تحقیقات اقتصادی / دورهٔ ۵۱، شمارهٔ ۲، تابستان ۱۳۹۵ / ص ۳۵۳-۳۲۷

کاوشی در زمینهٔ تأثیر مخارج جاری و عمرانی دولت بر تولید ناخالص داخلی ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت

حسن خداویسی[1*]، احمد عزتی شورگلی[2]

۱. دانشیار اقتصاد، دانشگاه ارومیه H.khodavaisi@urmia.ac.ir

۲. کارشناس‌ارشد اقتصاد، دانشگاه ارومیه ahmetezzati @gmail .com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۰۳/۰۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۱۱/۲۵

چکیده

از نظر گروهی از اقتصاددانان مخارج عمرانی تأثیر مثبت و مخارج جاری تأثیر منفی بر تولید داخلی دارد. در مقابل، از نظر برخی دیگر مخارج دولتی، صرف نظر از نوع جاری و عمرانی آن، آثار زیانباری بر اقتصاد دارد. در این زمینه، این مقاله به بررسی رابطهٔ مخارج عمرانی و جاری دولت با تولید ناخالص داخلی ایران با به‌کارگیری الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی با استفاده از داده‌های سالانهٔ دورهٔ ۱۳۴۶-۱۳۹۳ می‌پردازد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که مخارج دولت، چه به‌صورت جاری و چه عمرانی، در کوتاه‌مدت پس از یک دوره تأخیر تأثیر منفی و معناداری بر تولید ناخالص داخلی دارد. درحالی‌که در بلندمدت هر دو نوع مخارج دولت تأثیر مثبت و معناداری بر تولید ناخالص داخلی دارند. ضرایب برآوردشده بیانگر آن است که مخارج عمرانی در بلندمدت تقریباً دو برابر بزرگ‌تر از مخارج جاری تولید ناخالص داخلی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در این تحقیق به‌منظور پوشش شکست‌های ساختاری از آزمون لامزداین پاپل استفاده شد و متغیر موهومی شوک نفتی سال ۱۳۵۲ (سال وقوع اولین شوک نفتی و افزایش درآمدهای نفت که هم سبب افزایش مخارج دولت و هم عامل تشدید تورم شد) به مدل اضافه شد. نتایج، بعد از اعمال شکست ساختاری، حاکی است که زمانی هر دو نوع مخارج دولت اثر منفی بر تولید ناخالص داخلی دارند که افزایش مخارج دولت با تورم همراه باشد.

واژه‌های کلیدی: الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی، مخارج جاری، مخارج عمرانی، مدل رشد بارو.

طبقه‌بندی JEL: E62, H72, O40.

---

* نویسندهٔ مسئول، ۰۹۱۴۳۴۶۶۲۴۲

مقدمه

از زمان انتشار کتاب معروف[۱] کینز[۲] از سیاست‌های مالی به‌طور گسترده‌ای برای تثبیت اقتصادی استفاده شده و می‌شود. براساس تفسیر کینزی از سیاست مالی، اجرای یک سیاست تثبیت موفق در مواجهه با رکود سبب افزایش مصرف خانوارها و در نتیجه افزایش اشتغال و درآمد می‌شود و وضعیت اقتصادی بهبود می‌یابد. براساس این دیدگاه، دیگر اهمیت چندانی به بودجهٔ متوازن داده نمی‌شود، بلکه کسر بودجهٔ دولت در مواجهه با رکود اهمیت خاصی پیدا می‌کند، زیرا کسری در حساب‌های دولتی می‌تواند انگیزه‌ای برای بهبود وضعیت اقتصادی باشد. از طرف دیگر، از نظر پول‌گرایان (فریدمن[۳]، ۱۹۶۸، ۱۹۸۲؛ کیدلند و پرسکات[۴]، ۱۹۷۷) اثر سیاست‌های مالی بسیار ناچیز و گذراست. از دیدگاه آنان، سیاست مالی می‌تواند درآمد و اشتغال را افزایش دهد، اما همیشه با افزایش تقاضا برای پول به‌منظور انجام معاملات همراه است. اکنون برای بازگرداندن تعادل در بازار پول باید نرخ بهره افزایش یابد. اما افزایش نرخ بهره کاهش سرمایه‌گذاری را در پی دارد و در نتیجه مقدار تقاضای کل دوباره کاهش می‌یابد. بنابراین اثر سیاست مالی به‌دلیل اثر ازدحام خنثی می‌شود و سیاست مالی اعمال‌شده یا افزایش مخارج دولت تأثیری بر تولید داخلی نخواهد داشت (محمد و همکاران[۵]، ۲۰۰۹: ۱-۲). از نظر گروه دیگری از اقتصاددانان، تأثیر مخارج دولت بر تولید ناخالص داخلی به نحوهٔ انجام این مخارج بستگی دارد. چنانچه این مخارج در بخش‌های تولیدی سرمایه‌گذاری شود، اثری مثبت بر تولید داخلی دارد. اما چنانچه صرف مخارج جاری دولت شود، به افزایش بدهی دولت و تورم منجر می‌شود و در نهایت تأثیری منفی بر تولید داخلی دارد. به‌طور کلی، اجرای سیاست مالی در بسیاری از کشورها با مشکلات زیادی، همانند مشکلات جمع‌آوری مالیات، موانع دسترسی به سرمایه‌های خارجی و غیره مواجه است. مشکلات ذکرشده دولت‌ها را به سمت انتشار پول برای تأمین مالی مخارج خود به‌عنوان ساده‌ترین راهکار سوق می‌دهد که تورم‌زا بودن آن

---

۱. نظریهٔ عمومی اشتغال، نرخ بهره و پول

2. Keynes
3. Friedman
4. Kydland and Prescott
5. Muhammad, S. D., Wasti, S. K. A., Hussain, A., & Lal, I.

ثابت شده است. بنابراین استفاده از سیاست مخارج دولتی علاوه‌بر تأثیر بر تولید می‌تواند بر تورم نیز تأثیر داشته باشد (قورقان تاپولوس و تسامیس[1]، ۲۰۱۰: ۱۱۹ و ۱۱۵-۱۲۶). گروه دیگری از اقتصاددانان نیز بر این باورند که کل مخارج دولتی، صرف نظر از نوع جاری یا عمرانی آن، اثر زیانباری برای اقتصاد دارد. از نظر ایشان سیاست‌گذاری متمرکز، نبود انگیزهٔ سودجویی در فعالیت دولت، و توجه به معیارهایی مانند رفاه شهروندان سبب می‌شود که اشتغال ایجادشده از سوی دولت در فرایند تولید همواره کمتر از بخش خصوصی باشد. بنابراین به نظر این گروه، هر گونه افزایش در مخارج دولتی به کاهش رشد کل اقتصاد می‌انجامد. از نظر پژوهشگران دیگر، فعالیت دولت ممکن است تولید و انباشت سرمایهٔ بخش خصوصی را کنار بزند و سبب اثر جایگزینی جبری شود. کوسکلا و ویرن[2] (۲۰۰۰) نشان دادند که چگونه افزایش تقاضای دولت برای نیروی کار به افزایش دستمزدهای حقیقی منجر خواهد شد و در نتیجه بر اشتغال بخش خصوصی اثر جایگزینی جبری به جا خواهد گذاشت (حسینی و همکاران، ۱۳۸۷: ۳۹).

با توجه به مناقشات نظری ذکرشده بین اقتصاددانان از یک طرف و نقش مهم و اساسی مخارج دولت در اقتصاد ایران از طرف دیگر، در این مقاله با تقسیم‌بندی مخارج دولت به مخارج جاری و مخارج عمرانی، رابطه و جهت ارتباط بین مخارج جاری و عمرانی کشور در کوتاه‌مدت و بلندمدت با تولید ناخالص داخلی با استفاده از رهیافت آزمون کرانه‌ها[3] و الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی[4] (ARDL) بررسی می‌شود. به‌طور مشخص این مقاله با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی مذکور در پی پاسخ به پرسش‌های زیر است:

آیا بین مخارج جاری و مخارج عمرانی دولت با تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت و بلندمدت رابطه وجود دارد؟ در صورت وجود رابطه نوع و جهت ارتباط بین مخارج جاری و عمرانی دولت با تولید ناخالص داخلی چگونه است؟

در ادامهٔ این مقاله و در بخش دوم، مبانی نظری؛ در بخش سوم، پیشینهٔ مطالعات

1. Georgantopoulos, A., Tsamis ,A
2. Koskela and Viren
3. Bounds Test Approach
4. Autoregressive Distributed Lag

انجام‌گرفته؛ در بخش چهارم، معرفی مدل و روش انجام تحقیق؛ در بخش پنجم، یافته‌های تجربی تحقیق و در بخش ششم، نتیجه‌گیری ارائه شده است.

مبانی نظری

۱. نظریهٔ کینز

کینز در پاسخ به شرایط رکود اقتصادی سال‌های ۱۹۲۹-۱۹۳۲، که جهان سرمایه‌داری را فرا گرفته بود، در سال ۱۹۳۶ نظریهٔ خود را برای تبدیل رکود اقتصادی به رونق ارائه داد. در طول سال‌های رکود بزرگ درآمد ملی آمریکا از ۸۷ میلیارد دلار در سال ۱۹۳۰ با تنزل پیاپی پس از چهار سال به حدود ۳۹ میلیارد دلار در سال ۱۹۳۳ رسید. طی این چهار سال سطح زندگی به بیست سال قبل برگشته بود و تولید ناخالص ملی یکباره نصف شده بود. بر خلاف نظریهٔ آدام اسمیت، امیدی به سازوکار خودتنظیمی بازار وجود نداشت. در این زمان کینز در نظریهٔ خود ایرادهای زیر را بر نظریهٔ خودتنظیمی اسمیت وارد کرد:

نخست اینکه اقتصادی که دچار رکود شده، ممکن است در همان وضعیت بماند، زیرا هیچ عامل درونی در زمان رکود وجود ندارد که اقتصاد را نجات دهد. دوم اینکه پیشرفت اقتصاد به سرمایه‌گذاری بستگی دارد که اولین منبع تأمین مالی آن پس‌اندازهای مردم است. حال اگر به‌دلیل شرایط رکودی حاکم، بنگاه‌های اقتصادی تمایلی به سرمایه‌گذاری و استفاده از پس‌اندازهای مردم نداشته باشند، حرکت مارپیچی انقباضی اقتصاد به سمت رکود تشدید می شود. کینز با بررسی وضع وخیم اقتصادی، راه‌حل را دخالت دولت بیان کرد؛ زیرا نظریهٔ عمومی به‌روشنی خاطرنشان می‌کرد که فاجعه‌ای که به آمریکا، و در واقع به تمام دنیای غرب، روی آورده است، فقط به‌دلیل کافی نبودن سرمایه‌گذاری است و ازاین‌روی درمان آن نیز کاملاً روشن است. اگر مؤسسهٔ خصوصی قادر نباشد طرح مهمی را برای سرمایه‌گذاری به اجرا درآورد، دولت باید به بهترین وجه ممکن جای آن را پر کند (مشیری، ۱۳۸۱: ۱۴-۱۵). از دههٔ ۱۹۴۰م به بعد، درست بعد از جنگ جهانی دوم، دخالت دولت در اقتصاد و سرمایه‌گذاری‌های گوناگون اجتماعی، زیربنایی، نظامی و غیره، متداول شد. بر خلاف مکتب کلاسیک، که نظریه‌پردازان آن دخالت دولت را فقط در حد نظارت بر

فعالیت‌های اقتصادی قبول داشتند، از نظر کینز نظام بازار مدام در معرض بی‌ثباتی مزمن است و نمی‌تواند بهره‌برداری کامل از صنایع مولد جامعه را تضمین کند. همچنین کینز بیان می‌کند که نظام بازار اساساً وقتی خوب عمل می‌کند که بخت یار باشد. چنین نظامی در شرایط مساعد می‌تواند به دستاوردهای تولیدی چشمگیری برسد، اما بی‌ثباتی جزء سرشت آن است. بنابراین دولت‌ها مسئولیت تنظیم و ارشاد اقتصاد را بر عهده می‌گیرند تا بازار همهٔ توان خود را ظاهر کند. یافته‌های کینز به میزان زیادی در اندیشه و خط‌مشی اقتصادی کشورهای سرمایه‌داری هضم شد و اجرای آنها در عمل یکی از عوامل مهمی بود که ثبات زیادی برای اقتصاد این کشورها در سال‌های پس از جنگ جهانی دوم به ارمغان آورد. کینز مانند فردریک لیست[1] و برخی از کلاسیک‌های جدید، لزوم دخالت دولت در اقتصاد را به‌دلیل فقدان سازوکار خود تعادلی اقتصاد مطرح کرد و دخالت دولت در دوره‌های کسادی برای پشت سر گذاشتن بحران اقتصادی را ضرورتی حیاتی می‌داند. برای وی اینکه در بلندمدت در اثر به‌کارگیری این سیاست چه بر سر اقتصاد خواهد آمد، مسئلهٔ مهمی نیست. او دربارهٔ اقتصادی که در حال نابودی است می‌اندیشید و برای رهایی آن از مرگ راه‌حل ارائه می‌کرد (گرین والد و استیگلیتز[2]، ۱۹۸۷: ۱۱۹-۱۲۱). اقتصاددانان بعدی ضعف نظریهٔ کینز را توجه بیش از اندازه به کوتاه‌مدت تشخیص دادند و سعی کردند در چارچوب مدل‌های رشد این ضعف را برطرف و اثر دخالت دولت در اقتصاد را تحلیل کنند که در بخش بعد به‌طور خلاصه به آن می‌پردازیم.

۲. مدل‌های رشد درون‌زا

در تقسیم‌بندی ای کلی مدل‌های رشد را به دو دستهٔ برون‌زا و درون‌زا تقسیم می‌کنند. نماد اولیه و اصلی مدل‌های رشد برون‌زا مدل رشد سولو است که چندان مورد توجه ما نیست، اما هنوز نقش دولت در آن حائز اهمیت است.[3]

از اواسط دههٔ ۱۹۸۰ به بعد، مطالعهٔ مدل‌های رشد اقتصادی با کارهای رومر (۱۹۸۶) و لوکاس (۱۹۸۸) پیشرفتی جدید را تجربه کرد و در جهت‌های مختلفی بسط

1. Frederick List
2. Greenwald And Stiglitz
۳. برای آشنایی با مدل رشد سولو به مقالهٔ آکسینلی و بیردا (۲۰۰۷) مراجعه کنید.

داده شد. انگیزهٔ اصلی این تحقیقات مشخص کردن عوامل رشد بلندمدت اقتصادی بـود. برای درک بیشتر (رشد بلندمدت اقتصادی) باید محدودیت های مدل‌های رشـد بـرون‌زا، که در آن نرخ رشد سرانهٔ بلندمدت ثابت فرض شده بود، کنار گذاشته می‌شد.

در این نوع مدل‌ها تکنولوژی پیشرفته ناشی از عملکرد فعالیت‌های تحقیـق و توسـعهٔ بنگاه است که بنگاه‌های موجود به منظور حفظ سهم سود خود از بازار مخـارج تحقیـق و توسعه را قبول می‌کنند. در این مدل‌ها رشد بلندمدت تحـت تـأثیر فعالیـت‌هـای دولـت مانند حمایت‌های یارانه‌ای یا اعمال تخفیف مالیاتی برای بخش‌های منتخـب، حمایـت از حق اختراع، تعیین شرایط برخورداری از خدمات حمایتی دولت، حمایت عقلایـی دولـت از حقوق دارایی، مقررات تجارت بین‌المللی، و نظارت همیشگی دولت بر بازارهـای مـالی قرار دارد. بنابراین دولت قدرت بالقوهٔ بزرگی برای تأثیر مثبت یا منفی بر روی نرخ رشـد بلندمدت دارد.

یکی از الگوهای معروف در زمینهٔ ورود مخارج دولت به تابع تولید مدل بـارو (۱۹۹۰) است. بارو حداکثرسازی مطلوبیت خانوارها را با استفاده از تابع زیر در نظر می‌گیرد:

$$U = \int_o^w u(c) e^{-pt} dt \qquad (۱)$$

در رابطهٔ بالا c مصرف هر فرد و ρ نرخ ثابت ترجیح زمانی اسـت. تـابع مطلوبیـت در رابطهٔ بالا به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$U(c) = \left[\frac{c^{۱-\sigma} - ۱}{۱-\sigma} \right] \qquad (۲)$$

در رابطهٔ بالا σ- کشش ثابت تابع مطلوبیت نهایی است.

حال چنانچه ارزش فعلی مطلوبیت، مطابق معادلهٔ ۱، حداکثر شود، نرخ رشد مصـرف در هر نقطه از زمان طبق معادلهٔ ۳ به‌دست می‌آید:

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{۱}{\sigma}.(f' - \rho) \qquad (۳)$$

که در معادلهٔ ۳، f' همان تولید نهایی سرمایه است. از سـویی هـر خـانوار تولیدکننـده دارای تابع تولیدی به شکل زیر است:

$$y = Ak \qquad (۴)$$

در رابطهٔ ۴، y تولید هر کارگر و k سرمایهٔ هر کارگر است. بنابراین تولید نهایی سرمایه نیز همان A است. از آنجا که $f' = A$، معادلهٔ ۳ به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\gamma = \frac{\dot{c}}{c} = \frac{۱}{\sigma}.(A - \rho) \qquad (۵)$$

که در معادلهٔ ۵، γ نرخ رشد مصرف سرانه است.

از نظر بارو خدمات دولت نقشی مهم در تابع تولید بخش خصوصی دارد، بنابراین مخارج دولت باید به‌صورت یک نهاده وارد تابع تولید شود. در نتیجه مدلی که بارو در نظر می‌گیرد، مدل تعدیل‌یافتهٔ AK است که مخارج دولت نیز وارد این مدل شده است، به‌نحوی که تولید سرانهٔ هر کارگر تابعی از نهاده‌های سرمایهٔ سرانهٔ هر کارگر و مخارج دولتی سرانه است و تابع تولید نیز یک تابع تولید کاب داگلاس است.

$$\gamma = Ak^{\alpha} g^{\beta} \qquad \text{یا به‌عبارتی دیگر} \qquad \gamma = \theta(k, g) \qquad (۶)$$

حال با فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، تابع تولید به‌صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$\gamma = Ak^{\alpha} g^{۱-\alpha} \qquad \text{یا به‌عبارتی دیگر} \qquad \gamma = k.\varnothing\left(\frac{g}{k}\right) \qquad (۷)$$

در رابطهٔ بالا فرض می‌شود که شرایط مرتبهٔ اول و دوم حداکثر کردن تابع تولید برقرار است.

مروری بر مطالعات تجربی

۱. مطالعات داخلی

حسینی و همکاران (۱۳۸۷) با استفاده از داده‌های سالیانهٔ دورهٔ زمانی ۱۳۵۷-۱۳۸۳ و با به‌کارگیری سیستم معادلات همزمان و مدل رشد بارو به بررسی تأثیر اجزای مخارج دولت بر رشد اقتصادی ایران پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران کل مخارج بودجهٔ عمومی دولت اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی داشته است، درحالی‌که تفکیک مخارج یادشده به مخارج عمرانی و جاری نشان‌دهندهٔ اثر منفی مخارج جاری و اثر مثبت مخارج عمرانی بر رشد اقتصادی است.

عرب مازار و چالاک (۱۳۸۹) با استفاده از داده‌های دورهٔ زمانی ۱۰ سالهٔ ۱۳۷۵-۱۳۸۵ در قالب الگوی کلان اقتصادی و با به‌کارگیری روش پویای سیستمی به شبیه‌سازی متغیرهای کلان و بررسی اثر مخارج مصرفی و عمرانی دولت بر رشد اقتصادی و سایر متغیرها پرداختند. نتایج نشان می‌دهد، اگرچه مخارج مصرفی و عمرانی به‌طور متوسط سبب افزایش رشد اقتصادی می‌شود، این اثر برای مخارج عمرانی بیشتر بوده است. همچنین تأمین مالی با انتشار اسکناس رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد.

مجدزاده طباطبایی و نعمت‌اللهی (۱۳۸۹) با استفاده از داده‌های دورهٔ زمانی ۱۳۴۶-۱۳۸۵ و با به‌کارگیری مدل تصحیح خطای برداری به بررسی تأثیر مخارج واقعی کل دولت و حجم واقعی پول در گردش بر تولید ناخالص داخلی ایران پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق گویای این است که مخارج واقعی کل دولت و حجم واقعی پول در گردش در بلندمدت تأثیر مثبت و معناداری بر تولید ناخالص داخلی واقعی دارند، درحالی‌که مخارج سرمایه‌گذاری و انتقالی واقعی دولت اثر مثبت و مخارج مصرفی واقعی دولت اثر منفی بر تولید ناخالص داخلی واقعی در بلندمدت دارد.

ابونوری و همکاران (۱۳۸۹) با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۸۵:۱-۱۳۷۳:۲ و با به‌کارگیری روش خودرگرسیون برداری به بررسی اثرهای ابزارهای سیاست مالی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران پرداختند. نتایج نشان داد که مقدار مالیات مخارج جاری و عمرانی تأثیر مثبت، و نرخ بهرهٔ حقیقی اثر منفی بر تولید ناخالص داخلی دارد. مخارج عمرانی سهم اندکی در ایجاد نوسانات سرمایه‌گذاری دارد. با توجه به سهم زیاد مخارج جاری و درآمد مالیاتی در ایجاد نوسانات تولید ناخالص داخلی، استفاده از مخارج عمرانی به‌منزلهٔ اهرم سیاست‌گذاری مالی بر مخارج جاری و درآمدهای مالیاتی ترجیح داده می‌شود.

سعدی و همکاران (۱۳۸۹) با به‌کارگیری روش حداقل مربعات معمولی و در چارچوب مدل رشد بارو به بررسی رابطهٔ مخارج دولت و رشد اقتصادی در ایران پرداختند. نتایج تحقیق آنها نشان داد که تأثیر متغیر نسبت مخارج سرمایه‌گذاری دولت به تولید ناخالص داخلی بر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه در مقادیر کوچک مثبت و در مقادیر بزرگ منفی است. بدین ترتیب، این فرضیه که اثر مخارج دولتی بر رشد اقتصادی تا دامنهٔ

خاصی مثبت و پس از آن منفی است، تأیید می‌شود. همچنین سهم بهینهٔ مخارج سرمایه‌گذاری دولت از تولید ناخالص ملی تقریباً برابر با ۹/۶ درصد است.

رهبر و سرگلزایی (۱۳۹۰) با استفاده از داده‌های ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۶۳-۱۳۸۶ و با استفاده از روش خودرگرسیون برداری و روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی به بررسی اثر سیاست‌های مالی بر رشد و فقر پرداختند. محققان در این مطالعه به این نتیجه رسیدند که مالیات و مخارج مصرفی تأثیری منفی بر رشد دارد، اما مخارج عمرانی دولت موجب رشد اقتصادی می‌شود.

لطفعلی‌پور و همکاران (۱۳۹۱) با استفاده از داده‌های دورهٔ زمانی ۱۳۴۶-۱۳۸۸ و با به‌کارگیری روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی به بررسی مخارج دولت بر رشد بخش کشاورزی و کل اقتصاد پرداختند. نتایج این تحقیق گویای آن است که متغیرهای نسبت مخارج سرمایه گذاری بخش دولتی و بخش خصوصی به تولید ناخالص ملی در بلندمدت و کوتاه‌مدت تأثیری مثبت بر رشد اقتصادی دارند. اما متغیرهای مجازی انقلاب، جنگ، و شوک تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارند. اما در کوتاه‌مدت متغیر نسبت مخارج سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به تولید ناخالص ملی اثر معناداری بر رشد اقتصادی ندارد.

صمیمی و همکاران (۱۳۹۲) با استفاده از داده‌های استانی ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۷۹-۱۳۸۷ و با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته به بررسی میزان اثرگذاری سیاست‌های مالی بر رشد اقتصادی پرداختند. محققان در این مطالعه به این نتیجه رسیدند که تأثیرپذیری تولید ناخالص داخلی از مخارج سرمایه‌گذاری دولت نسبت به مخارج مصرفی دولت بیشتر است و ضریب تکاثر سیاست مالی در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت بزرگ‌تر است، همچنین ضریب تکاثر مخارج دولت نسبت به مالیات‌ها بزرگ‌تر است.

حیدری و سعیدپور (۱۳۹۳) با استفاده از داده‌های ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۷۰-۱۳۸۹ با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) کینزین‌های جدید با رویکرد بیزی نحوهٔ تأثیر مخارج دولت بر رشد اقتصادی را بررسی کردند. نتایج نشان داد که افزایش مالیات بر مصرف به کاهش تولید در کوتاه‌مدت منجر می‌شود. در ضمن افزایش مخارج دولت موجب افزایش تولید در کوتاه‌مدت و افزایش تورم در بلندمدت می‌شود.

صادقی (۱۳۹۳) با استفاده از داده‌های ۵۷ کشور عضو سازمان کنفرانس اسلامی طی دورهٔ زمانی ۱۹۷۰-۲۰۱۰ و با استفاده از مدل رشد درون‌زای بارو به بررسی رابطهٔ مخارج آموزشی و تأمین امنیت اجتماعی با رشد اقتصادی پرداخت. محقق در این مطالعه به این نتیجه رسید که مخارج آموزشی و رفاه اجتماعی تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی کشورهای مذکور دارد.

۲. مطالعات خارجی

دیوارجان[1] و همکاران (۱۹۹۶) با استفاده از داده‌های ۴۳ کشور در حال توسعه طی دورهٔ زمانی ۱۹۷۰-۱۹۹۰ با به‌کارگیری الگوی داده‌های تابلویی با اثرهای ثابت به بررسی رابطهٔ بین مخارج دولت و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه پرداختند. نتایج این تحقیق نشان داد که مخارج مصرفی دولت اثر مثبت و مخارج عمرانی دولت اثر منفی بر رشد اقتصادی بلندمدت دارد.

باس[2] و همکاران (۲۰۰۳) با استفاده از داده‌های ۳۰ کشور در حال توسعه طی دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ با به‌کارگیری مدل داده‌های تابلویی به بررسی تأثیر مخارج دولت بر رشد اقتصادی کشورهای مذکور پرداختند. نتایج این تحقیق نشان داد که مخارج عمرانی تأثیر مثبت و مخارج جاری دولت تأثیر منفی بر رشد اقتصادی کشورهای مذکور دارد. این در حالی است که با در نظر گرفتن محدودیت بودجه فقط مخارج سرمایه‌گذاری دولت در بخش آموزش و پرورش تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارد.

گریگوریو و گوش[3] (۲۰۰۹) با استفاده از داده‌های پانزده کشور در حال توسعه طی دورهٔ زمانی ۱۹۷۲-۱۹۹۹ با به‌کارگیری الگوی داده‌های تابلویی و روش تخمین گشتاورهای تعمیم‌یافته به بررسی رابطهٔ مخارج دولت با رشد اقتصادی پرداختند. نتایج این مطالعه حاکی است که مخارج کل دولت اثری مثبت بر رشد اقتصادی این کشورها دارد، درحالی‌که مخارج مصرفی دولت و مخارج سرمایه‌ای آن به‌ترتیب اثرهای مثبت و منفی بر رشد اقتصادی دارند.

1. Devarajan
2. Bose
3. Gregoriou & Ghosh

آلدجار[1] (۲۰۱۳) با استفاده از داده‌های فصلی نیجریه طی دورهٔ زمانی ۱۹۶۱-۲۰۱۰ با به‌کارگیری مدل تصحیح خطای برداری و آزمون علیت گرنجر به بررسی رابطهٔ بین رشد اقتصادی و مخارج دولت پرداخت. نتایج نشان داد که مخارج جاری تأثیر منفی و مخارج عمرانی تأثیری مثبت بر رشد اقتصادی نیجریه دارد.

ایرفان[2] و همکاران (۲۰۱۳) با استفاده از داده‌های سالانهٔ پاکستان طی دورهٔ زمانی ۱۹۸۰-۲۰۱۰ با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی و آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون به بررسی رابطهٔ بین تورم، مخارج دولت، و رشد اقتصاد کشور پاکستان پرداختند. محققان در این مطالعه به این نتیجه دست یافتند که تأثیر تورم در بلندمدت بر رشد اقتصادی منفی و معنادار است، اما تأثیر این متغیر در کوتاه‌مدت معنادار نیست. همچنین تأثیر مخارج عمرانی دولت مثبت و معنادار است (هم در کوتاه‌مدت هم در بلندمدت) و با وجود تأثیر مثبت مخارج جاری تأثیر این متغیر در بلندمدت معنادار نیست، اما در کوتاه‌مدت تأثیر مخارج جاری مثبت و معنادار است.

تالس و موسولینی[3] (۲۰۱۴) با استفاده از داده‌های ۷۴ کشور طی دورهٔ زمانی ۱۹۷۴-۲۰۰۴ با به‌کارگیری روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و با استفاده از یک مدل رشد درون‌زا به بررسی نحوهٔ تأثیر مخارج عمرانی دولت (آموزش، بهداشت، انرژی، ارتباطات، و حمل‌ونقل) بر رشد اقتصادی پرداختند. محققان در این مطالعه به این نتیجه رسیدند که مخارج عمرانی (در وضعیتی که سطح بدهی دولت پایین باشد)، تأثیر مثبتی بر رشد اقتصاد دارد، اما چنانچه نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی زیاد باشد، مخارج عمرانی دولت تأثیر منفی بر رشد اقتصادی می‌گذارد.

۳. جمع‌بندی مطالعات انجام‌گرفته: رویکردهایی برای رفع کاستی‌های مطالعات داخلی

با توجه به مطالعات داخلی انجام‌گرفته در زمینهٔ موضوع مقاله چند ضعف اساسی مشاهده می‌شود. ازاین‌رو در این مطالعه سعی بر آن است که علاوه‌بر رفع این نواقص، با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی مناسب، نحوهٔ ارتباط مخارج جاری و عمرانی دولت با تولید ناخالص

1. Aladejare
2. Irfan
3. Teles and Mussolini

داخلی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی شود. بشتر متغیرهای اقتصادیطی زمان و با توجه به تحولات اقتصادی، اجتماعی، سیاسی و ... دچار شکست ساختاری متعددی می‌شوند. با توجه به اینکه اقتصاد ایران در دهه‌های گذشته در معرض تغییرات ساختاری متعددی بوده است، وجود شکست‌های ساختاری در داده‌های سری زمانی ایران بسیار محتمل است. از سویی وجود چنین شکست‌هایی در داده‌ها روابط بین متغیرها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. لحاظ نکردن چنین شکست‌هایی در برآورد مدل‌ها و بررسی روابط بین متغیرها احتمال استنباط گمراه‌کننده از نتایج را در پی دارد، که در مطالعات داخلی لحاظ نکردن چنین شکست‌هایی یکی از ضعف‌های اساسی است. ازاین‌رو، در مطالعهٔ حاضر برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون لامزداین پاپل با لحاظ دو شکست ساختاری استفاده شده است. سپس متناسب با شکست‌هایی که در این آزمون برای متغیرها مشخص می‌شود، متغیرهای موهومی به مدل اضافه می‌شود. با توجه به اهمیت روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت در بحث سیاست‌گذاری‌های اقتصادی در این مطالعه از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی استفاده شده است که قابلیت برآورد روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها را دارد. گفتنی است که در برخی از مطالعات داخلی محققان برای لحاظ شکست‌های ساختاری در اقتصاد ایران متغیرهای موهومی را وارد مدل کرده‌اند، اما هیچ مبنای دقیقی بر نحوهٔ ورود این شکست‌ها در مدل ارائه نکرده‌اند و بیشتر به‌صورت اختیاری و انتخابی بوده است. در این مطالعه از آزمون لامزداین پاپل برای کشف و اعمال شکست‌های ساختاری به‌صورت کاملاً درون‌زا برای متغیرهای تحقیق استفاده می‌شود که روش علمی‌تر و قابل قبول‌تری است.

معرفی مدل، داده‌ها، و روش انجام تحقیق

۱. معرفی مدل

با توجه به نقش و اندازهٔ مخارج دولت در اقتصاد ایران، برای تبیین و برآورد مدل از مبانی نظری مدل ارائه‌شده به‌وسیلهٔ بارو استفاده خواهد شد. مخارج دولت به‌منزلهٔ متغیر تأثیرگذار بر بهره‌وری سرمایه وارد مدل می‌شود. در حقیقت تابع تولیدی که در این مطالعه استفاده می‌شود، همان تابع تولیدی است که بارو در شروع تحلیل‌های خود در

نظر گرفته است. بنابراین در این مطالعه تابع تولید به‌صورت معادلهٔ ۷، که در بالا توضیح داده شد، در نظر گرفته می‌شود.

$$Ypc = AKpc^{1-\alpha}Gpc^{\alpha} \qquad (۸)$$

در رابطهٔ بالا، Ypc تولید سرانه، A عامل تکنولوژی، Kpc سرمایهٔ سرانه، و Gpc مخارج دولتی سرانه است. به‌منظور خطی کردن مدل از کل مدل لگاریتم گرفته می‌شود و تورم نیز به‌عنوان متغیر کنترل وارد مدل می‌شود.

مدل ۱ $\mathrm{LnYpc} = \alpha_0 + \beta_1 \mathrm{Lnkpc} + \beta_2 \mathrm{Lngpc} + \beta_4 \mathrm{p}$

همچنین با تقسیم مخارج دولت به مخارج مصرفی و مخارج عمرانی مدل ۱ را به‌صورت زیر بازنویسی می‌کنیم:

مدل ۲ $\mathrm{LnYpc} = \alpha_0 + \beta_1 \mathrm{Lnkpc} + \beta_2 \mathrm{Lng_c pc} + \beta_3 \mathrm{p}$

مدل ۳ $\mathrm{LnYpc} = \alpha_1 + \beta_4 \mathrm{Lnkpc} + \beta_5 \mathrm{Lng_K pc} + \beta_6 \mathrm{p}$

در رابطهٔ بالا $g_C pc$ مخارج جاری سرانهٔ دولت و $g_K pc$ مخارج عمرانی سرانهٔ دولت است. گفتنی است که به‌منظور ایجاد نشدن مشکل هم‌خطی در مدل و همچنین به‌منظور عدم کاهش درجهٔ آزادی در دو مدل بالا از آوردن هر دو مخارج مصرفی و عمرانی دولت در یک مدل خودداری شده و مدل‌های تحقیق به شکل مدل‌های ۲ و ۳ تصریح شدند، تا به بررسی نحوهٔ ارتباط بین مخارج دولت (جاری و عمرانی) با تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت و بلندمدت پرداخته شود.

۲. داده‌های تحقیق

تمامی داده‌های این مطالعه از بانک مرکزی، بانک اطلاعات، سری‌های زمانی، و نماگرهای اقتصادی گردآوری شده‌اند. داده‌های این تحقیق سالانه اند و در بازهٔ زمانی ۱۳۴۶-۱۳۹۳ انتخاب شده‌اند. همچنین تمامی متغیرهای تحقیق به قیمت پایهٔ سال ۱۳۷۶ است.

۳. روش انجام تحقیق

به‌منظور برآورد مدل‌های تحقیق ابتدا مانایی متغیرهای استفاده شده بررسی می‌شود. به این منظور ابتدا با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته[1]، آزمون kpss، و آزمون لامزداین پاپل (۱۹۹۷) درجهٔ جمعی متغیرها بررسی می‌شود (گفتنی است که با استفاده از آزمون لامزداین پاپل نقاط شکست متغیرها نیز مشخص می‌شود).

پسران و همکاران به‌منظور بررسی وجود رابطهٔ بلندمدت میان متغیرها در چارچوب رهیافت آزمون کرانه‌ها پنج حالت را معرفی کرده‌اند که در پژوهش حاضر حالت سوم با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند۲، حالت چهارم با عرض از مبدأ نامقید و روند مقید۳، و حالت پنجم با عرض از مبدأ نامقید و روند نامقید۴، که بیشترین مطابقت را با واقعیات و داده‌های اقتصادی دارند (پسران و همکاران، ۲۰۰۱: ۳۱۱-۳۱۲)، استفاده شده است. شکل جبری سناریوهای مذکور برای معادلهٔ ۲ به‌صورت زیر است:

ـ حالت سوم: با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند:

$$\Delta LnYpc_t = \alpha_0 + \sum_{k=0}^{n} \varphi_k LnYpc_{t-k} + \sum_{k=0}^{n} \emptyset_k Lnkpc_{t-k} + \sum_{k=0}^{n} \partial_k Lng_c pc_{(t-k)} + \sum_{k=0}^{n} \omega_k p_{t-k} \pi_1 LnYpc_{t-1} + \pi_2 Lnkpc_{t-1} + \pi_3 Lng_c pc_{(t-1)} + \pi_4 p_{t-1} + S_i DU_i + u_t \quad (۹)$$

ـ حالت چهارم: با عرض از مبدأ نامقید و روند محدود:

$$\Delta LnYpc_t = \alpha_1 + \sum_{k=0}^{n} \varepsilon_k \Delta LnYpc_{t-k} + \sum_{k=0}^{n} \zeta_k \Delta Lnkpc_{t-k} + \sum_{k=0}^{n} \zeta_k \Delta Lng_c pc_{(t-k)} + \sum_{k=0}^{n} \nu_k \Delta p_{t-k} + \gamma_1 \left(LnYpc_{t-1} - \Omega_{lnypc} .t \right) + \gamma_2 \left(lnkpc_{t-1} - \Omega_{lnkpc} .t \right) + \gamma_3 (lngpc_{(t-1)} - \Omega_{lngcpc} .t) + \gamma_4 \left(\Delta p_{t-1} - \Omega_p .t \right) + S_i DU_i + u_t \quad (۱۰)$$

1. Augmented Dickey Fuller
2. Unrestricted Intercept; No Trend
3. Unrestricted Intercept; Restricted Trend
4. Unrestricted Intercept; Unrestricted Trend

ـ حالت پنجم: با عرض از مبدأ نامقید و روند نامحدود:

$$\Delta lnYpc_t = \alpha_2 + \rho t + \sum_{k=0}^{n} b_k \Delta lnypc_{t-k} + \sum_{k=0}^{n} c_k \Delta lnkpc_{t-k} + \sum_{k=0}^{n} d_k \Delta lng_c pc_{(t-k)} + \sum_{k=0}^{n} f_k \Delta p_{t-k} + \pi_0 lnypc_{t-1} + \pi_4 lnkpc_{t-1} + \pi_5 lng_c pc_{(t-1)} + \pi_6 \Delta p_{t-1} + S_i DU_i + u_t \quad (11)$$

S_iDU_i: نشان‌دهندهٔ متغیرهای موهومی استفاده‌شده در مدل است.

نتایج حاصل از این حالت‌ها مقادیری از F را، به‌منظور بررسی فرضیهٔ صفر مبنی بر وجود رابطهٔ بلندمدت میان متغیرها، ارائه می‌دهد که با مقادیر بحرانی محاسبه‌شده از سوی نارایان (۲۰۰۵) مقایسه می‌شوند. درصورتی‌که مقدار محاسبه‌شدهٔ F پایین‌تر از مقدار کرانهٔ پایین قرار گیرد، فرضیهٔ صفر مبنی بر نبود رابطهٔ بلندمدت میان متغیرها رد نمی‌شود. درصورتی‌که مقدار محاسبه‌شدهٔ F بالاتر از کرانهٔ بالا قرار گیرد، فرضیهٔ صفر رد می‌شود که بیانگر وجود رابطهٔ بلندمدت میان متغیرهاست. چنانچه مقدار محاسبه‌شدهٔ F بین دو کرانه قرار گیرد، رهیافت آزمون کرانه‌ها قادر به تعیین وجود یا نبود رابطهٔ بلندمدت میان متغیرهای مورد مطالعه نیست.

در گام بعدی، در صورت وجود رابطهٔ بلندمدت میان متغیرهای مورد مطالعه، مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) به‌منظور تعیین ضرایب بلندمدت متغیرها تخمین زده می‌شود. ARDL شرطی برای معادلهٔ ۱ به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$LnYpc_t = \lambda_0 + \sum_{i=1}^{p} \lambda_1 LnYpc_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \lambda_2 Lnkpc_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \lambda_3 Lng_c pc_{(t-i)} + \sum_{i=1}^{p} \lambda_5 p_{t-i} + u_t \quad (12)$$

در نهایت، به‌منظور به‌دست آوردن ضرایب کوتاه‌مدت و تعیین سرعت تعدیل انحراف از تعادل معادله ECM تخمین زده می‌شود. ضریب تعدیل[1] تصحیح خطا در این معادله بیانگر سرعت تعدیل انحراف از تعادل بلندمدت در هر دوره است. الگوی تصحیح خطای مربوط به معادله به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

1. Adjustment Effect

$$\Delta LnYpc_t = \delta_0 + \sum_{n=1}^{p}\delta_1 \Delta LnYpc_{t-n} + \sum_{n=1}^{p}\delta_2 \Delta Lnkpc_{t-n} + \sum_{n=1}^{p}\delta_3 \Delta Lng_c pc_{(t-n)} + \sum_{n=1}^{p}\delta_4 \Delta p_{t-n} + \Phi ecm_{t-1} \quad (۱۳)$$

یافته‌ها

۱. ویژگی داده‌ها: مانایی[1] و شکست ساختاری

با توجه به جدول ۱، براساس آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته، تمامی متغیرهای مورد استفاده در مطالعهٔ انباشته از درجهٔ یک هستند؛ این در حالی است که طبق آزمون kpss، به‌جز متغیر لگاریتم مخارج عمرانی دولتی (Lng_kpc)، که انباشته از درجهٔ صفر است، بقیهٔ متغیرها انباشته از درجهٔ یک هستند. اما از آنجا که وجود ریشهٔ واحد در متغیرهای مورد بررسی ممکن است به‌دلیل لحاظ نکردن شکست ساختاری در روند این متغیرها بوده باشد (پرون، ۱۹۹۷: ۳۳۵-۳۸۵)؛ از آزمون ریشهٔ واحد با لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زای لامزداین و پاپل (۱۹۹۷) استفاده شده است. با توجه به نتایج جدول ۲ مشاهده می‌شود که تمامی متغیرهای استفاده‌شده در مدل بعد از لحاظ دو شکست درون‌زا مانا شده‌اند.

جدول ۱. آزمون‌های ریشهٔ واحد

آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته	آزمون KPSS	آزمون لامزداین پاپل	
درجهٔ انباشتگی	درجهٔ انباشتگی	درجهٔ انباشتگی	متغیر
I(۱)	I(۱)	I(۰)	Lnypc
I(۱)	I(۱)	I(۰)	Lnkpc
I(۱)	I(۱)	I(۰)	Lng_cpc
I(۱)	I(۰)	I(۰)	lng_kpc
I(۱)	I(۱)	I(۰)	p

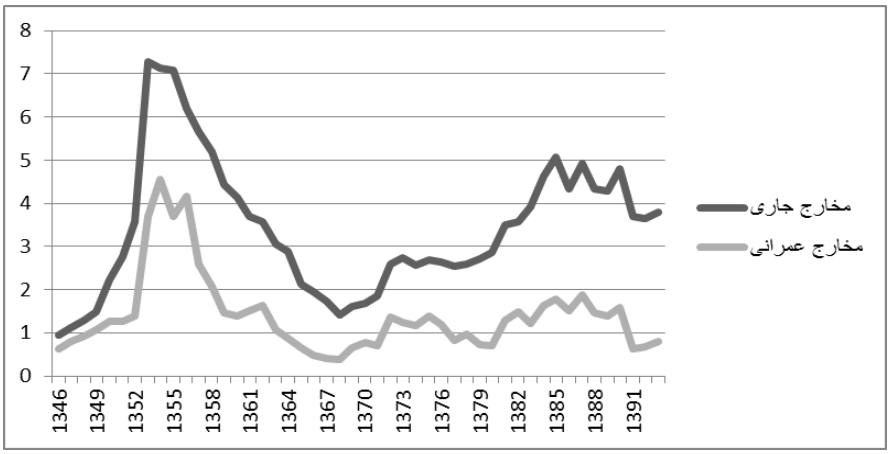
مأخذ: نتایج تحقیق

1. Stationary

جدول ۲. نقاط شکست متغیرهای مورد تحقیق بر مبنای آزمون لامزداین پاپل

متغیر	شکست دوم	شکست اول
Lnypc	۱۳۸۱	۱۳۵۷
Lnkpc	۱۳۷۳	۱۳۵۳
P	۱۳۷۴	۱۳۵۲
Lng_cpc	۱۳۷۲	۱۳۵۲
lng_kpc	۱۳۷۲	۱۳۵۲
Lngpc	۱۳۷۲	۱۳۵۲

مأخذ: نتایج تحقیق



نمودار ۱. مخارج جاری و عمرانی سرانهٔ ایران طی دورهٔ ۱۳۴۶-۱۳۹۳
مأخذ: داده‌های بانک مرکزی

با توجه به نمودار ۱، که مربوط به روند مخارج جاری و عمرانی دولت در اقتصاد ایران است، مشاهده می‌شود که بین سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۵۷ مخارج دولت افزایش یافته است که بیشترین رشد مخارج دولت طی دورهٔ مورد بررسی به بازهٔ ذکرشده مربوط می‌شود. ملاحظه می‌شود که افزایش مخارج ذکرشده کاملاً به درآمدهای نفتی بستگی دارد و با نوسانات درآمدهای نفتی نوسان می‌کند. دورهٔ رونق درآمدهای نفتی بین سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۵۷ دوره ای استثنایی در تاریخ اقتصادی کشور است، زیرا طی چند ماه درآمدهای دولت از صادرات نفت خام چهاربرابر شد. در دورهٔ مذکور، به‌دلیل

افزایش ناگهانی و زیاد درآمدهای نفتی، سهم دولت از تولید ناخالص داخلی به ۴۲ درصد رسید (گفتنی است که با توجه به نتایج جدول ۲ مخارج جاری و عمرانی دولت در اقتصاد ایران در سال‌های ۱۳۵۲ و ۱۳۷۲ شکست‌های ساختاری دارند).

۲. نتایج تخمین مدل‌های ۲ و ۳، نحوهٔ ارتباط بین تولید ناخالص داخلی و مخارج جاری و عمرانی دولت

با توجه به نتایج آزمون کرانه‌ها در جدول ۳ مقادیر F محاسبه‌شده در هر سه حالت سوم، چهارم و پنجم در هر دو مدل ۲ و ۳ بزرگ‌تر از کرانهٔ بحرانی بالاست که بیانگر رابطهٔ بلندمدت میان متغیرهاست.

گفتنی است که هر دو متغیر موهومی استفاده‌شده در مدل‌های ۲ و ۳ بر مبنای آزمون لامزداین پاپل وارد مدل شدند. اولین متغیر موهومی du72 است که بیانگر مشکلات ایجادشده پس از برنامهٔ تعدیل اقتصادی و نبود برنامهٔ توسعهٔ کشور بین سال‌های ۱۳۷۲ تا ۱۳۷۴ است. پس از پایان برنامهٔ اول در ۲۹ اسفند ۱۳۷۲ به‌دلیل بروز تحولات ناشی از اجرای آن، که قابل پذیرش از طرف عامهٔ مردم و اغلب کارشناسان اقتصادی نبود، برنامهٔ بعدی با تأخیر دوساله تهیه و اجرا شد. با توجه به آزمون لامزداین پاپل در جدول ۲ تمامی متغیرهای تحقیق (به‌جز تولید ناخالص داخلی سرانه) بین سال‌های ۱۳۷۲ تا ۱۳۷۴ شکست ساختاری اول یا دوم دارند. همچنین متغیر موهومی سال ۱۳۵۲ به‌دلیل شکست ساختاری در مخارج دولت و تورم، تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص داخلی به مدل اضافه شد که علت اصلی چنین شکست ساختاری به شوک نفتی ۱۳۵۲ برمی‌گردد.

جدول ۳. نتایج آزمون کرانه‌ها

معادله	آمارهٔ F		
	حالت سوم	حالت چهارم	حالت پنجم
f_{lnypc} (lnkpc, lng_cpc, p, d52, d72)	۵/۲۲***	۴/۵۰***	۵/۸۵***
f_{lnypc} (lnkpc, lng_kpc, p, d52, d72)	۵/۹۲*	۵/۳۵***	۷/۰۶***

***؛ **؛ *: به‌ترتیب سطوح معناداری ۱، ۵، و ۱۰ درصد است.

d72، متغیر موهومی سال‌های ۱۳۷۲ تا ۱۳۷۴ و d52، متغیر موهومی شوک نفتی

مأخذ: نتایج تحقیق

در مرحلهٔ بعد، پس از اطمینان از وجود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی، مقدار ضرایب بلندمدت بین متغیرها با استفاده از ARDL شرطی به‌دست‌آمده از ARDL(1,2,1,0) برای مدل های ۲ و ۳ تخمین زده شده است. نتایج تخمینی مدل مذکور در جدول ۴ گزارش شده است. گفتنی است که مدل اول با حداکثر یک و مدل دوم با حداکثر دو وقفه براساس معیار SBC انتخاب شده‌اند.

براساس نتایج جدول ۴ مخارج جاری و عمرانی دولت تأثیر مثبت و معناداری بر تولید ناخالص داخلی در دورهٔ مورد بررسی دارد. از سویی دیگر تشکیل سرمایهٔ ثابت نیز مطابق انتظار تأثیر مثبت و معناداری بر تولید ناخالص داخلی در هر دو مدل دارد. از طرفی تورم تأثیر منفی و معناداری بر تولید ناخالص داخلی در بلندمدت در اقتصاد ایران دارد که نتیجهٔ حاصل‌شده مطابق انتظار است. همچنین متغیر موهومی d52 یا متغیر موهومی افزایش همزمان درآمدهای نفتی، مخارج دولت و تورم، در دورهٔ مورد بررسی، تأثیر منفی و معناداری بر تولید سرانهٔ کشور در هر دو مدل دارد. از این منظر اگرچه خود مخارج جاری و عمرانی دولت تأثیر مثبت و معناداری بر تولید ناخالص داخلی سرانه دارد، چنانچه این افزایش مخارج همراه با افزایش تورم در کشور باشد، تأثیری منفی بر تولید ناخالص داخلی سرانه دارد. با توجه به ضریب متغیر موهومی d72، تأثیر مثبت و معنادار قطع برنامهٔ تعدیل اقتصادی بین سال‌های ۱۳۷۲ تا ۱۳۷۴ مشاهده می‌شود.

جدول ۴. ضرایب بلندمدت، متغیر وابستهٔ LnYPC

متغیر	مدل ۲ ARDL(1,2,1,0)		مدل ۳ ARDL(1,2,1,0)	
lnkpc	۰/۶۹۰ **	(۲/۱۶)	۰/۷۹۱ **	(۲/۱۳)
lng_cpc	۰/۲۴۱ **	(۲/۱۸)		
lng_kpc			۰/۴۸۳ **	(۳/۱۵)
p	-۰/۷۷۱ **	(-۲/۱۶)	-۰/۸۱۹ **	(-۲/۱۳)
D52	-۰/۰۴۷ **	(-۲/۴۴)	-۰/۰۲۰ ***	(-۳/۰۸)
d72	۰/۰۴۹ ***	(۳/۱۷)	۰/۰۶۹ **	(۲/۰۹)
c	۰/۷۴۸ **	(۲/۴۱)	۳/۳۵ **	(۲/۱۵)
t	۰/۵۷۰ ***	(۳/۱۵)	۰/۲۴۸ **	(۲/۱۱)

***؛ **؛ *: به‌ترتیب سطوح معناداری ۱، ۵، و ۱۰ درصد است.

مأخذ: نتایج تحقیق

در نهایت، به‌منظور به‌دست آوردن ضرایب کوتاه‌مدت و ضریب سرعت تعدیل انحراف از تعادل بلندمدت، الگوی تصحیح خطا براساس معیار SBC برای هر دو مدل مورد تحقیق تخمین زده شده، که نتایج آن در جدول ۵ گزارش شده است.

با توجه به نتایج جدول ۵، مخارج جاری و عمرانی دولت در کوتاه‌مدت تأثیر مثبتی بر تولید ناخالص داخلی دارد، اما مقدار این تأثیر از لحاظ آماری معنادار نیست. یکی از نکات جالب توجه در نتایج جدول ۵ تأثیر منفی و معنادار مخارج جاری و عمرانی دولت پس از یک دوره تأخیر است. در حقیقت آثار منفی مخارج دولت پس از یک دوره تأخیر (به‌علت آثار تورمی خود) در اقتصاد ایران ظاهر می‌شود. ضریب برآوردشدهٔ تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص داخلی مثبت و معنادار است که مطابق انتظار است. از سوی دیگر، همانند نتایج حاصل‌شده در بلندمدت تورم در کوتاه‌مدت تأثیر منفی و معناداری بر تولید ناخالص داخلی دارد. همانند نتایج دورهٔ بلندمدت در کوتاه‌مدت نیز متغیر موهومی افزایش درآمدهای نفتی، مخارج دولت و تورم (d52)، تأثیر منفی و معناداری بر تولید سرانه دارد. ملاحظه می‌شود که قطع برنامهٔ تعدیل اقتصادی و نبود برنامهٔ توسعهٔ کشور بین سال‌های ۱۳۷۲ تا ۱۳۷۴ تأثیر مثبتی بر تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت داشته و با توجه به ضریب تصحیح خطا ((ecm(-1)، که از لحاظ آماری منفی و معنی‌دار است، می‌توان سرعت متوسط رفع عدم تعادل کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت در مدل ۲ نسبت به مدل ۳ را مشاهده کرد. به‌عبارت دیگر، در مدل ۲، هر سال (دوره) تقریباً ۳۴ درصد انحراف از تعادل بلندمدت رفع می‌شود؛ درحالی‌که این رقم برای مدل ۳ تقریباً برابر با ۳۷ درصد است. به بیان دیگر، در صورت انحراف از تعادل بلندمدت تقریباً پس از گذشت سه سال هر دو مدل به تعادل بلندمدت خود می‌رسند.

جدول ۵. ضرایب کوتاه‌مدت، متغیر وابستهٔ LnYPC

متغیر	مدل ۲ ARDL(1,2,1,0)		مدل ۳ ARDL(1,2,1,0)	
ΔlnkPC	(۳/۶۱)	۰/۲۳۶ ***	(۳/۵۷)	۰/۹۱۵ ***
$\Delta lng_c pc$	(۱/۰۷)	۰/۱۹۸		
$\Delta lng_k pc$			(۱/۲۲)	۰/۳۵۰
$lng_c pc(-1)$	(-۲/۳۶)	-۰/۲۹۱ **		
$lng_k pc(-1)$			(-۴/۶۵)	-۰/۴۴۲ ***
Δp	(-۳/۰۲)	-۰/۳۹۹ ***	(-۱/۹۳)	-۰/۵۲۰ ***
Δd52	(-۲/۱۶)	-۰/۰۷۱ **	(-۲/۵۰)	-۰/۰۴۷ **
Δd72	(۱/۷۷)	۰/۰۳۴ *	(۲/۴۲)	۰/۰۴۳ **
Δc	(۲/۹۰)	۰/۳۶۶ ***	(۲/۵۱)	۰/۶۷۸ ***
Δt	(۸/۵۱)	۰/۱۱۹ ***	(۲/۲۵)	۰/۷۲۳ ***
ecm(-1)	(-۵/۱۷)	-۰/۳۴۰ ***	(-۳/۰۹)	-۰/۳۷۰ ***

***؛ **؛ *: به‌ترتیب سطوح معناداری ۱، ۵، و ۱۰ درصد است.

مأخذ: نتایج تحقیق

به‌منظور حصول اطمینان از اعتبار و صحت نتایج مدل‌های برآوردشده، آزمون‌های تشخیصی همبستگی سریالی[1]، آزمون ناهمسانی واریانس[2]، و نرمال بودن اجزای اخلال[3] بررسی شدند. همان‌طورکه نتایج آزمون‌های تشخیصی در جدول ۶ نشان می‌دهد، در الگوهای برآوردشده ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی وجود ندارد و اجزای اخلال به‌صورت نرمال توزیع شده‌اند (در سطح ۵ درصد). همچنین به‌منظور بررسی پایدار بودن ضرایب تخمین‌زده‌شده طی زمان در الگوی تحت بررسی از معیارهای براون، دوربین، و ایوانز[4] (۱۹۷۵) با عنوان آزمون مجموع مربعات انباشت پسماندهای عطفی (CUSUMQ) استفاده شده است. در این آزمون مقدار آمارهٔ آزمون در مقابل دو کرانهٔ بحرانی رسم می‌شود. درصورتی‌که مقدار آمارهٔ آزمون از این دو مقدار بحرانی خارج نشود، می‌توان ادعا کرد که ضرایب مدل تخمین‌زده‌شده در سطح ۵ درصد پایدارند.

1. Autocorrelation
2. Heteroskedasticity
3. Normality
4. Brown, Durbin, Evans

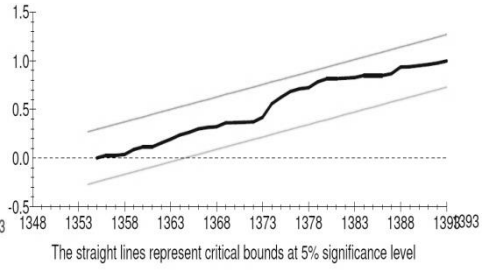
همان‌طورکه در نمودارهای ۲ و ۳ مشاهده می‌شود، الگوهای برآوردشده در سطح ۵ درصد پایدار است. بنابراین براساس نتایج آزمون‌های تشخیصی و پایداری صورت‌گرفته می‌توان از معتبر بودن نتایج اطمینان حاصل کرد.

جدول ۶. آزمون‌های تشخیصی مدل‌های ۲ و ۳

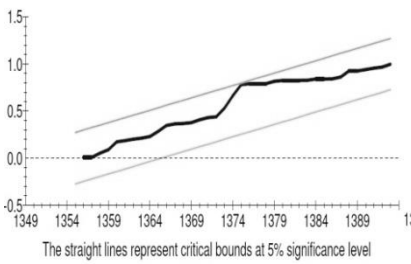
	مدل ۲		مدل ۳	
آزمون	آمارهٔ آزمون	احتمال	آمارهٔ آزمون	احتمال
همبستگی سریالی	۱/۳۸ ***	۰/۲۴۰	۲۸/۶۹۵ ***	۰/۴۰۴
ناهمسانی واریانس	۱/۱۴ ***	۰/۲۷۶	۲/۱۸ ***	۰/۱۳۹
نرمال بودن اجزای اخلال	۳/۱۸ ***	۰/۱۵۹	۲/۴۴ ***	۰/۱۲۲

***؛ **؛ *: به‌ترتیب سطوح معناداری ۱، ۵، و ۱۰ درصد است.

مأخذ: نتایج تحقیق



نمودار ۲. آزمون CUSUMQ، مدل ۲



نمودار ۳. آزمون CUSUMQ، مدل ۳

۳. نتایج آزمون علیت گرنجر

جدول ۷. آزمون علیت گرنجر

مدل	ECM(-1)_ t-stat
$f_{lnypc}(lnkPC, lng_cpc , p)$	-۴/۸۶ *** (۰/۰۰۰)
$f_{lny}(lnkPC, lng_kpc, p)$	-۳/۶۹ *** (۰/۰۰۰)

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۷ نتایج آزمون علیت گرنجر را براساس مدل VECM ارائه می دهد. مشاهده می‌شود که احتمال مربوط به آمارهٔ t جمله تصحیح خطا در هر دو مدل مورد تحقیق منفی و به لحاظ آماری معنادار است. بنابراین می‌توان در بلندمدت وجود رابطهٔ علیت غیرمستقیم از مجموعه متغیرهای موجود در مدل‌های ۲ و ۳ به تولید ناخالص داخلی کشور را پذیرفت.

۶. نتیجه‌گیری[۱]

به منظور بررسی رابطهٔ مخارج عمرانی و جاری دولت با تولید ناخالص داخلی در ایران با به‌کارگیری الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی به بررسی تجربی روابط بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی از داده‌های سالیانه طی دورهٔ ۱۳۴۶-۱۳۹۳ پرداخته شده است. در الگوی تخمین‌زده‌شده تأثیر بلندمدت و کوتاه‌مدت متغیرهای مخارج جاری واقعی سرانهٔ دولت، مخارج عمرانی واقعی سرانهٔ دولت، تورم و تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص داخلی واقعی سرانه بر تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه مطالعه شده است. به‌منظور بررسی مانایی متغیرهای تحقیق از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته و آزمون kpss استفاده شد. از آنجا که آزمون‌های ذکرشده شکست ساختاری را در متغیرها لحاظ نمی‌کنند، از آزمون لامزداین پاپل، که قادر به کشف و لحاظ دو شکست درون‌زا در داده‌هاست، استفاده شد. با توجه به این آزمون، شکست‌های ساختاری متغیرهای مدل مشخص شد و متناسب با این شکست‌ها متغیرهای موهومی وارد مدل شدند. ابتدا با استفاده از مدل تجربی به بررسی نوع و نحوهٔ ارتباط بین مخارج جاری دولت و تولید ناخالص داخلی با حضور متغیرهای تأثیرگذار بر تولید ناخالص داخلی پرداخته شد. نتایج گویای این است که مخارج جاری دولت در بلندمدت تولید ناخالص داخلی را افزایش می‌دهد که از لحاظ آماری نیز مقدار این ضریب معنادار است. درحالی‌که در کوتاه‌مدت مخارج جاری و عمرانی دولت تأثیر مثبت و غیرمعناداری بر تولید ناخالص داخلی سرانه دارد. یکی از نکات جالب توجه در نتایج، تأثیر منفی و معنادار مخارج جاری و عمرانی دولت بر تولید ناخالص داخلی است که پس از یک دوره تأخیر اثر خود را آشکار می کند.

---

۱. این مقاله برگرفته از پایان‌نامهٔ احمد عزتی شورگلی به راهنمایی دکتر حسن خداویسی است.

یکی از دلایل چنین پدیده‌ای می‌تواند آثار تورمی شدید مخارج دولت باشد که در کوتاه‌مدت با یک دوره تأخیر بر اقتصاد ایران تأثیرگذار می‌شود. همچنین علامت ضرایب به‌دست‌آمده در این مدل برای سایر متغیرهای توضیحی مطابق با انتظار ماست. با استفاده از آزمون لامزداین پاپل یکی از شکست‌های مخارج دولت و تورم در سال ۱۳۵۲ به‌دست آمد و متناسب با این شکست یک متغیر موهومی (که نشان‌دهندهٔ افزایش درآمدهای نفتی، تورم، و مخارج دولت برای سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۵۷است) به مدل اضافه شد که تأثیر این متغیر موهومی در بلندمدت و کوتاه‌مدت بر تولید ناخالص داخلی منفی و معنادار است. دو تفسیر برای نتایج به‌دست‌آمده برای اقتصاد ایران عبارت‌اند از: ۱. مخارج دولت به درآمدهای نفتی وابستگی شدیدی دارد و با نوسانات درآمدهای نفتی مخارج دولت نیز نوسان می‌کند؛ ۲. افزایش مخارج دولت، که به‌واسطهٔ افزایش درآمدهای نفتی رخ داده، در اقتصاد ایران تورم‌زاست. در نتیجه افزایش شدید درآمدهای نفتی و به‌تبع آن افزایش مخارج دولت به‌علت ویژگی تورم‌زا بودن آنها در بلندمدت تأثیر منفی بر تولید ناخالص داخلی سرانه دارد.

در کل می‌توان به این نتیجه رسید که سیاست‌گذاران کلان اقتصادی کشور باید به این نکته توجه کنند که در کوتاه‌مدت مخارج جاری و عمرانی دولت پس از یک دوره تأخیر (به‌علت آثار تورمی خود) تأثیر منفی خود را بر تولید ناخالص داخلی می‌گذارند؛ اما در بلندمدت هر دو مخارج دولت تأثیر مثبت و معناداری بر تولید ناخالص داخلی دارند.

منابع

۱. ابونوری، اسمعیل؛ سعید کریمی پتانلار و محمدرضا مردانی (۱۳۸۹). «اثر سیاست مالی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران: رهیافتی از روش خودرگرسیون برداری»، *پژوهش‌نامهٔ اقتصادی*، ش ۲۱، ۸۱-۱۱۲.

۲. جعفری صمیمی، احمد؛ زهرا میلاعلمی و شهریار زروکی (۱۳۹۲). «بررسی اثربخشی ابزارهای سیاست مالی دولت در استان‌ها با داده‌های ترکیبی پویا و روش GMM سیستمی»، *فصلنامهٔ تحقیقات اقتصادی*، دورهٔ ۴۸، ش ۱، ۶۱-۷۹.

۳. حسینی، سید مهدی؛ علیرضا عبدی؛ علیرضا غیبی و ایمان فدایی (۱۳۸۷). «ترکیب اجزای مخارج دولت و تأثیر آن بر رشد اقتصادی با تأکید بر امور و فصول بودجهٔ عمومی دولت»، *فصلنامهٔ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ش ۴۷، صص ۳۷-۶۳.

۴. حیدری، حسن و لسیان سعیدپور (۱۳۹۳). «تجزیه‌وتحلیل تأثیر شوک‌های سیاست مالی و ضرایب فزایندهٔ مالی در چارچوب مدل کینزین‌های جدید»، *فصلنامهٔ علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعهٔ اقتصادی*، سال پنجم، ش ۲۰، ۶۱-۷۸.

۵.رهبر، فرهاد و مصطفی سرگلزایی (۱۳۹۰). «بررسی آثار سیاست‌های مالی بر رشد و فقر طی دورهٔ ۱۳۸۶-۱۳۶۳»، *فصلنامهٔ تحقیقات اقتصادی*، دورهٔ ۴۶، ش ۳، ۸۹-۱۱۰.

۶. سعدی، محمدرضا؛ عریانی، بهاره؛ موسوی، میرحسین و معصومه نعمت‌پور (۱۳۸۹). «تحلیل ارتباط مخارج دولت و رشد اقتصادی در چارچوب مدل رشد بارو»، *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی*، ش ۳، ۱۴۵-۱۷۳.

۷. صادقی، سید کمال (۱۳۹۳). «بررسی رابطهٔ بلندمدت بین مخارج آموزشی، بهداشتی، امنیت و رفاه اجتماعی و رشد اقتصادی در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی رهیافت حداقل مربعات پویا»، *فصلنامهٔ برنامه‌ریزی و بودجه*، سال ۲۱، ش ۸۰، ۱۱۳-۱۳۶.

۸. عرب مازار، علی‌اکبر و فرشته چالاک (۱۳۸۹). «تحلیل پویای اثر مخارج دولت بر رشد اقتصادی در ایران»، *فصلنامهٔ تحقیقات اقتصادی دانشگاه تهران*، ش ۹۱، ۱۲۱-۱۴۰.

۹. لطفعلی‌پور، محمدرضا؛ یدالله آذرین‌فر، و رؤیا محمدزاده (۱۳۹۱). «بررسی تأثیر مخارج دولت بر رشد بخش کشاورزی و کل اقتصاد ایران»، *نشریهٔ اقتصاد و توسعهٔ کشاورزی*، ش ۲، ۸۸-۹۶.

۱۰. مجدزاده طباطبایی، شراره و فاطمه نعمت‌اللهی (۱۳۸۹). «تأثیر رشد مخارج دولتی بر رشد اقتصادی؛ مطالعهٔ موردی اقتصاد ایران»، *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی*، سال ۱۷، ش ۵۳، ۲۵-۴۴.

۱۱. مشیری، سعید (۱۳۸۱). «مروری بر تحولات آموزش و پژوهش در اقتصاد کـلان در جهان و ایران»، *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ش ۱۱، ۱۱-۵۳.

12. Accinelli, E. & Brida, J. (2007). Population growth and the Solow-Swan model, *International Journal of Ecological Economics & Statistics* (IJEES), Vol. 8, No. S07, pp. 54-63

13. Aladejare, S. Adeniyi (2013). Government spending and economic growth: evidence from Nigeria, MPRA Paper No. 43916.

14. Barro, R. J (1990). Government spending in a simple model of endogenous growth, *THE Journal of POLITICAL ECONOMY*, Vol. 98, No 5, 103-125.

15. Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X (2004). Economic growth, second edition. The MIT Press Cambridge, Massachusetts London, England.

16. Bose N., Haque M. E. & Osborn D. R. (2003). Public expenditure and economic growth: A disaggregated analysis for developing countries, *Center for Growth and Business Cycle Research, School of Economic*.

17. Devarajan, S., Swaroop, V., & Zou, H. F. (1996). The composition of the public expenditure and economic growth, *Journal of Monetary Economics* (37), pp.313-344

18. Freidman, M (1968). The role of monetary policy, *American economic review*, 1-17.

19. Georgantopoulos, A., & Tsamis, A. (2010). The Interrelationship between Money Supply, Prices and Government Expenditures and Economic Growth: A Causality Analysis for the Case of Cyprus, *International Journal of Economic Sciences and Applied Research*, 5 (3), pp.115-128.

20. Greenwald, B. C., & Stiglitz, J. E (1987). "Keynesian, New Keynesian and New Classical Economics, *Oxford Economic Papers*, New Series, Vol. 39, No. 1 (Mar., 1987), pp.119-133.

21. Gregoriou, A. & S. Ghosh. (2009). "The Impact of Government Expenditure on Growth: Empirical Evidence from a Heterogeneous Panel, *Bulletin of Economic Research*, 61(1), pp. 95-102.

22. Irfan, M., Attaari, J., Attiya Y. & Javed. A. Y. (2013). "Inflation, Economic Growth and Government Expenditure of Pakistan: 1980-2010, *Procedia Economics and Finance*, 5 (2013), pp.58-67.

23. Koskela, E., & Virén, M. (2000). "Is there a Laffer curve between aggregate output and public sector employment?, *Empirical Economics*, 25(4), 605-621.

24. Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1977). "Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans, *The Journal of Political Economy*, pp.473-491.

25. Lumsdaine, R. L. & D.H. Papell (1997). "Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, No. 2, pp.212-218.

26. Muhammad, S. D., Wasti, S. K. A., Hussain, A., & Lal, I. (2009). "An Empirical Investigation between Money Supply, Government Expenditure, output & Prices: the Pakistan Evidence, *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, Issue 17, pp.60-68.

27. Narayan, P.K. (2005). "The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests, *Applied Economics*, Vol. 37, pp.1979-1990.

28. Perron, P. (1997). "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables, *Journal of Econometric*, Vol. 80, pp.355-385.

29. Pesaran, M. H., Shin, Y. & R. J. Smith (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, pp.289-326.

30. Teles, V. K., & Mussolini, C. C. (2014). "Public debt and the limits of fiscal policy to increase economic growth, *European Economic Review*, 66, pp.1-15.