

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

### نوع مقاله: پژوهشی

راحله خلیلی<sup>۱</sup>

کامبیز پیکارجو<sup>۲</sup>

کامبیز هژبر کیانی<sup>۳</sup>

عباس معمارنژاد<sup>۴</sup>

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

### 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 وقهه توزیعی غیرخطی (NARDL) با رویکرد کران، اثر نرخ تورم بر رشد اقتصادی کشورهای مورد بررسی به صورت نامتقارن بررسی شده است. در این پژوهه 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

<sup>۱</sup> دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران Rahy\_khalili@yahoo.com

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

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

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

هستند. نتایج آزمون کران، نشان‌دهنده وجود رابطه باندمنت 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 *POS* و *NEG* 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 *POS* و *NEG*، این اثرگذاری غیرخطی است. در مورد کشور عربستان، هر دو ضریب متغیرهای *POS* و *NEG* بی‌معنی هستند.

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

## 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 یافتنند، 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 <sup>۴</sup> دسته تقسیم کرد:

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

<sup>۱</sup> Tobin

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.

- دیدگاه دیگر در رابطه تورم و رشد اقتصادی، دیدگاه سیدروسکی<sup>۱</sup> (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.

- استوکمن<sup>۲</sup> (۱۹۸۱) با ارائه مدلی که در آن پول مکمل سرمایه است، نتیجه‌گیری کرد که تورم اثر منفی بر رشد می‌گذارد. گومه<sup>۳</sup> (۱۹۹۳) و جونز و مانوئلی<sup>۴</sup> (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 نیروی کار منجر به نرخ‌های پایین‌تر رشد خواهد شد. دی گریگوریوه (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.

- 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 تعیت کند آنگاه نتایج به دست آمده از مطالعاتی که رابطه این دو متغیر را خطی فرض کرده‌اند، تورش دار خواهد بود (کمیجانی، ۱۳۹۳). گیلمن و همکاران<sup>۵</sup> (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.

<sup>۱</sup> Sidrauski Miguel

<sup>۲</sup> Stockman

<sup>۳</sup> Gomme

<sup>۴</sup> Jones & Manuelli

<sup>۵</sup> De Gregorio

<sup>۶</sup> Gillman, M., et al.

## ۱-۲. نقش الگوی رشد درونزا<sup>۱</sup> در تحلیل مسائل اقتصاد کلان

بررسی انتظارات تورمی در تعیین سطح عمومی قیمت‌ها و همچنین تأثیرات مخارج دولت و کسری بودجه در کتاب مالیات تورمی، موضوعات مطرح شده در حوزه افزایش سطح عمومی قیمت‌هاست (داودی<sup>۲</sup> و همکاران، ۱۴۰۱). در این مسیر، نظریه رشد درونزای اقتصادی با ارائه چالش‌های جدی و اشکالات اساسی الگوهای رشد نوکلاسیکی، سهم مهی 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 (آقابور،<sup>۳</sup> ۱۴۰۱).

بعد از سهمی که رومر<sup>۴</sup> (۱۹۸۶) و لوکاس<sup>۵</sup> (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 بارو<sup>۶</sup> (۱۹۹۰)، کینگ و ریبلو<sup>۷</sup> (۱۹۹۱)، بارو و سالی مارتین<sup>۸</sup> (۱۹۹۲)، فوتاجیمی<sup>۹</sup> (۱۹۹۳) و مینو<sup>۱۰</sup> (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

<sup>۱</sup> Endogenous growth model

<sup>۲</sup> davoodi

<sup>۳</sup> aghapour

<sup>۴</sup> Romer

<sup>۵</sup> Lucas

<sup>۶</sup> Robert J Barro

<sup>۷</sup> Rebelo , S .

<sup>۸</sup> Robert J Barro , Xavier Sala-i-Martin

<sup>۹</sup> Futagami , k. , Morita,y.,and shilbata , A.

<sup>۱۰</sup> Mino , K.

فیشر<sup>۱</sup> (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 انباست سرمایه موجب کاهش رشد اقتصادی می‌شود. فیشر با بررسی‌ها، جهت علیت را از تورم به رشد اقتصادی بیان می‌کند.

بارو<sup>۲</sup> (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 تقریباً همانند حالتی خواهد بود که ما به تنها ای از تورم به عنوان متغیر توضیحی استفاده کنیم، در حالی که ضریب تخمینی روی انحراف معیار تورم عملأً 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:

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

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)،  $\pi_t$  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:

$$DY_t = (Y_{t-1}, h_{t-1}, \dots, \pi_t) \quad (2)$$

$$DY_t = (Y_{t-1}, h_{t-1}, \dots, s_e) \quad (3)$$

<sup>۱</sup> Fischer, S.

<sup>۲</sup> Barro, R.J.

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)<sup>۱</sup> طی دوره ۱۹۶۶-۱۹۸۸، 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  $(\frac{K'}{Y})$  و  $(\frac{L'}{Y})$  رگرس نمائیم احتمالاً 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:

$$\frac{Y'}{Y} = \beta_0 + \beta_1 \left( \frac{K'}{Y} \right) + \beta_2 \left( \frac{L'}{Y} \right) + \beta_3 d + \beta_4 \pi + \beta_5 \Delta \pi + \varepsilon \quad (4)$$

در مدل بالا  $\beta_0$  جزو ثابت،  $\pi$  و  $\Delta \pi$  به ترتیب تورم و تغییرات تورم، و  $\varepsilon$  جزو 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 و معنی‌داری بر رشد اقتصادی می‌گذارند.

کاراچان و کلاک ۲ (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 سال‌های ۱۹۹۳-۲۰۰۳ آزمون کرده‌اند. نتایج حاصل از برآورد الگوهای رگرسیونی این تحقیق فرضیه اصلی را که بیان‌کننده اثر منفی تورم بر رشد

<sup>۱</sup> Alexander, w.R.

<sup>۲</sup> Organization For Economic cooperation and Development

<sup>۳</sup> Karaha & Colak

<sup>۴</sup> Jafari Samimi, Gholizadeh Kenari.(2007)

اقتصادی در کشورهای در حال 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<sup>۱</sup> (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، نیروی کار، 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<sup>۲</sup> (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<sup>۳</sup> (۲۰۱۳)، بررسی عدم تقارن به الگو اضافه گردیده است که کاربردهای آن در مطالعات بهمنی اسکویی<sup>۴</sup> (۲۰۱۵) قابل مشاهده است.

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

$$\ln GDPPC_t = \alpha_1 + \alpha_2 \ln K_t + \alpha_3 \ln L_t + \alpha_4 \ln XOL_t + \alpha_5 \ln G_t + \alpha_6 \ln INF_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

<sup>۱</sup> ghaffary fard

<sup>۲</sup> Pesaran et al

<sup>۳</sup> Shin et al

<sup>۴</sup> Bahmani Oskooee, M

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  $\epsilon$  جمله خطأ است. این معادله، در صورتی که هم‌جعبه‌ستگی بین متغیرها محرز گردد، به عنوان یک الگوی بلندمدت خطی شناخته می‌شود که ضرایب آن را ضرایب بلندمدت می‌نامیم.

(EC) را می‌توان با توجه به پسران و دیگران (۲۰۰۱) به شکل تصحیح خطأ 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.

$$\begin{aligned} \Delta \ln GDPPC_t = & \omega_1 + \sum_{i=1}^{n_1} \omega_{2i} \Delta \ln GDPPC_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_2} \omega_{3i} \Delta INF_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{n_3} \omega_{4i} \Delta \ln K_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_4} \omega_{5i} \Delta \ln L_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_5} \omega_{6i} \Delta \ln XOIL_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{n_6} \omega_{7i} \Delta \ln G_{t-i} + \theta_1 \ln GDPPC_{t-1} + \theta_2 \ln INF_{t-1} + \theta_3 \ln K_{t-1} + \theta_4 \ln L_{t-1} + \\ & \theta_5 \ln XOIL_{t-1} + \theta_6 \ln G_{t-1} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (6)$$

ضرایب مربوط به متغیرهای تفاضل مرتبه اول در معادله (۶)، ضرایب کوتاه‌مدت هستند. همچنین با نرمال کردن ضرایب متغیرهای با وقهه ( $\theta_5$  تا  $\theta_1$ ) بر روی  $\theta_1$ ، ضرایب بلندمدت برای معادله (۵) به دست می‌آید و برای اینکه ضرایب بلندمدت به دست آمده معتبر باشد، بایستی هم‌جعبه‌ستگی میان آن‌ها مشخص گردد که می‌توان از آماره  $F$  برای رویکرد آزمون کران بهره گرفت تا فرض  $H_0 = \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \theta_4 = \theta_5 = \theta_6 = 0$  را 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) باشند. مقدار بحرانی برای کران پایین نیز بر فرض (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 هم‌جعبه‌ستگی است. در صورتی که آماره کمتر از مقدار کران پایین باشد، هم‌جعبه‌ستگی را رد می‌کند. در نهایت اگر آماره  $F$  محاسبه شده، بین مقادیر کران قرار گیرد، آزمون کران برای هم‌جعبه‌ستگی، 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:

$$POS_t = \sum_{j=1}^t \Delta INF_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta INF_j, 0) \quad (7)$$

<sup>۱</sup> Error correction

$$NEG_t = \sum_{j=1}^t \Delta INF_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta INF_j, 0) \quad (8)$$

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:

$$\begin{aligned} \ln GDPPC_t = & \beta_0 + \beta_1 \ln K_t + \beta_2 \ln L_t + \beta_3 \ln XOL_t + \beta_4 \ln G_t + \beta_5 POS + \\ & \beta_6 NEG + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (9)$$

معادله (۹) نشان‌دهنده تابع رشد اقتصادی ایران در بلندمدت است که به روش خودبازگشته با اثرات غیرخطی نرخ تورم تخمین زده می‌شود. این الگو را با NARDL<sup>۱</sup>(NARDL) وقهه توزیعی غیرخطی در شکل NARDL<sup>۲</sup> توجه به مطالعات پسران و شین<sup>۳</sup> (۱۹۹۶) می‌توان به صورت یک الگوی به شکل زیر بازنویسی کرد: تصحیح خط (EC):

$$\begin{aligned} \Delta \ln GDPPC_t = & \varphi_1 + \sum_{i=1}^{n_1} \varphi_{2,i} \Delta \ln GDPPC_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_2} \varphi_{3,i} \Delta \ln K_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{n_3} \varphi_{4,i} \Delta \ln L_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_4} \varphi_{5,i} \Delta \ln XOL_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_5} \varphi_{6,i} \Delta \ln G_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{n_6} \varphi_{7,i} \Delta POS_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_7} \varphi_{8,i} \Delta NEG_{t-i} + \theta_1 \ln GDPPC_{t-1} + \theta_2 \ln K_{t-1} + \\ & \theta_3 \ln L_{t-1} + \theta_4 \ln XOL_{t-1} + \theta_5 \ln G_{t-1} + \theta_6 POS_{t-1} + \theta_7 NEG_{t-1} + \\ & \varepsilon_t \end{aligned} \quad (10)$$

معادله فوق یک الگوی خودبازگشته نامتقارن با وقهه توزیعی است که می‌توان اثرات نامتقارن نرخ تورم بر رشد اقتصادی را در کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی نمود. همانند الگوی (۶) ضرایب  $\varphi_2$  تا  $\varphi_7$  نشان‌دهنده ضرایب کوتاه‌مدت است و با استفاده از  $\varphi_1$  تا  $\varphi_7$  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  $\varphi_2$  تا  $\varphi_7$  بر  $\varphi_1$  تقسیم می‌شوند تا ضرایب بلندمدت متناظر با هر یک از متغیرهای مستقل حاصل شود.

پس از برآورد الگو به روش NARDL<sup>۴</sup>، 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

<sup>۱</sup> Nonlinear Autoregressive Distributed Lag

<sup>۲</sup> Pesaran & shin

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 (شوك مثبت) نرخ تورم و NEG برای کاهش (شوك 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 در کشورهای مورد بررسی، استفاده شده است.

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

#### ۴. تحلیل الگو

<sup>۱</sup> World Development Indicators

<sup>۲</sup> International Monetary Fund

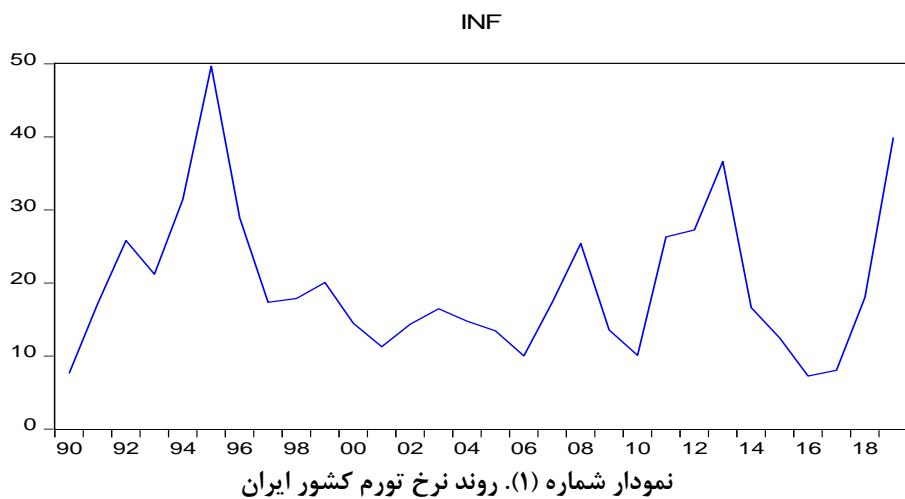
<sup>۳</sup> United nations development

<sup>۴</sup> Organization of petroleum Exporting countries

از مزایای الگوی NARDL، انعطاف‌پذیری آن نسبت به وجود متغیرهای  $I(0)$  و  $I(1)$  است. از آنجا که متغیرهای اقتصادی معمولاً 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<sup>۱</sup> برای کلیه متغیرهای مورد استفاده در الگو انجام شده است.

### ایران

اولین کشور مورد بررسی، ایران است. نرخ تورم در ایران طی سال‌های 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 می‌باشد. با این حال کمترین مقدار تورمی که ایران در این سال‌ها تجربه کرده است حدود ۷ درصد و در سال ۲۰۱۶ بوده است. نمودار مربوط به تورم در نمودار شماره (۱) نشان داده شده است.

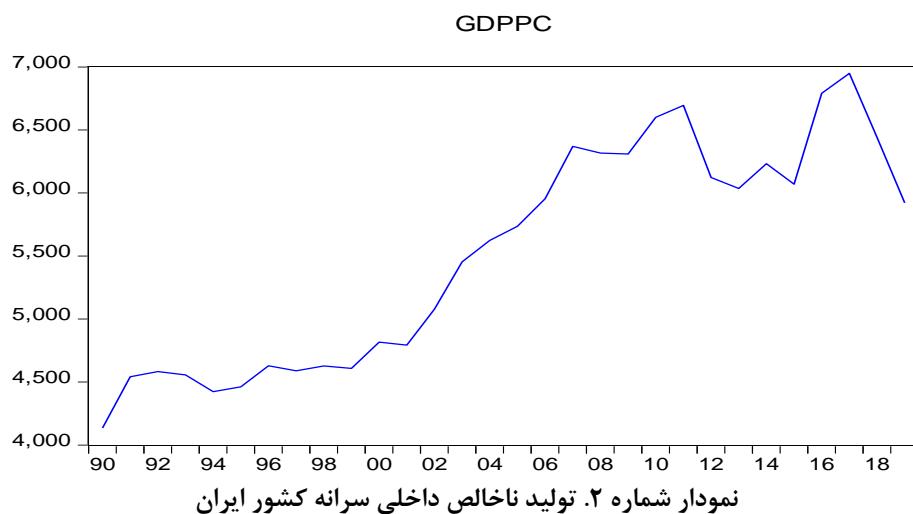


منبع: یافته‌های تحقیق

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

<sup>۱</sup> Augmented Dikey-Fuller

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



منبع: یافته های تحقیق

درجه جمعبستگی<sup>۱</sup> متغیرها بدین صورت می باشد:

جدول شماره ۱. درجه جمعبستگی متغیرها

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

منبع: یافته های تحقیق

نتایج آزمون ریشه واحد دلالت بر پایا<sup>۲</sup> بودن متغیرها در سطح و یا در تفاضل مرتبه اول دارد بنابراین استفاده از روش NARDL امکان پذیر است.

<sup>۱</sup> Degree of integration

<sup>۲</sup> Stationary

برای انتخاب بهترین الگو از معیار (AIC) استفاده شده است. بنابراین وقفه‌های (۱۰۰، ۱۰۰، ۲۰۱، ۱۰۰) 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

احتمال	t آماره	خطای استاندارد	ضریب	متغیر
۰/۰۲	-۲/۴۱	۱/۹۶	-۴/۷۳۸	C
۰/۰۰۱	-۳/۸۰	۰/۱۹	-۰/۷۴	Ln(GDPPC(-1))
۰/۰۱	-۲/۶۴	۰/۱۱	-۰/۳۱	Ln(L)
۰/۰۰۰۲	۴/۷۷	۰/۰۵	۰/۲۸	Ln(K(-1))
۰/۰۰۰۵	۳/۱۲	۰/۱۲	۰/۳۸	Ln(G(-1))
۰/۲۹	-۱/۰۷	۰/۰۲	-۰/۰۲	Ln(XOIL(-1))
۰/۰۱	-۲/۸۷	۰/۰۰۰۶	-۰/۰۰۱۹	NEG
۰/۴۰	-۰/۸۶	۰/۰۰۰۷	-۰/۰۰۰۶	POS
۰/۰۰۰۲	۴/۵۶	۰/۰۴	۰/۲۰	D(Ln(K))
۰/۰۰۰۴	-۳/۲۴	۰/۰۳	-۰/۱۲	D(Ln(K(-1)))
۰/۱۹	۱/۳۵	۰/۱۱	۰/۱۵	D(Ln(G))
۰/۰۲	۲/۳۶	۰/۰۱	۰/۰۴	D(Ln(XOIL))

منبع: یافته‌های تحقیق

به منظور بررسی اعتبار الگو، آزمون LM<sup>۱</sup>، جهت بررسی خودهمبستگی، آزمون بربوش-پاگان-گادفری<sup>۲</sup>، جهت بررسی ناهمسانی واریانس، آزمون رمزی<sup>۳</sup>، جهت بررسی تورش تصريح و آزمون Jarque-Bera<sup>۴</sup>، 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

- <sup>۱</sup> Breusch-Godfrey serial correlation LM test
- <sup>۲</sup> Breusch-pagan-Godfrey heteroskedasticity test
- <sup>۳</sup> Ramsey Test

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

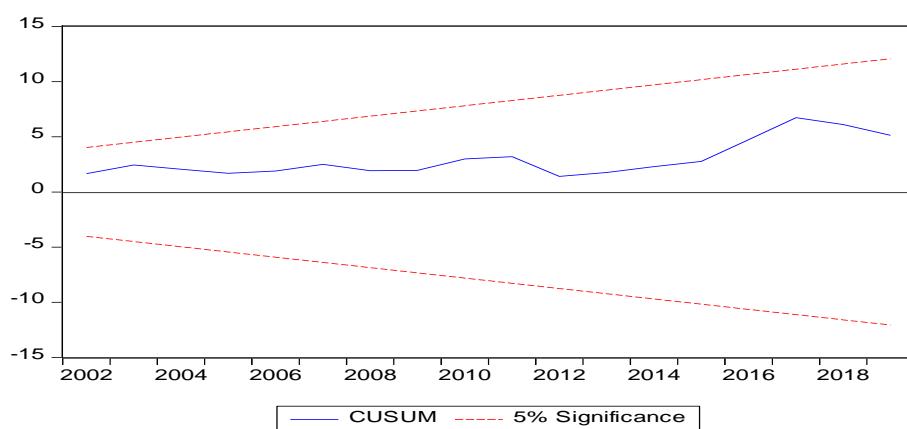
منبع: یافته‌های تحقیق

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 برآورده 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 تصريح الگو انجام می‌پذیرد، آزمون رمزی است. همانگونه که مشاهده می‌شود، انجام این آزمون نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر تصريح الگو رد نشده و مشکلاتی از قبیل فرم تعیی 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 در جدول (۶) در مورد آزمون jarque-bera نشان‌دهنده نرمال بودن باقیمانده‌ها است.

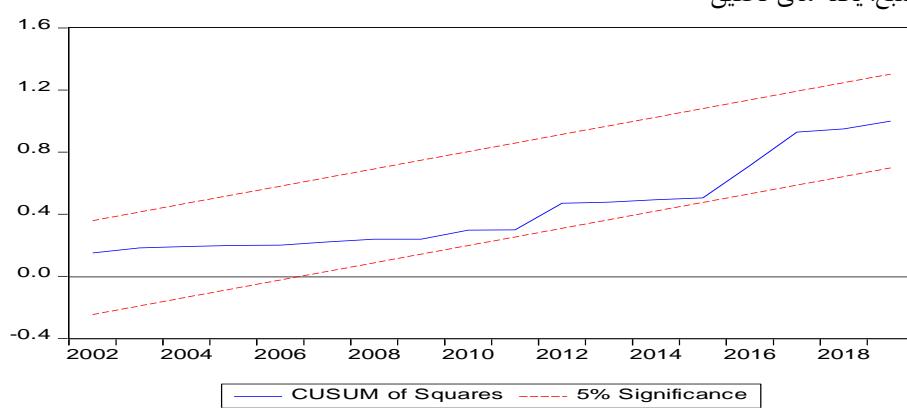
جهت بررسی ثبات ساختاری الگوی برآورده شده در ایران، از آزمون مجموع پسماندهای برگشتی<sup>۱</sup> و مجموع مجذور پسماندهای برگشتی<sup>۲</sup> استفاده شده است. در صورتی که نمودارها خارج از ناحیه میان دو خط بحرانی، در سطح ۵ درصد قرار گیرد، رابطه بلندمدت ناپایدار خواهد بود. این نتایج در نمودارهای شماره (۳)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

<sup>۱</sup> CUSUM

<sup>۲</sup> CUSUM of Squares



منبع: یافته های تحقیق



منبع: یافته های تحقیق

همانطور که نمودارها نشان می دهند مجموع تجمعی خطاهای بازگشتی و مجموع مجذور تجمعی خطاهای بازگشتی از کرانه های تعیین شده در سطح معنی داری ۵ درصد عبور نکرده است. این مسئله نشان دهنده این است که پایداری الگوی بلندمدت مورد تأیید است.

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

<sup>۱</sup> Bound Test

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 متغیر بودن ضرایب بلندمدت را نشان می‌دهد.

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

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

منبع: یافته‌های تحقیق

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

#### جدول ۵. نتایج روابط بلندمدت برای کشور ایران

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

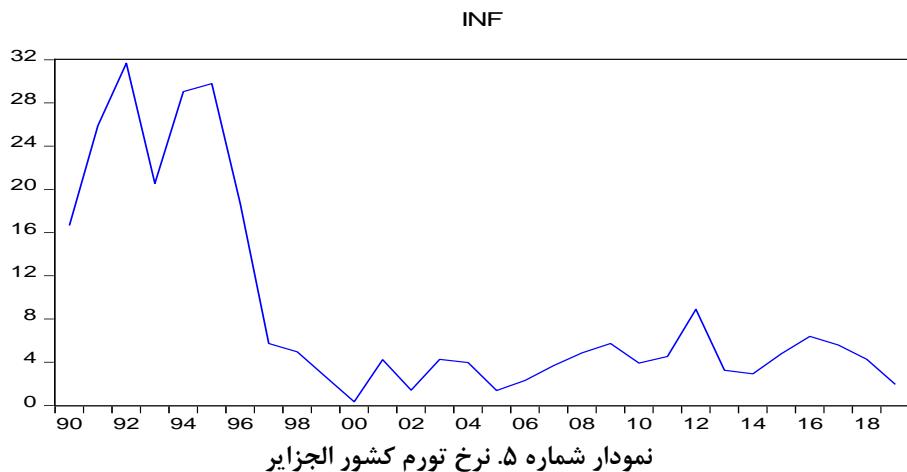
منبع: یافته‌های تحقیق

متغیر مخارج دولتی یا شاخص مخارج دولتی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت معنی‌دار است. متغیر سرمایه‌گذاری طبق انتظار در سطح اطمینان بالای 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

بی معنی است. ضریب مربوط به متغیر نیروی کار منفی و معنی دار می باشد. در مدل مورد بررسی برای اقتصاد ایران، ضرایب مربوط به شوک های مثبت و منفی تورم، دلالت بر اثر منفی تورم بر رشد اقتصادی دارد زیرا هر دو ضریب منفی می باشند. متفاوت بودن ضرایب مربوط به این دو متغیر دلالت بر غیرخطی بودن این رابطه دارد. در کوتاه مدت و بلند مدت ضرایب مربوط به شوک منفی تورم معنی دار می باشد، بدین صورت که در کوتاه مدت یک درصد کاهش در تورم موجب ۰/۰۰۱ درصد افزایش در رشد اقتصادی و در بلند مدت موجب ۰/۰۰۲ درصد افزایش در رشد اقتصادی خواهد شد. اما ضرایب مربوط به شوک مثبت تورم معنی دار نمی باشد.

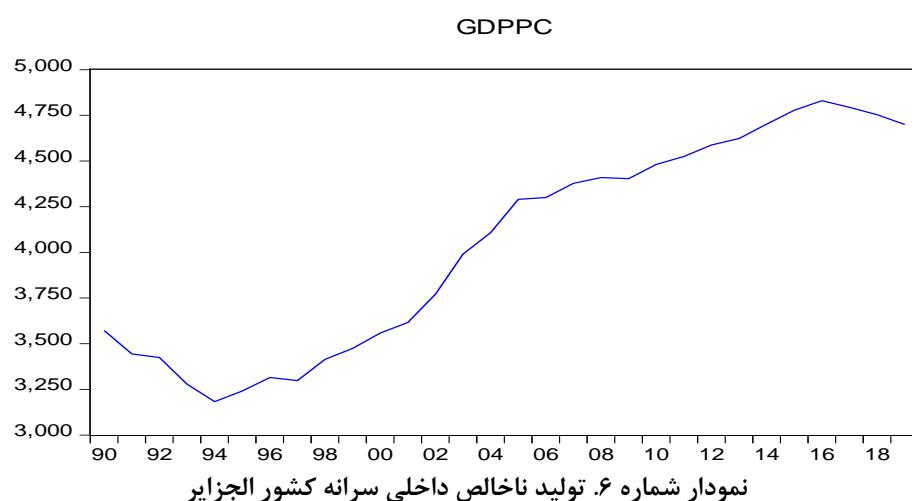
### الجزایر

رونده 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.



منبع: یافته های تحقیق

تولید ناخالص داخلی سرانه الجزایر ، روند تقریباً منظمی را در دوره مورد بررسی داشته است. میانگین تولید ناخالص سرانه ۴۷/۴۱ میلیون دلار می باشد. بیشترین مقدار ۴۸۳۰/۱۹ در سال ۲۰۱۶ و کمترین مقدار آن ۵۴/۳۱۸۲ در سال ۱۹۹۴ بوده است.



منبع: یافته های تحقیق

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

جدول شماره ۶. درجه جمعبستگی متغیرها برای کشور الجزایر

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

منبع: یافته های تحقیق

بنابراین به دلیل اینکه تمامی متغیرها جمعبسته از درجه صفر و یا یک می باشند می توان از مدل های خانواده ARDL استفاده کرد.

با تخمین معادله  $(10, 10, 10, 0)$  به عنوان وقفه بهینه برای کشور الجزایر انتخاب می گردد و ضرایب کوتاه مدت برآورد شده در جدول (۷) نشان داده شده است.

جدول ۷. نتایج مدل کوتاه مدت برای کشور الجزایر

متغیر	$D(NEG)$	$D(Ln(K))$	$Ln(XOIL)$	$Ln(G)$	$Ln(K(-1))$	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
$Ln(GDPPC(-1))$	-۰/۴۹	-۰/۴۹	-۰/۴۹	-۰/۱۳	-۰/۱۳	۰/۱۵	-۳/۲۶	۰/۰۰۳
$Ln(L)$	۰/۳۶	۰/۳۶	۰/۳۶	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۱۳	۲/۷۵	۰/۰۱
$Ln(K(-1))$	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۵	۲/۰۰۰	۰/۰۵
$Ln(G)$	-۰/۱۳	-۰/۱۳	-۰/۱۳	-۰/۰۸	-۰/۰۸	-۱/۵۷	-۱/۱۳	-۱/۱۳
$Ln(XOIL)$	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۹	۰/۰۰۹	۰/۳۱	۰/۷۵	۰/۷۵
$NEG(-1)$	-۰/۰۰۱۰	-۰/۰۰۱۰	-۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۴	-۲/۲۹	-۲/۰۳	۰/۰۳
$POS$	-۰/۰۰۱۸	-۰/۰۰۱۸	-۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	-۱/۸۱	-۱/۰۸	۰/۰۸
$D(Ln(K))$	۰/۰۰۷	۰/۰۰۷	۰/۰۰۷	۰/۰۰۲۸	۰/۰۰۲۸	۰/۲۵	۰/۷۹	۰/۷۹
$D(NEG)$	۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۱/۰۱	۱/۰۲	۰/۰۲

منبع: یافته‌های تحقیق

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

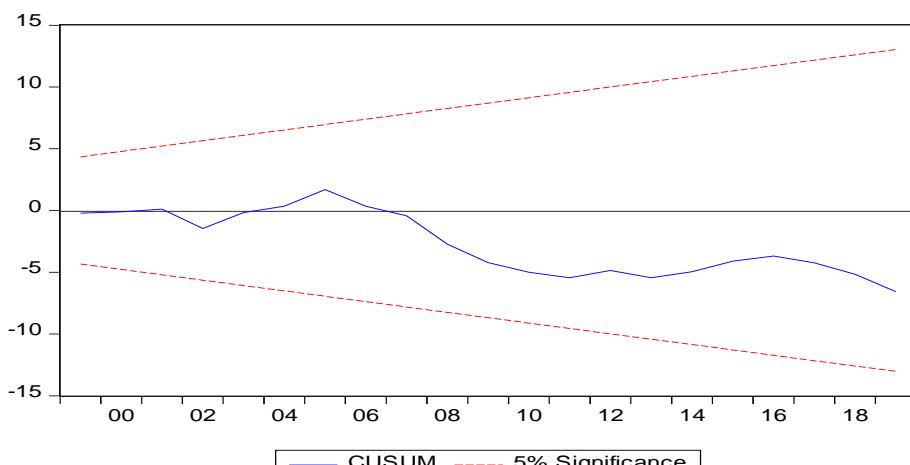
جدول ۸. آزمون‌های سنجش اعتبار الگو برای کشور الجزایر

نوع آزمون	تست LM	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)

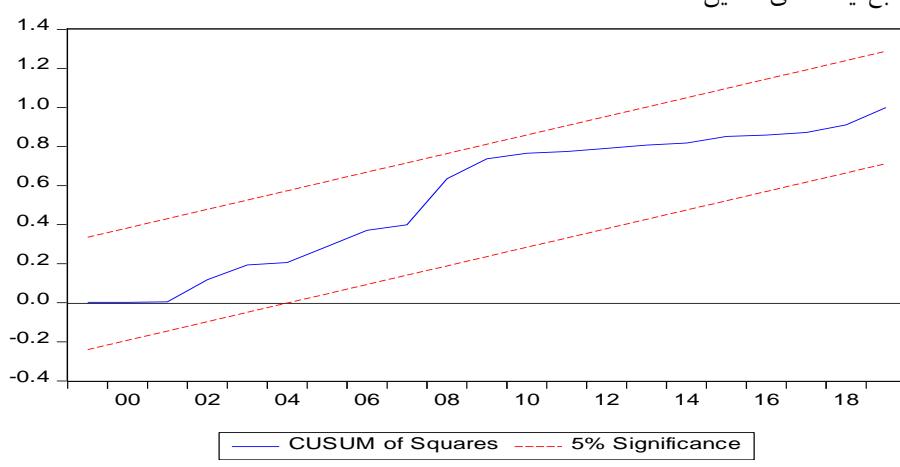
منبع: یافته‌های تحقیق

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 برآورده 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 of Square و CUSUM در نمودارهای زیر نشان داده شده است:



منبع: یافته های تحقیق



منبع: یافته های تحقیق

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

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

**جدول ۹. نتایج آزمون کرانه‌ها برای وجود یک رابطه هم‌جمع‌بستگی در بلندمدت برای کشور الجزایر**

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

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج به دست آمده از آزمون کران، نشان‌دهنده وجود رابطه هم‌جمع‌بستگی و معنی‌داری 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	۲/۳۷	۰/۰۰۲
Ln(K)	۰/۱۲	۰/۰۳	۲/۵۱	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

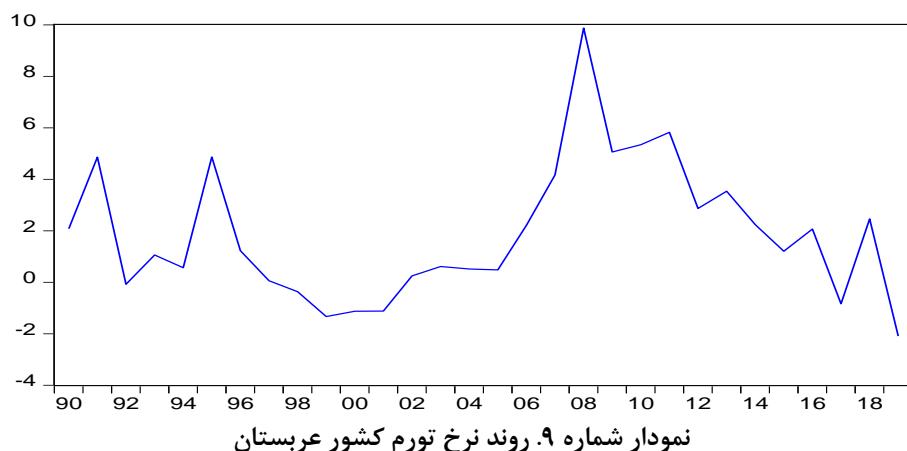
متغیر مربوط به نیروی کار هم در کوتاه‌مدت و هم ر بلندمدت دارای اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی است. بدین صورت که یک درصد افزایش در نیروی کار، به طور متوسط ۰/۳۶ درصد در کوتاه‌مدت و ۰/۷۳ درصد در بلندمدت رشد اقتصادی را افزایش خواهد داد. ضریب متغیر سرمایه-گذاری در کوتاه‌مدت و پس از یک وقفه، مثبت و معنی‌دار 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

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

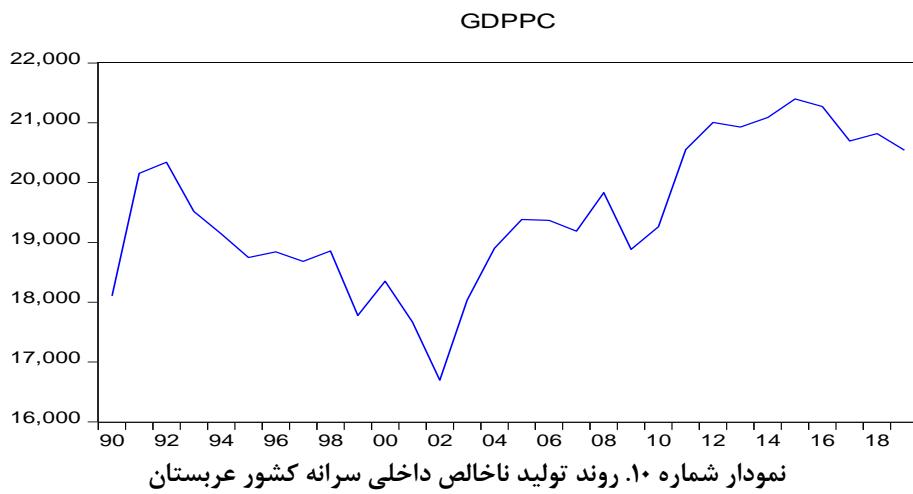
در نمودار شماره (۹) روند نرخ تورم نشان داده است. میانگین نرخ تورم طی سال‌های مورد بررسی در کشور عربستان  $1/88$  درصد بوده که بیشترین مقدار آن  $9/87$  درصد مربوط به سال ۲۰۰۸ و کمترین آن  $2/09$  درصد در سال ۲۰۱۹ بوده است.

INF



منبع: یافته‌های تحقیق

در نمودار شماره (۱۰) روند تولید ناخالص داخلی سرانه نشان داده شده است. بیشترین رقم تولید ناخالص داخلی سرانه  $21399$  می‌باشد که مربوط به سال  $2015$  است. و کمترین مقدار آن  $16695$  در سال  $2002$  است. میانگین تولید ناخالص داخلی سرانه در کشور عربستان طی سال‌های مورد بررسی  $19467$  دلار می‌باشد.



منبع: یافته های تحقیق

برای به دست آوردن درجه جمعبستگی متغیرها از آزمون دیکی-فولر تعیین یافته استفاده شد. درجه جمعبستگی متغیرها برای کشور عربستان بدین صورت می باشد:

**جدول شماره ۱۱. درجه جمعبستگی متغیرها**

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

منبع: یافته های تحقیق

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

وقفه های (۳، ۱۰۰، ۰۰۰، ۰۰) NARDL به عنوان وقفه بهینه برای کشور عربستان به دست آمده و نتایج حاصل شده از تخمین مدل کوتاه مدت در جدول (۱۲) نشان داده شده است:

**جدول (۱۲). نتایج مدل کوتاه مدت برای کشور عربستان**

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

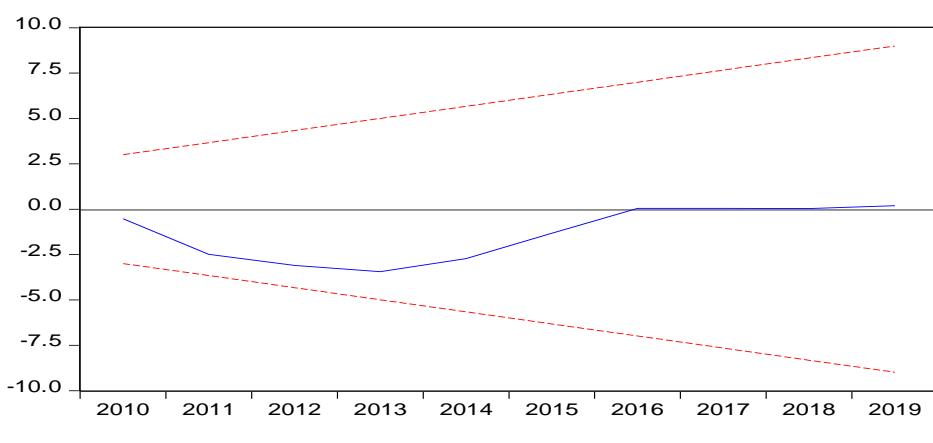
۰/۰۱	۲/۷۸	۰/۱۴	۰/۴۰	Ln(L(-1))
۰/۲۲	-۱/۲۸	۰/۰۶	-۰/۰۸	Ln(K)
۰/۷۳	-۰/۳۴	۰/۱۱	-۰/۰۳	Ln(G)
۰/۰۷	۱/۹۶	۰/۰۲	۰/۰۵	Ln(XOIL)
۰/۱۶	۱/۵۰	۰/۰۰۴	۰/۰۰۶	NEG
۰/۵۴	-۰/۶۳	۰/۰۰۵	-۰/۰۰۳	POS
۰/۲۶	-۱/۱۸	۰/۱۷	-۰/۲۰	D(Ln(GDPPC(-1)))
۰/۰۵	-۲/۱۹	۰/۱۶	-۰/۳۶	D(Ln(GDPPC(-2)))
۰/۰۳	۲/۴۶	۰/۶۷	۱/۶۷	D(Ln(L))

منبع: یافته های تحقیق

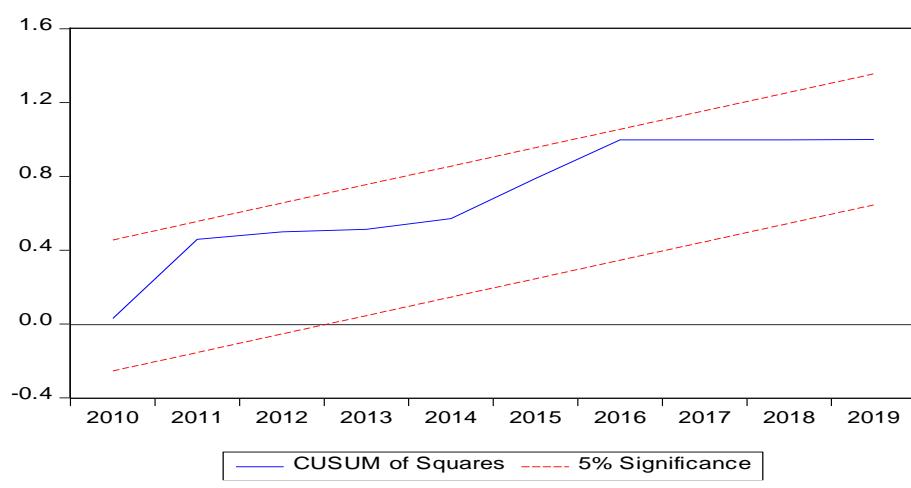
جدول ۱۳. آزمون های سنجش اعتبار الگو برای کشور عربستان

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

منبع: یافته های تحقیق



منبع: یافته های تحقیق



منبع: یافته های تحقیق

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

##### برای کشور عربستان

آماره F	حد بالا	حد پایین	مقادیر
---------	---------	----------	--------

۴/۲۱	۲/۸۷	۱/۷۵	در سطح٪ ۱۰
	۳/۲۴	۲/۰۴	در سطح٪ ۵
	۳/۵۹	۲/۳۲	در سطح٪ ۲۵

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۱۵). نتایج روابط بلندمدت کشور عربستان

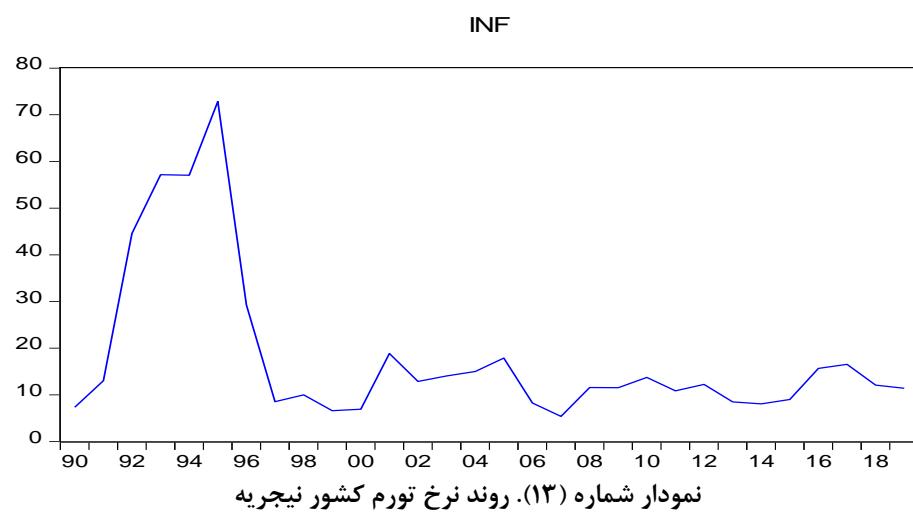
احتمال	t آماره	خطای استاندارد	ضریب	متغیر
۰/۱۵	۱/۵۲	۰/۶۷	۱/۰۲	Ln(L)
۰/۳۷	-۰/۹۲	۰/۲۳	-۰/۲۱	Ln(K)
۰/۷۶	-۰/۳۰	۰/۳۱	-۰/۰۹	Ln(G)
۰/۲۸	-۱/۱۴	۰/۱۱	۰/۱۳	Ln(XOIL)
۰/۲۲	۱/۲۷	۰/۰۱	۰/۰۱	INF_NEG
۰/۵۳	-۰/۶۵	۰/۰۱	-۰/۰۰۸	INF_POS

منبع: یافته‌های تحقیق

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

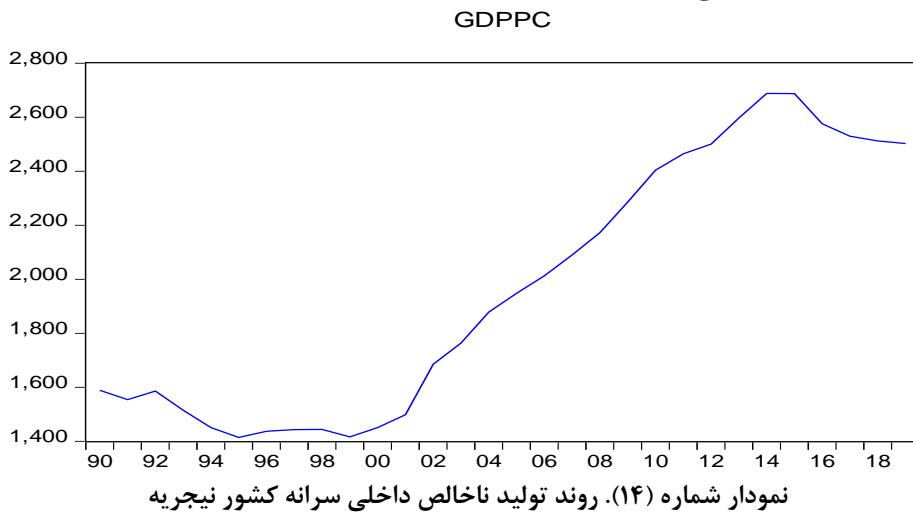
#### نیجریه

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.



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 سال های مورد بررسی برابر با ۱۹۶۹/۸۴ و بیشترین مقدار مربوط به سال ۲۰۱۴ و به میزان ۲۶۸۸/۲۶۷ و کمترین مقدار مربوط به سال ۱۹۹۵ به میزان ۱۴۱۴/۱۰۱ می باشد.



منبع: یافته های تحقیق

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

جدول شماره (۱۶): درجه جمعبستگی متغیرها

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

منبع: یافته های تحقیق

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

$$\text{NARDL} (2,2,3,3,3)$$

جدول (۱۷). نتایج مدل کوتاه‌مدت کشور نیجریه

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

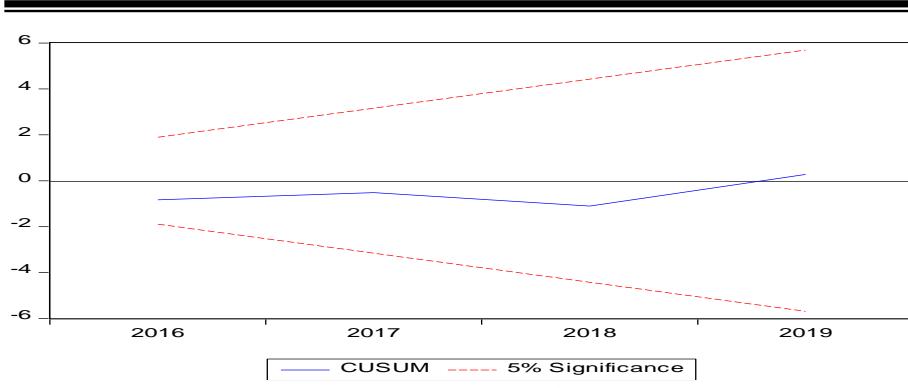
۰/۰۶	-۲/۴۷	۰/۰۰	-۰/۰۰۹	D(NEG)
۰/۳	-۱/۰۱	۰/۰۰	-۰/۰۰۲	D(NEG(-1))
۰/۰۶	-۲/۴۸	۰/۰۰	-۰/۰۰۷	D(NEG(-2))
۰/۰۹	۲/۱۳	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	D(POS)
۰/۰۱	۴/۳۹	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۲	D(POS(-1))
۰/۰۹	۲/۱۹	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۱	D(POS(-2))
۰/۳۵	۱/۰۵	۰/۰۰۸	۰/۰۰۹	D(Ln(G))
۰/۰۱	۴/۰۷	۰/۰۰۹	۰/۰۳	D(Ln(G(-1)))
۰/۰۰	-۵/۴۰	۰/۰۰۷	-۰/۰۴	D(Ln(G(-2)))
۰/۰۱	۴/۴۰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

منبع: یافته‌های تحقیق

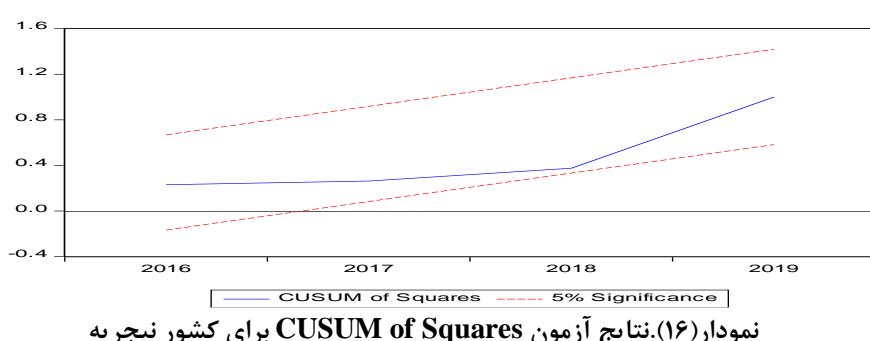
جدول (۱۸): آزمون‌های سنجش اعتبار الگو برای کشور نیجریه

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

منبع: یافته‌های تحقیق



منبع: یافته های تحقیق



منبع: یافته های تحقیق

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

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

منبع: یافته های تحقیق

جدول (۲۰). نتایج روابط بلندمدت کشور نیجریه

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

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. ضریب 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

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)	-۰/۰۲(۰/۰۳۷)	-۱/۳۸(۰/۰۰)
Ln(G)	۰/۵۱(۰/۰۰۰۷)	-۰/۲۶(۰/۱۱)	-۰/۰۹(۰/۰۷۶)	-۰/۲۱(۰/۰۰)
Ln(XOIL)	-۰/۰۳(۰/۰۳۴)	۰/۰۰۶(۰/۰۷۵)	۰/۱۳(۰/۰۲۸)	۰/۶۳(۰/۰۰)
NEG	-۰/۰۰۲(۰/۰۳)	-۰/۰۰۲(۰/۰۵)	۰/۰۱(۰/۰۲۲)	-۰/۰۰۰۱(۰/۰۸)
POS	-۰/۰۰۰۸(۰/۰۴۶)	-۰/۰۰۳(۰/۰۳)	-۰/۰۰۰۸(۰/۰۰)	-۰/۰۰۰۸(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 اثرباری 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 می‌باشد 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، اثرباری 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 نشان دهنده بی‌معنی بودن ضرایب مربوط به اثر شوک مثبت نرخ تورم و شوک منفی نرخ تورم بر رشد اقتصادی می‌باشد

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 پژوهش، 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 با توجه 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.

## منابع

1. Akinbode, M. O. (2018). Asymetric Modelling and Economics Dynamics of Growth- Inflation Relationship: Nonlinear ARDL Approach. 19<sup>th</sup> 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

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

33. Phillips, P., Hansen, B. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes. *Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125.
34. Rebelo, S(1991). Long-run policy analysis and long-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 asymmetric 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.