاکید دارند زیرا در دنیای کنونی رقابت در صحنه‌های جهانی ابعاد دیگری به خود گرفته و تلاش برای نیل به سطح بهره‌وری بالاتر یکی از پایه‌های اصلی این رقابت را تشکیل می‌دهد. بهره‌وری در بخش کشاورزی یکی از مهم‌ترین فاکتورهای توسعه‌ی پایدار است که عموماً در کشورهای در حال توسعه مانند ایران علی‌رغم توانمندی‌های بالقوه کشاورزی، به دلیل بهره‌وری پایین بخش کشاورزی آن چنان که باید اقتصادی و مقرون به صرفه نیست.

در این مطالعه بهره‌وری عوامل تولید بخش کشاورزی که شامل موجودی سرمایه، نیروی کار و انرژی مصرفی می‌باشد، طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۶۰ به روش بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته محاسبه گردیده است. پس از بررسی ایستایی متغیرها و توجه به این امر که همه آن‌ها ناپایستا بوده و جمعی از مرتبه یک هستند لذا امکان استفاده از تحلیل همجمعی موسوم به ARDL جهت برآورد تابع تولید بخش کشاورزی، فراهم خواهد بود. کشش‌های جزئی تولید نیروی کار، موجودی سرمایه و انرژی به ترتیب برابر ۱.۹۴، ۰.۳۱ و ۰.۲۵ می‌باشند. نتایج حاصل از برآورد تصحیح خطا نشان داد که حدود ۷۰٪ از انحرافات ارزش افزوده از مقدار تعادلی درازمدت آن طی یک دوره تعدیل می‌شود. سپس مقادیر بهره‌وری تعمیم یافته به ترتیب برای نیروی کار، سرمایه و انرژی بدین شکل به دست آمد: ۰.۰۹، ۰.۱۲ و ۰.۱۳. بهره‌وری نیروی کار در طول دوره مورد مطالعه، روند صعودی داشته و بهره‌وری موجودی سرمایه نیز در سال ۱۳۷۰ برابر ۰.۱۶ بوده است که در طول دوره مورد نظر، بیشترین مقدار را داشته و پس از آن روند کاهشی داشته است و بهره‌وری انرژی در طول این دوران روند ثابت نمی‌باشد و دارای نوسان است. به طور کلی برای افزایش بهره‌وری عوامل تولید در بخش کشاورزی نیاز به سیاست‌هایی است که بتواند موجب جذب سرمایه‌گذاری در این بخش گردد و همچنین سیاست‌های ترویجی جهت بالا بردن سطح آگاهی کشاورزان نسبت به روش‌های جدید تولید و به‌کارگیری آنها به جای روش‌های سنتی تولید، موثر خواهد بود.

طبقه‌بندی JEL: J24، O47، Q1.

واژه‌های کلیدی: بهره‌وری، بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته، عوامل تولید بخش کشاورزی، تابع تولید، روش ARDL.

مقدمه

امروزه قدرت اقتصادی هر کشور به عنوان موثرترین شاخص در تقسیم‌بندی‌های جهانی به شمار می‌رود. بر این اساس افزایش ارزش تولید و رقابت‌پذیری، مهم‌ترین عنصر در ترکیب قدرت اقتصادی کشورها تلقی می‌گردد که لازمه آن افزایش کمی و کیفی محصول در کنار افزایش راندمان نهاده‌ها می‌باشد. افزایش بهره‌وری بنگاه‌های اقتصادی ناشی از افزایش بهره‌وری نهاده‌های کار و سرمایه، افزایش بهره‌وری ملی، بهبود سطح زندگی مردم، رشد و توسعه اقتصادی و اجتماعی و افزایش اشتغال را به همراه دارد. به همین دلیل امروزه

¹ به ترتیب دانشجویان کارشناسی ارشد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس، استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس

بهره‌وری یکی از مهمترین و موثرترین منبع و روش دستیابی به رشد و توسعه مستمر اقتصادی و افزایش ثروت ملی ملت‌ها با توجه به کمیابی منابع تولید محسوب می‌گردد. لذا خلق شرایطی که باعث تسریع در رشد بهره‌وری پایدار گردد بسیار مهم است. ارتقای بهره‌وری با استفاده بهینه از عوامل تولید به دست می‌آید و در نیل به رشد اقتصادی پایدار نقش مهم را ایفا می‌نماید. امروزه همه کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه به اهمیت بهره‌وری، به عنوان یکی از ضرورت‌های توسعه اقتصادی و کسب برتری رقابتی در عرصه‌های بین‌المللی تاکید دارند.

در ایران نیز، در چند دهه اخیر لزوم توجه به بهره‌وری به درستی توسط قانونگذاران کشور تشخیص داده شده است به طوری که به موجب تبصره □ □ قانون برنامه دوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی، مسئولان بخش‌های اقتصادی کشور ملزم به محاسبه بهره‌وری و ارتقای سطح آن در طول هر یک از برنامه‌ها شده‌اند. برنامه پنج‌ساله چهارم توسعه نیز اولین برنامه توسعه کشور است که به طور شفاف و روشن به موضوع بهره‌وری توجه نموده و اهداف کمی معینی نیز برای ارتقای بهره‌وری در نظر گرفته است. در ماده □ قانون برنامه پنج‌ساله چهارم توسعه تمامی دستگاه‌های اجرایی ملی و استانی مکلف شده‌اند که در تدوین اسناد ملی، بخشی، استانی و ویژه (فرابخشی) سهم ارتقای بهره‌وری کل عوامل تولید در رشد تولید مربوط را تعیین و الزامات و راهکارهای لازم برای تحقق آن‌ها را مشخص نمایند (سازمان مدیریت و برنامه ریزی کشور، ۱۳۸۳).

بخش کشاورزی در کمک به فرایند رشد و توسعه در بین بخش‌های مختلف از جایگاه ویژه‌ای برخوردار 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 و رشد و توسعه دست نخواهند یافت. این بخش تامین کننده سهم مهمی از تولید ناخالص داخلی، اشتغال، نیازهای غذایی، صادرات غیرنفتی و نیاز صنایع به محصولات کشاورزی است که طی چند دهه گذشته با رشد بطئی ولی مداوم همچنان نقش تعیین‌کننده‌ای در اقتصاد کشور ایفا نموده و حتی در شرایط بسیار نامطلوب اقتصادی نیز شکوفایی و ظرفیت‌های نوینی را عرضه کرده است (مرادی، ۱۳۸۱). بهبود بهره‌وری کشاورزی در اقتصاد بسیاری از کشورهای در حال توسعه امری حیاتی است، زیرا با کاهش دادن قیمت مواد غذایی، به طور مستقیم موجب افزایش سطح استانداردهای زندگی در این کشورها می‌گردد به ویژه در مورد افراد فقیری که سهم عمده‌ی درآمد خود را صرف مواد غذایی می‌نمایند. همچنین به طور غیر مستقیم هزینه‌ی واقعی دستمزد در بخش صنعت را در سطح پایین نگه می‌دارد و در نتیجه موجب تقویت سرمایه‌گذاری و تحولات اقتصادی می‌گردد (USAID، ۲۰۰۲). Ahearn و همکاران (۱۹۹۸) معتقدند که افزایش بهره‌وری بخش کشاورزی علاوه بر افزایش سطح رفاه، با آزاد کردن منابعی که می‌توانند در بخش‌های دیگر به کار گرفته شوند، موجب رشد اقتصادی بیشتری می‌گردد. آمار تولیدات کشاورزی حاکی از آن است که تولید داخلی نیاز جامعه را برطرف نمی‌کند و رشد تولید کمتر از رشد مصرف است که این کمبود باید از طریق واردات تامین شود. افزایش تولید می‌تواند از طریق افزایش سطح زیرکشت و یا بهبود عملکرد صورت گیرد. از آنجایی که توسعه‌ی اراضی کشاورزی محدود است پس این امر نمی‌تواند در بلندمدت ادامه یابد. بنابراین مطمئن‌ترین راه برای تحقق آن بهبود عملکرد است، بویژه آنکه سطح عملکرد و رشد آن در ایران به مراتب پایین‌تر از متوسط جهانی است. پس برای رسیدن به رشد پایدار لازم است بهره‌وری عوامل تولید افزایش یابد. همچنین در صورت باز بودن اقتصاد کشور، با بهبود بهره‌وری، قدرت رقابتی بخش کشاورزی کشور افزایش خواهد یافت. با توجه به اینکه مهمترین و جدی‌ترین مشکل کشاورزی ایران پایین بودن سطح تولید در بخش کشاورزی است، بنابراین توسعه اقتصادی در بخش کشاورزی مستلزم افزایش تولید در آن بخش است (مرادی، ۱۳۸۲) و در نتیجه توجه به بهره‌وری این بخش امری مهم جهت دست یافتن به رشد و توسعه اقتصادی می‌باشد.

مفهوم بهره‌وری

در ساده‌ترین تعریفی که از بهره‌وری صورت گرفته است، بهره‌وری را نسبت ستاده به داده تعریف کرده‌اند. به طور کلی بهره‌وری دارای سه مولفه مهم است: کارایی، اثربخشی و به کارگیری مداوم عوامل تولید (باقری قادیکلای، ۱۳۸۳). از نظر کاربردی، بهره‌وری در هر دستگاه به معنای "نسبت ستانده کمی به نهاده‌های کمی" تعریف می‌شود. در قرن اخیر، به بهره‌وری همچون مفهومی از کارایی و به معنای بهبود معیارهای زندگی مردم توجه شده است (امینی، ۱۳۸۳). در ادبیات مربوط به اقتصاد توسعه، بهره‌وری به عنوان میزان ستانده حاصل از مقدار معینی از یک یا چند نهاده تعریف می‌شود. این معیار بازگوکننده نحوه استفاده از منابع و عوامل تولیدی در یک برهه از زمان می‌باشد و آثار سه گانه تغییر تکنولوژی، تغییر مقیاس، تغییر در راندمان استفاده از نهاده‌ها، یعنی حرکت به سمت تابع تولید مرزی از داخل را دربر می‌گیرد. از این رو تغییر در بهره‌وری از یک دوره به دوره بعد و یا شکاف بهره‌وری بین واحدهای تولیدی در یک مقطع از زمان نشانگر تغییر و تفاوت در توان فنی و عملکرد واحد یا بخش اقتصادی در تبدیل نهاده‌ها به کالا و خدمات و به عبارت دیگر تغییر در ثمربخشی یک مجموعه از نهاده‌ها در تولید ستانده می‌باشد (سلامی، ۱۳۷۶). بهره‌وری جزئی^۲، بهره‌وری کل^۳، بهره‌وری متوسط (AP)^۴، بهره‌وری نهایی (MP)^۵ و بهره‌وری متوسط تعمیم یافته (GAP)^۶ انواع مختلف بهره‌وری می‌باشند. برای محاسبه بهره‌وری دو روش عمده توسط اقتصاددانان پیشنهاد شده است. روش اقتصادسنجی^۷ و دیگری، روش غیرپارامتری^۸ است که در روش اقتصادسنجی از طریق برآورد یک تابع تولید یا یک تابع هزینه محاسبه بهره‌وری انجام می‌گیرد. در روش دوم، معیار بهره‌وری با استفاده از برنامه‌ریزی ریاضی و یا محاسبه عدد شاخص تعیین می‌شود (سلامی، ۱۳۷۶). که در این مطالعه روش‌های اقتصادسنجی مورد استفاده قرار گرفته است و بهره‌وری متوسط تعمیم یافته (GAP) عوامل تولید بخش کشاورزی پس از برآورد تابع تولید این بخش، محاسبه گردیده است.

پیشینه تحقیق

خلیلیان و رحمانی (۱۳۸۴) به بررسی عوامل موثر بر بهره‌وری نیروی کار، تاثیر متغیرهای سرمایه‌گذاری خالص بخش کشاورزی و کل، خالص صادرات بخش کشاورزی و کل، بارندگی، درآمد روستاییان و متغیر روند بر بهره‌وری نیروی کار از طریق تخمین تابع سنجیده شد. برای این کار ابتدا متغیرها از نظر ایستایی بررسی گردید سپس برای جلوگیری از رگرسیون کاذب به تخمین تابع از طریق آزمون یوهانسن پرداخته شد که نتایج نشان داد که ضریب تمام متغیرها معنی‌دار بوده و همه آنها به جز متغیر سرمایه‌گذاری کل که ضریب منفی دارد، دارای تاثیر مثبت بر بهره‌وری نیروی کار هستند. امیر تیموری و خلیلیان (۱۳۸۵) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل موثر بر بهره‌وری موجودی سرمایه در بخش کشاورزی ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۲-۱۳۵۵ پرداخته‌اند. به منظور محاسبه بهره‌وری متوسط موجودی سرمایه، از روش بهره‌وری متوسط تعمیم یافته استفاده گردید که این روش نیازمند برآورد تابع تولید بخش کشاورزی است لذا ابتدا تابع تولید بخش کشاورزی با روش ARDL برآورد و سپس بهره‌وری متوسط تعمیم یافته در بخش کشاورزی محاسبه شد و تاثیر متغیرهای نیروی کار مورد استفاده به ازای هر واحد سرمایه (L/K)، متوسط سرمایه انسانی به ازای هر واحد سرمایه (H/K) و

² Partial Productivity

³ Total Productivity

⁴ Average Productivity

⁵ Marginal Productivity

⁶ Generalized Average Productivity

⁷ Econometric Approach

⁸ Nonparametric Approach

فاصله تولید بالفعل از تولید بالقوه (EXC) بر GAP بررسی شد که نتایج حاکی از آن است که متغیرهای (L/K) و (H/K) تاثیر مثبت و متغیر (EXC) تاثیر منفی بر بهره‌وری موجودی سرمایه در بخش کشاورزی دارند. ایشان در مطالعه‌ای دیگر که در سال ۱۳۸۶ انجام دادند، رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی را طی دوره زمانی ۱۳۸۲-۱۳۵۵ محاسبه و روند آن را بررسی نمودند. بدین منظور از شیوه مطلق روش محاسبه رشد با استفاده از آمار سری‌های زمانی استفاده شد. به کارگیری این روش نیازمند تخمین تابع تولید بخش کشاورزی است، لذا ابتدا تابع تولید بخش کشاورزی با روش ARDL تخمین زده شد و سپس بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی محاسبه گردید. که نتایج حاصله نشان می‌دهد که رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی در دوره مورد بررسی نوسان زیادی داشته و میانگین آن برابر ۲.۵ درصد بوده است.

زارع و همکاران (۱۳۸۷) با به کارگیری شاخص مالم کوئیست و با استفاده از روش تحلیل فراگیر داده‌ها، رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در زراعت پنبه ایران در دوره‌ی ۱۳۸۰-۱۳۶۲ را محاسبه نمودند. نتایج نشان داد که متوسط رشد سالانه بهره‌وری کل عوامل تولید در زراعت پنبه در کل دوره مثبت ولی کم (۰.۸ درصد در سال) بوده است. اثنی‌عشری و همکاران (۱۳۸۸) در مطالعه خود به آزمون این فرض می‌پردازند که رابطه‌ای تقابلی بین تجارت خارجی کشاورزی و بهره‌وری عامل‌های تولید در این بخش وجود دارد. به این منظور با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۵۸-۱۳۸۷ و استفاده از مدل ARDL این رابطه برآورد شد. نتایج نشانگر این است که تجارت خارجی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر بهره‌وری عامل‌های تولید در بخش کشاورزی تاثیر مثبت دارد. بر این اساس، کاهش محدودیت‌های بازرگانی خارجی محصولات کشاورزی توصیه شده است.

سلامی و شهبازی (۱۳۸۹) به بررسی بهره‌وری تولید گندم آبی پرداختند. ایشان در این مطالعه با دو روش روند زمانی و شاخص عمومی اندازه‌گیری و تجزیه‌ی رشد بهره‌وری را انجام دادند. رشد بهره‌وری محاسبه شده به وسیله‌ی هر دو روش فوق را با رشد بهره‌وری بدست آمده از شاخص دیویاژ را مورد مقایسه قرار دادند. نتایج نشان داد که روش‌های شاخص عمومی، مقادیر نزدیک‌تری را نسبت به روش روند زمانی با شاخص دیویاژ دارد. اسمعیلی و بشر آبادی (۱۳۸۹) تاثیر اندازه دولت بر بهره‌وری نیروی کار و سرمایه در بخش‌های کشاورزی و صنعت ایران را طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۵۰ با استفاده از روش خود توزیع با وقفه‌های گسترده، مورد بررسی قرار دادند. نتایج بدست آمده نشان داد که در بلندمدت بین بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی و صنعت با اندازه‌ی بزرگ‌تر دولت ارتباط غیر مستقیم وجود دارد اما اندازه‌ی دولت بر بهره‌وری سرمایه در بخش صنعت تاثیری معنی‌دار نداشته است.

Fulginiti & Perrin (۱۹۹۷) تغییرات در بهره‌وری کشاورزی در کشورهای در حال توسعه را در طول دوره ۱۹۶۱-۱۹۸۵ با استفاده از روش غیر پارامتری شاخص مالم کوئیست مورد آزمون قرار دادند و نتایج نشانگر این امر بود که دست کم نیمی از این کشورها طی این دوره کاهش بهره‌وری در بخش کشاورزی داشته‌اند. همچنین کشورهایی که مالیات بخش کشاورزی سنگین‌تری داشته‌اند، بیشترین نرخ‌های منفی تغییر در بهره‌وری را داشته‌اند. Restuccia و همکاران در سال ۲۰۰۸ در مطالعه خود با تجزیه کل بهره‌وری نیروی کار بر اساس داده‌های قابل مقایسه در سطح بین‌الملل به این نتیجه دست یافتند که به طور عمده سهم بزرگی از اشتغال بخش کشاورزی و سطح پایین بهره‌وری نیروی کار در این بخش، مسبب بهره‌وری کل پایین در کشورهای فقیر هستند.

Lio & Liu در مطالعه‌ای که در سال ۲۰۰۸ انجام دادند رابطه میان دولت و عملکرد کشاورزی را با استفاده از داده‌های پانل و بر اساس دو روش مورد بررسی قرار دادند و از شاخص‌های سازمانی دولت که توسط بانک جهانی منتشر شده است استفاده نمودند. در روش اول با برآورد تابع تولید کشاورزی به این نتیجه دست یافتند که تحت فرض یکسان بودن مقدار نهاده‌های تولید و سطح تولید یکسان و نیز شرایط آب و هوایی یکسان، کشوری که بر اساس شاخص‌های مورد نظر، دارای حکومت بهتر باشد، محصولات کشاورزی بیشتری تولید می‌کند. در روش دوم نیز از با استفاده از مدل معادله ساختاری، این نتیجه حاصل شد که با فرض ثابت بودن ذخایر

سرمایه‌ای کشاورزی و زمین، نیروی کار فعال در بخش کشاورزی در کشوری با حکومت بهتر، تولید بیشتری خواهد داشت. ایشان نتیجه گرفتند که دولت نقشی مهم و قابل توجه در عملکرد اقتصادی ضعیف کشورهای در حال توسعه ایفا می‌کند و بر بهبود زیرساخت‌های حکومتی در این کشورها جهت بهبود عملکرد بخش کشاورزی تاکید نمودند.

ITO (۲۰۱۰) با استفاده از تابع کاب-داگلاس تجزیه شده (SCD) به برآورد تابع تولید بخش کشاورزی در چین پرداخت. این فرم تابعی قادر است اثرات تغییرات تکنولوژیکی زیستی شیمیایی و تغییرات تکنولوژیکی مکانیزاسیون را بر رشد بهره‌وری کل عوامل را به طور مجزا بررسی نماید. نتایج حاکی از آن است که اثر تغییرات فن‌آوری زیستی شیمیایی بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بیش از اثرات تغییرات تکنولوژیکی مکانیزاسیون بوده است. از نتایج دیگر این مطالعه این است که افزایش در میزان آبیاری تاثیر مثبت بر بهره‌وری نهاده زمین داشته است. CHEN و همکاران نیز در سال ۲۰۰۸ بهره‌وری در بخش کشاورزی چین را مورد بررسی قرار دادند. با استفاده از داده‌های پانل و برای ۲۹ استان چین طی دوره‌ی ۲۰۰۳-۱۹۹۰ شاخص‌های بهره‌وری مالم کوئیست را محاسبه نمودند و به روش تحلیل پوششی داده‌های ترتیبی به تحلیل آن پرداختند. نتایج حاکی از این است که منبع اصلی رشد بهره‌وری، پیشرفت تکنولوژی است و نابرابری‌های منطقه‌ای رشد بهره‌وری را در طول زمان کاهش می‌دهد. Rakotoarisoa در سال ۲۰۱۱ به بررسی تاثیر سیاست‌های تجاری بر بهره‌وری تولید برنج میان ۳۳ کشور تولیدکننده برنج، با محاسبه بهره‌وری کل عوامل، پرداخته است. ایشان با اعمال کنترل در مورد تفاوت‌های موجود میان کشورهای مورد بررسی از نظر زیر ساختی، امکان دسترسی به نهاده‌ها و تجهیزات، درجه باز بودن اقتصاد و میزان سرمایه انسانی به این نتیجه دست یافتند که سطوح بالای یارانه اعطا شده و حمایت‌های صورت گرفته از تولیدکنندگان برنج در کشورهای ثروتمند و از طرفی وضع مالیات بر برنج‌کاران در کشورهای فقیر موجب شده است که فاصله و شکاف میان بهره‌وری تولید برنج میان کشورهای فقیر و ثروتمند افزایش یابد.

روش تحقیق

در این تحقیق از میان توابع تولید مختلف، تابع تولید کاب-داگلاس به علت ویژگی امکان جانشینی بین عوامل در جریان تولید و مناسب بودن فرم تابعی آن استفاده خواهد شد:

$$VA = A.L^{\alpha}.K^{\beta}.E^{\gamma} \quad (1)$$

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

$$\ln VA = \ln A + \alpha \ln L + \beta \ln K + \gamma \ln E \quad (2)$$

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

به منظور بررسی روابط درازمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو میتوان از روشهای همجمعی مانند انگل-گرنجر^۹ و مدل‌های تصحیح خطا مانند ساز و کار تصحیح خطا^{۱۰} (ECM) استفاده کرد. تحلیل همجمعی روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده^{۱۱} ARDL در مقایسه با تحلیل همجمعی تک معادله‌های انگل-گرنجر (۱۹۸۷) مزایایی دارد. به عنوان مثال در روش ARDL اجزاء بلندمدت و کوتاه‌مدت در مدل را به طور همزمان با تعیین تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرها، تخمین می‌زنند و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خودهمبستگی را رفع میکند. بنابراین تخمین‌های بهینه شده از روش ARDL و تحلیل

^۹ Engel Grengrer

^{۱۰} Error Correction Model

^{۱۱} Auto-regressive Distributed Lag Model

همجمعی، ناریب و کارا هستند، چون آنها از مشکلاتی که ممکن است در حضور جدی همبستگی و درونزایی رخ دهد، جلوگیری می‌کند. با توجه به این مطلب، در این مطالعه به منظور بررسی تابع تولید کشاورزی از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده، که یکی از روش‌های تحلیل همجمعی است، استفاده می‌شود. همچنین تخمین این مدل با استفاده از بسته نرم‌افزاری Microfit 4.1 انجام می‌گردد.

در استفاده از روش ARDL، به یکسان بودن درجه همجمعی متغیرها، که در روش انگل گرنجر ضروری است، نیازی نیست (یوسفی، ۱۳۷۹). همانطور که اشاره شد، این روش الگوهای دراز مدت و کوتاه‌مدت موجود در مدل را به طور همزمان تخمین می‌زند و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خودهمبستگی را رفع می‌کند.

مدل ARDL تعمیم یافته را می‌توان به صورت زیر نشان داد (پسران و شاین، ۱۹۹۸):

$$\alpha(L, P)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)x_{it} + u_t, \quad i=1,2,\dots,k \quad (3)$$

در رابطه بالا α عرض از مبدا و y_t متغیر وابسته و L عامل وقفه است که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$L^j y_t = y_{t-j} \quad (4)$$

$$\alpha(L, P) = 1 - \alpha_1 L - \dots - \alpha_p L^p \quad (5)$$

$$\beta_i(L, q_i) = \beta_{i0} + \beta_{i1}L + \beta_{i2}L^2 + \dots + (\beta_{iq_i}L^{q_i}) \quad (6)$$

برای تخمین رابطه درازمدت میتوان از روش دو مرحله‌ای به نحو زیر استفاده کرد: در مرحله اول وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی آزمون می‌شود. در این رابطه اگر مجموع ضرایب برآورد شده مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل درازمدت گرایش می‌یابد. لذا، جهت آزمون همگرایی لازم است آزمون فرضیه زیر انجام گیرد (نوفروستی، ۱۳۷۸):

$$H_0: \sum_{i=1}^m \beta_i - 1 \geq 0 \quad (7)$$

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

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

$$t = \frac{\sum_{i=1}^m \hat{\beta}_i - 1}{\sum_{i=1}^m S\hat{\beta}_i} \quad (8)$$

با مقایسه آماره t محاسباتی و کمیت بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر در سطح نااطمینان مورد نظر، میتوان به وجود یا نبود رابطه تعادلی درازمدت بین متغیرهای الگو پی برد. اگر وجود رابطه پایدار درازمدت بین متغیرهای مدل اثبات شود، در مرحله دوم، تخمین و تحلیل ضرایب درازمدت و کوتاه‌مدت و همچنین استنتاج در مورد ارزش آنها صورت می‌گیرد. در درازمدت روابط زیر بین متغیرهای حاضر در مدل صادق خواهد بود:

$$y_t = y_{t-1} = \dots = y_{t-p}, \quad x_t = x_{t-1} = \dots = x_{t-q} \quad (9)$$

که $X_{i,t-q}$ ، q امین وقفه از i امین متغیر است. معادله بلندمدت را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$y = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i + v_t \quad (10)$$

$$\alpha = \frac{\alpha_0}{\alpha(1-p)} \quad (11)$$

$$\beta_i = \frac{\beta_i(1,q)}{\alpha(1,p)} = \frac{\sum_{j=0}^q \beta_{ij}}{\alpha(1,p)} \quad (12)$$

$$v_t = \frac{u_t}{\alpha(1-p)} \quad (13)$$

مدل تصحیح خطای ARDL به صورت زیر می‌باشد:

$$y_t = \Delta \hat{\alpha}_0 - \sum_{j=2}^p \hat{\alpha}_j \Delta y_{t-j} + \sum_{i=1}^k \hat{\beta}_{i0} \Delta x_{it} - \sum_{i=1}^k \sum_{j=2}^q \hat{\beta}_{i,t-j} \Delta x_{i,t-j} - \alpha(1,p) ECM_{t-1} + u_t \quad (14)$$

$$ECM_t = y_t - \hat{\alpha} - \sum_{i=1}^k \hat{\beta}_i x_{it} \quad (15)$$

در روابط بالا Δ نشان‌دهنده اولین تفاضل متغیرها است. همچنین ضرایب تخمینی از معادله (۱) هستند و α سرعت تعدیل را اندازه گیری می‌کند. لازم به ذکر است در صورت تایید رابطه بلندمدت در مرحله اول تخمین، پارامترهای بلندمدت و کوتاه‌مدت را در مرحله دوم به وسیله معادلات (۸) تا (۱۱) برآورد می‌نماییم. بنابراین تعداد وقفه‌های بهینه در مدل ARDL بوسیله آماره آکائیک و شوارتز انتخاب می‌شود. سپس مدل انتخاب شده به روش OLS تخمین زده می‌شود. بنابراین تعیین رابطه بلندمدت و درونزایی، به وسیله برآورد رابطه (۱) و آزمون فرضیه $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0$ است که بوسیله آماره F آزمون می‌شود.

$$\Delta y_t = \alpha_{0y} + \sum_{i=2}^n b_{iy} \Delta y_{t-j} + \sum_{i=1}^n c_{i0} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^m d_{iy} \Delta z_{i,t-i} + \gamma_{1y} y_{t-1} + \gamma_{2y} y_{t-1} + \gamma_{2y} x_{t-1} + \gamma_{3y} z_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (16)$$

رابطه (۱) برای تعیین درونزایی سایر متغیرها نیز برآورد و فرضیه فوق آزمون می‌شود.

روش بهره‌وری متوسط تعمیم یافته

اقتصاددانی به نام دومار چنین استدلال می‌کند که بهره‌وری متوسط نیروی کار و سرمایه، بهره‌وری نهایی نیروی کار و سرمایه همگی بهره‌وری‌های جزئی بوده، بدین لحاظ که در هر دوره زمانی ستاده صرفاً با یک داده مقایسه شده و این کار بدون شناخت دقیق از تغییرات سایر داده‌ها انجام می‌گیرد. در نتیجه افزایش معینی در بهره‌وری نیروی کار ممکن است به واسطه جایگزین ساختن سرمایه به جای نیروی کار حاصل شده باشد.

بنابراین هنگام اندازه‌گیری بهره‌وری یک عامل خاص، برای حذف اثرات سایر عوامل لازم است که معادل سایر داده‌ها بر حسب عامل موردنظر، در فرمول اندازه‌گیری بهره‌وری گنجانده شود. در نتیجه از روش دیگری که موارد یادشده را در برمی‌گیرد، استفاده می‌شود که آن را بهره‌وری متوسط تعمیم یافته می‌نامند. نمایش ریاضی بهره‌وری متوسط تعمیم یافته GAP به صورت زیر است:

$$GAP_{Xi} = \frac{Q}{X_i + \sum_{j=1}^n X_j \left(\frac{dX_j}{dX_i} \right)} \quad (17)$$

در این فرمول: Q ستاده کل، X_i و X_j عوامل تولید، $\frac{dX_i}{dX_j}$ نرخ نهایی جانشینی نهاده X_j به جای نهاده X_i و $\sum_{j=1}^n X_j \left(\frac{dX_i}{dX_j}\right)$ عبارت است از X_i معادل سایر داده‌ها.

اگر فرض کنیم که تولید با استفاده از سه عامل نیروی کار، سرمایه و انرژی بدست می‌آید رابطه زیر را برای نهاده سرمایه خواهیم داشت:

$$GAP_K = \frac{Q}{K + L \cdot \frac{dK}{dL} + E \cdot \frac{dK}{dE}} \quad (18)$$

که در آن: GAP_K بهره‌وری متوسط تعمیم یافته سرمایه، Q ستاده کل (ارزش افزوده)، $\frac{dK}{dL}$ نرخ نهایی جانشینی نیروی کار به جای سرمایه، $\frac{dK}{dE}$ نرخ جانشینی انرژی به جای سرمایه، K میزان موجودی سرمایه، L نیروی کار و E مقدار انرژی به کار گرفته شده در تولید است.

که با استفاده از روابط کشش‌های حاصل از تابع تولید کاب-داگلاس که به صورت زیر تعریف شده باشد، می‌توان نوشت:

$$VA = A \cdot L^\alpha \cdot K^\beta \cdot E^\gamma \quad (19)$$

$$\frac{dK}{dL} = \frac{\frac{dQ}{dL}}{\frac{dQ}{dK}} = \frac{\alpha K}{\beta L} \quad (20)$$

$$\frac{dK}{dE} = \frac{\frac{dQ}{dE}}{\frac{dQ}{dK}} = \frac{\gamma K}{\beta E} \quad (21)$$

که در نتیجه خواهیم داشت:

$$GAP_K = \frac{Q}{K + L \cdot \frac{dK}{dL} + E \cdot \frac{dK}{dE}} = \frac{Q}{K + K \left[\frac{\alpha}{\beta} \right] + K \left[\frac{\gamma}{\beta} \right]} \quad (22)$$

نتایج

متغیرها اطمینان حاصل شود. در این تحقیق از لگاریتم طبیعی متغیرها استفاده گردیده و برای تعیین ایستایی آنها آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) بکار رفته است. نتایج آزمون حاکی از آن است که متغیرها نایستا بوده و پس از یکبار تفاضل گیری ایستا می‌شوند:

جدول (۱) بررسی ایستایی متغیرها

متغیر	آماره‌ی آزمون در سطح داده‌ها	آماره‌ی آزمون در تفاضل داده‌ها	وضعیت ایستایی
LE	-۳.۴۷۷	-۴.۹۰۶**	I(1)
LK	۳.۳۴۷	-۹.۷۵۲۱**	I(1)
LL	۰.۹۹۸	-۳.۳۸۴*	I(1)
LV	-۱.۲۱۷	-۶.۱۰۵**	I(1)

- ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱ و ۵ درصد است.

ماخذ: یافته‌های تحقیق

با استفاده از ضرایب حاصل از مدل ARDL، وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو آزمون شد. به این ترتیب که طبق رابطه ذکر شده برای آماره t محاسباتی، مقدار این آماره برابر با ۴.۴۳- محاسبه گردید و در مقایسه با مقدار کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح ۹۵٪ که برابر ۳.۹۱- می‌باشد، فرضیه صفر مبنی بر اینکه رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو وجود ندارد، رد می‌شود. نتایج حاصل از برآورد مدل پویای ARDL از طریق رابطه شوارتز- بیزین در جدول زیر ارائه شده است:

جدول (۲) نتایج تخمین ARDL(1,0,0,0)

متغیر	C	LL	LK	LE	AR(1)
مقدار ضریب	-۳۴.۹۹۰۶	۱.۷۴۰۹	۱.۰۳۳۷	۰.۲۵۳۰	۰.۲۹۳۳
آماره t	-۴.۴۷۲۷	۲.۵۶۱۴	۱.۷۶۵۸	۳.۵۳۳۲	۱.۸۴۰۹

ماخذ: یافته‌های تحقیق

سپس رابطه بلندمدت زیر را با استفاده از تابع تولید کاب - داگلاس برآورد گردید:

$$\ln V = -22.78 + 1.949 \ln L + 0.315 \ln K + 0.257 \ln E$$

$$(-1.692) \quad (2.179) \quad (4.366) \quad (2.323)$$

همانطور که نتایج نشان می‌دهد تمامی ضرایب به جز عرض از مبدا در سطح اطمینان ۹۵٪ معنا دارند. که این با توجه به ویژگی تابع کاب - داگلاس، ضرایب برآورد شده نشان دهنده‌ی کشش‌های جزئی نهاده‌های نیروی کار، سرمایه و انرژی بوده و به ترتیب برابر ۱.۹۵، ۰.۳۱، ۰.۲۵ می‌باشند. لذا می‌توان گفت که نهاده‌های سرمایه و انرژی در ناحیه دوم تولید و نهاده نیروی کار در ناحیه اول تولید به کار گرفته شده‌اند.

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 آنها ارتباط می‌دهد. طبق نتایج به دست آمده ضریب جمله تصحیح خطا برابر ۰.۷۰- و معنی‌دار بوده است. که نشانگر این است که حدود ۷۰٪ انحرافات متغیر ارزش افزوده از مقادیر درازمدت خود، پس از گذشت یک دوره از بین رفته‌است. لذا می‌توان به این امر که تاثیرگذاری سیاست‌ها در کوتاه‌مدت صورت می‌گیرد، امیدوار بود.

جدول (۳) نتایج تخمین الگوی تصحیح خطا

متغیر	C	Dll	Dlk	Dle	ECM(-1)
مقدار ضریب	-۳۴.۹۹۰۶	۱.۷۴۰۹	۱.۰۳۳۷	۰.۲۵۳۰	-۰.۷۰۶۷
آماره t	-۴.۴۷۲۷	۲.۵۶۱۴	۱.۷۶۵۸	۳.۵۳۳۲	-۴.۴۳۶۲

ماخذ: محاسبات تحقیق

پس از تخمین تابع تولید و محاسبه کشش‌ها می‌توان مقادیر مربوط به بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته را برای عوامل تولید به کار رفته در بخش کشاورزی طبق رابطه ذکر شده محاسبه نمود که نتایج به شکل زیر ارائه می‌گردد: بهره‌وری نیروی کار طی دوره مورد بررسی روندی تقریباً صعودی داشته و مقدار متوسط آن برابر ۰.۰۰۹ است که در مقایسه با میزان متوسط بهره‌وری دو عامل تولید دیگر یعنی موجودی سرمایه و انرژی در سطح پایین‌تری قرار دارد. بهره‌وری موجودی سرمایه در طول دوره ۱۳۸۶-۱۳۶۰ تا سال ۱۳۷۰ روند صعودی داشته و در سال ۱۳۷۰ بیشترین مقدار خود که برابر ۰.۱۶ می‌باشد را داشته است و سپس تا انتهای دوره روند نزولی از خود نشان داده است. بهره‌وری مربوط به انرژی طی این دوره دارای نوسان بوده است و مقدار متوسط آن برابر ۰.۱۳ می‌باشد.

جدول (۴) مقادیر بهره‌وری متوسط تعمیم یافته هر یک از عوامل تولید

سال	GAP_L	GAP_T	GAP_K
۱۳۶۰	۰.۰۸۳۸	۰.۰۰۴۹	۰.۱۵۰۱
۱۳۶۱	۰.۰۸۶۷	۰.۰۰۵۴	۰.۱۳۶۶
۱۳۶۲	۰.۰۹۲۳	۰.۰۰۵۹	۰.۱۱۷۹
۱۳۶۳	۰.۰۹۹۲	۰.۰۰۶۴	۰.۱۱۷۳
۱۳۶۴	۰.۱۰۶۶	۰.۰۰۶۸	۰.۱۰۹۸
۱۳۶۵	۰.۱۱۳۶	۰.۰۰۷۱	۰.۱۲۱۹
۱۳۶۶	۰.۱۲۸۱	۰.۰۰۷۲	۰.۱۱۴۲
۱۳۶۷	۰.۱۲۸۱	۰.۰۰۷۲	۰.۱۱۰۹
۱۳۶۸	۰.۱۳۶۳	۰.۰۰۷۴	۰.۱۰۸۰
۱۳۶۹	۰.۱۴۴	۰.۰۰۸۲	۰.۱۱۴۲
۱۳۷۰	۰.۱۵۹۶	۰.۰۰۸۵	۰.۱۱۲۷
۱۳۷۱	۰.۱۵۸۰	۰.۰۰۹۳	۰.۱۰۶۸
۱۳۷۲	۰.۱۴۸۷	۰.۰۰۹۴	۰.۱۲۹۱
۱۳۷۳	۰.۱۴۲۱	۰.۰۰۹۶	۰.۱۲۷۷
۱۳۷۴	۰.۱۴۰۳	۰.۰۱	۰.۱۳۶۷
۱۳۷۵	۰.۱۳۹۴	۰.۰۱۰۳	۰.۱۴۱۷
۱۳۷۶	۰.۱۳۲۷	۰.۰۱۰۳	۰.۱۴۸۴
۱۳۷۷	۰.۱۳۹۵	۰.۰۱۱۴	۰.۱۴۷۲
۱۳۷۸	۰.۱۲۴۴	۰.۰۱۰۵	۰.۱۴۹۱
۱۳۷۹	۰.۱۱۸۸	۰.۰۱۰۵	۰.۱۵۱۸
۱۳۸۰	۰.۱۰۹۴	۰.۰۱۰۵	۰.۱۵۰۳
۱۳۸۱	۰.۱۱۶۵	۰.۰۱۱۷	۰.۱۷۷۱
۱۳۸۲	۰.۱۱۳۴	۰.۰۱۲۲	۰.۱۷۲۳
۱۳۸۳	۰.۱۰۵۴	۰.۰۱۲۲	۰.۱۶۹۶
۱۳۸۴	۰.۱۰۵۶	۰.۰۱۳۳	۰.۱۷۸۵
۱۳۸۵	۰.۱۰۰۶	۰.۰۱۳۸	۰.۱۶۹۶

۰.۱۶۸۴	۰.۰۱۳۹	۰.۰۹۴۷	۱۳۸۶
۰.۱۳۸۴	۰.۰۰۹۴	۰.۱۲۱	متوسط GAP متغیر طی دوره
			ماخذ: محاسبات تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهاد

در این مطالعه بهره‌وری عوامل تولید بخش کشاورزی که شامل موجودی سرمایه، نیروی کار و انرژی مصرفی می‌باشد، طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۶۰ به روش بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته محاسبه گردیده است که برای این امر نیاز به برآورد تابع تولید داریم. که پس از بررسی ایستایی متغیرها و توجه به این امر که همه آنها نایبنا بوده و جمعی از مرتبه یک هستند لذا امکان استفاده از تحلیل همجمعی موسوم به ARDL فراهم خواهد بود.

کشش‌های جزئی تولید نسبت به نیروی کار، موجودی سرمایه و انرژی به ترتیب برابر ۱.۹۴، ۰.۳۱ و ۰.۲۵ می‌باشند. نتایج حاصل از برآورد تصحیح خطا نشان داد که حدود ۷۰٪ از انحرافات ارزش افزوده از مقدار تعادلی درازمدت آن طی یک دوره تعدیل می‌شود. سپس مقادیر بهره‌وری تعمیم یافته به ترتیب برای نیروی کار، سرمایه و انرژی بدین شکل به دست آمد: ۰.۰۹، ۰.۱۲ و ۰.۱۳. بهره‌وری نیروی کار در طول دوره مورد مطالعه، روند صعودی داشته و دلیل رشد بهره‌وری نیروی کار را می‌توان عواملی از قبیل رشد سرمایه و ورود تکنولوژی جدید به بخش کشاورزی ذکر کرد و روش‌های زراعی و آموزش نیز در افزایش بهره‌وری موثر است. بهره‌وری موجودی سرمایه نیز در سال ۱۳۷۰ برابر ۰.۱۶ بوده است که بیشترین مقدار را داشته در طول این دوره و پس از آن روند کاهشی داشته است که می‌توان علت این امر را اینگونه تفسیر کرد که در این سال‌ها میزان ارزش افزوده بخش متناسب با میزان افزایش در موجودی سرمایه نبوده است تا موجب افزایش بهره‌وری پس از سال ۱۳۷۰ گردد. به طور کلی برای افزایش بهره‌وری عوامل تولید در بخش کشاورزی نیاز به سیاست‌هایی است که بتواند موجب جذب سرمایه‌گذاری در این بخش گردد و همچنین سیاست‌های ترویجی جهت بالا بردن سطح آگاهی کشاورزان نسبت به روش‌های جدید تولید و به‌کارگیری آنها به جای روش‌های سنتی تولید، موثر خواهد بود.

منابع

- نوفروستی، م (۱۳۷۹). ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی. موسسه خدمات فرهنگی رسا. چاپ اول، تهران.
- اثنی‌عشری، ه و کرباسی، ع و مظفری، م (۱۳۸۹). بررسی رابطه‌ی تجارت خارجی و بهره‌وری عامل‌های تولید در بخش کشاورزی ایران. *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*. ۱: ۱۱۳-۱۰۵.
- اسمعیلی، ع و مهرابی بشرآبادی، ح (۱۳۸۹). تاثیر اندازه دولت بر بهره‌وری نیروی کار و سرمایه در بخش‌های کشاورزی و صنعت ایران. *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی*. ۱: ۵۳-۳۵.
- امیر تیموری، س (۱۳۸۵). اندازه‌گیری و تجزیه و تحلیل عوامل موثر بر بهره‌وری موجودی سرمایه در بخش کشاورزی ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی. دانشکده کشاورزی. دانشگاه تربیت مدرس.
- امینی، ع (۱۳۸۳). اندازه‌گیری و تحلیل عوامل موثر در بهره‌وری کل عوامل در بخش صنعت و معدن. پیک نور. ۲(۴): ۷۳-۴۷.
- باقری قادیکلای، م (۱۳۸۳). بررسی تاثیر فناوری اطلاعات بر روی دستمزد و بهره‌وری نیروی کار (مطالعه موردی صنایع استان تهران). پایان‌نامه کارشناسی ارشد علوم اقتصادی. دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی. دانشگاه شهید بهشتی.



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

سلامی، ح(۱۳۷۶). مفاهیم اندازه‌گیری بهره‌وری در کشاورزی. اقتصاد کشاورزی و توسعه. ۱۸: ۳۱-۷.
سلامی، ح و شهبازی، ح(۱۳۸۹). اندازه‌گیری و تجزیه رشد و بهره‌وری تولید گندم آبی کشور: مقایسه‌ی روش‌های روند زمانی، شاخص عمومی و شاخص دیویاژ. مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران. ۲: ۱۳۵-۱۲۷.

سلطانی، غ(۱۳۸۳). تعیین نرخ بازدهی سرمایه گذاری در بخش کشاورزی. اقتصاد کشاورزی و توسعه. ۴۵: ۴۰-۱۹.
زارع، ا و چیذری، ا و پیکانی، غ(۱۳۸۷). کاربرد روش تحلیل فراگیر داده‌ها در تحلیل رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در زراعت پنبه ایران. مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی. ۳۴(الف): ۲۳۶-۲۲۷.

مرادی، ا(۱۳۸۱). بررسی بهره‌وری عوامل تولید در بخش کشاورزی ایران و اثرات آن بر مهاجرت روستایی. پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی. دانشکده کشاورزی. دانشگاه تربیت مدرس.
مرکز آمار ایران. سالنامه آماری کشور. سازمان برنامه و بودجه. سالهای مختلف.

- Ahearn, M., Yee, J., Ball, E., Nehring, R(1998). Agricultural productivity in the United States, USDA-ERS, Agriculture Information Bulletin No. 740.
- Chen, P and Yu, M and Chang, CH and Hsu, SH(2008). Total factor productivity growth in China's agricultural sector. China Economic Review 19 : 580–593.
- E. Fulginiti, L and K.Perrin, R(1997). LDC Agriculture: Nonparametric Malmquist Productivity Indexes. Journal of Development Economics. Vol 53: 373-390.
- Ito, J(2010). Inter-regional difference of agricultural productivity in China: Distinction between biochemical and machinery technology. China Economic Review 21: 394–410
- Lio, M and Liu, M(2008). Governance and agricultural productivity: A cross-national analysis. Food Policy 33 : 504–512
- Pesaran, H.M and Y. Shin(1998), An autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis, in(Ed) S. storm, The econometric theory in the 20th century, Chapter 2 Cambridge University Press. Cambridge.
- Rakotoarisoa, M(2011). The impact of agricultural policy distortions on the productivity gap: Evidence from rice production. Food Policy 36: 147–157.
- Restuccia, D and Yang, D and Zhu, X(2008). Agriculture and Aggregate Productivity: A quantitative cross-country analysis. Journal of Monetary Economics. 55: 234-250.
- US Agency for International Development (USAID), 2002. Foreign Aid in the National Interest. USAID



Calculation of the productivity of production factors in agriculture (Generalized Partial Average Productivity)

Kobra Hasani, Omid Zamani, Seyed Abolghasem Mortazavi¹²

Abstract

Today all developed countries and developing countries knew the importance of productivity as one of the essentials of economic developing and avocation of challenges at international arenas, because in modern world challenging in global scenes has new dimensions and trying to get better productivity is the one of the main stables of this challenge. Productivity in agricultural part is one of the main factors of static developing which in developing countries such Iran with important agricultural courses, because of the less productivity in agricultural part is not economical appropriate. In this article, production factors of agricultural part including capital stock, labor and using energy in the period of 1360-1386 have been calculated with Generalized Average Productivity method, which estimating of production function is needed. After stationary surveying of variables and assuming them non-stationary and integrated at first order, so it will available using Co-integration analyzing known as ARDL.

Partial elasticity of labor, capital stock and energy are 1.94, 0.31 and 0.25. Conclusions of estimating the error correction shows that about 70% of aberration of added-value transfers from its long time equilibrium in one normalized period. The amount of generalized productivity for labor, capital and energy are: 0.009, 0.12 and 0.13. Productivity of labor in the period of studying had increasing flow and the productivity of capital at the year 1370 was 0.16 which was the maximum value. In this period and after that it had decreasing flow and productivity of energy in this period was not constant.

At all for the increasing of the productivity of production factors in agricultural part needs a polities that can attract the investing in this part and increasing the assertion of farmers to new methods of generation and using them instead of traditional methods will be affected.

JEL classification:J24, O47, Q1

Keywords: *Productivity, Generalized Average Productivity, Production Factors in Agriculture Sector, Production Function, ARDL Method.*

¹²The Ms.c students of Agricultural Economics department of Tarbiat Modares University, Associate Professor of Agricultural Economics department of Tarbiat Modares University.
Email: ailatu@yahoo.com