فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی
سال هفدهم، شماره ۵۳، بهار ۱۳۸۹ ، صفحات

تاثیر رشد مخارج دولتی بر رشد اقتصادی مطالعه موردی اقتصاد ایران

شراره مجدزاده طباطبایی
عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد مرودشت
majdtaba2002@yahoo.com

فاطمه نعمت اللهی
عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد ارسنجان
nematollahi fatemeh@yahoo.com

تحقیق حاضر کوششی در جهت بررسی تاثیر رشد مخارج دولتی بر رشد اقتصادی ایران می‌باشد. در این راستا با بکارگیری دو الگوی مختلف، به بررسی تجربی روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای مورد بررسی برای دوره زمانی (۱۳۸۵-۱۳۴۶) و بااستفاده از مدل تصحیح خطای بردار (VECM) در اقتصاد ایران پرداخته شده است. نتایج حاصل از بردارهای هم‌جمعی و الگوی تصحیح خطای برداری نشان می‌دهند که مخارج کل واقعی دولت و حجم پول در گردش واقعی در بلندمدت تأثیر مثبت و معناداری بر تولید ناخالص داخلی واقعی دارند، در حالی‌که مخارج سرمایه‌گذاری و انتقالی واقعی دولت دارای اثر مثبت و مخارج مصرفی واقعی دولت دارای اثر منفی بر تولید ناخالص داخلی واقعی در بلندمدت است. همچنین، تغییرات در مخارج کل واقعی دولت در کوتاه‌مدت دارای اثر مثبت و معناداری بر تغییرات در تولید ناخالص داخلی واقعی می‌باشد. در حالی‌که تغییرات در مخارج مصرفی، سرمایه‌گذاری و انتقالی واقعی دولت و همچنین تغییرات در حجم پول، در گردش واقعی در کوتاه‌مدت اثر معناداری بر تغییرات تولید ناخالص داخل واقعی ندارند.

طبقه‌بندی JEL: *O19*.

واژه‌های کلیدی: *مخارج دولتی،رشد اقتصادی،روش هم‌جمعی*.

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-19]

۱. مقدمه

موضوع مورد بررسی در این تحقیق، بررسی تاثیررشد مخارج دولتی بر رشد اقتصادی در اقتصاد ایران می‌باشد. رابطه بین مخارج دولتی و رشد اقتصادی یکی از مباحث شناخته شده در ادبیات اقتصادی است. با توجه به اینکه یکی از مشکلات کشورهای درحال توسعه، عدم دستیابی به رشد مطلوب و پایدار اقتصادی است و این موضوع نه تنها ایجاد مشکلات اقتصادی مانند رکود و بیکاری را موجب می‌شود، بلکه مشکلات فرهنگی سیاسی و اجتماعی را نیز درپی خواهد داشت. استفاده از ابزارهای مختلفی مانند مخارج دولتی، با وجود اینکه از هر دو جنبه تئوری و تجارب عملی کشورها آثار تورمی افزایش مخارج دولتی اثبات گردیده، یکی از مباحث قابل‌توجه در راستای امکان دستیابی به رشد اقتصادی است. از جهت خرد اقتصادی، عملیات و فعالیت‌های دولت بر زندگی روزانه هر فردی در جامعه تاثیرگذار بوده و مجموعه مقررات و قوانین، تصمیمات اداری حاکم بر هر جامعه، تعیین‌کننده رفتار آنها است. در مقابل از دیدگاه کلان اقتصادی، سیاست‌های اقتصادی دولت در پیوند با مسائلی مانند تخصیص منابع، ثبات اقتصادی و توزیع درآمد و ثروت قرار دارد. در بسیاری از کشورهای در حال توسعه به واسطه‌ی فقدان زیر بنای مالی و بانکی توسعه یافته، سیاست‌های پولی نقش کمتری را نسبت به سیاست‌های مالی در سیاستگذاری اقتصادی داشته است. اقدامات سیاسی تثبیت اقتصادی دولت می‌تواند عاملی درجهت کم‌کردن شکاف بین مسیر محصول بالقوه و محصول تحقق‌یافته و حفظ محصول تحقق‌یافته در نزدیکی سطح بالقوه آن باشد. بنابراین، پیمودن فاصله ایجاد شده بین کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته می‌تواند نیازمند برنامه‌ریزی دولت‌های ملی باشد. اگرچه امروزه به نظر می‌رسد که این توافق عام میان اقتصاددانان و دیگران وجود دارد که نمی‌بایست نقش دولت‌ها در کشورهای درحال توسعه‌کاهش یابد و آنها می‌بایست بهتر از گذشته وظایف خود را انجام دهند. اما در مقابل، برخی معتقدند که مکانیزم دولتی به خوبی عمل نمی‌کند، بنابراین دولت‌ها را به دلیل متمرکز بودن و همچنین توجه نمودن بیش از حد به شهرها مورد انتقاد قرار داده‌اند. از سوی دیگر، معتقدند که از کارمندان اداری و سایر کارکنان بخش دولتی استفاده کارایی به عمل نمی‌آید و در اغلب موارد آنها انگیزه نادرستی دارند و در بسیاری از موارد بهره‌دهی‌آنها از آنچه انتظار می‌رود کمتر است. فرایندها و روش‌های انعطاف‌ناپذیر دیوان سالارانه منجربه متوقف شدن قوه‌ی ابتکار و تغییرپذیری می‌شوند. به عبارتی این گروه، عملکرد حکومت‌های فعلی کشورهای در حال توسعه را به دلیل تفاوت‌هایشان از دیگر کشورهای دنیا مورد ا نتقاد قرار داده‌اند.

درادامه این مقاله، در بخش دوم به بررسی تحقیقات انجام شده در زمینه موضوع مورد مطالعه می‌پردازیم سپس در بخش سوم به بررسی الگو و روش برآورد مدل می‌پردازیم و بخش چهارم به

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-19]

برآورد الگو و تجزیه و تحلیل نتایج پرداخته شده است و درنهایت، بخش پنجم به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۲. مروری بر تحقیقات انجام شده

عدم توانایی بخش خصوصی در ایجاد تعادل اقتصادی و دستیابی به رشد سریع، مطلوب و پایدار اقتصادی و درپی آن، به نقش حساس دولت در چنین شرایطی به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه نه تنها تئوری و نقطه‌نظرات مختلفی را در متون اقتصادی مطرح ساخته بلکه انجام تحقیقات اقتصادی بی‌شماری را نیز به‌دنبال داشته است. تحقیقات تجربی انجام شده در زمینه رابطه مخارج دولتی و رشد اقتصادی نتیجه واحدی نداشته است. اختلاف موجود در نتایج به‌دست آمده می‌تواند ناشی از نوع روش کاربردی کشور مورد مطالعه، دوره مورد بررسی و یا متغیرهای وارد شده در الگوهای تدوین شده باشد. در زمینه تحقیقات داخلی می‌توان به تحقیقات زیر اشاره نمود:

میرزا محمدی (۱۳۶۹) با استفاده از روش OLS طی سال‌های (۱۳۶۷-۱۳۳۸) نتیجه گرفت که اگر چه اثر هر دو نوع هزینه مصرفی و سرمایه‌گذاری دولت بر ارزش افزوده بخش خدمات مثبت و معنادار می‌باشد، اما این هزینه تاثیر معناداری بر ارزش افزوده بخش کشاورزی نداشته و تنها هزینه‌های سرمایه‌گذاری دارای تاثیری معنادار بر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن بوده است.

خدارحمی (۱۳۷۱) با بکارگیری الگوی راتی‌رام (۱۳۶۹-۱۳۳۹) برای اقتصاد ایران و به روش OLS نتیجه گرفت که تأثیر مخارج سرمایه‌گذاری دولت بر رشد اقتصادی مثبت و بیش از مخارج مصرفی می‌باشد. سامتی (۱۳۷۲) نیز با استفاده از الگوی راتی‌رام به بررسی اندازه دولت و ارتباط آن با رشد اقتصادی می‌پردازد با این تفاوت که فعالیت‌های دولت از سه بعد بودجه عمومی، بودجه شرکت‌های دولتی و قانون‌گذاری مورد توجه قرار می‌گیرند. نتایج حاصل از این تحقیق نشان‌دهنده این است که در ارزیابی امور اقتصادی بودجه دولت، اندازه جاری و عمرانی آثار مثبتی بر رشد اقتصادی و امور عمومی آثار منفی داشته‌اند. این موضوع در حالی است که در امور اجتماعی، اندازه عمرانی دارای اثر مثبت و اندازه جاری، دارای اثر منفی بر رشد اقتصادی را نشان می‌دهد.

در تحقیق دیگری که توسط هاشمی (۱۳۷۴) با استفاده از الگوی راتی‌رام (۱۳۷۱-۱۳۳۹) صورت گرفت، وی به این نتیجه دست یافت که تأثیر هزینه‌های جاری بر رشد اقتصادی بخش‌های مختلف منفی بوده و بیشترین اثر مربوط به بخش صنعت و معدن است. در حالی‌که هزینه‌های عمرانی تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی همه بخش‌ها داشته که در این میان، کمترین اثر مثبت مربوط به بخش کشاورزی است. همچنین، اثر کل اندازه‌ی دولت بر نرخ رشد اقتصادی مثبت و بیانگر کارایی بخش دولتی است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-19]

نقیلو(۱۳۷۷) به بررسی اثر هزینه‌های دولت به تفکیک هزینه‌های جاری و عمرانی بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از سیستم معادلات همزمان لین پرداخته است. نتایج حاصل از برآورد سیستم معادلات همزمان نشان می‌دهند که هر چند هزینه کل و عمرانی دولت در میان مدت تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارد، اما تأثیر آنها در کوتاه‌مدت معنادار نمی‌باشد. از سوی دیگر، هزینه‌های جاری دولت چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت تأثیری بر رشد اقتصادی ایران ندارند.

فولادی (۱۳۷۷) در تحقیقی با استفاده از روش OLS طی سال‌های (۱۳۷۵-۱۳۵۰) و یک الگوی رشد نئوکلاسیکی (رشد سولو) نتیجه گرفت که تأثیر کل مخارج دولت بر رشد اقتصادی ایران از جهت آماری معنادار نیست، اما در مقابل علیرغم اینکه تأثیر مخارج عمرانی دولت بر رشد اقتصادی ازجهت آماری معنادار نیست، اما مخارج امور اقتصادی، اجتماعی و امورعمومی معنادار است که در این میان، تأثیر امور اقتصادی از دو نوع دیگر مخارج کمتر بوده‌است. درنهایت، وی نتیجه گرفت که تأثیر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بر رشد اقتصادی بیشتر از سرمایه‌گذاری بخش دولتی است

رمضانی (۱۳۷۸) با استفاده از دو سیستم معادلات همزمان و بکارگیری روش سه مرحله‌ای حداقل مربعات طی سال‌های (۱۳۷۵-۱۳۵۰) به این نتیجه دست یافت که تأثیر سهم کل مخارج دولت در تولید ناخالص داخلی و اجرای مخارج دولت بر تولید سرانه مثبت بوده و در مجموع، مخارج دولتی بر رشد اقتصادی ایران تأثیرگذار است.

نجم (۱۳۷۹) با استفاده از الگوی بایرام طی سال‌های (۱۳۷۷-۱۳۳۸) و استفاده از تفاضل مرتبه اول متغیرها به‌دلیل غیرایستا بودن آنها، ضرایب الگو را به روش OLS برآورد نموده و نتیجه گرفت که اثر کل هزینه‌های دولت بر رشد اقتصادی مثبت بوده و سرمایه‌گذاری بخش دولتی مکمل سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌باشد.

شیرازی (۱۳۸۶) با استفاده از یک الگوی خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برای دوره‌زمانی (۱۳۸۲-۱۳۴۶) نتیجه گرفت که بین مخارج دولتی و تولید ناخالص داخلی یک رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد. از سوی دیگر، تأثیر رشد مخارج دولتی بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت مثبت و معنادار است. این تحقیق همچنین نشان می‌دهد که تأثیر رشد سهم درآمدهای نفتی و مالیات در مخارج دولتی بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت مثبت و معنادار است، اما در رابطه با تأثیر رشد سهم استقراض در مخارج دولتی بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت نمی‌توان اظهار نظر کرد.

در زمینه تحقیقات انجام شده در رابطه با کشورهای خارجی دیگر می‌توان به تحقیقات لاندائو (۱۹۸۳و۱۹۸۶)، رام (۱۹۸۶)، گروسمن (۱۹۸۸)، بایرام (۱۹۹۰)، هسیه و لای (۱۹۹۴)، چنگ و لای

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-19]

(۱۹۹۷)، سینها (۱۹۹۸)، گالی (۱۹۹۸)، کیوکا و موریس (۲۰۰۰)، دار و خلخالی (۲۰۰۲)، ابوبادر و کارن (۲۰۰۳)، گالی (۲۰۰۳)، لوزیدس و واموکاس (۲۰۰۵)، آرپای و تورینی (۲۰۰۵) و ایرمن و کیونل (۲۰۰۸) اشاره نمود. نتایج حاصل از این تحقیقات را می‌توان به صورت زیر خلاصه نمود:

- اغلب تحقیقات بر رابطه بلندمدت بین رشد مخارج دولتی و رشد اقتصادی تاکید دارند. علیرغم اینکه در برخی از این تحقیقات هیچگونه رابطه معناداری بین متغیرهای مزبور در کوتاه‌مدت به اثبات نرسیده است اما درمقابل در برخی دیگر از تحقیقات انجام شده به اثر منفی رشد مخارج دولتی بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت اشاره شده است.
- در برخی از تحقیقات، تأثیر مثبت مخارج عمرانی و سرمایه‌گذاری و تأثیر منفی مخارج مصرفی دولت بر رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه به اثبات رسیده است.
- این تحقیقات نشان دهنده تأثیر متفاوت اندازه دولت بر رشد اقتصادی در کشورهای مختلف می‌باشد.
- برخی از تحقیقات نشان می‌دهند که رابطه مخارج دولتی و رشد اقتصادی به منابع تأمین مالی مخارج دولت بستگی دارد. اگر این تأمین مالی از طریق استقراض صورت گیرد، رابطه مخارج دولتی و رشد اقتصادی منفی می‌باشد، اما اگر تأمین مالی از طریق مالیات‌ها باشد، رابطه بین مخارج دولتی و رشد اقتصادی مثبت است.

با توجه به اینکه تحقیقات تجربی انجام شده درزمینه تأثیر رشد مخارج دولتی بر رشد اقتصادی ایران، حداقل با دو مشکل عمده مواجه بوده است، در این تحقیق سعی شده است که با ارائه الگو و بکارگیری روش‌های آماری جدید به رفع مشکلات مزبور اقدام نماییم. مهم‌ترین اشکالات وارد بر تحقیقات گذشته، بکارگیری روش‌های معمول اقتصاد سنجی مانند روش OLS و عدم توجه به میزان تأثیر و سرعت تأثیرگذاری انواع مخارج دولتی (هزینه‌های تمام شدنی و هزینه‌های انتقالی) بر رشد اقتصادی ایران است.

۳. الگو و روش برآورد

بیشتر مدل‌های رشد که در مطالعات مربوط به کشورهای در حال توسعه بکار گرفته شده است در چارچوب الگوی رشد سولو (۱۹۵۶) قرار می‌گیرند. سولو برای تبیین یک الگوی رشد از یک تابع تولید که در آن سطح محصول کل از طریق تولید تعیین می‌شود، استفاده می‌نماید.فرم کلی این تابع عبارت است از:

$$Y = Af(K, L, Z)$$ (۱) :Y سطح

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-19]

محصول بالقوه، A: عامل بهره‌وری نیروی کار، K: ذخیره سرمایه، L: میزان نیروی کار و Z:بردار سایر عوامل موثر بر رشد محصول

امکان تاثیر مثبت مخارج دولتی بر رشد اقتصادی یکی از مباحث شناخته شده در ادبیات اقتصادی بوده و بخش دولتی یکی از بخش‌های مهم در فرایند و جریان مدور اقتصادی محسوب می‌شود. نقش مالی دولت در این جریان از دو جزء اساسی تشکیل شده است. دولت‌ها از یک سو از طریق مالیات و روش‌های دیگر کسب درآمد اقدام به کسب درآمد می‌کنند و از سوی دیگر، از طریق بودجه توزیعی به تخصیص این درآمدها به مخارج دولتی می‌پردازند. هزینه‌های تمام شدنی دولت منجر به برقراری ارتباط بین بخش و دو بازار کالا و خدمات مصرفی و بازارعوامل تولید می‌گردد. متداول‌ترین الگویی که ارتباط بین فعالیت بخش دولتی و تولید واقعی در سمت تقاضا را نشان می‌دهد، الگوی تعیین سطح تعادل درآمد ملی است. مخارج دولتی به‌عنوان یکی از عناصر تزریقات، عاملی در جهت تعیین سطح تقاضای کل و درپی آن، سطح تعادل درآمد ملی می‌باشد. پس از نظریات کینز شاهد ارائه نظریات جدیدی در عرصه‌ی ادبیات اقتصادی بودیم که در این میان می‌توان به الگوی ساموئلسون (۱۹۴۷) اشاره نمود. ساموئلسون با استفاده از ابزار کینزی، حالت پویای تغییرات درآمد ملی را در بلندمدت مورد بررسی قرار می‌دهد. در الگوی ساموئلسون تابع سرمایه‌گذاری دو متغیر دارد. نخست، سرمایه‌گذاری مستقل که از درآمد ملی مستقل بوده و به عواملی مانند نرخ بهره، وضعیت اقتصاد، جمعیت، امنیت اجتماعی و موارد دیگر بستگی دارد و دیگری، سرمایه‌گذاری القایی است که به تغییرات در میزان تقاضا به صورت غایی و تغییرات در درآمد ملی وابسته است.این تابع را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$I_t = I_\bullet + B(y_t - y_{t-1}) \qquad (۲)$$

در این معادله، $I_\bullet$: سرمایه‌گذاری مستقل و B: به ضریب شتاب معروف است که نشان‌دهنده نسبت ثابت سرمایه به تولید می‌باشند و y_t: میزان تولید در زمان t است. معادله دو بیانگر اصل شتاب است. در برخی موارد، سرمایه‌گذاری جاری به تغییرات درآمد ملی در دو دوره بستگی دارد و در نتیجه می‌توان نوشت:

$$I_t = I_\bullet + B(y_{t-1} - y_{t-2}) \qquad (۳)$$

زمانی‌که این تابع با سایر عناصر الگوی ساده کینزی ترکیب شود، اصل شتاب را با ضریب فزاینده به‌عنوان وسیله‌ای برای ایجاد ادوار تجاری مرتبط می‌سازد. در الگوی ساده تعیین درآمد ملی داریم:

$$y_t = C_t + I_t + G_t \qquad (۴)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-19]

که درآن، C و I و G به ترتیب نشان دهنده مخارج مصرفی خصوصی، سرمایه‌گذاری خصوصی و مخارج دولتی می‌باشند. اگر تابع مصرف با تأخیر زمانی یک سال را به صورت زیر بنویسیم:

$$C_t = a + by_{t-1} \qquad (۵)$$

و تابع سرمایه‌گذاری را بر اساس رابطه سه در نظر گرفته و به همراه رابطه (۵) در رابطه (۴) قرار دهیم، خواهیم داشت:

$$y_t = a + by_{t-1} + I_\bullet + B(y_{t-1} - y_{t-2}) + G_t \qquad (۶)$$

با مرتب کردن رابطه (۶) خواهیم داشت:

$$y_t = (b+B)y_{t-1} - By_{t-2} + a + I_\bullet + G_t \qquad (۷)$$

رابطه (۷) نشان‌دهنده تأثیر مخارج دولتی بر سطح درآمد ملی است. از دیگر نظریات مطرح شده در این زمینه، نظریه رشد نئوکلاسیک‌ها می‌باشد. در این نظریه‌ها مانند رشد سولو، نرخ رشد اقتصادی تابعی از نرخ رشد نیروی کار و نرخ رشد سرمایه است (جونز هایول، ترجمه لطفی، ۱۳۷۰). با توجه به اینکه هزینه‌های تمام شدنی دولت به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه عاملی در جهت تغییر نرخ رشد سرمایه چه از لحاظ حجم سرمایه ایجاد شده توسط بخش دولتی و چه از لحاظ ایجاد تأسیسات زیربنایی و درجهت تشویق سرمایه‌گذاری بخش خصوصی محسوب می‌شوند، بنابراین می‌توان ارتباط منطقی بین رشد مخارج تمام شدنی دولت و نرخ رشد اقتصادی برقرار نمود.

از سوی دیگر، پرداخت‌های انتقالی دولت به عنوان بخش دیگری از مخارج دولتی قادر است بر کیفیت زندگی دهک‌های مختلف درآمدی تأثیر داشته باشد. این تغییر کیفیت را می‌توان در سطح و میزان استفاده از امکانات آموزشی، بهداشتی و رفاهی مشاهده نمود. همچنین، بهبود توزیع درآمد می‌تواند به کاهش فقر کمک نماید. همه این تغییرات به‌صورت غیر مستقیم عاملی در جهت رشد اقتصادی به شمار می‌روند. رشد اقتصادی در کشورها نشان داده است که از دهه ۱۹۷۰ میلادی به بعد موضوع فقر و برابری، موضوع اصلی توسعه اقتصادی شده است (تودار و مایکل، ترجمه فرجادی، ۱۳۶۰) زیرا ریشه‌کن کردن فقر و بهبود کیفیت زندگی عاملی در جهت افزایش بهره‌وری نیروی کار و رشد اقتصادی است. بهبود در توزیع درآمد می‌تواند الگوی مصرف و تقاضا را در یک کشور تغییر دهد. اگر درآمدها عادلانه‌تر توزیع شوند، الگوی تقاضا ارتباط بیشتری با تولید مواد غذایی و سایر کالاهای ضروری پیدا می‌کند و با توجه به اینکه تولید این‌گونه کالاها عمدتاً کاربرتر بوده و از تکنولوژی پیچیده‌ای برخوردار نیستند می‌تواند موجبات افزایش تولید و اشتغال در این کشورها را فراهم آورد. درصورتی که برخی معتقدند که توزیع نابرابر درآمد شرط لازم برای ایجاد رشد سریع اقتصادی است،

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-19]

زیرا درآمدهای بالای اشخاص و شرکت‌ها شرط لازم برای ایجاد پس‌انداز بوده و این پس‌انداز به نوبه خود سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی را از طریق مکانیزمی مانند مکانیزم مدل هارود- دومار امکان‌پذیر می‌سازد. در نتیجه، اقتصادی که با توزیع نابرابر درآمد مواجه باشد، پس‌انداز و رشد اقتصادی سریع‌تری دارد.

در مطالعات دیگری که از سوی تاکاهاشی (۱۹۷۱) انجام شده است، حجم پول در گردش نیز به عنوان عامل مهمی در تعیین سطح محصول وارد بردار Z گردیده است. وی با ارائه یک الگوی رشد به تبیین رابطه بین نرخ رشد پول و نرخ رشد اقتصادی پرداخت. بنابراین، احسان و دیگران (۱۹۹۲) پیشنهاد کردند که بهتر است تولید ناخالص داخلی به صورت تابعی از سطح مخارج دولتی و حجم پول در گردش در نظر گرفته شود. با وارد نمودن مخارج واقعی دولت و حجم پول در گردش واقعی به تابع تولید ۱، الگوی مورد نظر خود را در دو حالت مختلف تبیین می نماییم:

الف) در اولین حالت، کل مخارج واقعی دولت را بدون توجه به نوع مخارج انجام شده از سوی دولت وارد الگو می‌نماییم. به این ترتیب خواهیم داشت:

$$Y=Af(K, L, RG, RM) \qquad (۸)$$

که درآن، K: حجم سرمایه بخش خصوصی، RG: کل مخارج واقعی دولت و RM: حجم پول درگردش واقعی می‌باشند.

ب) در دومین حالت، با توجه به اینکه انواع مخارج دولتی از کانال‌های متفاوتی بر رشد اقتصادی تاثیر خواهند گذاشت و به منظور بررسی آثار متفاوت انواع مخارج دولتی، مخارج کل واقعی دولت را به مخارج تمام شدنی و مخارج انتقالی تقسیم می‌کنیم و الگوی هشت را به صورت زیر باز نویسی می‌کنیم:

$$Y= Af (K, L, RGC, RGI, RGT, RM) \qquad (۹)$$

به صورتی‌که:

$$RG = RGC + RGI + RGT \qquad (۱۰)$$

که درآن، RGC: مخارج مصرفی واقعی دولت، RGI: مخارج سرمایه‌گذاری واقعی دولت و RGT: مخارج انتقالی واقعی دولت می‌باشند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-19]

روش بکارگرفته شده برای برآورد توابع هشت و نه، روش همگرایی بلندمدت[1]، با بکارگیری یک مدل تصحیح خطای برداری (VECM)[2] با استفاده از روش یوهانسن - جسیلیوس و اطلاعات مربوط به دوره (۱۳۸۵-۱۳۴۶) برای اقتصاد ایران است. در راستای هدف کلی تحقیق، استفاده از این روش نیز امکان مقایسه بین نتایج حاصل از این روش و نتایج حاصل از روش‌های معمول اقتصاد سنجی که توسط محققان دیگر در این زمینه بکار گرفته شده است، بوجود خواهد آمد. علت استفاده از روش مزبور، توجه به امکان ناپایایی سری‌های زمانی[3] است‌که می‌تواند موجبات مخدوش نمودن مفروضاتی که روش‌های معمول اقتصاد سنجی بر آن استوارند را فراهم ساخته و منجر به برآوردهای نادرستی از ضرایب گردد.

در راستای بکارگیری مدل تصحیح خطای برداری در توابع هشت و نه، حجم سرمایه بخش خصوصی و میزان نیروی کار را ثابت فرض می‌کنیم و از دو الگوی VECM (۱-۳) و (۲-۳) که به ترتیب برای بررسی رابطه بین سه متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی، مخارج کل واقعی دولت و حجم پول در گردش واقعی و همچنین بررسی رابطه بین تولید ناخالص داخلی واقعی، انواع مخارج واقعی دولت و حجم پول در گردش واقعی تدوین شده است، استفاده خواهد شد.

$$(1-L)\begin{bmatrix} LRGDP_t \\ LRG_t \\ LRM_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 & \delta_2 \\ \alpha_2 & \delta_2 \\ \alpha_3 & \delta_3 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ e_{t-1} \end{pmatrix} + \sum_{i=1}^{p} (1-L) \begin{bmatrix} B_{11i} & B_{12i} & B_{13i} \\ B_{21i} & B_{22i} & B_{23i} \\ B_{31i} & B_{32i} & B_{33i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} LRGDP_{t-i} \\ LRG_{t-i} \\ LRM_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} V_{1t} \\ V_{2t} \\ V_{3t} \end{bmatrix} \qquad (3-1)$$

$$(1-L)\begin{bmatrix} LRGDP_t \\ LRGC_t \\ LRGI_t \\ LRGT_t \\ LRM_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 & \delta_2 \\ \alpha_2 & \delta_2 \\ \alpha_3 & \delta_3 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ e_{t-1} \end{pmatrix} + \sum_{i=1}^{p} (1-L) \begin{bmatrix} B_{11i} & B_{12i} & B_{13i} & B_{14i} & B_{15i} \\ B_{21i} & B_{22i} & B_{23i} & B_{24i} & B_{25i} \\ B_{31i} & B_{32i} & B_{33i} & B_{34i} & B_{35i} \\ B_{41i} & B_{42i} & B_{43i} & B_{44i} & B_{45i} \\ B_{51i} & B_{52i} & B_{53i} & B_{54i} & B_{55i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} LRGDP_{t-i} \\ LRGC_{t-i} \\ LRGI_{t-i} \\ LRGT_{t-i} \\ LRM_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} V_{1t} \\ V_{2t} \\ V_{3t} \\ V_{4t} \\ V_{5t} \end{bmatrix} \qquad (3-2)$$

1. Co-Integration
2. Vector Error Correction Model
3. Non Stationary

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-19]

که در این الگوها، L: تعداد وقفه زمانی و d= (1-L): تفاضل متغیرها با یک وقفه زمانی را نشان می‌دهد. به طوری که:

$$(1 - L)LRGDP_t = LRGDP_t - LRGDP_{t-1} \quad (۱۱)$$

e_t : جملات باقیمانده (خطا) بدست آمده از معادله همگرایی یکسان بوده و به این ترتیب e_{t-1} جمله تصحیح خطا [1]می‌باشد.

LRGDP: لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی (۱۰۰ = ۱۳۷۶)

LRG: لگاریتم مخارج کل واقعی دولت (۱۰۰ = ۱۳۷۶)

LRM: حجم پول در گردش واقعی (۱۰۰= ۱۳۷۶)

LRGC: لگاریتم مخارج مصرفی واقعی دولت (۱۰۰ = ۱۳۷۶)

LRCI: لگاریتم مخارج سرمایه‌گذاری واقعی دولت (۱۰۰ = ۱۳۷۶)

LRGT: لگاریتم مخارج انتقالی واقعی دولت (۱۰۰= ۱۳۷۶)

۴. برآورد الگو و تجزیه و تحلیل نتایج

از آنجا که بررسی ارتباط بلندمدت بین متغیرها با این فرض همراه است که متغیرهای مورد بررسی حداقل دارای یک ریشه واحد بوده و به عبارت دیگر همه متغیرها ناپایا[2] و از درجه هم‌جمعی حداقل واحد برخوردار باشند، بنابراین اولین مرحله برای تعیین روابط بلندمدت بین متغیرها، تعیین درجه هم‌جمعی آنها است. نتایج حاصل از آزمون‌های دیکی - فولر تصحیح شده برای متغیرهای موجود در الگوهای (۱-۳) و(۲-۳) در جدول (۱) نشان داده شده است.

نتایج حاکی از این است که مقادیر اصلی همه متغیرهای مورد نظر (بر حسب لگاریتم) در طول دوره مورد بررسی غیرپایا می‌باشند. این موضوع در حالی است که نتایج حاصل از انجام آزمون دیکی- فولر برای تفاضل مرتبه اول متغیرها نشان می‌دهد که همه آنها در مدل بدون روند پایا و تفاضل مرتبه اول متغیرهای مخارج مصرفی سرمایه‌گذاری، مخارج انتقالی واقعی دولت و حجم پول در گردش واقعی در مدل با روندی در سطح اطمینان ۹۵ درصد پایا و تفاضل مرتبه اول متغیرهای تولید ناخالص داخلی واقعی و کل مخارج واقعی دولت در سطح اطمینان ۹۰ درصد پایا می‌باشند. در نتیجه، همه متغیرها I(۱) و از درجه‌ی هم‌جمعی واحد برخوردارند. نتایج به دست آمده از آزمون دیکی- فولر برای

1. Error Correction Term
2. Nonstationary

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-19]

تفاضل مرتبه اول متغیرها در جدول (۱) نشان داده شده است. آماره‌های آزمون بر اساس بیشترین مقدار ضابطه‌های آکائیک (AIC)، شوارتز- بیزین(SBC) مشخص گردیده است.

جدول۱. نتایج حاصل از آزمون دیکی- فولر تصحیح شده برای سطح و تفاضل مرتبه اول متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد

	سطح متغیرها		تفاضل مرتبه اول متغیرها	
	بدون روند	با روند	بدون روند	با روند
LRGDP	-۰/۹۷۷۱۳ (-۲/۹۴۷۲)	-۲/۸۵۴۲ (-۳/۵۴۲۶)	-۳/۱۷۹۱ (-۲/۹۴۷۲)	-۳/۲۱۸۰ (-۳/۱۹۲۶)*
LRG	-۰/۶۹۷۹۷ (-۲/۹۴۴۶)	-۲/۱۵۸۰ (-۳/۵۳۸۶)	-۳/۳۶۵۰ (-۲/۹۴۷۲)	-۳/۳۳۶۰ (-۳/۲۲۱۷)*
LRGC	-۱/۷۳۱۱ (-۲/۹۴۷۲)	-۲/۵۷۰۶ (-۳/۵۳۸۶)	-۳/۶۳۴۱ (-۲/۹۴۹۹)	-۳/۵۷۸۶ (-۳/۵۴۶۸)
LRGI	-۰/۹۳۵۶۱ (-۲/۹۴۷۲)	-۱/۶۴۰۵ (-۳/۵۴۲۶)	-۴/۲۳ (-۲/۹۴۹۹)	-۴/۱۸۹۸ (-۳/۵۳۶۸)
LRGT	-۰/۶۹۳۶۸ (-۲/۹۴۷۲)	-۲/۸۷۷۹ (-۳/۵۴۲۶)	-۴/۳۸۸۳ (-۲/۹۴۴۶)	-۴/۳۶۳۰ (-۳/۵۳۸۶)
LRM1	-۲/۷۵۹۰ (-۲/۹۴۴۶)	-۲/۶۸۶۲ (-۳/۵۳۸۶)	-۴/۶۸۶۵ (-۲/۹۴۷۲)	-۴/۹۰۶۸ (-۳/۵۴۲۶)

* مقادیر داخل پرانتز بیانگر مقادیر بحرانی است و مقادیر بحرانی ستاره‌دار در سطح ۹۰ درصد می‌باشد.

مأخذ: نتایج تحقیق.

نتایج حاصل از بررسی تعداد وقفه بهینه بر اساس آماره آکائیک نشان‌دهنده این است که تعداد وقفه بهینه برای هر دو الگو بربر یک است، بنابراین مرتبه[1] الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) برابر دو در نظرگرفته خواهد شد. بررسی لزوم حذف متغیرهای قطعی و برون‌زا در الگوهای (۱-۳) و (۲-۳) که شامل عرض از مبداء، متغیر روند و متغیرهای D53 و D57 که به‌ترتیب نشان‌دهنده شوک نفتی سال ۱۳۵۳ و شوک انقلاب اسلامی ایران می‌باشدکه فرض عدم معناداری ضرایب متغیرهای ذکرشده در هر دو الگو رد شده و نتایج آماری بر ورود این متغیرها در الگو تأکید می‌ورزند.

مقادیر مربوط به آماره‌های به‌دست آمده از آزمون یوهانسن- جوسیلیوس برای تعیین بردارهای هم‌جمعی برای الگوهای(۱-۳) و (۲-۳) به ترتیب در جداول (۲) و (۳) نشان داده شده است. نتایج

1. Order

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-19]

به‌دست آمده برای الگوی (۱-۳) بر اساس برآورد مدل هم‌جمعی با عرض از مبداءهای غیرمقید و روند زمانی مقید[1] گرفته شده است. بر اساس این نوع از مدل هم‌جمعی برای هر دو الگوی کوتاه‌مدت و بلندمدت عرض از مبداء درنظرگرفته می‌شود، در حالی که در الگوی کوتاه‌مدت روند زمانی وجود ندارد. نتایج به‌دست آمده برای الگوی (۲-۳) براساس برآورد مدل هم‌جمعی با عرض از مبداءهای غیرمقید و بدون روند زمانی[2] گرفته شده است. بر اساس این نوع از مدل هم‌جمعی در الگوی کوتاه‌مدت، عرض از مبداء و روند زمان وجود ندارد و تنها روابط بلندمدت مقید به داشتن عرض از مبداء هستند. بررسی آزمون‌های تشخیصی جهت استفاده از این مدل‌های مزبور در جدول (۴) نشان داده شده است. این آزمون‌ها بر اعتبار استفاده از مدل‌های هم‌جمعی ذکر شده را تأکید دارند.

براساس مقادیر آماره آزمون اثر برای هر دو الگوی مورد بررسی حداکثر وجود یک بردار هم‌جمعی رد نمی‌شود و از آنجا که آزمون اثر از فرضیه صفر قوی‌تری برخوردار است، روابط هم‌جمعی را براساس وجود یک بردار هم جمعی برآورد می‌کنیم. جداول (۵) و (۶) به‌ترتیب نتایج حاصل از تخمین روندهای هم‌جمعی برای دو الگوی مورد بررسی را نشان می‌دهند.

جدول ۲. نتایج حاصل از آزمون حداکثر مقادیر ویژه و آزمون اثر به منظور بررسی رابطه‌ی هم‌جمعی الگوی (۱-۳) در سطح اطمینان ۹۵ درصد

فرضیه صفر	هزینه مقابل	آماره حداکثر مقادیر ویژه	آماره‌ی آزمون اثر
$r = ۰$	$r = ۱$	۱۹/۳۸۲۶	۴۴/۶۱۲۱
		(۲۵/۴۲۰۰)	(۴۲/۳۴۰۰)
$r \leq ۱$	$r = ۲$	۱۳/۱۶۴۰	۲۵/۲۳۹۶
		(۱۹/۲۲۰۰)	(۲۵/۷۷۰۰)
$r \leq ۲$	$r = ۳$	۱۲/۰۷۵۶	۱۲/۰۷۵۶
		(۱۲/۳۹۰۰)	(۱۲/۳۹۰۰)

* اعداد داخل پرانتز مقادیر بحرانی می‌باشند.

مأخذ: نتایج تحقیق.

1. Unrestricted Intercepts and Restricted Ttrends
2. Unrestricted Intercepts and No Trend

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-19]

جدول ۳. نتایج حاصل از آزمون حداکثر مقادیر ویژه و آزمون اثر برای بررسی رابطه هم‌جمعی الگوی (۲-۳) در سطح اطمینان ۹۵ درصد

فرضیه صفر	هزینه مقابل	آماره حداکثر مقادیر ویژه	آماره آزمون اثر
r = ۰	r = ۱	۳۹/۷۳ (۳۳/۶۴)	۹۱/۲۴ (۷۰/۴۹)
r ≤ ۱	r = ۲	۲۳/۴۹ (۲۷/۴۲)	۴۱/۵۱ (۴۸/۸۸)
r ≤ ۲	r = ۳	۱۵/۵۶ (۲۱/۱۲)	۲۸/۰۲ (۳۱/۵۴)
r ≤ ۳	r = ۴	۱۱/۴۶ (۱۴/۸۸)	۱۲/۴۶ (۱۷/۸۶)
r ≤ ۴	r = ۵	۰/۹۹ (۸/۰۷)	۰/۹۹ (۸/۰۷)

* اعداد داخل پرانتز مقادیر بحرانی می‌باشند.
مأخذ: نتایج تحقیق.

جدول ۴. نتایج آزمون‌های تشخیصی برای الگوی تصییح خطای برداری (VECM) برای متغیرهای الگوی (۱-۳) و (۲-۳)

معادله	آماره f	آماره f_{ac}	آماره f_{fu}	آماره f_{het}
dLRGDP	۴/۵۵۳۹ (۰/۰۰۲)	۲/۸۳۰۸ (۰/۱۰۳)	۰/۷۶۷۰۸ (۰/۳۸۸)	۰/۵۲۱۴۹ (۰/۴۷۵)
dLRG	۱۰/۰۶۶۲ (۰/۰۰۰)	۳/۳۸۸۷ (۰/۰۷۶)	۳/۴۴۰۱ (۰/۰۷۳)	۰/۰۳۷۲۶ (۰/۸۴۸)
dLRM1	۲/۷۱۵۰ (۰/۰۳۲)	۶/۲۱۰۲ (۰/۰۴۸)	۰/۰۱۴۵۳ (۰/۹۰۵)	۰/۳۷۵۴ (۰/۰۵۴۴)
معادله	آماره f	آماره f_{ac}	آماره f_{fu}	آماره f_{het}
dLRGDP	۲/۲۳ (۰/۰۵)	۰/۳۸ (۰/۵۴)	۰/۰۰۴ (۰/۹۵)	۰/۰۶ (۰/۸)
dLRGC	۲/۵۱ (۰/۰۳)	۰/۸۷ (۰/۳۶)	۲/۳ (۰/۱۴)	۰/۰۴ (۰/۸۴)
dLRGI	۴/۱۴ (۰/۰۰۲)	۲/۰۰ (۰/۱۶۸)	۰/۳۹ (۰/۵۴)	۲/۴۱ (۰/۱۳)
dLRGT	۲/۳۲ (۰/۰۴)	۲/۸۴ (۰/۱۰۳)	۱۳/۹۴ (۰/۰۰۱)	۰/۴۵۰۶ (۰/۵)
dLRM1	۱/۳۸ (۰/۲۵)	۳/۱۸ (۰/۰۹)	۰/۳۴ (۰/۶۳)	۰/۵۶ (۰/۴۶)

* اعداد داخل پرانتز سطح معناداری آزمون را نشان می‌دهد.
d در اول نام متغیرها بیانگر تفاضل مرتبه اول است.
آماره آزمون معنی‌داری ضرایب معادلات، f_{ac} = آماره آزمون همبستگی جملات اختلال
f_{fu} = آماره آزمون تصریح شکل تابع f_{het} = آماره آزمون واریانس ناهمسانی
مأخذ: نتایج تحقیق.

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-19]

جدول ۵. نتایج برآورد بردار هم‌جمعی برای متغیرهای الگوی(۱-۳)

روند زمانی t	LRGDP	LRG	LRM1
-۰/۰۲۵	-۳/۱۰	۱/۹۰	۱/۰۳
(-۰/۰۰۸)	(-۱/۰۰۰)	(۰/۶۲)	(۰/۳۴)

* اعداد داخل پرانتز مقادیر نرمال شده می‌باشد.

مأخذ: نتایج تحقیق.

جدول۶. نتایج برآورد بردار هم‌جمعی برای متغیرهای الگوی(۲-۳)

LRGDP	LRGC	LRGI	LRGT	LRM1
۲/۰۴	۰/۷۳	-۱/۲۳	-۰/۲۶	-۰/۷۹
(-۱)	(-۰/۳۶)	(۰/۶۰)	(۰/۱۳)	(۰/۳۹)

* اعداد داخل پرانتز مقادیر نرمال شده می‌باشد.

مأخذ: نتایج تحقیق.

نتایج حاصل از بردار هم‌جمعی مربوط به الگوی(۱-۳)نشان می‌دهند که مخارج کل واقعی دولت و حجم پول در گردش واقعی تأثیر مثبتی بر میزان تولید ناخالص داخلی واقعی خواهد داشت. در این میان، یک درصد افزایش در مخارج واقعی دولت و حجم پول در گردش واقعی به‌ترتیب افزایشی معادل ۰/۶۲ و ۰/۳۴ درصد در تولید ناخالص داخلی واقعی را درپی خواهد داشت.

نتایج حاصل از بردار هم‌جمعی مربوط به الگوی (۲-۳) نشان می‌دهند که مخارج سرمایه‌گذاری و انتقالی واقعی دولت دارای اثری مثبت و مخارج سرمایه‌گذاری مصرفی دولت دارای اثری منفی بر سطح تولید ناخالص داخلی واقعی خواهد بود. یک درصد افزایش در مخارج سرمایه‌گذاری و انتقالی واقعی دولت به ترتیب ۰/۶ و ۰/۱۳ درصد افزایش در سطح تولید ناخالص داخلی واقعی را در پی خواهد داشت. در مقابل، یک درصد افزایش در مخارج مصرفی دولت باعث ۰/۳۶ درصد کاهش در سطح تولید ناخالص داخلی واقعی می‌گردد. برخی از مطالعات انجام شده در این زمینه نیز رابطه منفی بین مخارج مصرفی واقعی دولت و تولید ناخالص داخلی را به اثبات رسانده‌اند. در این میان، می‌توان به مطالعات لاندائو (۱۹۸۶-۱۹۸۳)، کیوکا و موریس (۲۰۰۰)، هاشمی (۱۳۷۴) و جوزاریان (۱۳۸۲) اشاره نمود. از سوی دیگر، حجم پول در گردش واقعی اثری مثبت بر تولید ناخالص داخلی واقعی داشته به‌طوری‌که یک درصد افزایش در حجم پول‌درگردش واقعی باعث افزایشی معادل ۰/۳۹ درصد در تولید ناخالص داخلی خواهد شد. مقایسه نتایج حاصل از برآورد دو الگوی تدوین شده نشان می‌دهد که:

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-19]

- مخارج کل واقعی دولت و حجم پول در گردش واقعی در بلندمدت تأثیر مثبت و معناداری بر تولید ناخالص داخلی واقعی دارند.

- علیرغم وجود رابطه مثبت و معنادار بین مخارج کل واقعی دولت و تولید ناخالص داخلی واقعی در بلندمدت، یک رابطه مثبت بین همه اجزای مخارج کل واقعی دولت و تولید ناخالص داخلی واقعی وجود ندارد.

- مخارج سرمایه‌گذاری و انتقالی واقعی دولت دارای اثر مثبت و مخارج مصرفی واقعی دولت دارای اثر منفی بر تولید ناخالص داخلی واقعی در بلندمدت می‌باشند.

- اثر مثبت مخارج سرمایه‌گذاری واقعی دولت بر تولید ناخالص داخلی بیشتر از مخارج انتقالی واقعی دولت می‌باشد.

نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطای برداری که به منظور بررسی نقش روابط تعادلی و بلندمدت متغیرها در تعدیل نوسان‌های کوتاه‌مدت و بررسی رفتار دینامیکی کوتاه‌مدت متغیرهای تحت بررسی انجام شده، با توجه به تعداد وقفه بهینه یک و مرتبه دو برای الگوهای (۱-۳) و(۲-۳) که از طریق مراحل قبلی تخمین تعیین گردیده در جداول (۷) و (۸) نشان داده شده است. نتایج به‌دست آمده از الگوی تصحیح خطای برداری برای دو الگوی(۱-۳) و(۲-۳)نشان دهنده این است که:

- تغییرات در مخارج کل واقعی دولت در کوتاه‌مدت دارای تأثیری مثبت و معنادار بر تغییرات در تولید ناخالص داخلی واقعی می‌باشد. به‌طوری‌که یک درصد افزایش در مخارج کل واقعی دولت در یک دوره، تغییری به میزان ۰/۳۵ درصد در تولید ناخالص داخلی واقعی دوره بعد ایجاد خواهد نمود.

- تغییرات در حجم پول در گردش واقعی در کوتاه‌مدت تأثیر معناداری بر تغییرات تولید ناخالص داخلی واقعی نخواهد داشت.

- با توجه ضریب مربوط به متغیر جمله پسماند براساس الگوی هم‌جمعی(۱-۳) می‌توان نتیجه گرفت که به‌طور متوسط ۳۸ درصد از شوک‌های نامطلوب وارده در هر دوره توسط خود سیستم در دوره‌ی بعد تعدیل یافته و از بین می‌رود.

- تغییرات در مخارج مصرفی، سرمایه‌گذاری و انتقالی واقعی دولت در کوتاه‌مدت دارای اثری معنادار بر تغییرات تولید ناخالص داخل واقعی نمی‌باشند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-19]

جدول ۷. برآورد مدل تصحیح خطای برداری بر اساس داده‌های الگوی (۱-۳)
برای معادله تولید ناخالص داخلی واقعی

متغیر	مقدار ضریب برآورد شده	آماره آزمون
عرض از مبداء	-۱/۸۹	-۳/۴۹ (۰/۰۰۱)*
dLRGDP1	-۰/۶۹	-۲/۰۸ (۰/۰۴۵)
dLRG1	-۰/۳۵	۲/۳۴ (۰/۰۲۵)
dLRM11	-۰/۰۸	-۰/۴۵ (۰/۶۵۲)
ECM(-1)	-۰/۳۸	-۳/۶۱ (۰/۰۰۱)
D53	۰/۱۹	۱/۶۱ (۰/۱۱۷)
D57	-۰/۲۴	-۲/۱۱ (-۰/۰۴۲)
$f_{(۶ و ۳۱)}$ =۴/۵۵۳۹	D-W = ۲/۲۸	R^2 = ۰/۵ (۰/۲۰۰)

*اعداد داخل پرانتز سطح معناداری آزمون را نشان می‌دهند.

مأخذ: نتایج تحقیق.

$dLRGDP = LRGDP - LRGDP_{(-1)}$

$d\ LRGDP1 = LRGDP_{(-1)} - LRGDP_{(-2)}$

$dLRG1 = LRG_{(-1)} - LRG_{(-2)}$

$dLRM11 = LRM1_{(-1)} - LRM1_{(-2)}$

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-19]

جدول ۸. برآورد مدل تصحیح خطای برداری براساس داده‌های الگوی (۲-۳)
برای معادله تولید ناخالص داخلی واقعی

متغیر	مقدار ضریب برآورد شده	آماره آزمون
عرض از مبداء	۰/۶۷	۰/۶۴ (۰/۵۲)
dLRGDP1	۰/۱۹	۰/۶۳ (۰/۵۴)
dLRGC1	۰/۰۳	۰/۱۰۵ (۰/۹۱)
dLRGI1	۰/۱۶	۱/۲۸ (۰/۲۱)
dLRGT1	-۰/۰۶	-۱/۲۵ (۰/۲۲)
dLRM11	-۰/۱۸	-۰/۷ (۰/۴۸)
ECM(-1)	-۰/۰۷	-۰/۵۸ (۰/۵۶)
D53	۰/۳۱	۲/۳۷ (۰/۰۲)
D57	-۰/۲۲۲	-۱/۷۶ (۰/۰۸)

R^2 = ۰/۳۸ D-W =۲۱۱ $f_{(۶ و ۳۱)}$ = ۲/۲۳

*اعداد داخل پرانتز سطح معناداری آزمون را نشان می‌دهد.

مأخذ: نتایج تحقیق.

$dLRGDP = LRGDP - LRGDP_{(-1)}$

$d\ LRGDP1 = LRGDP_{(-1)} - LRGDP_{(-2)}$

$dLRGC1 = LRGC_{(-1)} - LRGC_{(-2)}$

$dLRGI1 = LRGI_{(-1)} - LRGI_{(-2)}$

$dLRGT1 = LRGT_{(-1)} - LRGCT_{(-2)}$

$dLRM11 = LRM1_{(-1)} - LRM1_{(-2)}$

۵. جمع‌بندی نتایج

در راستای بررسی تاثیر رشد مخارج دولتی بر رشد اقتصادی ایران با بکارگیری دو الگوی مختلف، به‌بررسی تجربی روابط بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی برای دوره (۱۳۸۵-۱۳۴۶) در اقتصاد ایران پرداخته شده است. در الگوی اول، ارتباط بلندمدت و کوتاه مدت بین متغیرهای تولید ناخالص داخلی

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-19]

واقعی، حجم پول در گردش واقعی و مخارج کل واقعی دولت و در الگوی دوم، ارتباط بلندمدت و کوتاه مدت بین متغیرهای تولیدناخالص داخلی واقعی، حجم پول در گردش واقعی و مخارج واقعی دولت به تفکیک مخارج مصرفی، سرمایه‌گذاری و انتقالی مورد بررسی قرار گرفته است.

نتایج حاصل از آزمون‌های دیکی - فولر تصحیح شده برای متغیرهای موجود در دو الگوی مورد بررسی حاکی از این است که همه متغیرها I(۱) و از درجه هم‌جمعی واحد برخوردارند. همچنین، براساس آماره آزمون اثر برای هر دو الگوی مورد بررسی حداکثر وجود یک بردار هم‌جمعی رد نمی‌شود. مقایسه نتایج حاصل از برآورد دو الگوی تدوین شده نشان می‌دهند که مخارج کل واقعی دولت و حجم پول در گردش واقعی در بلندمدت دارای تأثیری مثبت و معنادار بر تولید ناخالص داخلی واقعی می‌باشند. در مقابل، علیرغم وجود رابطه مثبت و معنادار بین مخارج کل واقعی دولت و تولید ناخالص داخلی واقعی در بلندمدت، یک رابطه مثبت بین همه اجزای مخارج کل واقعی دولت و تولید ناخالص داخلی واقعی وجود ندارد. مخارج سرمایه‌گذاری و انتقالی واقعی دولت تأثیر مثبت و مخارج مصرفی واقعی دولت تأثیر منفی بر تولید ناخالص داخلی واقعی در بلندمدت دارند. در این میان، اثر مخارج سرمایه‌گذاری واقعی دولت بر تولید ناخالص داخلی بیشتر از مخارج انتقالی واقعی دولت می‌باشد.

نتایج به‌دست آمده از الگوی تصحیح خطای برداری برای دو الگوی هم‌جمعی تدوین شده نشان‌دهنده این است که تغییرات در مخارج کل واقعی دولت در کوتاه‌مدت دارای اثری مثبت و معنادار بر تغییرات در تولید ناخالص داخلی واقعی می‌باشد. به‌طوری‌که یک درصد افزایش در مخارج کل واقعی دولت تغییری به میزان ۰/۳۵ درصد در تولید ناخالص داخلی واقعی ایجاد خواهد نمود. در حالی‌که تغییرات در مخارج مصرفی، سرمایه‌گذاری و انتقالی واقعی دولت در کوتاه‌مدت دارای تأثیر معنادار بر تغییرات تولید ناخالص داخلی واقعی نمی‌باشد. همچنین، تغییرات در حجم پول در گردش واقعی در کوتاه‌مدت تأثیر معناداری بر تغییرات تولید ناخالص داخلی واقعی نخواهد داشت.

منابع

تودارو، مایکل (۱۳۶۲)، *توسعه اقتصادی در جهان سوم*، ترجمه غلامعلی فرجادی، سازمان برنامه و بودجه، جلد اول.

خدا رحمی، روح ا.. (۱۳۸۷)، *بررسی رابطه اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های (۱۳۶۹-۱۳۳۹)*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی ، دانشگاه شهید بهشتی.

رمضانی، حسن (۱۳۷۸)، *بررسی تاثیر مخارج دولت بر رشد اقتصادی ایران (۱۳۷۵-۱۳۵۰)*، پایان نامه

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-19]

کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه شیراز.

سامتی، مرتضی (۱۳۷۲)، *اندازه مطلوب فعالیت‌های دولت در ایران*، پایان نامه دکترای، دانشگاه تربیت مدرس.

شیرازی، مسعود (۱۳۸۲-۱۳۴۶)، *بررسی تاثیر مخارج دولت و منابع تامین مالی آن بر تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی ایران*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.

فولادی، معصومه (۱۳۷۷)، *تاثیر مخارج عمرانی دولت بر رشد اقتصادی و مقایسه آن با سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بر حسب امور مختلف*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.

میرزا محمدی، سعید (۱۳۷۰)، *ارزیابی تاثیرات هزینه‌های دولت در رشد اقتصادی با نگاهی به وضعیت ایران طی سال‌های (۱۳۶۷-۱۳۳۸)*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.

نجم، لعیا (۱۳۷۹)، *تاثیر اندازه دولت بر رشد اقتصادی ایران طی سال‌های (۱۳۷۷-۱۳۳۸)*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی.

نقیلو، احمد (۱۳۷۷)، *بررسی اثرات کوتاه مدت و میان مدت هزینه‌های دولتی بر رشد اقتصادی*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.

هاشمی، میر جلال (۱۳۷۴)، *تاثیر اندازه دولت بر رشد اقتصادی ایران طی سال‌های (۱۳۷۱-۱۳۳)*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.

هایول، جونز (۱۳۷۰)، *نظریه‌های جدید رشد اقتصادی*، ترجمه صالح لطفی، تهران: انتشارات مرکز نشر دانشگاهی.

Ahsan, S.M., Kwan, A.C.C. & B.S. Salni (1992) " Public Expenditure and National Income Causality: Further Evidence on the Role of Omitted Variables, *Southern Economic Journal,* PP. 621-632.

Arpaia, A. & A. Turrini (2005), "Government Expenditure and Economic Growth in the EU: Long-Run Tendencies and Short-Term Adjustment", European Communities. htpp//www.Cesifo.de/Doccidl/cesifo1-wpz314.pdf.

Abu-Bader, S. & S. Abu-Qarn (2005), "Government Expenditure, Military Spending and Economic Growth: Causality Evidence from Egypt, Israel and Syria", *Journal of Policy Modeling,* Vol.25, PP. 567-583.

Bairam, R.J. (1990), "Government Size and Economic Growth: The African Experience (1960-1985)", *Applied Economics,* Vol. 22, PP. 1427-1435.

Cheng, B.S. & Tin W. Lai (1997), "Government Expenditure and Economic Growth in South Korea: A Var Approach", *Journal of Economic Development,* Vol.22, No .1, PP.11-24.

Dar, A.& S. Amirkhalkhali (2002), "Government Size, Factor Accumulation and Economic Growth: Evidence from OECD Countries", *Journal of Policy Modeling,* Vol.24, PP.679-692.

Ghali, K.H. (1998), "Government Spending and Economic Growth in Saudi Arabia", *Journal of Economic Developmen,* Vol. 22, No .2, PP.165-172.

Ghali, K.H. (2003), "Government Spending, Budget Financing and Economic Growth: the Tunisian Experience", *Journal of Developing Area,* Vol.36, No. 2,

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-19]

PP. 19-37.

Grossman, P. (1998), "Growth in Government and Economic Growth: The Australian Experience", Australian Economic Papers, Vol. 27, PP. 33-43.

Hsieh, E. & K.S. Lai (1994) "Government Spending and Economic Growth: the G7 Experience", *Applied Economics,* Vol. 26, PP. 535-542.

Irmen, A. & J. Kuehnel (2002), "Productive Government Expenditure and Economic Growth htpp//www.nottingham.ac.uk/economics/credit/research/papers/cp.00.6.pdf Cesifo", Working Paper, No. 2314.

Johanson, S. & K. Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistic,* Vol. 52.

Kweka, J.P. & O. Morrissey (2000), "Government Expenditure and Economic Growth: htpp://www.ec.europa.eu/economy-finance/publication Emprical Evidence From Tanzania (1965-1996)", Dsa Annual Conference.

Loizides, J. & G. Vamvoukas (2005), "Government Expenditure and Economic Growth: Evidence From Trivariate Causality Testing", *Journal Applied Economics,* Vol.8, PP.125-152.

Landau, D. (1983), "Government Expenditure and Economic Growth: A Cross-Country Study", *Southern Dconomic journal,* Vol. 49, No. 3, PP. 783-793.

Landau, D. (1986), "Government and Economic Growth in the Less Developed Countries: An Empirical Study for (1960-1980)", Economic Development and Cultural Change, Vol. 35, PP. 35-75.

Ram, R. (1986), "Government Size and Economic Growth: A New Framework and Some Evidence From Cross-Section and Time Series Data", *The American Economic Review,* Vol. 76, PP. 190-203.

Takahashi, F. (1971), "Money Supplyand Economic Growth", Econometrica, Vol. 39.

Samuelson, P. (1997), *Foundations of Economic Analysis,* Cambridge: Harvard University Press, PP.3-10.

Sinha, D. (1998), "Government Expenditure and Economic Growth in Malaysia", *Journal of Economic Development,* Vol. 23, No. 2, PP. 71-80.

[Downloaded from qjerp.ir on 2024-04-19]