فصلنامه علمی اقتصاد و بانکداری اسلامی، شماره چهل ودوم، بهار ۱۴۰۲- صفحات ۱۲۸-۹۳

اثرات غیرخطی نرخ تورم بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب صادرکننده نفت: رهیافت NARDL

نوع مقاله: پژوهشی

راحله خلیلی[۱]
کامبیز پیکارجو[۲]
کامبیز هژبرکیانی[۳]
عباس معمارنژاد[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱ /۱۰/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۱/۲۳

چکیده

این مقاله به بررسی اثر غیرخطی تورم بر رشد اقتصادی کشورهای ایران، الجزایر، عربستان و نیجریه می‌پردازد. تاکنون مطالعات زیادی در زمینه رشد اقتصادی صورت گرفته است که در آنها روش‌های برآورد متفاوتی استفاده شده است. متغیر وابسته این پژوهش، تولید ناخالص داخلی سرانه به عنوان شاخص رشد اقتصادی است و متغیرهای نرخ تورم، سرمایه‌گذاری، نیروی کار، درآمد حاصل از صادرات نفت و مخارج دولت به عنوان متغیرهای توضیحی استفاده گردیده‌اند. در مطالعه حاضر، با استفاده از الگوی خودبازگشتی با وقفه توزیعی غیرخطی (NARDL) با رویکرد کران، اثر نرخ تورم بر رشد اقتصادی کشورهای مورد بررسی به صورت نامتقارن بررسی شده است. در این پروژه تغییرات مثبت نرخ تورم با متغیر POS و تغییرات منفی نرخ تورم با متغیر NEG نشان داده شده است. بازه زمانی تحقیق ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۹ و داده‌ها به صورت سالانه

۱ دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران Rahy_khalili@yahoo.com

۲ استادیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول) dr.k.peykarjou@gmail.com

۳ استاد، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران kianikh@yahoo.com

۴ استادیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران memarnejad@srbiau.ac.ir

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

هستند. نتایج آزمون کران، نشان‌دهنده وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای تحقیق است. نتایج در مورد کشور ایران نشان می‌دهد که ضریب متغیر NEG منفی و معنی‌دار و ضریب متغیر POS بی‌معنی است. در مورد کشور الجزایر هر دو ضریب متغیرهای NEG و POS منفی و معنی‌دار است. برای کشور نیجریه، ضریب متغیر POS منفی و معنی‌دار، اما ضریب متغیر NEG بی‌معنی است. بنابراین برای هر سه کشور ایران، الجزایر و نیجریه اثر نرخ تورم بر رشد اقتصادی منفی بوده و به دلیل متفاوت بودن ضرایب متغیرهای NEG و POS ، این اثرگذاری غیرخطی است. در مورد کشور عربستان، هر دو ضریب متغیرهای POS و NEG بی‌معنی هستند.

کلمات کلیدی: اثرغیرخطی، نرخ تورم، رشد اقتصادی، الگوی خودبازگشتی با وقفه توزیعی نامتقارن (NARDL)
طبقه‌بندی JEL: C22, O40, E31

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

مقدمه

ارتباط بین تورم و رشد اقتصادی یکی از مهم‌ترین مسائل اقتصاد کلان می‌باشد. ارتباط مزبور به طور گسترده‌ای در ادبیات اقتصادی مورد بحث قرار گرفته و متناسب با شرایط روز تغییر کرده است. عده‌ای از محققین با توجه به این امر که افزایش تقاضا منجر به افزایش هم‌زمان تولید و قیمت‌ها می‌شود، تورم را دارای اثرات منفی بر رشد نمی‌دانستند. در چنین شرایطی فیلیپس برای اولین بار بیان نمود که تورم بالا با کاهش دادن بیکاری، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. با این حال هنگامی که در بسیاری از کشورهای دارای نرخ‌های بالا و بسیار بالای تورم در آمریکای لاتین نرخ‌های رشد کاهش یافتند، این دیدگاه به وجود آمد که تورم به جای اثر مثبت، اثر منفی بر رشد خواهد گذاشت. مطالعات تجربی متعددی که به نتایج متضادی در مورد اثرات تورم بر رشد رسیده بودند مباحث مربوطه را به پاسخ قاطعی نرساندند. اما با گذشت زمان، این توافق به دست آمد که نرخ‌های پایین تورم برای دستیابی به رشد اقتصادی بالاتر مفیدترند. البته نتیجه‌گیری در مورد چگونگی اثرگذاری تورم بر رشد به ماهیت و ساختار اقتصاد بر می‌گردد و می‌توان برای کشورهای مختلف نتایج متفاوتی به دست آورد. در این مرحله کارشناسان اقتصاد کلان با استفاده از مدل‌های غیرخطی موفق به توصیف وضعیت‌هایی شدند که در آن اثرگذاری نرخ تورم بر رشد اقتصادی در حالت افزایشی و کاهشی متفاوت بوده است.

هدف این مقاله بررسی اثرات غیرخطی تورم بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب صادرکننده نفت شامل ایران، الجزایر، عربستان و نیجریه در دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۹ می‌باشد. در این مطالعه، ابتدا مبانی نظری مرتبط با موضوع مورد بررسی قرار می‌گیرند. سپس مطالعات تجربی مربوطه معرفی می‌گردند. قسمت بعدی مطالعه اختصاص به معرفی مدل و تخمین آن دارد. در انتها نتیجه‌گیری‌های مربوطه ارائه خواهد شد.

۱. مبانی نظری

۱-۱. رابطه رشد اقتصادی و تورم

تئوری‌های اقتصادی که به بررسی اثر تورم بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند را می‌توان به ۴ دسته تقسیم کرد:

۱- تورم اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارد. در این زمینه می‌توان به مطالعه توبین[۱] (۱۹۶۵) به عنوان آغازکننده بحث ارتباط بین تورم و رشد اشاره کرد. او پول را به عنوان یک دارایی جانشین

[۱] Tobin

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

سرمایه وارد مدل سولو-سوان کرد. از آنجا که تورم هزینه فرصت نگهداری پول را افزایش می‌دهد، بنابراین با افزایش آن انباشت سرمایه و رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. از سوی دیگر مطابق منحنی فیلیپس چنانچه افزایش تقاضای کل منجر به افزایش تورم شود، تورم و رشد اقتصادی می‌توانند با هم همراه باشند. البته در این حالت تورم مسبب رشد نیست، بلکه اگر افزایش تقاضای کل منجر به رشد اقتصادی شود، در چنین وضعیتی تورم به رشد صدمه نخواهد زد.

۲- دیدگاه دیگر در رابطه تورم و رشد اقتصادی، دیدگاه سیدروسکی[۱] (۱۹۶۷) است. وی با کمک روش بهینه‌سازی رفتار عوامل اقتصادی و با در نظر گرفتن مانده حقیقی پول در تابع مطلوبیت نشان داد که اثر تورم پولی بر رشد اقتصادی خنثی است. این نظریه که تحت عنوان نظریه خنثی شناخته شده، به وسیله انتظارات عقلایی مطرح شده است.

۳- استوکمن[۲] (۱۹۸۱) با ارائه مدلی که در آن پول مکمل سرمایه است، نتیجه‌گیری کرد که تورم اثر منفی بر رشد می‌گذارد. گومه[۳] (۱۹۹۳) و جونز و مانوئلی[۴] (۱۹۹۵) با وارد کردن پول در محدودیت بودجه و با در نظر گرفتن انباشت سرمایه انسانی، نتیجه‌گیری کردند که افزایش نرخ تورم با کاهش سطح مصرف و عرضه نیروی‌کار منجر به نرخ‌های پایین‌تر رشد خواهد شد. دی گریگوریو[۵] (۱۹۹۳) با ارائه مدلی که در آن از پول به عنوان ابزاری برای کاهش هزینه‌های معامله خانوارها و بنگاه‌ها استفاده می‌شود، نشان داد که افزایش تورم از آنجا که باعث می‌شود بنگاه‌ها ذخیره پول نگهداری شده خود را کاهش دهند، منجر به افزایش هزینه‌های معاملاتی شده و اثر منفی بر سرمایه‌گذاری و درنتیجه بر رشد اقتصادی خواهد گذاشت.

۴- اثر تورم بر رشد اقتصادی غیرخطی است. در این مدل‌ها اثرات نرخ تورم در دو حالت کاهشی و افزایشی متفاوت است. اگر ارتباط بین تورم و رشد اقتصادی از یک رابطه غیرخطی تبعیت کند آنگاه نتایج به دست آمده از مطالعاتی که رابطه این دو متغیر را خطی فرض کرده‌اند، تورش‌دار خواهد بود (کمیجانی، ۱۳۹۳). گیلمن و همکاران[۶] (۲۰۰۲) بر اساس یک مدل پولی رشد درون‌زا، به بررسی رابطه غیرخطی تورم و رشد اقتصادی برای کشورهای OECD پرداخته‌اند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که برای این کشورها یک رابطه منفی غیرخطی وجود دارد.

---

۱ Sidrauski Miguel
۲ Stockman
۳ Gomme
۴ Jones & Manuelli
۵ De Gregorio
۶ Gillman, M., et al.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

۱-۲. نقش الگوی رشد درونزا[۱] در تحلیل مسائل اقتصاد کلان

بررسی انتظارات تورمی در تعیین سطح عمومی قیمت‌ها و همچنین تأثیرات مخارج دولت و کسری بودجه در کنار مالیات تورمی، موضوعات مطرح شده در حوزه افزایش سطح عمومی قیمت‌هاست(داوودی[۲] و همکاران،۱۴۰۱). در این مسیر، نظریه رشد درونزای اقتصادی با ارائه چالش‌های جدی و اشکالات اساسی الگوهای رشد نئوکلاسیکی، سهم مهمی در تحلیل مباحث رشد و متغیرهای مرتبط با آن ایفا می‌کند. ویژگی منحصربفردی که این گونه مدل‌ها را بهینه ساخته است، تلاش برای بررسی و تحلیل اقتصادهای مختلف بر حسب ویژگی‌های متفاوت و حرکت بهینه شاخص‌های اقتصادی به شکلی پویا و درونزا برای تمام متغیرهای اقتصادی می‌باشد(آقاپور[۳]،۱۴۰۱). بعد از سهمی که رومر[۴] (۱۹۸۶) و لوکاس [۵] (۱۹۸۸) در جهت‌گیری مباحث رشد به سمت مباحث رشد درونزا انجام دادند، رشد درونزای اقتصادی به عنوان یکی از جریان‌های اصلی تحقیقات اقتصادی مطرح شد این نوآوری در اقتصاد کلان، سهمی بسزا در فهم نقش متغیرهای اقتصادی و نیز فهم سیاست‌های اقتصادی دولت بر متغیرهای حقیقی اقتصاد ایجاد کرده است. به گونه‌ای که باروء (۱۹۹۰)، کینگ و ریبلو[۷] (۱۹۹۱)، بارو و سالی مارتین [۸] (۱۹۹۲)، فوتاجیمی[۹] (۱۹۹۳) و مینو[۱۰] (۱۹۹۶) شاخص‌های برونزایی را که بر سیاست‌های پولی و مالی در کل اقتصاد اثر می‌گذارد، به شکل درونزا مطرح و تأثیرات مختلف آن را بر رشد، بررسی کردند. لذا با توجه به ویژگی‌های مطلوب مدل‌های رشد درونزا، در این پژوهش برای نشان دادن اثرات تورم بر رشد اقتصادی از مدل رشد درونزا استفاده خواهیم کرد.

۲. پیشینه تحقیق

---

۱ Endogenous growth model
۲ davoodi
۳ aghapour
۴ Romer
۵ Lucas
۶ Robert J Barro
۷ Rebelo , S .
۸ Robert J Barro , Xavier Sala-i-Martin
۹ Futagami , k. , Morita,y.,and shilbata , A.
۱۰ Mino , K.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

فیشر[۱] (۱۹۹۳) در مقاله‌ای با عنوان نقش عوامل اقتصاد کلان در رشد، برای برخی از کشورهای آسیا، آفریقا و آمریکای لاتین طی دوره زمانی ۱۹۶۵ تا ۱۹۹۰ به این نتیجه می‌رسد که رشد اقتصادی، ارتباط منفی با تورم دارد. فیشر بیان می‌کند تورم با کاهش سرمایه‌گذاری و کاهش در انباشت سرمایه موجب کاهش رشد اقتصادی می‌شود. فیشر با بررسی‌ها، جهت علیت را از تورم به رشد اقتصادی بیان می‌کند.

بارو [۲] (۱۹۹۵) با بررسی ۶۷ کشور منتخب طی سال‌های ۱۹۶۰-۱۹۹۰ آثار متفاوت تورم بر رشد را با استفاده از آزمون دامنه تورم به صورت سیستمی مدنظر قرار داده است. بارو مدل را برای کشورهای مورد مطالعه با توجه به نرخ‌های تورم زیر ۱۵ درصد، ۱۵ تا ۴۰ درصد و بالاتر از ۴۰ درصد به طور جداگانه برآورد کرده و نتیجه می‌گیرد که اثر تورم بر رشد بیشتر از ناحیه کشورهای با تورم متوسط و بالا می‌باشد. همچنین انحراف معیار تورم را جهت بررسی اینکه آیا تغییرپذیری تورم با رشد رابطه دارد یا خیر، وارد الگو می‌کند. به دلیل همبستگی مثبت قوی بین تورم و تغییرپذیری آن، تمایز اثرات این دو جنبه تورم مشکل خواهد بود. بارو با وارد کردن هر دو متغیر به طور مشترک در داخل رگرسیون، نتیجه می‌گیرد که ضریب تخمینی تورم تقریبا همانند حالتی خواهد بود که ما به تنهایی از تورم به عنوان متغیر توضیحی استفاده کنیم، در حالی که ضریب تخمینی روی انحراف معیار تورم عملاً صفر گردیده است. بارو نتیجه می‌گیرد که برای یک میانگین نرخ تورم معین، تورم رابطه قابل ملاحظه‌ای با رشد ندارد. الگویی که برای تخمین استفاده کرده به شکل زیر می‌باشد:

$$DY_t = (Y_{t-1}, h_{t-1}, \dots, \pi_t, s_e) \quad (۱)$$

که در آن DY_t نرخ رشد سرانه در دوره t ، Y_{t-1}، GDP سرانه اولیه، h_{t-1} سرمایه انسانی اولیه به ازای هر شخص (بر مبنای مقادیر آموزش و بهداشت)، π_t نرخ تورم، s_e انحراف معیار نرخ تورم می‌باشد. سایر متغیرها که در اینجا با ... مشخص شده است، مجموعه‌ای از اثرات متغیرهای کنترلی و محیطی را شامل می‌شود. بارو دو معادله را به صورت مجزا تخمین زد:

$$DY_t = (Y_{t-1}, h_{t-1}, \dots, \pi_t) \quad (۲)$$

$$DY_t = (Y_{t-1}, h_{t-1}, \dots, s_e) \quad (۳)$$

۱ Fischer, S.

۲ Barro, R.J.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

الکساندر [۱] (۱۹۹۷) در مقاله‌ای تحت عنوان تورم و رشد اقتصادی: شواهدی از معادله رشد، به بررسی اثر تورم و تغییرات آن بر رشد اقتصادی بر اساس معادله رشد نئوکلاسیک می‌پردازد. وی برای این کار از داده‌های ۱۱ کشور عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه (OECD)[۲] طی دوره ۱۹۸۸ -۱۹۶۶، به شکل ترکیبی از داده‌های مقطعی و سری زمانی، استفاده می‌کند. الکساندر ابتدا نرخ رشد حقیقی تولید را بر سرمایه (K) و نیروی کار (L) رگرس می‌کند، سپس بیان می‌کند که اگر رشد تولید را تنها بر روی $(\frac{L'}{Y})$ و$(\frac{K'}{Y})$ رگرس نمائیم احتمالا اجزای پسماند بزرگی خواهیم داشت که شامل متغیرهای حذف شده از مدل می‌باشند، به همین دلیل برای اضافه کردن عوامل موثر دیگر، ابتدا متغیر مجازی (d) که برای سال‌های قبل از ۱۹۷۳ صفر و برای سال‌های بعد از ۱۹۷۳ یک در نظر گرفته شده است، را وارد مدل می‌کند. الکساندر سپس متغیر تورم و تغییرات تورم را نیز قدم به قدم به مدل اضافه می‌نماید تا این که به مدل زیر می‌رسد:

$$\frac{Y'}{Y} = \beta_0 + \beta_1\left(\frac{K'}{Y}\right) + \beta_2\left(\frac{L'}{Y}\right) + \beta_3 d + \beta_4\pi + \beta_5\Delta\pi + \mathcal{E} \quad (۴)$$

در مدل بالا β_0 جزء ثابت، π و $\Delta\pi$ به ترتیب تورم و تغییرات تورم، و $\mathcal{E}$ جزء اخلال می‌باشد. الکساندر سپس بیان می‌کند که با وارد کردن متغیرهای مخارج دولت (g) و صادرات(X)، ممکن است نتایج بهتری بدست آید. بنابراین متغیرهای مذکور را نیز در مدل وارد می‌کند. تجزیه و تحلیل فوق نشان می‌دهد که تورم و همچنین تغییرات آن تأثیر منفی ومعنی‌داری بر رشد اقتصادی می‌گذارند.

کاراحان و کلاک [۳] (۲۰۲۰) در پژوهشی با عنوان تورم و رشد اقتصادی در ترکیه از روش NARDL و با استفاده از داده‌های فصلی طی سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۷ به بررسی رابطه بین تورم و رشد اقتصادی پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان‌دهنده ارتباط غیرخطی بین تورم و رشد اقتصادی در بلندمدت می‌باشد.

جعفری صمیمی و قلی‌زاده کناری [۴] (۱۳۸۶) با استفاده از داده‌های سری زمانی و مقطعی، عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی را در کشورهای در حال توسعه بررسی و فرضیه اثر منفی تورم را بر رشد اقتصادی در ۹۰ کشور در حال توسعه، طی سال های ۲۰۰۳-۱۹۹۳ آزمون کرده‌اند. نتایج حاصل از برآورد الگوهای رگرسیونی این تحقیق فرضیه اصلی را که بیان‌کننده اثر منفی تورم بر رشد

---

۱ Alexander, w.R.

۲ Organization For Economic cooperation and Dvelopment

۳ Karaha & Colak

۴ Jafari Samimi, Gholizadeh Kenari.(2007)

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

اقتصادی در کشورهای درحال توسعه است، تأیید کرده است. مطابق با نتایج این تحقیق، یک درصد افزایش در تورم، رشد اقتصادی را به میزان ۲ درصد کاهش می‌دهد.

غفاری فرد و همکاران[۱] (۱۳۹۸) به بررسی نقش تأمین مالی اسلامی صکوک بر رشد اقتصادی کشورهای، مالزی، ایران، پاکستان، قطر، بحرین، ترکیه، اندونزی، امارات و عربستان پرداختند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد تشکیل سرمایه ناخالص، نیروی‌کار، صادرات، مخارج دولت و صکوک بر رشد اقتصادی این کشورها تأثیر داشته است و سیاست‌گذاران بازارهای مالی می‌بایست به بسط و توسعه ابزارهای مالی در کشورهای اسلامی توجه ویژه داشته باشند.

لذا با توجه به مطالعات پیشین، نوآوری در این مطالعه به کارگیری روش ARDL غیرخطی، برای تبیین شکل دقیق رابطه بین متغیرهای تورم و رشد اقتصادی برای کشورهای مورد بررسی می‌باشد.

۳. روش اقتصادسنجی

در این تحقیق از رهیافت خود بازگشتی با وقفه توزیعی (ARDL) که توسط پسران و همکاران[۲] (۲۰۰۱) ارائه شده است، به منظور بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها استفاده خواهد شد. این رهیافت نسبت به سایر رویکردها دارای چندین مزیت می‌باشد: ۱) پارامترهای کوتاه‌مدت و بلندمدت به طور همزمان برآورد می‌شوند. ۲) برخی از تکنیک‌های همجمعبستگی به حجم نمونه حساس هستند اما برای نمونه‌های کوچک می‌توان از رهیافت ARDL بهره گرفت. ۳) رهیافت ARDL بدون در نظر گرفتن اینکه آیا متغیرها I(0) یا I(1) هستند می‌تواند برآورد را انجام دهد. در این رهیافت با بهره بردن از آزمون کران، رابطه همجمعبستگی میان متغیرها مشخص می‌گردد. سپس با استفاده از مطالعه شین و دیگران[۳] (۲۰۱۳)، بررسی عدم تقارن به الگو اضافه گردیده است که کاربردهای آن در مطالعات بهمنی اسکویی[۴] (۲۰۱۵) قابل مشاهده است.

تابع رشد اقتصادی ایران، متعاقب ادبیات موجود در این زمینه به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$\text{Ln}\, GDPPC_t = \alpha_1 + \alpha_2 \text{Ln} K_t + \alpha_3 \text{Ln} L_t + \alpha_4 \text{Ln} XOIL_t + \alpha_5 \text{Ln} G_t + \alpha_6 INF_t + \varepsilon_t \quad (۵)$$

۱ ghaffary fard

۲ Pesaran et al

۳ Shin et al

۴ Bahmani Oskooee, M

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

در معادله فوق، GDPPC تولید ناخالص داخلی سرانه، INF نرخ تورم، K سرمایه‌گذاری، L نیروی کار، XOIL درآمد حاصل از صادرات نفت، G مخارج دولت و ε_t جمله خطا است. این معادله، در صورتی که همجمعبستگی بین متغیرها محرز گردد، به عنوان یک الگوی بلندمدت خطی شناخته می‌شود که ضرایب آن را ضرایب بلندمدت می‌نامیم.

الگوی بلندمدت (۵) را می‌توان با توجه به پسران و دیگران (۲۰۰۱) به شکل تصحیح خطا[۱] (EC) در معادله (۶) نوشت تا بتوان اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت را به صورت همزمان مشاهده کرد و رویکرد آزمون کران را برای آن به کار بست.

$$\Delta \ln GDPPC_t = \omega_1 + \sum_{i=1}^{n_1} \omega_{2i} \Delta ln\ GDPPC_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_2} \omega_{3i} \Delta\ INF_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_3} \omega_{4i} \Delta ln\ K_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_4} \omega_{5i} \Delta \ln L_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_5} \omega_{6i} \Delta ln\ XOIL_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_6} \omega_{7i} \Delta \ln G_{t-i} + \theta_1 lnGDPPC_{t-1} + \theta_2 INF_{t-1} + \theta_3 lnK_{t-1} + \theta_4 lnL_{t-1} + \theta_5 lnXOIL_{t-1} + \theta_6 lnG_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۶)$$

ضرایب مربوط به متغیرهای تفاضل مرتبه اول در معادله (۶)، ضرایب کوتاه‌مدت هستند. همچنین با نرمال کردن ضرایب متغیرهای با وقفه (θ_2 تا θ_5) بر روی θ_1، ضرایب بلندمدت برای معادله (۵) به دست می‌آید و برای اینکه ضرایب بلندمدت به دست آمده معتبر باشد، بایستی همجمعبستگی میان آن‌ها مشخص گردد که می‌توان از آماره F برای رویکرد آزمون کران بهره گرفت تا فرض $H_0 = \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \theta_4 = \theta_5 = \theta_6 = 0$ آزمون گردد. رد فرض بیانگر وجود رابطه بلندمدت خواهد بود. مقادیر بحرانی آماره چنین آزمونی با مقادیر استاندارد آزمون F تفاوت دارد و لذا مقادیر آن توسط پسران و دیگران ارائه گردیده است. برای آزمون کران، دو مقدار بحرانی تعیین می‌شود. مقدار بحرانی برای کران بالا با این فرض است که همه متغیرهای الگو I(1) باشند. مقدار بحرانی برای کران پایین نیز بر فرض I(0) بودن متغیرها استوار است. آماره F که برای الگو محاسبه می‌گردد با مقادیر بحرانی کران‌های بالا و پایین سنجیده می‌شود. در صورتی که آماره بالاتر از مقدار کران بالایی باشد نشان‌دهنده وجود رابطه همجمعبستگی است. در صورتی که آماره کمتر از مقدار کران پایین باشد، همجمعبستگی را رد می‌کند. در نهایت اگر آماره F محاسبه شده، بین مقادیر کران قرار گیرد، آزمون کران برای همجمعبستگی، بدون نتیجه است.

با توجه به شین و دیگران (۲۰۱۳)، جهت بررسی اثرات نامتقارن نرخ تورم بر رشد اقتصادی، متغیر نرخ تورم به دو جزء مثبت و منفی تفکیک می‌شود:

$$POS_t = \sum_{j=1}^{t} \Delta INF_j^+ = \sum_{j=1}^{t} \max(\Delta INF_j, 0) \quad (۷)$$

---

۱ Error correction

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

$$NEG_t = \sum_{j=1}^{t} \Delta INF_j^- = \sum_{j=1}^{t} \min(\Delta INF_j, 0) \quad (۸)$$

که در آن POS_t مجموع جزئی تغییرات مثبت تورم و NEG_t مجموع جزئی تغییرات منفی تورم را نشان می‌دهد.

با جایگزین کردن معادلات (۷) و (۸) در معادله (۵) می‌توان الگوی زیر را استخراج کرد:

$$\text{Ln } GDPPC_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Ln} K_t + \beta_2 \text{Ln} L_t + \beta_3 \text{Ln} XOIL_t + \beta_4 \text{Ln} G_t + \beta_5 \text{POS} + \beta_6 NEG + \varepsilon_t \quad (۹)$$

معادله (۹) نشان‌دهنده تابع رشد اقتصادی ایران در بلندمدت است که به روش خودبازگشتی با با اثرات غیرخطی نرخ تورم تخمین زده می‌شود. این الگو را با [۱](NARDL)وقفه توزیعی غیرخطی در شکل NARDLتوجه به مطالعات پسران و شین[۲] (۱۹۹۶) می‌توان به صورت یک الگوی به شکل زیر بازنویسی کرد:(EC)تصحیح خطا

$$\Delta \ln GDPPC_t = \varphi_1 + \sum_{i=1}^{n_1} \varphi_{2,i} \Delta ln\ GDPPC_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_2} \varphi_{3,i} \Delta Ln\ K_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_3} \varphi_{4,i} \Delta ln\ L_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_4} \varphi_{5,i} \Delta\ ln\ XOIL_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_5} \varphi_{6,i} \Delta ln\ G_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_6} \varphi_{7,i} \Delta\ POS_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_7} \varphi_{8,i} \Delta\ NEG_{t-i} + \theta_1 lnGDPPC_{t-1} + \theta_2 lnK_{t-1} + \theta_3 lnL_{t-1} + \theta_4 lnXOIL_{t-1} + \theta_5 lnG_{t-1} + \theta_6 POS_{t-1} + \theta_7 NEG_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۱۰)$$

معادله فوق یک الگوی خودبازگشتی نامتقارن با وقفه توزیعی است که می‌توان اثرات نامتقارن نرخ تورم بر رشد اقتصادی را در کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی نمود. همانند الگوی (۶) ضرایب φ_2 تا φ_7 نشان‌دهنده ضرایب کوتاه‌مدت است و با استفاده از φ_1 تا φ_7 می‌توان ضرایب بلندمدت را محاسبه نمود. در واقع، ابتدا الگوی (۱۰) تخمین زده می‌شود و با نرمال کردن ضرایب برآورد شده، ضرایب بلندمدت (۹) به دست می‌آید. برای این کار، ضرایب φ_2 تا φ_7 بر φ_1 تقسیم می‌شوند تا ضرایب بلندمدت متناظر با هر یک از متغیرهای مستقل حاصل شود.

پس از برآورد الگو به روش NARDL، آزمون‌های تشخیصی الگو مدنظر قرار می‌گیرد. برای این کار آزمون خودهمبستگی، آزمون ناهمسانی واریانس‌ها، آزمون نرمال بودن پسماندها و همچنین آزمون با ثبات بودن الگو انجام می‌گیرد تا کیفیت الگو بررسی شود. سپس از آزمون کران پسران و همکاران(۲۰۰۱) جهت بررسی وجود و تأیید رابطه بلندمدت میان متغیر وابسته و متغیرهای

۱ Nonlinear Autoregressive Distributed Lag

۲ Pesaran & shin

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

توضیحی استفاده می‌شود. برای این کار آماره F محاسبه می‌گردد و با مقادیر بحرانی در سطوح معنی‌داری مختلف مقایسه می‌شود. در صورتی که آزمون‌های تشخیصی نشان‌دهنده مقبولیت الگو باشند و آزمون کران نیز وجود همجمعبستگی را تأیید نماید، آنگاه می‌توان ضرایب الگوی (۹) را تفسیر نمود.

بازه زمانی تحقیق از سال ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۹ است و متغیرهای مورد استفاده در مدل مورد مطالعه عبارتند از:

۱- نرخ تورم (Inflation rate)، که افزایش و کاهش آن در الگوی NARDL به منظور تقارن یا عدم تقارن اثرگذاری آن بر رشد اقتصادی تحت عنوان POS برای افزایش (شوک مثبت) نرخ تورم و NEG برای کاهش (شوک منفی) نرخ تورم، نام‌گذاری شده است.

۲- لگاریتم تشکیل سرمایه ناخالص به عنوان شاخص سرمایه‌گذاری((Ln(K)

۳- لگاریتم نیروی کار فعال، یعنی بخشی از جمعیت که در سن کار قرار داشته و نیروی کار خود را به بازار عرضه می‌کنند ((Ln(L)

۴- لگاریتم درآمد حاصل از صادرات نفت خام و مواد نفتی به عنوان شاخص درآمدهای حاصل از فروش نفت ((Ln(xoil)

۵- لگاریتم مخارج دولت به عنوان شاخص مخارج دولت ((Ln(G)

این متغیرها به عنوان متغیرهای مستقل در مدل و به صورت درون زا مدنظر قرار گرفته است.

۶- لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه نیز به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است ((Ln(GDPPC).

در این پژوهش از روش NARDL برای بررسی اثر تورم بر رشد اقتصادی درکشورهای مورد بررسی، استفاده شده است.

تمام آمار و اطلاعات مورد استفاده از شاخص‌های بانک جهانی[۱] WDI ، صندوق بین‌المللی پول IMF[۲] ، گزارشات سایت سازمان ملل متحد UNDP[۳] و OPEC[۴] استخراج شده است.

۴. تحلیل الگو

۱ World Development Indicators

۲ International Monetary Fund

۳ United nations development

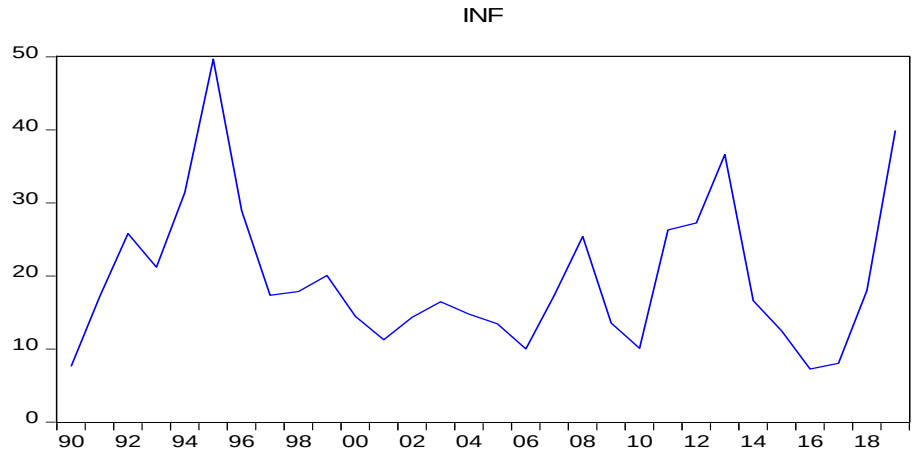
۴ Organization of petroleum Exporting countyies

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

از مزایای الگوی NARDL، انعطاف‌پذیری آن نسبت به وجود متغیرهای I(0) و I(1) است. از آنجا که متغیرهای اقتصادی معمولا در سطح و یا تفاضل مرتبه اول، پایا هستند لذا به راحتی می‌توان از این روش اقتصادسنجی استفاده نمود. با این حال جهت حصول اطمینان از عدم وجود متغیر I(2)، آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته[۱] برای کلیه متغیرهای مورد استفاده در الگو انجام شده است.

ایران

اولین کشور مورد بررسی، ایران است. نرخ تورم در ایران طی سال های مورد بررسی نوسانات زیادی داشته است به طوری که میانگین نرخ تورم در این دوره حدود ۱۹/۶ درصد، که بیشترین مقدار آن در سال ۱۹۹۵ و حدود ۴۹/۶ درصد می باشد. با این حال کمترین مقدار تورمی که ایران در این سال ها تجربه کرده است حدود ۷ درصد و در سال ۲۰۱۶ بوده است . نمودار مربوط به تورم در نمودار شماره (۱) نشان داده شده است.



نمودار شماره (۱). روند نرخ تورم کشور ایران

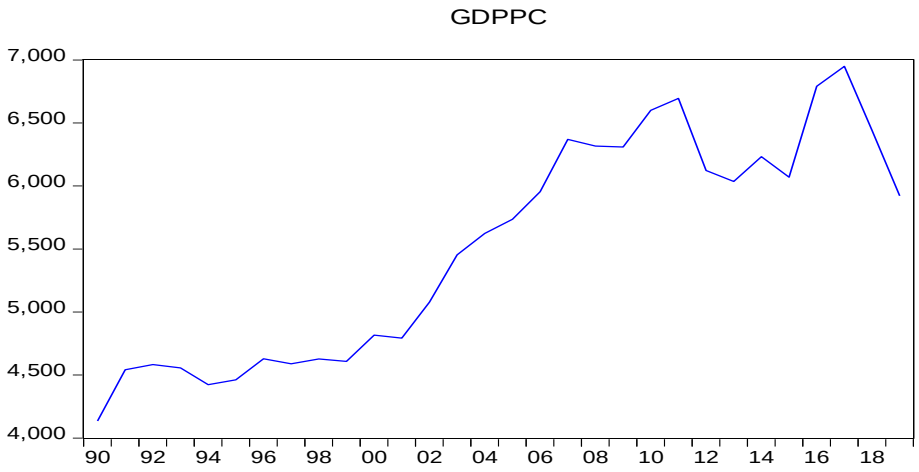
منبع: یافته های تحقیق

تولید ناخالص داخلی سرانه در ایران روند رو به رشدی را در این دوره تجربه کرده است میانگین تولید ناخالص داخلی سرانه ۵۵۱۵/۴۰۹ میلیون دلار بدست آمده است که روند آن در شکل

۱ Augmented Dikey-Fuller

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

شماره(۲) ارائه شده است، که کمترین مقدارGDP سرانه در سال ۱۹۹۰ و بیشترین مقدار آن در سال ۲۰۱۷ رخ داده است.



نمودار شماره ۲. تولید ناخالص داخلی سرانه کشور ایران

منبع: یافته های تحقیق

درجه جمعبستگی[۱] متغیرها بدین صورت می‌باشد:

جدول شماره ۱. درجه جمعبستگی متغیرها

متغیر	Ln(GDPPC)	Ln(K)	Ln(l)	Ln(G)	Ln(XOIL)	INF
درجه جمعبستگی	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)

منبع:یافته های تحقیق

نتایج آزمون ریشه واحد دلالت بر پایا[۲] بودن متغیرها در سطح و یا در تفاضل مرتبه اول دارد بنابراین استفاده از روش NARDL امکان‌پذیر است.

۱ Degree of integration

۲ Stationary

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

برای انتخاب بهترین الگو از معیار (AIC) استفاده شده است. بنابراین وقفه‌های (۱،۰،۲،۱،۰،۰) برای ایران به عنوان وقفه بهینه انتخاب گردید. ضرایب کوتاه‌مدت برآورد شده در جدول (۲) آورده شده است:

جدول ۲. نتایج مدل کوتاه مدت برای کشور ایران

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
C	-۴/۷۳۸	۱/۹۶	-۲/۴۱	۰/۰۲
Ln(GDPPC(-1))	-۰/۷۴	۰/۱۹	-۳/۸۰	۰/۰۰۱
Ln(L)	-۰/۳۱	۰/۱۱	-۲/۶۴	۰/۰۱
Ln(K(-1))	۰/۲۸	۰/۰۵	۴/۷۷	۰/۰۰۰۲
Ln(G(-1))	۰/۳۸	۰/۱۲	۳/۱۲	۰/۰۰۵
Ln(XOIL(-1)	-۰/۰۲	۰/۰۲	-۱/۰۷	۰/۲۹
NEG	-۰/۰۰۱۹	۰/۰۰۰۶	-۲/۸۷	۰/۰۱
POS	-۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۷	-۰/۸۶	۰/۴۰
D(Ln(K))	۰/۲۰	۰/۰۴	۴/۵۶	۰/۰۰۰۲
D(Ln(K(-1)))	-۰/۱۲	۰/۰۳	-۳/۲۴	۰/۰۰۴
D(Ln(G))	۰/۱۵	۰/۱۱	۱/۳۵	۰/۱۹
D(Ln(XOIL))	۰/۰۴	۰/۰۱	۲/۳۶	۰/۰۲

منبع: یافته های تحقیق

به منظور بررسی اعتبار الگو، آزمون LM[۱] جهت بررسی خودهمبستگی، آزمون بریوش- پاگان- گادفری[۲] جهت بررسی ناهمسانی واریانس، آزمون رمزی[۳] جهت بررسی تورش تصریح و آزمون Jarque-Bera، جهت بررسی نرمال بودن باقیمانده‌ها انجام گردیده که نتایج آن‌ها در جدول زیر گزارش شده است:

جدول ۳.آزمون‌های سنجش اعتبار الگو برای کشور ایران

۱ Breusch-Godfrey terial torrelation LM test

۲ Breusch-pagan-Godfrey heteroskedasticity test

۳ Ramsey Test

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

نوع آزمون	LMآزمون	بریوش-پاگان-گادفری	آزمون رمزی	آزمون Jarque-bera
آماره	۱/۵۷۰۸۳۸	۰/۴۶۶۰۶۲	۱/۱۴۰۱۹۰	۰/۴۸۴۹۸۲
(سطح احتمال)	(۰/۲۳۸۲)	(۰/۹۰۱۰)	(۰/۲۷۰۰)	(۰/۷۸۴۶۷)

منبع: یافته‌های تحقیق

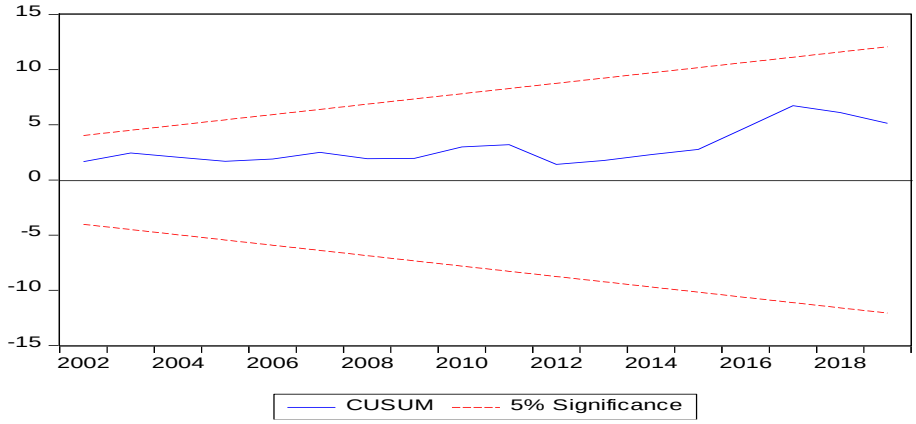
همانگونه که مشاهده می‌شود با توجه به سطح احتمال بدست آمده در آزمون LM، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی در اجزای اخلال رد نشده است. لذا در اجزای اخلال الگوی برآورد شده، خودهمبستگی وجود ندارد. نتایج آزمون ناهمسانی واریانس بریوش، پاگان و گادفری نیز نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس رد نخواهد شد و ناهمسانی واریانس وجود ندارد. علاوه بر این یکی از آزمون‌هایی که به منظور بررسی صحت تصریح الگو انجام می‌پذیرد، آزمون رمزی است. همانگونه که مشاهده می‌شود، انجام این آزمون نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر تصریح الگو رد نشده و مشکلاتی از قبیل فرم تبعی غلط الگو و حذف برخی از متغیرهای مهم و سایر مشکلات در الگو وجود ندارد. همچنین در آزمون jarque-bera (نرمالیتی) اگر مقدار احتمال بیشتر از ۰/۰۵ باشد، فرض صفر مبنی بر نرمال بودن باقیمانده‌ها با اطمینان ۹۵ درصد رد نخواهد شد. نتایج ارائه شده درجدول (۶) در مورد آزمون jarque-bera، نشان‌دهنده نرمال بودن باقیمانده‌ها است.

جهت بررسی ثبات ساختاری الگوی برآورد شده در ایران، از آزمون مجموع پسماندهای برگشتی[۱] و مجموع مجذور پسماندهای برگشتی[۲] استفاده شده است. در صورتی که نمودارها خارج از ناحیه میان دو خط بحرانی، در سطح ۵ درصد قرار گیرد، رابطه بلندمدت ناپایدار خواهد بود. این نتایج در نمودارهای شماره(۳) و(۴)آمده است:

۱ CUSUM

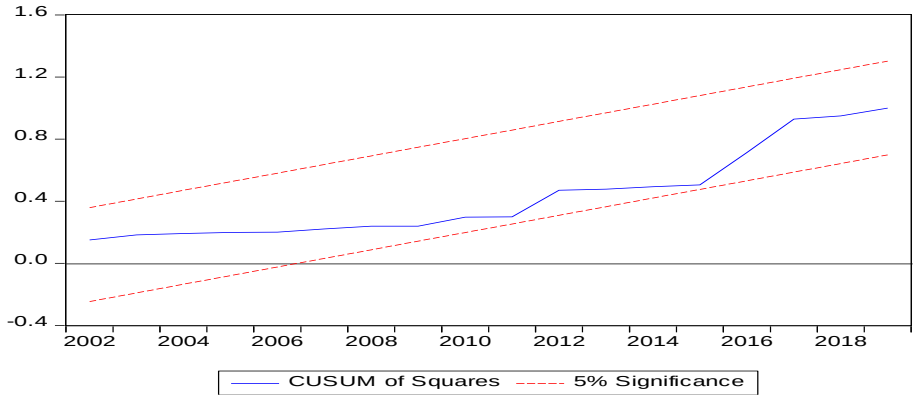
۲ CUSUM of Squares

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]



نمودار(۳).نتایج آزمون CUSUM برای کشور ایران

منبع: یافته های تحقیق



نمودار ۴. نتایج آزمون CUSUM of Squares برای کشور ایران

منبع: یافته های تحقیق

همانطور که نمودارها نشان می‌دهند مجموع تجمعی خطاهای بازگشتی و مجموع مجذور تجمعی خطاهای بازگشتی از کرانه‌های تعیین شده در سطح معنی‌داری ۵ درصد عبور نکرده است. این مسئله نشان‌دهنده این است که پایداری الگوی بلندمدت مورد تأیید است.

جهت بررسی معتبر بودن ضرایب بلندمدت از آزمون کران[۱] ارائه شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) استفاده گردیده که در جدول (۴) مقدار آماره F و مقادیر بحرانی آن در سطوح مختلف

---

۱ Bound Test

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

معنی‌داری آن آورده شده است. با توجه به نتایج آزمون کران، در سطوح معنی‌داری ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۲/۵ درصد، فرض صفر که عبارت است از «عدم وجود رابطه بلندمدت»، رد می‌شود و لذا وجود رابطه همجمعبستگی و معتبر بودن ضرایب بلندمدت را نشان می‌دهد.

جدول ۴. نتایج آزمون کران برای وجود یک رابطه همجمعبستگی در بلندمدت برای کشور ایران

مقادیر	حد پایین	حد بالا	آماره F
در سطح ۱۰٪	۱/۹۹	۲/۹۴	۶/۸۰
در سطح ۵٪	۲/۲۷	۳/۲۸	
در سطح ۲/۵٪	۲/۵۵	۳/۶۱	

منبع:یافته‌های تحقیق

نتایج ضرایب بلندمدت الگو به صورت جدول (۵) است:

جدول ۵. نتایج روابط بلندمدت برای کشور ایران

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
Ln(L)	-۰/۴۲	۰/۱۶	-۲/۵۶	۰/۰۱
Ln(K)	۰/۳۸	۰/۰۸	۴/۷۸	۰/۰۰۰۱
Ln(G)	۰/۵۱	۰/۱۲	۴/۰۸	۰/۰۰۰۷
Ln(XOIL)	-۰/۰۳۱	۰/۰۳	-۰/۹۶	۰/۳۴
NEG	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	-۲/۲۵	۰/۰۳
POS	-۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۱	-۰/۷۴	۰/۴۶
C	-۶/۳۴	۲/۵۳	-۲/۵۰	۰/۰۲

منبع:یافته‌های تحقیق

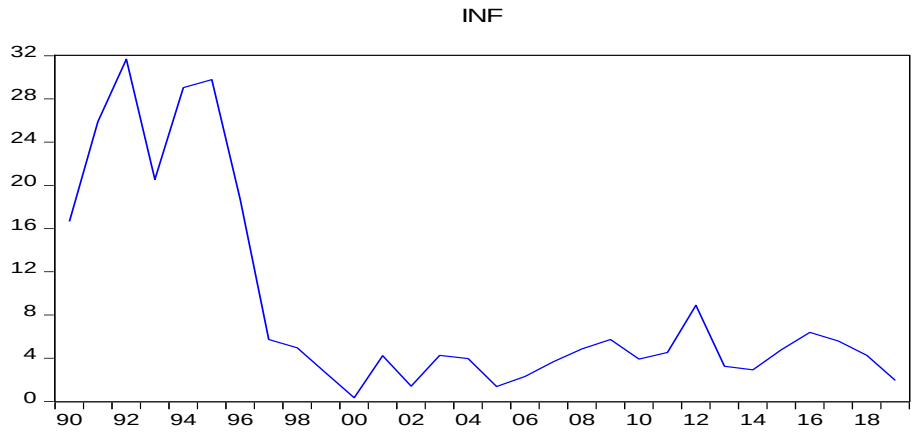
متغیر مخارج دولتی یا شاخص مخارج دولتی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت معنی‌دار است. متغیر سرمایه‌گذاری طبق انتظار در سطح اطمینان بالایی معنی‌دار است. به عبارت دیگر با افزایش سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی نیز افزایش خواهد یافت. با توجه به نقش عمده دولت در اقتصاد ایران، علامت مذکور مورد انتظار و مثبت است. شوک مثبت یک درصدی باعث می‌شود که رشد اقتصادی به طور متوسط ۰/۵۱ درصد افزایش یابد. ضریب متغیر سهم درآمدهای نفتی در الگو، منفی و

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

بی‌معنی است. ضریب مربوط به متغیر نیروی کار منفی و معنی‌دار می‌باشد. در مدل مورد بررسی برای اقتصاد ایران، ضرایب مربوط به شوک‌های مثبت و منفی تورم، دلالت بر اثر منفی تورم بر رشد اقتصادی دارد زیرا هر دو ضریب منفی می‌باشند. متفاوت بودن ضرایب مربوط به این دو متغیر دلالت بر غیرخطی بودن این رابطه دارد. در کوتاه‌مدت و بلندمدت ضرایب مربوط به شوک منفی تورم معنی‌دار می‌باشد، بدین صورت که در کوتاه‌مدت یک درصد کاهش در تورم موجب ۰/۰۰۱ درصد افزایش در رشد اقتصادی و در بلندمدت موجب ۰/۰۰۲ درصد افزایش در رشد اقتصادی خواهد شد. اما ضرایب مربوط به شوک مثبت تورم معنی‌دار نمی‌باشد.

الجزایر

روند نرخ تورم در کشور الجزایر که در نمودار شماره (۵) نشان داده شده است با نوسانات زیادی همراه بوده است. میانگین نرخ تورم ۸/۸۰ درصد می باشد که بیشترین مقدار آن ۳۱/۶۶ در سال ۱۹۹۲ و کم ترین مقدار آن ۰/۳۳ درصد در سال ۲۰۰۰ بوده است.

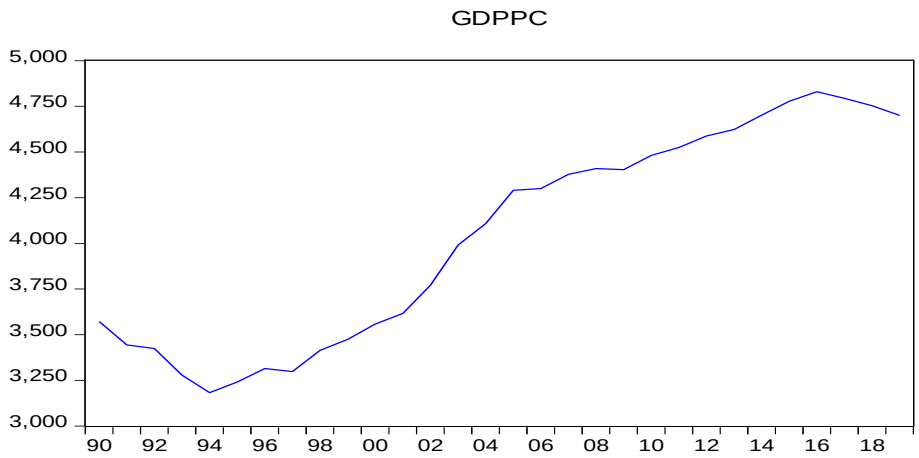


نمودار شماره ۵. نرخ تورم کشور الجزایر

منبع: یافته های تحقیق

تولید ناخالص داخلی سرانه الجزایر ، روند تقریبا منظمی را در دوره مورد بررسی داشته است.میانگین تولید ناخالص سرانه ۴۰۴۱/۴۷ میلیون دلار می باشد.بیشترین مقدار ۴۸۳۰/۱۹ در سال ۲۰۱۶ وکمترین مقدار آن ۳۱۸۲/۵۴ در سال ۱۹۹۴ بوده است.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]



نمودار شماره ۶. تولید ناخالص داخلی سرانه کشور الجزایر

منبع: یافته های تحقیق

در ابتدا برای بررسی فرض عدم وجود ریشه واحد از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته استفاده شد و با توجه به نتایج حاصل از آزمون، درجه جمعبستگی متغیرها برای کشور الجزایر به صورت زیر می‌باشد:

جدول شماره ۶. درجه جمعبستگی متغیرها برای کشور الجزایر

متغیر	*Ln(GDPPC)*	*Ln(K)*	*Ln(I)*	*Ln(G)*	*Ln(XOIL)*	*INF*
درجه جمعبستگی	*I(1)*	*I(1)*	*I(0)*	*I(1)*	*I(1)*	*I(1)*

منبع: یافته‌های تحقیق

بنابراین به دلیل اینکه تمامی متغیرها جمعبسته از درجه صفر و یا یک می‌باشند می‌توان از مدل‌های خانواده ARDL استفاده کرد.

با تخمین معادله (۱۰)، وقفه‌های (۱،۰،۱،۰،۰،۱،۰) به عنوان وقفه بهینه برای کشور الجزایر انتخاب می‌گردد و ضرایب کوتاه‌مدت برآورد شده در جدول (۷) نشان داده شده است.

جدول ۷. نتایج مدل کوتاه‌مدت برای کشور الجزایر

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
Ln(GDPPC(-1))	-۰/۴۹	۰/۱۵	-۳/۲۶	۰/۰۰۳
Ln(L)	۰/۳۶	۰/۱۳	۲/۷۵	۰/۰۱
Ln(K(-1))	۰/۰۵	۰/۰۲	۲/۰۰۰	۰/۰۵
Ln(G)	-۰/۱۳	۰/۰۸	-۱/۵۷	۰/۱۳
Ln(XOIL)	۰/۰۰۲	۰/۰۰۹	۰/۳۱	۰/۷۵
NEG(-1)	-۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۰۴	-۲/۲۹	۰/۰۳
POS	-۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۱	-۱/۸۱	۰/۰۸
D(Ln(K))	۰/۰۰۷	۰/۰۲۸	۰/۲۵	۰/۷۹
D(NEG)	۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۱	۱/۰۱	۰/۳۲

منبع:یافته‌های تحقیق

نتایج مربوط به آزمون‌های اعتبار سنجی مدل مورد بررسی برای کشور الجزایر در جدول زیر ارائه شده است:

جدول ۸. آزمون های سنجش اعتبار الگو برای کشور الجزایر

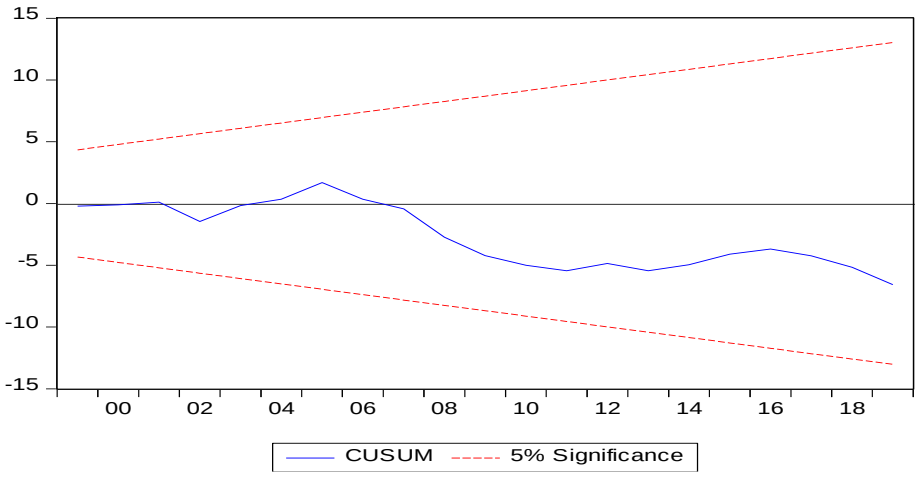
نوع آزمون	LM تست	بریوش-پاگان-گادفری	رمزی	آزمون نرمالیتی
آماره (سطح احتمال)	۰/۵۰۲۰۸۵ (۰/۶۱۳۱)	۱/۲۴۲۶۴۴ (۰/۳۲۵۲)	۱/۴۹۰۱۸۸ (۰/۱۵۱۸)	۰/۷۰۳۳۷۹ (۰/۷۰۳۴۹۹)

منبع: یافته های تحقیق

با توجه به جدول شماره (۸) نتایج مربوط به آزمون آزمون LM نشان می دهد که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی در اجزای اخلال رد نشده است.لذا در اجزای اخلال الگوی برآورد شده، خودهمبستگی وجود ندارد. نتایج آزمون بریوش، پاگان و گادفری نیز نشان می دهد که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس رد نخواهد شد و ناهمسانی واریانس وجود ندارد. در مورد آزمون رمزی نیز همانگونه که مشاهده می شود، فرضیه صفر مبنی بر تصریح صحیح الگو رد نشده والگوی مورد بررسی مشکلی ندارد. همچنین نتایج ارائه شده در مورد آزمون نرمالیتی نشان دهنده نرمال بودن باقیمانده‌ها با اطمینان ۹۵ درصد است.

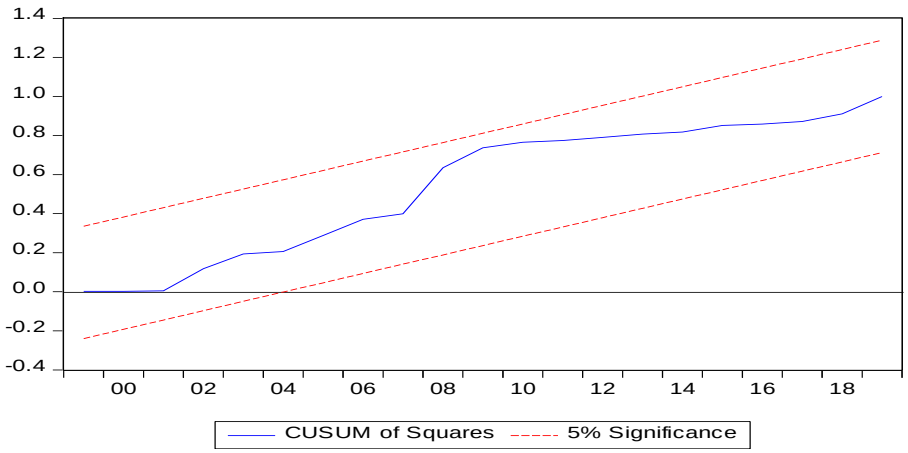
نتایج مربوط به آزمون‌های CUSUM و CUSUM of Square در نمودارهای زیر نشان داده شده است:

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]



نمودار ۷. نتایج آزمون CUSUM برای کشور الجزایر

منبع: یافته های تحقیق



نمودار(۸).نتایج آزمون CUSUM of Squares برای کشور الجزایر

منبع: یافته های تحقیق

با توجه به نمودارها مجموع تجمعی خطاهای بازگشتی و مجموع مجذور تجمعی خطاهای بازگشتی از کرانه‌های تعیین شده در سطح معنی‌داری ۵ درصد عبور نکرده است. بنابراین پایداری الگوی بلندمدت مورد تأیید است.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

نتایج مربوط به آزمون کران، جهت بررسی معتبر بودن ضرایب بلندمدت در جدول (۹) نشان داده شده است.

جدول ۹. نتایج آزمون کرانه ها برای وجود یک رابطه همجمعبستگی در بلندمدت برای کشور الجزایر

مقادیر	حد پایین	حد بالا	آماره F
در سطح ۱۰٪	۱/۷۵	۲/۸۷	۴/۷۰
در سطح ۵٪	۲/۰۴	۳/۲۴	
در سطح ۲/۵٪	۲/۳۲	۳/۵۹	

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج به دست آمده از آزمون کران، نشان‌دهنده وجود رابطه همجمعبستگی و معتبر بودن ضرایب بلندمدت می‌باشد.

نتایج ضرایب بلندمدت الگو به صورت جدول (۱۰) است:

جدول (۱۰). نتایج روابط بلندمدت کشور الجزایر

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
Ln(L)	۰/۷۳	۰/۲۱	۳/۳۷	۰/۰۰۲
Ln(K)	۰/۱۲	۰/۰۳	۳/۵۱	۰/۰۰۲
Ln(G)	-۰/۲۶	۰/۱۶	-۱/۶۴	۰/۱۱
Ln(XOIL)	۰/۰۰۶	۰/۰۱	۰/۳۱	۰/۷۵
NEG	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	-۲/۰۵	۰/۰۵
POS	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	-۲/۲۵	۰/۰۳

منبع: یافته‌های تحقیق

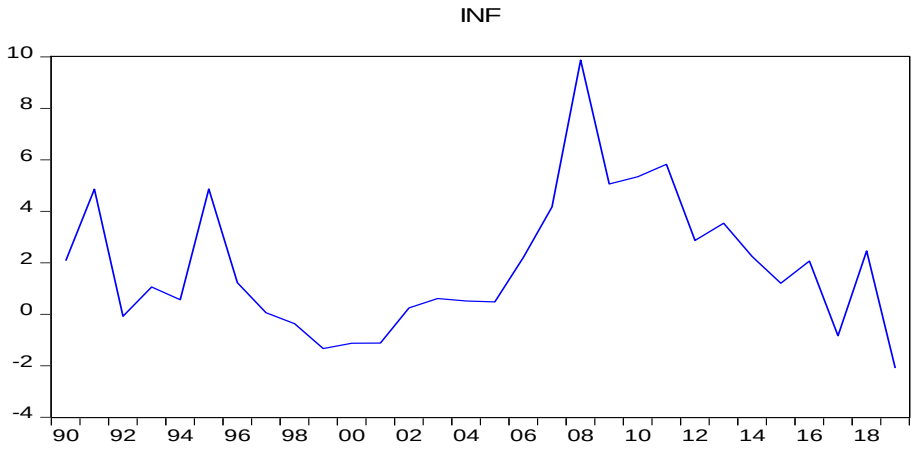
متغیر مربوط به نیروی کار هم در کوتاه‌مدت و هم ر بلندمدت دارای اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی است. بدین صورت که یک درصد افزایش در نیروی کار، به ط.ر متوسط ۰/۳۶ درصد در کوتاه‌مدت و ۰/۷۳ درصد در بلندمدت رشد اقتصادی را افزایش خواهد داد. ضریب متغیر سرمایه-گذاری در کوتاه‌مدت و پس از یک وقفه، مثبت و معنی‌دار و برابر ۰/۰۵ است و در بلندمدت برابر ۰/۱۲ می‌باشد. رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت به طور متوسط ۰/۰۵ درصد و در بلندمدت به طور متوسط ۰/۱۲ درصد افزایش خواهد داشت. ضریب متغیر مخارج دولت هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت منفی بوده اما معنی‌دار نیست. در مورد ضریب مربوط به درآمدهای نفتی نیز باید گفت که

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

این ضریب هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت مثبت می‌باشد اما معنی‌دار نیست. ضرایب مربوط به شوک‌های مثبت و منفی نرخ تورم هر دومنفی و معنی‌دار هستند که نشان‌دهنده اثر منفی تورم بر رشد اقتصادی می‌باشد. متفاوت بودن ضرایب مربوط به شوک مثبت و شوک منفی نرخ تورم به معنی تأیید غیرخطی بودن نرخ تورم در کشور الجزایر می‌باشد.

عربستان

در نمودار شماره (۹) روند ترخ تورم نشان داده شده است. میانگین نرخ تورم طی سال‌های مورد بررسی در کشور عربستان ۱/۸۸ درصد بوده که بیشترین مقدار آن ۹/۸۷ درصد مربوط به سال ۲۰۰۸ و کمترین آن ۲/۰۹- درصد در سال ۲۰۱۹ بوده است.

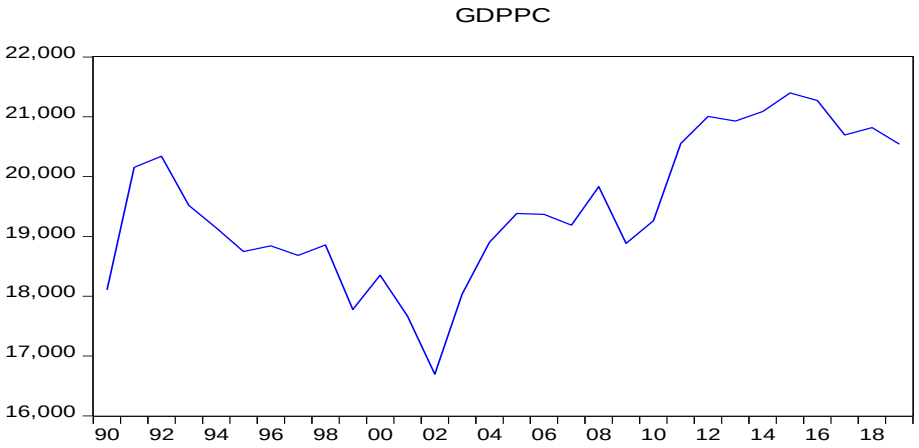


نمودار شماره ۹. روند نرخ تورم کشور عربستان

منبع: یافته های تحقیق

در نمودار شماره (۱۰) روند تولید ناخالص داخلی سرانه نشان داده شده است. بیشترین رقم تولید ناخالص داخلی سرانه ۲۱۳۹۹ می‌باشد که مربوط به سال ۲۰۱۵ است. و کمترین مقدار آن ۱۶۶۹۵ در سال ۲۰۰۲ است. میانگین تولید ناخالص داخلی سرانه در کشور عربستان طی سال‌های مورد بررسی ۱۹۴۶۷ دلار می‌باشد.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]



نمودار شماره ۱۰. روند تولید ناخالص داخلی سرانه کشور عربستان

منبع: یافته های تحقیق

برای به دست آوردن درجه جمعبستگی متغیرها از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته استفاده شد. درجه جمعبستگی متغیرها برای کشور عربستان بدین صورت می‌باشد:

جدول شماره ۱۱. درجه جمعبستگی متغیرها

متغیر	Ln(GDPPC)	Ln(K)	Ln(l)	Ln(G)	Ln(XOIL)	INF
درجه جمعبستگی	I(0)	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)

منبع: یافته‌های تحقیق

بنابراین به دلیل پایا بودن متغیرها در سطح و یا در تفاضل مرتبه اول می توان از روش NARDL استفاده کرد.

وقفه‌های (۳،۱،۰،۰،۰،۰،۰) NARDL به عنوان وقفه بهینه برای کشور عربستان به دست آمده و نتایج حاصل شده از تخمین مدل کوتاه‌مدت در جدول (۱۲) نشان داده شده است:

جدول (۱۲). نتایج مدل کوتاه‌مدت برای کشور عربستان

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
Ln(GDPPC(-1))	-۰/۳۹	۰/۲۲	-۱/۷۸	۰/۱۰

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

Ln(L(-1))	۰/۴۰	۰/۱۴	۲/۷۸	۰/۰۱
Ln(K)	-۰/۰۸	۰/۰۶	-۱/۲۸	۰/۲۲
Ln(G)	-۰/۰۳	۰/۱۱	-۰/۳۴	۰/۷۳
Ln(XOIL)	۰/۰۵	۰/۰۲	۱/۹۶	۰/۰۷
NEG	۰/۰۰۶	۰/۰۰۴	۱/۵۰	۰/۱۶
POS	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۵	-۰/۶۳	۰/۵۴
D(Ln(GDPPC(-1))	-۰/۲۰	۰/۱۷	-۱/۱۸	۰/۲۶
D(Ln(GDPPC(-2))	-۰/۳۶	۰/۱۶	-۲/۱۹	۰/۰۵
D(Ln(L))	۱/۶۷	۰/۶۷	۲/۴۶	۰/۰۳

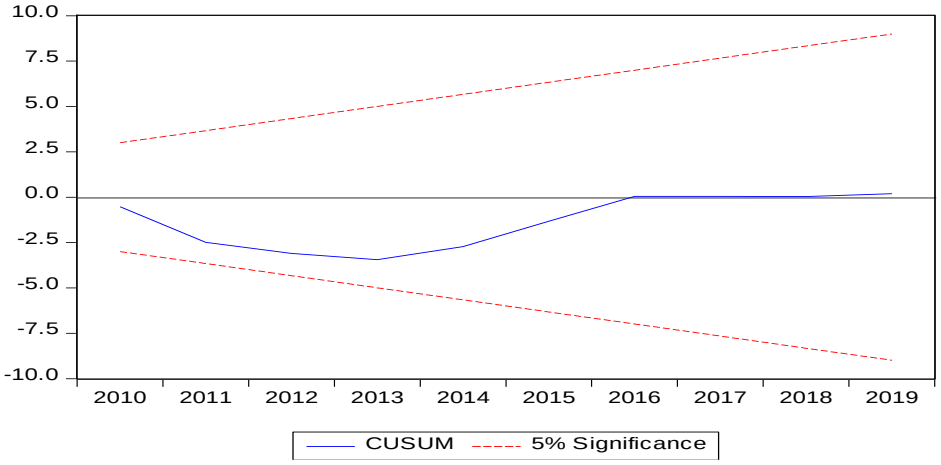
منبع: یافته های تحقیق

جدول ۱۳ .آزمون‌های سنجش اعتبار الگو برای کشور عربستان

نوع آزمون	LM تست	بریوش-پاگان-گادفری	رمزی	آزمون نرمالیتی
آماره (سطح احتمال)	۳/۰۹۵ (۰/۱۰۱)	۱/۲۶۴ (۰/۳۶۷)	۰/۳۶۵ (۰/۷۰۱)	۰/۱۹۴ (۰/۹۰)

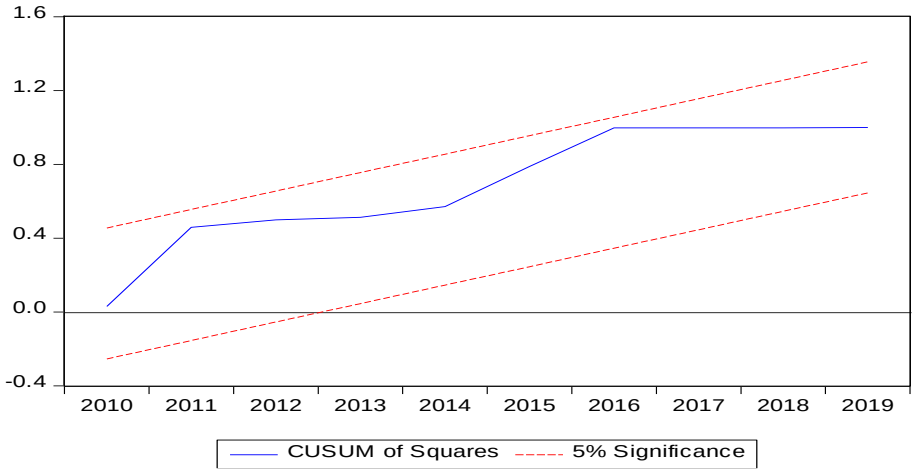
منبع: یافته های تحقیق

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]



نمودار ۱۱. نتایج آزمون CUSUM برای کشور عربستان

منبع: یافته های تحقیق



نمودار(۱۲).نتایج آزمون CUSUM of Squares برای کشور عربستان

منبع: یافته های تحقیق

جدول(۱۴).نتایج آزمون کرانه ها برای وجود یک رابطه همجمعبستگی در بلندمدت برای کشور عربستان

مقادیر	حد پایین	حد بالا	آماره F

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

در سطح ۱۰٪	۱/۷۵	۲/۸۷	۴/۲۱
در سطح ۵٪	۲/۰۴	۳/۲۴	
در سطح ۲/۵٪	۲/۳۲	۳/۵۹	

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۱۵).نتایج روابط بلندمدت کشور عربستان

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
Ln(L)	۱/۰۲	۰/۶۷	۱/۵۲	۰/۱۵
Ln(K)	-۰/۲۱	۰/۲۳	-۰/۹۲	۰/۳۷
Ln(G)	-۰/۰۹	۰/۳۱	-۰/۳۰	۰/۷۶
Ln(XOIL)	۰/۱۳	۰/۱۱	-۱/۱۴	۰/۲۸
INF_NEG	۰/۰۱	۰/۰۱	۱/۲۷	۰/۲۲
INF_POS	-۰/۰۰۸	۰/۰۱	-۰/۶۵	۰/۵۳

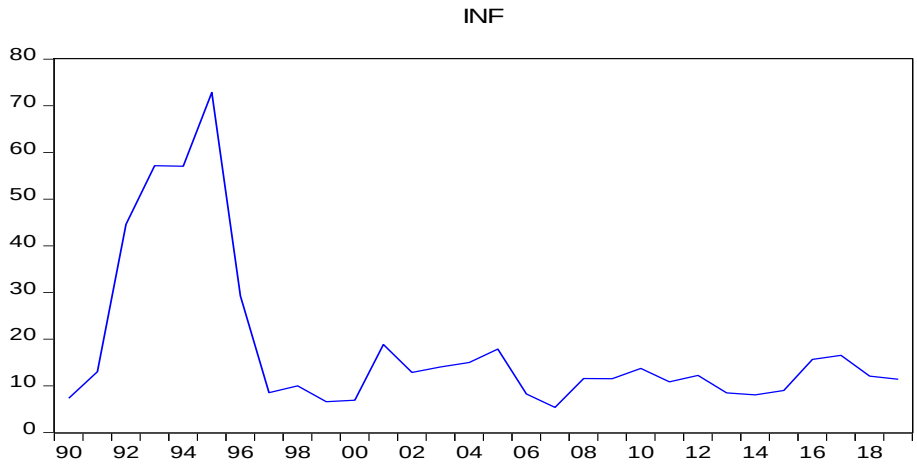
منبع: یافته‌های تحقیق

باتوجه به نتایج به دست آمده برای کشور عربستان در بلندمدت هیچ کدام از متغیرها معنی‌دار نمی-باشند.

نیجریه

نمودار شماره(۱۳) روند نرخ تورم را در دوره مورد بررسی برای کشور نیجریه نشان می‌دهد. داده‌ها نشان می‌دهند که میانگین نرخ تورم در این دوره ۱۸/۲۲ درصد بوده که بیشترین مقدار مربوط به سال ۱۹۹۵ با تورمی برابر با ۷۲/۸ درصد و کمترین مقدار مربوط به سال ۲۰۰۷ با تورمی برابر با ۵/۳۸ درصد می‌باشد.

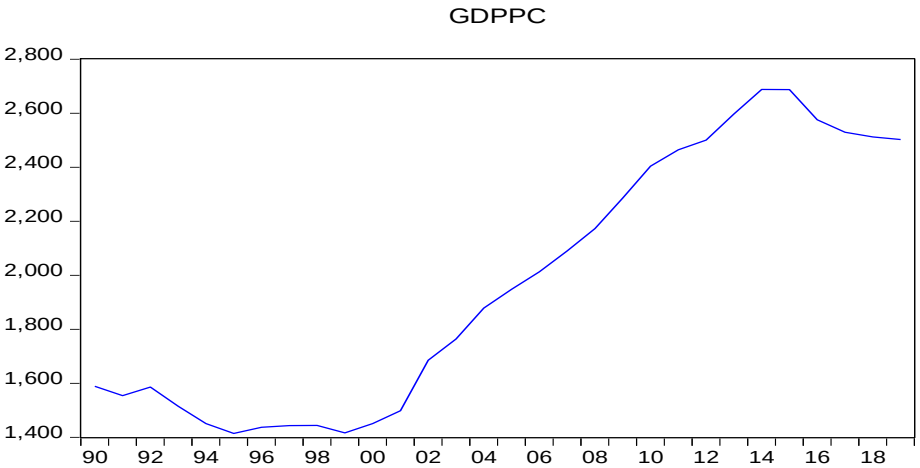
[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]



نمودار شماره (۱۳). روند نرخ تورم کشور نیجریه

منبع: یافته های تحقیق

روند تولید ناخالص داخلی سرانه در نمودار (۱۴) نشان داده شده است. طبق این نمودار، میانگین تولید ناخالص داخلی سرانه در کشور نیجریه طی سال‌های مورد بررسی برابر با ۱۹۶۹/۸۴ بوده و بیشترین مقدار مربوط به سال ۲۰۱۴ و به میزان ۲۶۸۸/۲۶۷ و کمترین مقدار مربوط به سال ۱۹۹۵ به میزان ۱۴۱۴/۱۰۱ می‌باشد.



نمودار شماره (۱۴). روند تولید ناخالص داخلی سرانه کشور نیجریه

منبع: یافته های تحقیق

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته جهت حصول اطمینان از I(2) نبودن متغیرها انجام شده است و بنابر نتایج به دست آمده از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته درجه جمعبستگی متغیرها به صورت زیر می‌باشد:

جدول شماره (۱۶): درجه جمعبستگی متغیرها

متغیر	Ln(GDPPC)	Ln(K)	Ln(l)	Ln(G)	Ln(XOIL)	INF
درجه جمعبستگی	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)

منبع:یافته های تحقیق

با توجه به اینکه تمام متغیرها جمعبسته از درجه صفر و یا یک هستند، می‌توانیم معادله ۱۰ را تخمین بزنیم:

NARDL (۲،۲،۲،۳،۳،۳،۳)

جدول (۱۷). نتایج مدل کوتاه‌مدت کشور نیجریه

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
Ln(GDPPC(-1))	-۰/۴۲	۰/۰۵	-۸/۳۱	۰/۰۰
Ln(L(-1))	۰/۹۷	۰/۰۷	۱۲/۶	۰/۰۰
Ln(K(-1))	-۰/۵۸	۰/۰۴	-۱۱/۹۶	۰/۰۰
Ln(G(-1))	-۰/۰۹	۰/۰۱	-۷/۹۳	۰/۰۰
Ln(XOIL(-1))	۰/۲۶	۰/۰۳	۸/۷۲	۰/۰۰
NEG(-1)	-۶/۸۹	۰/۰۰	-۰/۲۵	۰/۸
POS(-1)	-۰/۰۰۳	۰/۰۰	-۶/۸۶	۰/۰۰
D(Ln(GDPPC(-1))	-۰/۹۶	۰/۱۴	-۶/۴۲	۰/۰۰
D(Ln(L))	۱/۸۱	۰/۱۸	۹/۹۳	۰/۰۰
D(Ln(L(-1)))	۰/۷۵	۰/۲۴	۳/۱۲	۰/۰۳
D(Ln(K))	-۰/۰۱	۰/۰۳	-۰/۳۴	۰/۷۴
D(Ln(K(-1)))	۰/۲۵	۰/۰۳	۷/۷۶	۰/۰۰

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

D(NEG)	-۰/۰۰۰۹	۰/۰۰	-۲/۴۷	۰/۰۶
D(NEG(-1))	-۰/۰۰۰۲	۰/۰۰	-۱/۰۱	۰/۳
D(NEG(-2))	-۰/۰۰۰۷	۰/۰۰	-۲/۴۸	۰/۰۶
D(POS)	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۲/۱۳	۰/۰۹
D(POS(-1))	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰۶	۴/۳۹	۰/۰۱
D(POS(-2))	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۶	۲/۱۹	۰/۰۹
D(Ln(G))	۰/۰۰۹	۰/۰۰۸	۱/۰۵	۰/۳۵
D(Ln(G(-1)))	۰/۰۳	۰/۰۰۹	۴/۰۷	۰/۰۱
D(Ln(G(-2)))	-۰/۰۴	۰/۰۰۷	-۵/۴۰	۰/۰۰
D(Ln(XOIL))	۰/۰۴	۰/۰۱	۴/۴۰	۰/۰۱
D(Ln(XOIL(-1)))	-۰/۱۳	۰/۰۱	-۸/۸۸	۰/۰۰
D(Ln(XOIL(-2))	-۰/۰۵	۰/۰۱	-۴/۶۱	۰/۰۰

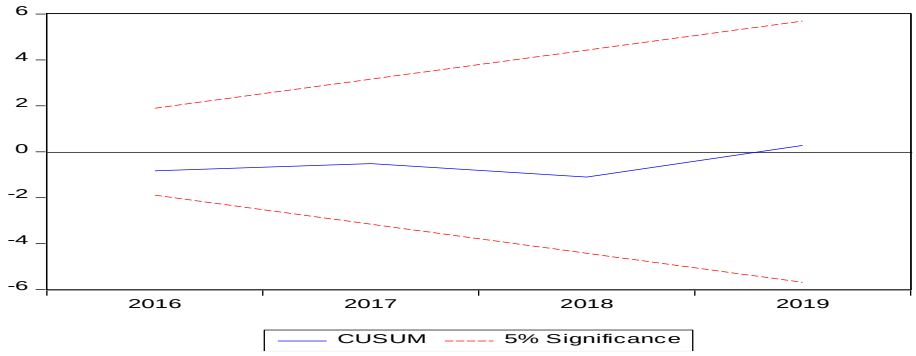
منبع:یافته‌های تحقیق

جدول(۱۸):آزمون‌های سنجش اعتبار الگو برای کشور نیجریه

نوع آزمون	LMآزمون	بریوش-پاگان-گادفری	آزمون رمزی	آزمون Jarque-bera
آماره	۱/۸۵	۴/۰۹	۱/۲۶	۰/۳۷
(سطح احتمال)	(۰/۳۴)	(۰/۱۳)	(۰/۲۹)	(۰/۸۳)

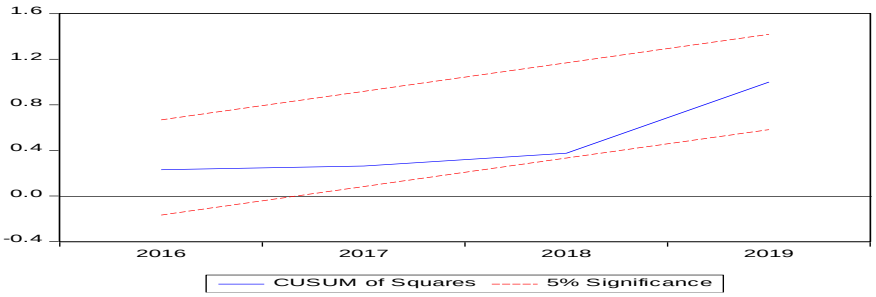
منبع: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]



نمودار(۱۵).نتایج آزمون CUSUM برای کشور نیجریه

منبع: یافته های تحقیق



نمودار(۱۶).نتایج آزمون CUSUM of Squares برای کشور نیجریه

منبع: یافته های تحقیق

جدول(۱۹).نتایج آزمون کران برای وجود یک رابطه همجمعبستگی در بلندمدت برای کشور نیجریه

مقادیر	حد پایین	حد بالا	آماره F
در سطح ۱۰٪	۱/۷۵	۲/۸۷	۲۷/۶
در سطح ۵٪	۲/۰۴	۳/۲۴	
در سطح ۲/۵٪	۲/۳۲	۳/۵۹	

منبع: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

جدول (۲۰). نتایج روابط بلندمدت کشور نیجریه

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
Ln(L)	۲/۳۲	۰/۲۵	۸/۹۹	۰/۰۰
Ln(K)	-۱/۳۸	۰/۱۷	-۸/۰۵	۰/۰۰۱
Ln(G)	-۰/۲۱	۰/۰۳	-۶/۷۸	۰/۰۰۲
Ln(XOIL)	۰/۶۳	۰/۰۶	-۰/۲۶	۰/۰۰
NEG	-۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۶	-۰/۲۶	۰/۸
POS	-۰/۰۰۸	۰/۰۰۱	-۵/۵۳	۰/۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

در کوتاه‌مدت به جز متغیر مربوط به شوک منفی نرخ تورم، تمامی متغیرها با یک دوره وقفه اثر معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارند. در بلندمدت ضریب متغیر نیروی کار مثبت و معنی‌دار است. به طوری که با یک درصد افزایش در میزان نیروی کار، رشد اقتصادی به طور متوسط ۲/۳۲ درصد افزایش خواهد یافت. متغیر سرمایه‌گذاری در بلندمدت منفی و معنی‌دار است و با یک درصد افزایش در میزان سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی به طور متوسط ۱/۳۸ درصد کاهش می‌یابد. همچنین متغیر هزینه‌های دولت نیز منفی و معنی‌دار است به طوری که با یک درصد افزایش در هزینه‌های دولت، رشد اقتصادی به طور متوسط ۰/۲۱ درصد کاهش خواهد یافت. با توجه به نتایج بلندمدت، متغیر درآمدهای نفتی مثبت، معنی‌دار و برابر با ۰/۶۳- است. ضرایب مربوط به شوک مثبت و منفی تورم هر دو منفی هستند که این نشان‌دهنده اثرگذاری منفی تورم بر رشد اقتصادی است. ضریب مر بوط به شوک منفی تورم معنی‌دار نمی‌باشد اما ضریب مربوط به شوک مثبت نرخ تورم معنی‌دار و برابر ۰/۰۰۸- است.

نتیجه گیری

مطالعه ادبیات اقتصادی نشان می‌دهد که تورم از عوامل تأثیرگذار بر رشد اقتصادی است. در این پژوهش، بر اساس مدل‌های رشد درون‌زا، یک الگو برای رشد اقتصادی کشورهای ایران، الجزایر، عربستان و نیجریه مدنظر قرار گرفت که در آن تولید ناخالص داخلی سرانه به عنوان متغیر وابسته و نرخ تورم، سرمایه‌گذاری، نیروی کار، درآمد حاصل از صادرات نفت و مخارج دولت به عنوان متغیرهای مستقل تعریف گردیدند. در همین راستا، جهت بررسی رابطه غیرخطی بین دو متغیر نرخ تورم و رشد اقتصادی در کشورهای مورد بررسی، متغیر نرخ تورم به دو بخش تغییرات منفی تورم و

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

تغییرات مثبت تورم تفکیک شده است و سپس برای بررسی اثرات شوک‌های مثبت و منفی تورم بر رشد اقتصادی از الگوی خود بازگشتی با وقفه توزیعی غیرخطی (NARDL)، استفاده شده است. در ادامه برای بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت از آزمون کران استفاده کردیم. نتایج آزمون کران نشان می‌دهد که رابطه بلندمدت میان متغیرهای تحقیق وجود دارد.

جدول (۲۱).نتایج روابط بلندمدت

متغیر	ایران	الجزایر	عربستان	نیجریه
Ln(L)	-۰/۴۲(۰/۰۱)	۰/۷۳(۰/۰۰۲)	۱/۰۲(۰/۱۵)	۲/۳۲(۰/۰۰)
Ln(K)	۰/۳۸(۰/۰۰۰۱)	۰/۱۲(۰/۰۰۲)	-۰/۲۱(۰/۳۷)	-۱/۳۸(۰/۰۰)
Ln(G)	۰/۵۱(۰/۰۰۰۷)	-۰/۲۶(۰/۱۱)	-۰/۰۹(۰/۷۶)	-۰/۲۱(۰/۰۰)
Ln(XOIL)	-۰/۰۳۱(۰/۳۴)	۰/۰۰۶(۰/۷۵)	۰/۱۳(۰/۲۸)	۰/۶۳(۰/۰۰)
NEG	-۰/۰۰۲(۰/۰۳)	-۰/۰۰۲(۰/۰۵)	۰/۰۱(۰/۲۲)	-۰/۰۰۰۱(۰/۸)
POS	-۰/۰۰۰۸(۰/۴۶)	-۰/۰۰۳(۰/۰۳)	-۰/۰۰۸(۰/۵۳)	-۰/۰۰۸(۰/۰۰)
C	-۶/۳۴(۰/۰۲)			

منبع:یافته‌های تحقیق

اولین کشور مورد بررسی در این پژوهش ایران است که بررسی ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان می‌دهند که اثر شوک منفی نرخ تورم بر رشد اقتصادی منفی است و این بدین معناست که تورم‌های کاهشی در هر دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهند و از انجایی که ضرایب مربوط به شوک منفی تورم و شوک مثبت تورم متفاوت هستند بنابراین اثرگذاری نرخ تورم بر رشد اقتصادی کشور ایران غیرخطی می‌باشد

کشور الجزایر دومین کشور مورد بررسی در این پژوهش است که نتایج به دست آمده برای این کشور نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت ضریب مربوط به اثر شوک منفی تورم بر رشد اقتصادی منفی بوده و در بلندمدت ضرایب مربوط به هر دو متغیر شوک مثبت و شوک منفی نرخ تورم، منفی می‌باشند بنابراین رابطه بین نرخ تورم و رشد اقتصادی معکوس بوده و به دلیل متفاوت بودن ضرایب مربوط به شوک مثبت نرخ تورم و شوک منفی نرخ تورم، اثرگذاری نرخ تورم بر رشد اقتصادی در کشور الجزایر غیرخطی می‌باشد.

سومین کشور مورد نظر ما در اینجا، عربستان است که بررسی‌ها در کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان‌دهنده بی‌معنی بودن ضرایب مربوط به اثر شوک مثبت نرخ تورم و شوک منفی نرخ تورم بر رشد اقتصادی می‌باشد

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

چهارمین کشور مورد بررسی در پژوهش حاضر، کشور نیجریه است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که ضرایب مربوط به شوک مثبت نرخ تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت منفی است که نشان از اثرگذاری معکوس نرخ تورم بر رشد اقتصادی دارد و با توجه به متفاوت بودن ضرایب مربوط به شوک مثبت نرخ تورم و شوک منفی نرخ تورم، اثرات نرخ تورم بر رشد اقتصادی در کشور نیجریه غیرخطی است.

به طور خلاصه، کشورهای مورد بررسی در این پروژه، کشورهای صادرکننده نفت می‌باشند، لذا درآمدهای نفتی بخش مهمی از بودجه این کشورها را تشکیل می‌دهد با مقایسه این کشورها، آنچه که عربستان را از سه کشور دیگر متمایز می‌کند، این است که طی سالیان اخیر سیاست‌های این کشور به سمت کاهش وابستگی اقتصاد به درآمدهای حاصل از صادرات نفت بوده است و این خود سبب مهار تورم در این کشور شده است. در کشورهای ایران، الجزایر و نیجریه اثر تورم بر رشد اقتصادی غیرخطی است و باتوجه به نتایج به دست آمده، این اثر منفی می‌باشد. بنابراین، سیاستگذاران باید سیاست‌هایی در جهت کنترل تورم اتخاذ کنند و پیش زمینه کنترل تورم میتواند سیاست‌های مبتنی بر حرکت به سمت اقتصاد غیرنفتی باشد.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

منابع

1. Akinbode, M, O. (2018). Asymetric Modelling and Economics Dynamics of Growth- Inflation Relationship: Nonlinear ARDL Approach. 19th International Academy of African Business and Development Conference Proceedings, pp, 705-716.
2. Alexander, W, R. J. (1997). Inflation and Economic growth: Evidence from a growth equation. Applied Economics, 29(2), 233-238.
3. aghapour V. The relationship between increasing Gharz al-Hasna accounts on economic growth in Iran. mieaoi 2022; 11 (39) :55-78
4. Bahmani, oskooee, M. (2015). Nonlinear ARDL Approach, Asymetric Effects and the J-Curve. Journal of Economic Studies, 42(3), 519-530.
5. Barro, Robert, J., Sala-i-martin, X . (1992). Public Finance in models of economic growth. The Review of Economic studies, 59(4), 645-661.
6. Dadgar, Y., Salehi Rezve, M. (2004). Usage Barro's model to evaluate the relatinship between inflation and economic growth in Iran. Commercial Bulletin Quarterly. No. 332, pp: 55-82. (in persian)
7. De Gregorio, J. (1993). Inflation, Taxation, and Long-Run Growth, Journal of Monetary Economics, 31(3), 271-298.
8. Dickey, D.A., Fuller, W.A. (1979). Distribution of the Estimatirs for Autoregressive time series with a unit root. Journal of the American Statistical Association, 74, 427-431.
9. Dong, T., Jha, R. (2012). Inflation variability and the relationship between inflation and growth. Macroeconomics and Financial in emerging market economies, 5(1), 3-17.
10. davoodi P, sezavar M, eslamian M. Introduction and Estimation of Monetary Conditions Index for Iran's Economy Using Johansson-Josilius Error Correction Method. mieaoi 2022; 11 (38) :7-31
11. Engle, R, F., Granger, C, W, j. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and testing. Econometrica, 55(2), 251-276.
12. Fischer, s. (1993). The Role of Macroeconomic Factors in growth. Journal of Monetary Economics, 32(3), 485-512.
13. Frimpong, J, M., Oteng-Abayie, E, F. (2010). When is inflation harmful? Estimating the threshold effect for Ghana. American Journal of Economics and Business Administration. 2(3), 232-239.
14. Futagami, K., Morita, Y. & Shibata, A. (1993). Dynamic Analysis of an Endogenous Growth Model with Public capital. The Scandinavian Journal of Economics, 95(4), 607-625.
15. ghaffary fard M, rahmati A, yusefzei D. The Role of Islamic Financing on Economic Growth of Selected Islamic Countries Using Panel Data (Case Study of Islamic Sukuk). mieaoi 2020; 8 (29) :103-120

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

16. Golmoradi , H. , Anjom shoaa , s . (2015). Short time and long time infacts of government expenses and inflation on iran economic growth. (in persian)
17. Gomme, P. (1993). Money and Growth Revisited: Measuring The Costs of Inflation in an Endogenous Growth Model. Journal of Monetary Economics, 32(1), 51-77.
18. Jafari Samimi, A., Gholizadeh Kenari, S, (2008). Inflation and economic growth in developing countries: New evidence. Journal of NAMEH-YE—MOFID. Vol. 13, No, 2(63), 45-58. (in persian)
19. Johansen, S., Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Co-Integration With Application to the Demand For Money. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52(2), 169-210.
20. Jones, L., Manuelli, R. (1995). The Sources of Growth. Journal of Economic Dynamics and Control, 21(1), 75-114.
21. Karahan, O., Colak, O. (2020). Inflation annd Economic growth in Turkey: Evidence from a Nonlinear ARDL Approach. Economic and Financial challenges for Balkan and Eastern European countries, 33-45.
22. Khan, M, S., Senhadji, A.(2000). Threshold effects in the relationship between inflation and growth. IMF Working Paper Vol. 48, No, 1, PP: 1-21.
23. Komijani, A., Bayat, Saied., Sobhanian, S, M, Hadi. (2014). The Nonlinear Effects of Inflation on Iranian Economic Growth, 1(1), pp, 3-22. (in persian)
24. Komijani, A., Memarnejad, A. (2004). Signification of Human Resourcequality and R&D in Iran's economic growth. Iranian Journal of trade studies. Vol. 8, NO.31, pp, 1-31. (in persian)
25. Lucas, R, E. (1988). On The Mechanics of Economic Development. Journal of Monetary Economics, 22(1), 3-42.
26. Mino, k(1996). Analysis of a two-sector model of endogenous growth with capital income taxation. International Economic Review, 37, 227-51.
27. Miraezade , M. (2010). Investigation of relation between inflation and economic growth at OPEC countries. (in persian)
28. Montazeri shorkachali , j.(2010). Infact of inflation on iran economic growth:non linear approach. (in persian)
29. Pesaran, M, H., Pesaran, B. (1997). Working with Microfit 4.0 . camfit data Ltd, Cambridge.
30. Pesaran, M, H., Shin, Y., Smith, R, J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationship. Journal of applied econometrics, 16(3), 289-326.
31. Pesaran, M, H., Shin, Y. (1996). Cointegration and speed of convergence to equilibrium. Journal of econometrics. 71(1-2), 117-143.
32. Phillips, A.W.(1958). The Relation Between Unemployment And the Rate of Change of Money Wage Rates in The United Kingdom, 1861-1957. Economica, 25(100), 99-283

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

33. Phillips, P., Hansen, B. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Prosses. Review of Economic Studies, 57(1), 99-125.
34. Rebelo, s(1991). Lung-run policy analysis and lung-run growth. Journal of political economy, 99, 492-501.
35. Romer, P, M. (1986). Increasing Returns and Long-Run Growth. Journal of Political Economy, 94(5), 1002-1037.
36. Shin, Y., yu, Byungchul., Green wood-nimmo, Matthew(2014). Modeling asymetric cointegration and dynamic multipliers in a Nonlinear ARDL framework. Festschrift in honor of peter schmit, 281-314.
37. Sidrauski, M. (1967). Inflation and Economic Growth. Journal of Political Economy, 75(6), 796-810.
38. Stockman, A, c. (1981). Anticipated Inflation and The Capital Stock in a Cash in- Advance Economy. Journal of Economics, 8(3), 387-393.
39. Tobin, J. (1965). Money and Economic Growth. Econometrica, 33(4), 671-684.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]