تأثیر مخارج دولت بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی ایران

کیومرث شهبازی[۱*] و سارا علیزاده[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۱۰/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۶/۷

چکیده

بر اساس مطالعات نظری و تجربی ممکن است تغییرات مخارج دولتی تأثیر مستقیم بر بهره‌وری بخش‌های گوناگون اقتصادی از جمله بخش کشاورزی داشته باشد. در این پژوهش با استفاده از روش آزمون کرانه‌ها و آزمون علیت گرنجر به بررسی تأثیر مخارج جاری و عمرانی دولت بر بهره‌وری عوامل تولید بخش کشاورزی کشور با استفاده از داده‌های سالانه ایران طی دوره ۱۳۸۹-۱۳۴۶ پرداخته شده است. نتایج تخمین‌های بلندمدت حاکی از تأثیر منفی و معنادار مخارج جاری دولت بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی کشور است. روی هم رفته، نتایج تخمین مدل‌های تصحیح خطا حاکی از عدم تأثیر مخارج جاری و مخارج عمرانی دولت بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی کشور در کوتاه‌مدت است. نتایج آزمون علیت گرنجر حاکی از وجود رابطه علیت بلندمدت از مخارج جاری و عمرانی دولت به رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی می‌باشد. با توجه به نتایج پژوهش متغیرهای مخارج عمرانی دولت، ضریب مکانیزاسیون و صادرات بخش کشاورزی در بلندمدت بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی تأثیری مثبت و معنی‌دار داشته است. لذا، برای رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی پیشنهاد می‌شود که دولت سهم اعتبارات عمرانی و سهم اعتبارات بخش کشاورزی از منابع عمرانی خود را افزایش داده و از توسعه صادرات محصولات کشاورزی و ارتقای ضریب مکانیزاسیون کشاورزی حمایت کند.

طبقه‌بندی JEL: Q11 ،O23 ،E62.

واژه‌های کلیدی: مخارج دولت، بهره‌وری کل عوامل تولید، بخش کشاورزی.

[۱]- دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه ارومیه.

[۲]- کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه ارومیه.

[*]- نویسنده مسئول مقاله: k.shahbazi@urmia.ac.ir

پیشگفتار

کشاورزی منشأ اشتغال بخش وسیعی از جمعیت کشور می‌باشد. افزون بر این، بخش کشاورزی دارای ارتباط‌های پسین و پیشین فراوان با سایر بخش‌های اقتصادی است. از این رو، رشد این بخش و بهبود بهره‌وری آن موجب تغییرات مثبت فراوان در اقتصاد کشور می‌شود. این بخش بزرگ‌ترین بخش اقتصادی پس از بخش‌های خدمات و صنعت و معدن است که حدود ۸ درصد تولید ناخالص ملی (بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۹۱) و سهمی عمده از صادرات غیرنفتی را به خود اختصاص داده است. بدین ترتیب، رشد این بخش تا حدود زیادی تعیین کننده رشد اقتصادی کشور است (کهنسال و همکاران، ۱۳۸۸). از سوی دیگر، مطابق مطالعات نظری و تجربی بهره‌وری بهترین و مؤثرترین روش دستیابی به رشد اقتصادی با توجه به کمیابی منابع تولید است. افزایش بهره‌وری از طریق بهبود کارایی مصرف نهاده‌ها و در نتیجه کاهش هزینه‌های تولید باعث افزایش قدرت رقابتی محصولات یک بخش در بازارهای جهانی می‌گردد. به منظور افزایش بهره‌وری در اقتصاد ایران باید به بخش کشاورزی به عنوان یکی از بخش‌های مهم و عمده فعالیت-های اقتصادی در کشور توجه خاص داشت، زیرا این بخش در مقایسه با سایر بخش‌های اقتصادی از نظر تولید، اشتغال، ارزآوری، تأمین غذای مورد نیاز کشور و وابستگی کمتر به ارز خارجی از اهمیت خاصی برخوردار است (اکبری و همکاران، ۱۳۸۲). با توجه به شواهد اقتصادی به نظر می‌رسد که مانند آنچه که در کشورهای توسعه یافته دیده می‌شود، بخش دولتی و بخش خصوصی در ایران مکمل همدیگر نیستند. از سوی دیگر، وضعیت ما با آن دسته از کشورهای در حال توسعه که مخارج دولت از مالیات‌های بخش خصوصی تأمین می‌گردد تفاوت دارد زیرا مخارج بخش دولتی تا حدود زیادی از محل درآمدهای نفتی تأمین می‌شود. با توجه به شرایط بالا چگونگی تأثیر مخارج دولتی بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی نامشخص به نظر می‌رسد. تأثیر مخارج دولت بر بهره‌وری عوامل تولید در بخش های اقتصادی، به عنوان معیاری برای سنجش میزان موفقیت دولت در دستیابی به هدف‌های خود دارای اهمیت می‌باشد (اسمعیلی و مهرابی بشرآبادی، ۱۳۸۹).
گسترش و جداسازی هر چه بیش‌تر عوامل موثر بر بهره‌وری عوامل تولید می‌تواند از تحلیل‌های نادرست در مورد سهم و نقش هر یک از عوامل موثر بر بهره‌وری جلوگیری کند و ازسوی دیگر، روشن شدن رابطه بین مخارج دولت و بهره‌وری عوامل تولید می‌تواند به نوعی در ترسیم سیاست‌های کلان اقتصادی برای دست‌یابی به رشد اقتصادی بیش‌تر موثر باشد. هم‌چنین، بمنظور مطالعه دقیق‌تر این ارتباط لازم است مخارج عمرانی و مصرفی بخش دولتی تفکیک شود تا این‌که مشخص گردد که کدام یک از این هزینه‌ها بیش‌ترین تأثیر را بر بهره‌وری عوامل تولید بخش کشاورزی دارد تا منابع به گونه بهینه تخصیص یابد (اکبری و همکاران، ۱۳۸۲).

لذا، هدف از انجام این مطالعه بررسی تأثیر مخارج جاری و عمرانی دولت بر بهره‌وری عوامل تولید بخش کشاورزی می‌باشد. پرسش اصلی پژوهش این است که آیا هزینه‌های جاری و عمرانی دولت می‌توانند بر بهره‌وری عوامل تولید بخش کشاورزی تأثیر بگذارند یا نه؟ و این‌که کدام دسته از این هزینه‌ها تأثیر بیش‌تری بر بهره‌وری عوامل تولید بخش کشاورزی خواهند داشت؟

مبانی نظری و مرور مطالعات پیشین

این مسئله که چگونه مخارج عمومی دولت رشد بخش کشاورزی را تحت تأثیر قرار می‌دهد به خوبی در ادبیات اقتصادی مشخص شده است. روی هم رفته، سرمایه‌گذاری بخش عمومی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی فاکتورهای مکملی در پروسه تولید هستند. بنابراین، افزایش در موجودی سرمایه بخش عمومی بهره‌وری تمامی عوامل در تولید را افزایش خواهد داد (اندرسون و همکاران، ۲۰۰۶). با افزایش بهره‌وری تمامی عوامل تولید، سرمایه‌گذاری بخش عمومی به بخش خصوصی سرریز می‌گردد و منجر به افزایش موجودی سرمایه بخش خصوصی می‌شود (دیوید و همکاران، ۲۰۰۰) که این امر به افزایش بهره‌وری می‌انجامد. مسلماً امکان برون‌رانی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به وسیله بخش دولتی با تأثیر متضاد بر رشد بهره‌وری نیز وجود دارد. این مسئله از مزیت نسبی بخش عمومی نسبت به بخش خصوصی ناشی می‌شود، بویژه در کشورهای در حال توسعه که شرکت‌های بخش دولتی به گونه مستقیم با بخش خصوصی در رقابت هستند. در چنین شرایطی معمولاً مخارج دولت به وسیله مالیات‌های تأمین شده از بخش خصوصی اداره می‌شود. برای مثال، نتایج آشیپالا و هیمبدی (۲۰۰۳) برای کشورهای بوتسوانا، آفریقای جنوبی و نامبیا نشان می‌دهند که سرمایه گذاری بخش دولتی منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌گردد زیرا تأمین مالی فعالیت‌های بخش دولتی در رقابت مستقیم با فعالیت‌های بخش خصوصی بوده است. هم‌چنین، ممکن است که مخارج دولتی تأثیر قابل توجهی بر رشد بهره‌وری نداشته باشد (دواراجان و همکاران، ۱۹۹۶). بنابراین، در چنین شرایطی ارتباط میان مخارج بخش عمومی و بهره‌وری ضعیف خواهد بود.

هنسون و هنرکسون (۱۹۹۴)، در مطالعه خود برای ۱۴ کشور عضو OECD به بررسی اثر مخارج دولت بر رشد بهره‌وری پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهند که سطح مخارج مصرفی، پرداخت‌های انتقالی و کل مخارج دولت، به عنوان نسبتی از GDP اثر منفی و کاملاً معنی‌داری بر رشد بهره‌وری کل عوامل در بخش غیردولتی دارند. مخارج آموزشی اثر مثبت، و مخارج سرمایه‌گذاری اثری معنادار بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش غیردولتی ندارد. بنین و همکاران (۲۰۰۹) به تأثیر مخارج دولت بر رشد بهره‌وری بخش کشاورزی در غنا پرداخته‌اند. آن‌ها در نهایت، ابراز

داشتند که یک درصد افزایش در مخارج دولتی منجر به افزایش ۰/۱۵ درصدی در بهره‌وری نیروی کار بخش کشاورزی می‌گردد. آرماس و همکاران (۲۰۱۰) در پژوهش خود با عنوان مخارج عمومی کشاورزی و رشد به بررسی تأثیر مخارج دولت بر رشد بخش کشاورزی در اندونزی پرداختند و ابراز داشته‌اند که مخارج عمومی بر روی کشاورزی و آبیاری بر رشد کشاورزی تأثیر مثبت داشته است. در حالی که مخارج عمومی جهت تهیه کودهای شیمیایی تأثیر معکوسی بر رشد بخش کشاورزی داشته است. الن و کیم (۲۰۱۲) در پژوهش خود با عنوان بهره‌وری بخش کشاورزی و مخارج بخش عمومی در کشورهای جنوب صحرای آفریقا تأثیر مخارج دولتی بر بهره‌وری بخش کشاورزی را مثبت و معنادار گزارش کرده‌اند.

رحمانی همت‌آبادی (۱۳۸۳) در مطالعه‌ای به محاسبه بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی ایران با بکارگیری آمار کلان اقتصادی مربوط به سال‌های ۸۷-۱۳۵۳ پرداخته است. نتایج وی نشان می‌دهد که روند بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی صعودی می‌باشد. ترکمانی و جمالی مقدم (۱۳۸۴) به بررسی اثرات مخارج عمرانی دولت بر فقرزدایی در مناطق روستایی با بکارگیری داده‌های سری زمانی دوره ۱۳۵۰-۱۳۸۰ ایران پرداختند. آن‌ها ابراز داشته‌اند که سرمایه‌گذاری در توسعه و عمران روستایی، جاده‌سازی، پژوهش و ترویج کشاورزی دارای بیش‌ترین تأثیر بر کاهش فقر روستایی بوده‌اند. خلیلی عراقی و سوری (۱۳۸۵) به بررسی بهره‌وری و کارایی در اقتصاد ایران و رابطه آن با مخارج دولت پرداختند. نتایج بدست آمده از بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری و کارایی نشان می‌دهد که روی هم رفته، تأثیر مخارج دولت بر بهره‌وری، در سطح ملی کاملاً منفی است. هم‌چنین، مخارج مصرفی دولت دارای اثر منفی و معناداری بوده است، ولی مخارج سرمایه‌گذاری دولت رابطه‌ای معنادار با بهره‌وری و کارایی نشان نمی‌دهد. عباسیان و مهرگان (۱۳۸۶) با استفاده روش تحلیل پوششی داده‌ها، از راه مقایسه نسبی بخش‌های اقتصادی و بر اساس مقادیر داده‌ها و ستانده‌های آن‌ها به برآورد مقادیر کارایی و بهره‌وری پرداخته‌اند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که اگرچه در مجموع روند بهره‌وری اقتصادی کشور با روند کندی افزایش یافته است، ولی عملکرد کلی بسیاری از فعالیت‌های اقتصادی با توجه به منابع مادی و انسانی شایان توجهی که در اختیار داشته‌اند، قابل توجیه نمی‌باشد. امیرتیموری و خلیلیان (۱۳۸۷) در پژوهش خود بهره‌وری نیروی کار، موجودی سرمایه، انرژی و رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی ایران در دوره ۸۲-۱۳۵۵ را محاسبه و روند آن‌ها را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی طی دوره مورد مطالعه روندی صعودی داشته است. کهنسال و همکاران (۱۳۸۸) به بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها بر روی رشد بهره‌وری در بخش کشاورزی ایران طی دوره ۸۲-۱۳۵۰ پرداخته‌اند. بدین منظور، از هزینه‌های عمرانی دولت

در بخش کشاورزی به عنوان شاخصی از سرمایه‌گذاری انجام شده در زیرساخت‌های این بخش استفاده شده است. روش به کار گرفته شده در پژوهش آن‌ها شیوه دوگان و برآورد تابع هزینه ترانسلوگ می‌باشد. در این الگو از دو روش سیستم معادلات به ظاهر نامرتبط و بیش‌ترین آنتروپی استفاده شده است. نتایج آن‌ها حاکی از آن است که تغییرات فنی و زیرساخت‌ها دارای تأثیر مثبت بر بهره‌وری بخش کشاورزی می‌باشند. مهرآرا و احمدزاده (۱۳۸۸) به بررسی نقش بهره‌وری کل عوامل تولید در رشد تولیدات بخش‌های عمده اقتصادی ایران پرداخته‌اند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که میانگین سهم رشد TFP در رشد تولیدات بخش اقتصاد غیرنفتی طی برنامه نخست، دوم و سوم توسعه اقتصادی به ترتیب معادل ۳۹/۵، ۱۲/۲ و ۲۴/۸ درصد بوده است و برای برنامه چهارم توسعه به ۳۲/۶٪ ارتقا یافته است. عرب‌مازار و چالاک (۱۳۸۹) در بررسی اثر مخارج عمرانی و مخارج مصرفی دولت بر رشد تولید ناخالص داخلی اقتصاد ایران به این نتیجه رسیدند که تأثیر افزایش مخارج عمرانی و افزایش در کل مخارج دولت، بر رشد تولید ناخالص داخلی مثبت است. مطیعی و همکاران (۱۳۸۹) در پژوهشی با عنوان "تحلیل عوامل مؤثر بر توسعه زیربخش زراعت در استان زنجان (با تأکید بر اعتبارات عمرانی دولت)" ابراز داشته‌اند که اعتبارت عمرانی دولت در زمینه‌ی مهار و انتقال آب در مناطق روستایی در استان زنجان با دو دوره وقفه زمانی، دارای اثری مثبت و معنی‌دار بر سطح توسعه زراعی در این استان بوده است.

بررسی مطالعات پیشین نشان می‌دهد که با وجود بررسی تأثیر مخارج جاری و عمرانی دولت بر فقرزدایی، بهره‌وری و کارایی و تولید ناخالص داخلی در ایران، تأثیر این مخارج بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی مطالعه نشده است. با توجه به تأثیر متفاوت این مخارج بر متغیرهای اقتصادی، این امکان وجود دارد که هزینه‌های جاری و عمرانی دولت بر بهره‌وری عوامل تولید بخش کشاورزی نیز تأثیری متفاوت داشته باشند. لذا، بمنظور شناخت نحوه تأثیر این هزینه‌ها بر بهره‌وری عوامل تولید بخش کشاورزی و مقایسه مقدار تاثیر آن‌ها، انجام این مطالعه ضروری است.

مواد و روش‌ها

مدل مورد استفاده در این پژوهش بر مبنای عوامل تعیین کننده بهره‌وری کل عوامل تولید بوده و به تبعیت از احمد و چین تن هنگ (۲۰۱۲) به شکل زیر می‌باشد:

$$TFP_t = \alpha + Y_{it} + \mu_t \qquad (۱)$$

که در آن TFP_t بیانگر بهره‌وری کل عوامل تولید، Y_{it} بردار متغیرهای تعیین کننده بهره‌وری کل عوامل تولید و μ_t نیز جزء خطا می‌باشد.

بر خلاف چارچوب نئوکلاسیک استاندارد که بر تغییرات برون‌زا در فناوری تمرکز دارند، بر اساس نظریه رشد درون‌زا مخارج دولت با تأثیر بر نرخ انباشت سرمایه و هم‌چنین، نرخ ابداعات فناوری بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارند. از این رو، بهره‌وری کل عوامل تولید را به صورت پویا در نظر می‌گیریم که در این صورت این پارامتر با زمان تغییر می‌یابد. بر این اساس، متغیر یاد شده تابعی از مخارج دولت در نظر گرفته می‌شود. افزون بر آن، بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی تابعی از دیگر متغیرهای مؤثر بر بهره‌وری عوامل تولید بخش کشاورزی مانند صادرات بخش کشاورزی و ضریب مکانیزاسیون بخش کشاورزی در نظر گرفته می‌شود. داده‌های مربوط به بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی با استفاده از مطالعه مهرآرا و احمدزاده (۱۳۸۸) و با جای‌گذاری کشش عامل کار و سرمایه در تابع تولید کاب- داگلاس محاسبه شده است.

با لگاریتم‌گیری از دو طرف رابطه (۱) و بسط آن مدل پژوهش به صورت زیر درمی‌آید:

$$LnTFP_t = F(Lnx_t, Lntr_t, LnGc_t, LnGd_t) \quad (۲)$$

که در آن Lnx_t لگاریتم صادرات محصولات کشاورزی، $Lntr_t$ لگاریتم ضریب مکانیزاسیون بخش کشاورزی و $LnGc_t$ لگاریتم LnG_t مخارج جاری دولت و $LnGd_t$ لگاریتم مخارج عمرانی می‌باشد.

بمنظور بررسی روابط هم‌جمعی، مدل مورد نظر با استفاده از روش آزمون کرانه‌ها به هم‌جمعی که به وسیله پسران و همکاران (۲۰۰۱) ارایه شده، تخمین زده می‌شود. این امر تخمین رابطه هم‌جمعی به وسیله روش کم‌ترین مربعات معمولی، زمانی که تعداد وقفه‌های مدل معین شده باشد را ممکن می‌سازد.

به تبعیت از پسران و همکاران (۲۰۰۱) روش آزمون کرانه‌ها را با مدلسازی رابطه بلندمدت به عنوان یک مدل خودبازگشتی برداری (VAR) از رتبه ρ در z_t به کار می‌بریم:

$$z_t = c_0 + \beta_t + \sum_{i=1}^{p} \phi_i z_{t-i} + \varepsilon_t \ , \quad t = 1,2,3,\dots,T \quad (۳)$$

که در آن c_0 یک بردار (k+1) از عرض از مبدأها، و β یک بردار (k+1) از ضرائب روند می‌باشد. پسران و همکاران (۲۰۰۱) VECM را برای رابطه بالا به صورت زیر بدست آورده اند:

$$\Delta z_t = c_0 + \beta_t + \pi z_{t-t} + \sum_{i=1}^{t} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t \ , \ t = 1,2,\dots,T \quad (۴)$$

در رابطه بالا $\pi = I_{k+1} \sum_{i=1}^{p} \Psi_i$ و $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^{p} \Psi_j \ , i = 1,2,\dots,p-1$ به ترتیب حاوی داده‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت می‌باشند. z_t برداری از متغیرهای y_t و x_t می‌باشد. y_t بردار متغیرهای وابسته $I(1)$ می‌باشد که با $Ln\, y_t$ تعریف شده است. $x_t = [Lnx_t, Lntr_t, LnG_t]$ یک ماتریس برداری از رگرسورهای $I(0)$ و $I(1)$ است که $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon'_{2t})'$ بردار خطاهای دارای میانگین صفر، (i,i,d) و واریانس همسان فرض شده است. پسران و همکاران (۲۰۰۱) با توجه به وجود یا عدم وجود و مقید یا غیر مقید بودن عرض

مبدأ و روند پنج حالت برای مدل تصحیح خطا معرفی نموده‌اند که در مطالعات تجربی حالت‌های سوم، چهارم و پنجم مورد بررسی قرار می‌گیرد. ECM شرطی در سه حالت یاد شده برای مدل پژوهش به صورت زیر است:

حالت سوم: با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند. بنابراین، ECM به صورت زیر است:

$$\Delta LnTFP_t = c_0 + \delta_1 LnTFP_{t-1} + \delta_2 Lnx_{t-1} + \delta_3 Lntr_{t-1} + \delta_4 LnGc_{t-1} + \delta_5 LnGd_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \varphi_i \Delta LnTFP_{t-i} + \sum_{m=1}^{q} \eta_m \Delta Lnx_{t-m} + \sum_{n=1}^{q} \theta_n \Delta Lntr_{t-n} + \sum_{s=1}^{q} \varsigma_s \Delta LnGc_{t-s} + \sum_{w=1}^{q} \zeta_w \Delta LnGd_{t-w} + \varepsilon_t \quad (۵)$$

حالت چهارم: با عرض از مبدأ نامقید و روند مقید. بنابراین ECM به صورت زیر است:

$$\Delta LnTFP_t = c_0 + \delta_1 (LnTFP_{t-1} - \gamma_y t) + \delta_2 (Lnx_{t-1} - \gamma_x t) + \delta_3 (Lntr_{t-1} - \gamma_y t) + \delta_4 (LnGc_{t-1} - \gamma_y t) + \delta_5 (LnGd_{t-1} - \gamma_y t) + \sum_{i=1}^{p} \varphi_i \Delta LnTFP_{t-i} + \sum_{m=1}^{q} \eta_m \Delta Lnx_{t-m} + \sum_{n=1}^{q} \theta_n \Delta Lntr_{t-n} + \sum_{s=1}^{q} \varsigma_s \Delta LnGc_{t-s} + \sum_{w=1}^{q} \zeta_w \Delta LnGd_{t-w} + \varepsilon_t \quad (۶)$$

حالت پنجم: با عرض از مبدأ نامقید و روند نامقید. بنابراین ECM به صورت زیر است:

$$\Delta LnTFP_t = c_0 + \beta t + \delta_1 LnTFP_{t-1} + \delta_2 Lnx_{t-1} + \delta_3 Lntr_{t-1} + \delta_4 LnGc_{t-1} + \delta_5 LnGd_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \varphi_i \Delta LnTFP_{t-i} + \sum_{m=1}^{q} \eta_m \Delta Lnx_{t-m} + \sum_{n=1}^{q} \theta_n \Delta Lntr_{t-n} + \sum_{s=1}^{q} \varsigma_s \Delta LnGc_{t-s} + \sum_{w=1}^{q} \zeta_w \Delta LnGd_{t-w} + \varepsilon_t \quad (۷)$$

در رابطه بالا δ_tها ضرایب بلندمدت، c_0 عرض از مبدأ و ε_t جمله خطاهای نوفه سفید می‌باشد. گام نخست در آزمون کرانه‌ها تخمین رابطه ECM شرطی به وسیله روش حداقل مربعات معمولی بمنظور آزمون وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرها به وسیله آزمون F برای معناداری ارتباط ضرایب سطوح تأخیری متغیرها، یعنی $H_N : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 == \delta_5 = 0$ در مقابل $H_A : \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq \delta_5 \neq 0$ می‌باشد. برای متغیرهای مستقل I(d)، دو دسته از مقادیر بحرانی برای انجام آزمون کرانه‌ها به وسیله نارایان (۲۰۰۵) برای آزمون F فراهم شده است: کرانه پایین برای رگرسرهای I(0) و کرانه بالا برای رگرسرهای I(1) در نظر گرفته شده‌اند. اگر آماره F

بزرگ‌تر از مقدار بحرانی کرانه بالا باشد، می‌توان بدون توجه به درجه هم‌جمعی متغیرها فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه هم‌جمعی را رد کرد. برعکس اگر آماره آزمون پایین‌تر از مقدار بحرانی کرانه پایین قرار گیرد، فرض صفر را نمی‌توان رد کرد. در نهایت، اگر آماره آزمون بین کرانه‌های بالا و پایین قرار گیرد، نتیجه آزمون نامشخص است. در گام دوم پس از این‌که آزمون هم‌جمعی انجام شد، می‌توان مدل بلندمدت $ARDL(p_1,q_2,q_3,q_4,q_5)$ شرطی برای y_t را به صورت زیر تخمین زد:

$$LnTFP_t = c_0 + \sum_{i=1}^{p}\delta_1 LnTFP_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_2}\delta_2 Lnx_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_3}\delta_3 Lntr_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_4}\delta_4 LnGc_{t-i}$$
$$+ \sum_{i=1}^{q_5}\delta_5 LnGd_{t-i} + \psi D_t + \varepsilon_t \qquad (۸)$$

اکنون باید شمار وقفه‌های مدل $ARDL(p_1,q_2,q_3,q_4,q_5)$ را با استفاده از معیار شوارتز تعیین کرد. درگام بعد پارامترهای پویای کوتاه‌مدت و بلندمدت را به وسیله تخمین ECM زیر بدست می‌آوریم:

$$\Delta LnTFP_t = c_0 + \sum_{i=1}^{p}\phi_i \Delta LnTFP_{t-i} + \sum_{f=1}^{q}\eta_p \Delta Lnx_{t-p} + \sum_{n=1}^{q}\theta_n \Delta Lntr_{t-n} + \sum_{s=1}^{q}\varsigma_s \Delta LnGc_{t-s}$$
$$+ \sum_{w=1}^{q}\zeta_w \Delta LnGd_{t-w} + vecm_{t-1} + \varepsilon \qquad (۹)$$

در رابطه بالا $\phi,\eta,\theta,\varsigma,w$ ضرایب کوتاه‌مدت پویای هم‌جمعی مدل‌ها به سمت تعادل و υ سرعت تعدیل می‌باشد.

برای برآورد مدل پژوهش از داده‌های آماری بخش کشاورزی ایران به صورت سالانه در بازه زمانی ۱۳۸۹-۱۳۴۶ استفاده می‌شود. داده‌های این پژوهش از بانک داده‌های سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی و بانک جهانی گردآوری شده است.

نتایج و بحث

در جدول ۱ نتایج آزمون‌های ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس-پرون (PP) ارایه شده است. مشاهده می‌شود که لگاریتم بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی، لگاریتم مخارج جاری دولت و لگاریتم مخارج عمرانی جمعی از درجه یک می‌باشند، اما متغیرهای لگاریتم صادرات بخش کشاورزی و لگاریتم ضریب مکانیزاسیون جمعی از درجه‌های صفر و یک می‌باشند. با توجه به این‌که هیچ‌کدام از متغیرها جمعی از درجه دو نمی‌باشند و درجه جمعی آن‌ها یکسان

نیست و با توجه به مزایای آزمون کرانه‌ها، از این آزمون برای بررسی وجود رابطه هم‌جمعی در مدل پژوهش استفاده می‌شود.

در جدول ۲ مقادیر بحرانی آزمون کرانه‌ها ارایه شده است. به تبعیت از قاتیرچی‌اغلو (۲۰۰۹) و با توجه به قاعده مطالعات تجربی برای کم‌تر از ۸۰ داده، برای آماره F از مقادیر بحرانی نارایان (۲۰۰۵) و برای آماره t از مقادیر بحرانی پسران و همکاران (۲۰۰۱) استفاده شده است.

مقادیر بحرانی آماره F توسط نارایان (۲۰۰۵) و مقادیر بحرانی آماره t به وسیله پسران و همکاران (۲۰۰۱) تعیین شده است. K تعداد متغیرها در مدل ARDL است. F_{III} نمایانگر آماره F مربوط به مدل با عرض از مبدأ غیرمقید و بدون روند می‌باشد، F_{IV} نمایانگر آماره F مربوط به عرض از مبدأ غیرمقید می‌باشد و روند مقید است و F_V نمایانگر آمارهF مربوط به مدل با عرض از مبدأ و روند غیرمقید می‌باشد. روی هم رفته، در مدلی که بر اساس LnA نرمالیزه شده است، t_V و t_{III}، آماره t جهت آزمون برابری صفر ضریب LnA_{t-1} به ترتیب با روند غیر مقید و بدون روند می‌باشد.

در جدول شماره ۳ نتایج آزمون کرانه‌ها ارایه شده است. آماره‌های به دست آمده از این آزمون با مقادیر بحرانی جدول ۲ مقایسه می‌شود. اگر آماره محاسباتی بزرگتر از مقدار بحرانی کرانه بالا باشد، می‌توان بدون توجه به درجه همجمعی متغیرها ((I(0) یا (I(1) فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه هم‌جمعی را رد نمود. اگر آماره آزمون پائین‌تر از مقدار بحرانی کرانه پائین قرار گیرد، فرض صفر را نمی‌توان رد نمود. نهایتاً اگر آماره آزمون بین کرانه‌های بالا و پائین قرار گیرد نتیجه آزمون نامشخص می‌باشد. مطابق نتایج جدول ۳ مشاهده می‌گردد که مطابق آماره‌های F_{III} و F_{IV} وجود رابطه هم‌جمعی در سطح معناداری ۵٪ قابل رد نمی‌باشد.

در جدول ۴ نتایج تخمین ضرایب بلندمدت مربوط به مدل نخست پژوهش با استفاده از روش ARDL آورده شده است. مشاهده می‌شود که به جز از مخارج عمرانی دولت تأثیر دیگر متغیرهای مستقل مدل در سطح معناداری یک درصد بر لگاریتم بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی کشور در بلندمدت قابل رد نمی‌باشد. تأثیر مخارج عمرانی دولت بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی تنها در سطح معناداری ۱۰ درصد قابل رد نمی‌باشد. با توجه به نتایج ارایه شده در جدول یاد شده می‌توان گفت که در بلندمدت با افزایش مخارج جاری دولت به اندازه یک درصد بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی کشور به طور میانگین ۰/۲۰۶ درصد کاهش می‌یابد. هم‌چنین، با افزایش ضریب مکانیزاسیون در بخش کشاورزی به اندازه یک درصد بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی کشور در بلندمدت به طور میانگین ۰/۱۱۳ درصد افزایش می‌یابد و با افزایش

صادرات محصولات بخش کشاورزی به اندازه یک درصد بهره‌وری کل عوامل بخش کشاورزی کشور به طور میانگین در بلندمدت حدود ۰/۰۹۹ درصد افزایش می‌یابد.

در جدول ۵ نتایج تخمین مدل تصحیح خطا ارایه شده است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، در کوتاه‌مدت تنها تأثیر صادرات بخش کشاورزی بر بهره‌وری کل عوامل تولید این بخش قابل رد نمی‌باشد. ضریب جمله تصحیح خطا ۰/۷۲۳- تخمین زده شده است که کاملاً معنادار و بر اساس انتظار است. به بیان دیگر، فاصله رشد بالفعل و بالقوه در مدل رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی کشور در مدت کم‌تر از یک سال تصحیح می‌شود.

در جدول ۶ آزمون‌های تشخیصی پژوهش آورده شده است. در سمت چپ با توجه به احتمال مربوط به ضریب F و احتمال مربوط ضریب لاگرانژ که به اندازه کافی بزرگ بوده و به ترتیب (۰/۳۳۵) و (۰/۲۶۲) می‌باشند. فرض نبود خودهمبستگی سریالی در اجزای اخلال را نمی‌توان رد کرد. بنابراین، در بین اجزای اخلال خودهمبستگی سریالی وجود ندارد. هم‌چنین، در سمت راست با توجه به احتمال مربوط به ضریب F و احتمال مربوط ضریب لاگرانژ که به اندازه کافی بزرگ بوده و به ترتیب (۰/۸۷۱) و (۰/۸۶۷) می‌باشند، فرض همسانی واریانس در بین اجزاء اخلال قابل رد نیست. بنابراین، ناهمسانی واریانس در بین اجزای اخلال وجود ندارد.

در شکل ۱ نمودار CUSUM برای بررسی ثبات ضرائب در مدل نخست پژوهش آورده شده است. با توجه به این‌که منحنی ترسیم شده در هیچ نقطه‌ای خارج از خطوط مربوط به مقادیر بحرانی نیست، در سطح ۵٪ می‌توان نبود شکست ساختاری و ثبات ضرایب مدل ARDL را پذیرفت.

در جدول ۷ بمنظور بررسی رابطه علیت میان مخارج جاری دولت و بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی نتایج آزمون علیت گرنجر آورده شده است. مشاهده می‌شود که در سطر دوم احتمال مربوط به آماره t در سطح ۱٪ معنادار است. این امر حاکی از وجود رابطه علیت بلندمدت از مخارج جاری دولت به بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی در سطح معناداری ۱٪ است. هم‌چنین، بی‌معنی بودن ضرایب F حاکی از عدم وجود رابطه علیت کوتاه‌مدت میان دو متغیر یاد شده می‌باشد.

در جدول ۸ بمنظور بررسی رابطه علیت میان مخارج عمرانی دولت و بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی نتایج آزمون علیت گرنجر آورده شده است. مشاهده می‌شود که در سطر دوم احتمال مربوط به آماره t در سطح ۱٪ معنادار است. این امر حاکی از وجود رابطه علیت بلندمدت از مخارج عمرانی دولت به رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی در سطح معناداری ۱٪

است. هم‌چنین، بی‌معنی بودن ضرایب F حاکی از عدم وجود رابطه علیت کوتاه‌مدت میان این دو متغیر می‌باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش با بکارگیری آزمون کرانه‌ها و آزمون علیت گرنجر به بررسی تأثیر مخارج جاری و عمرانی دولت بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی کشور با استفاده از داده‌های سالانه ایران طی دوره ۱۳۸۹-۱۳۴۶ پرداخته شده است. بر اساس نتایج آزمون‌های ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس-پرون (PP) متغیرهای لگاریتم بهره‌وری بخش کشاورزی، لگاریتم مخارج جاری و لگاریتم مخارج عمرانی جمعی از درجه یک می‌باشند، اما متغیرهای لگاریتم ضریب مکانیزاسیون و لگاریتم صادرات بخش کشاورزی در مواردی جمعی از درجه صفر و در مواردی جمعی از درجه یک می‌باشند. با توجه به مزایای آزمون کرانه‌ها و با توجه به این‌که هیچ‌کدام از متغیرها جمعی از درجه دو نمی‌باشند و درجه جمعی آن‌ها یکسان نیست، از روش آزمون کرانه‌ها برای بررسی وجود رابطه هم‌جمعی در مدل‌های پژوهش استفاده شد. نتایج آزمون یاد شده بیانگر رابطه هم‌جمعی در مدل پژوهش می‌باشد. بر اساس نتایج تخمین‌های بلندمدت، تأثیر منفی مخارج جاری دولت بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی قابل رد نیست. از سوی دیگر، تأثیر مثبت مخارج عمرانی دولت بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی تنها در سطح معناداری ۱۰ درصد قابل رد نمی‌باشد. بر اساس نتایج تخمین مدل تصحیح خطا فاصله رشد بالفعل و بالقوه در مدل رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی کشور در مدت کم‌تر از یک سال تصحیح می‌شود. در کل، نتایج آزمون‌های تشخیصی و نمودار CUSUM حاکی از درستی آزمون‌های پژوهش می‌باشد. نتایج آزمون علیت گرنجر بیانگر رابطه علیت بلندمدت از مخارج جاری و مخارج عمرانی دولت به بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی در سطح معناداری ۱٪ است. از سوی‌دیگر، نتایج آزمون یاد شده حاکی از نبود رابطه علیت کوتاه‌مدت میان متغیرهای یاد شده می‌باشد.

نتایج این پژوهش با نتایج مطالعات هنسون و هنرکسون (۱۹۹۴) و خلیلی عراقی و سوری (۱۳۸۵) مبنی بر تأثیر منفی و معنی‌دار مخارج جاری بر رشد بهره‌وری کل عوامل و مطالعه کهنسال و همکاران (۱۳۸۸)، مبنی بر تأثیر مثبت هزینه‌های عمرانی دولت در بخش کشاورزی بر رشد بهره‌وری در بخش کشاورزی و مطالعه عرب‌مازار و چالاک (۱۳۸۹) مبنی بر تأثیر مثبت مخارج عمرانی بر رشد تولید ناخالص داخلی همسو می‌باشد.

روی هم رفته، نتایج این پژوهش افزون بر همسو بودن با نتایج مطالعات یاد شده گویای این است که در بلندمدت افزایش مخارج عمرانی دولت بر خلاف مخارج جاری به بهبود بهره‌وری عوامل تولید در بخش کشاورزی منجر شده است و از بین متغیرهای پژوهش مخارج جاری دولت بیش‌ترین تأثیر منفی را بر بهره‌وری عوامل تولید بخش کشاورزی داشته است.

با توجه به نتایج پژوهش متغیرهای مخارج عمرانی دولت، ضریب مکانیزاسیون و صادرات بخش کشاورزی در بلندمدت بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی تأثیری مثبت و معنی‌دار داشته است. لذا، پیشنهاد می‌شود که دولت برای رشد بهره‌وری عوامل تولید بخش کشاورزی سهم اعتبارات عمرانی و سهم اعتبارات بخش کشاورزی از منابع عمرانی خود را افزایش داده و از توسعه صادرات محصولات کشاورزی و ارتقای ضریب مکانیزاسیون کشاورزی حمایت کند.

منابع

- اکبری، ن. سامتی، م. و هادیان، و. (۱۳۸۲). بررسی تأثیر هزینه‌های دولت بر ارزش افزوده بخش کشاورزی،۱۱(۴۱-۴۲): ۱۶۶-۱۳۷.

- اسمعیلی، ع. و مهرابی بشرآبادی، ح. (۱۳۸۹). تأثیر اندازه دولت بر بهره‌وری نیروی کار و سرمایه در بخش‌های کشاورزی و صنعت ایران. مجله‌ی پژوهشهای نوین اقتصاد کشاورزی، (۱)۲: ۵۲-۳۵.

- امیرتیموری، س. و خلیلیان، ص. (۱۳۸۷). محاسبه و تجزیه و تحلیل بهره‌وری عوامل تولید در بخش کشاورزی ایران، اقتصاد کشاورزی، (۴): ۱۱۳-۹۳.

- ترکمانی، ج. و جمالی مقدم، ا. (۱۳۸۴). اثرات مخارج عمرانی دولت بر فقرزدایی در مناطق روستایی ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۷(۲۵)، ۱۷۴-۱۵۳.

- رحمانی همت آبادی، ف. (۱۳۸۳). بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس.

- عباسیان، ع. و مهرگان، ن. (۱۳۸۶). اندازه‌گیری بهره‌وری عوامل تولید بخش‌های اقتصادی کشور به روش تحلیل پوششی داده‌ها (DEA)، مجله پژوهشات اقتصادی، (۸۷): ۱۷۶-۱۵۳.

- خلیلی عراقی، م. سوری، ع. (۱۳۸۵). برآورد بهره‌وری و کارایی در اقتصاد ایران و رابطه آن با مخارج دولت. مجله پژوهشات اقتصادی، (۷۴): ۲۳-۱.

- عرب‌مازار، ع. و چالاک، ف. (۱۳۸۹). اثر مخارج دولت بر رشد اقتصادی ایران، مجله پژوهشات اقتصادی (۹۱): ۲۴۰-۲۱۹.

- کهنسال، م.، شاهنوشی، ن. و ضیائی، گ. (۱۳۸۸). بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری عمومی در زیرساخت‌های کشاورزی بر رشد بهره‌وری بخش کشاورزی ایران، مجله دانش و توسعه، ۱۵ (۲۷): ۷۹-۹۹.

- مطیعی، ن.، ایروانی، ه. و بختیاری، ص. (۱۳۸۹). تحلیل عوامل مؤثر بر توسعه‌ی زیربخش زراعت در استان زنجان (با تأکید بر اعتبارات عمرانی دولت)، مجله‌ی پژوهشات اقتصاد و توسعه‌ی کشاورزی ایران، (۳): ۱۰۴-۸۵.

- مهرآرا، م. و احمدزاده، ا. (۱۳۸۸). بررسی نقش بهره‌وری کل عوامل تولید در رشد تولیدات بخش‌های عمده اقتصادی ایران، پژوهشات اقتصادی، (۲)۴۴: ۲۳۲-۱۹۸.

Refrences

- Ahmad, K., & Chin Theng Heng, A. (2012). Determinants of Agriculture Productivity Growth in Pakistan, International Research Journal of Finance and Economics, 95: 163-172.

- Allen, S. L., & Qaim, M. (2012). Agricultural Productivity and Public Expenditures in Sub-Saharan Africa, International Food Policy Research Institute, IFPR Discussion Paper 01173.

- Anderson, E., De Renzio, P. & Levy, S. (2006). The role of public investment in poverty reduction: theories, evidence and methods, Working Paper 23, Overseas Development Institute, London, UK.

- Armas, E. B., Osorio, C.G., & Moreno-Dodson, B. (2010). Agriculture Public Spending and Growth: The Example of Indonesia, the World Bank, Economic Premise, Number 9: 1-4.

- Ashipala, J., & Haimbodi. N. (2003). The Impact of Public Investment on Economic Growth in Namibia. Working Paper # 88. The Namibian Economic Policy Research Unit.

- Benin, S., Mogues, T., Cudjoe, G., & Randriamamonjy, J. (2009). Public Expenditures and Agricultural Productivity Growth in Ghana, Contributed Paper, IAAE, Beijing, 1-33.

- David, P. A., Hall, B. H., & Toole, A. A. (2000). Is public R&D a complement or substitute for private R&D? A review of the econometric evidence Research Policy, 29 (4-5): 497-529.

- Devarajan, S., Swaroop, V., & Zou, H. F. (1996). The Composition of Public Expenditure and Economic Growth. Journal of Monetary Economics 37 (2-3): 313-344.

- Hansson, P., & Henrekson, M. (1994). A New Framework for Testing the Effect of Government Spending on Growth and Productivity, Public Choice, 81(3-4): 381-399.

- Katircioglu, S.T. (2009). Higher Education and Economic Growth, International Journal of Economics Perspectives, 1-17.
- Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests, Applied Economics, 37 (17): 1979–1990.
- Pesaran, M.H. Shin, Y & Smith, R.J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. Journal of Applied Econometrics 16: 289 – 32

پیوست‌ها

جدول ۱- خلاصه نتایج آزمون‌های ریشه واحد.

	ADF	PP
$LnTFP_t$	I(1)	I(1)
Lnx_t	I(0),I(1)	I(0),I(1)
$Lntr_t$	I(0),I(1)	I(0),I(1)
$LnGc_t$	I(1)	I(1)
$LnGd_t$	I(1)	I(1)

جدول ۲- مقادیر بحرانی مدل‌سازی ARDL

K=5	0.1		0.05		0.01	
	$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$
F_{III}	۲/۵۰	۳/۷۶	۳/۰۳	۴/۴۴	۴/۲۵	۶/۰۴
F_V	۳/۰۸	۴/۲۷	۳/۶۷	۵/۰۰	۵/۰۹	۶/۷۷

جدول ۳- آزمون کرانه‌ها برای بررسی روابط هم‌جمعی.

		با روند قطعی	بدون روند قطعی
	Lag	F_V	F_{III}
$F_{\ln tfp}(Intfp_t \mid Lnx_t, Lntr_t, Gc_t, Gd_t)$	۱	۵/۳۶**	۴/۴۸**

جدول ۴- تخمین ضرائب بلند مدت با استفاده از روش ARDL.

ARDL(1,0,0,0,0) بر اساس معیار شوارتز انتخاب شده است. متغیر وابسته $Lntfp_t$ می‌باشد.

	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال t
LnGd	۰/۰۹۵***	۰/۰۴۹	۱/۹۳۴	(۰/۰۶۰)
LnGc	-۰/۲۰۶*	۰/۰۶۷	-۳/۰۶۰	(۰/۰۰۴)
LnTR	۰/۱۱۳*	۰/۰۳۷	۳/۰۳۵	(۰/۰۰۰)
LnX	۰/۰۹۹*	۰/۰۲۸	۳/۴۵۸	(۰/۰۰۰)
C	-۱/۸۳۴*	۰/۵۵۸	-۳/۲۸۶	(۰/۰۰۲)

*** معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد * معنی‌دار در سطح ۱ درصد

جدول ۵- مدل تصحیح خطا بر اساس مدل ARDL انتخابی.

ARDL(1,0,0,0,0) بر اساس معیار شوارتز انتخاب شده است. متغیر وابسته $\Delta Lntfp_t$ می‌باشد.

	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال t
DLnGd	۰/۰۳۶	۰/۰۳۳	۱/۰۹۸	(۰/۲۷۹)
DLnGc	-۰/۱۰۹***	۰/۰۵۷	-۱/۸۸۷	(۰/۰۶۶)
DLnTR	-۰/۰۹۷	۰/۰۹۵	۱/۰۱۷	(۰/۳۱۵)
DLnX	۰/۰۵۵*	۰/۰۱۸	۳/۰۹۶	(۰/۰۰۳)
C	۰/۰۱۱	۰/۰۱۳	۰/۸۳۵	(۰/۴۰۸)
ECMT(-1)	-۰/۷۲۳*	۰/۱۴۵	-۴/۹۶۶	(۰/۰۰۰)

*** معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد * معنی‌دار در سطح ۱ درصد

جدول ۶- آزمون‌های تشخیصی مدل نخست پژوهش.

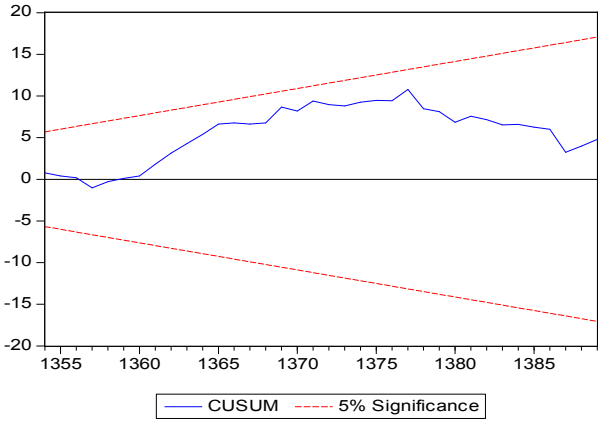
آزمون ناهمسانی واریانس			آزمون خودهمبستگی سریالی		
	آماره	احتمال		آماره	احتمال
F-statistic	۰/۰۲۶	(۰/۸۷۱)	F-statistic	۱/۱۲۹	(۰/۳۳۵)
Obs*R-squared	۰/۰۲۷	(۰/۸۶۷)	Obs*R-squared	۲/۶۷۹	(۰/۲۶۲)

جدول ۷- نتایج آزمون علیت گرنجر میان مخارج جاری دولت و بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی.

	آماره F		آماره t
	LnGc	LnTFP	ECT(-1)
		۰/۴۶۷	-۰/۷۴۵
LnGc		(۰/۶۳۰)	(۰/۰۴۶)
	۱/۰۰۰		-۳/۴۲۱
LnTFP	(۰/۳۷۸)		(۰/۰۰۱)

جدول ۸- نتایج آزمون علیت گرنجر میان مخارج عمرانی دولت و بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی.

	آماره F		آماره t
	LGd	LnTFP	ECT_{t-1}
		۰/۵۴۲	-۰/۳۹۵
LGd		(۰/۵۸۶)	(۰/۶۹۴)
	۱/۹۸۴		-۳/۵۸۴
LnTFP	(۰/۱۵۲)		(۰/۰۰۱)



شکل ۱- ترسیم CUSUM برای بررسی ثبات ضرائب در مدل نخست پژوهش.