

## Monetary Policy and Inflation Dynamics in Iran: New Evidences

#### Mohsen Mohammadi Khyareh\*

#### Abstract

**Objective:** The monetarists, in explaining the dynamics of inflation, have emphasized the growth rate of the money supply. However, there is extensive empirical evidence to validate and validate this monetary logic. There are a number of criticisms already suggest that the monetarists may exaggerate the emphasis on the role of money supply in raising inflation. Therefore, the purpose of the present study is to investigate the extent to which inflation is caused by monetary phenomena in Iran.

**Method:** In this paper, the impact of money supply and other factors influencing inflation including production, exchange rate and international oil prices are investigated. The analysis was performed using the instantaneous reaction functions and SVAR econometric models.

**Results:** The empirical results generally indicate that money supply is a key source of inflation in Iran. According to the research findings, all of the estimated variables have a key role to play in increasing inflation in the economy. By comparison, real output has the lowest share, especially in the short run, while inflation is more sensitive to short and long run money shocks.

**Conclusion:** The overall conclusion of the present study is that inflation in Iran is relatively a monetary phenomenon rather than an actual factor.

Keywords: *Monetary Policy, Monetarists, Inflation, SVAR.* JEL Classification: E31, E52, P24, P44.

**Citition:** Mohammadi Khyareh, M. (2019). Monetary policy and inflation dynamics in Iran: new evidences. *Journal of Development and Capital*, 5(1), 111-130.

Journal of Development and Capital, Vol. 5, No.1, Ser. 8, 111-130

\* Assistant Professor, Gonbad-e Kavous University, Gonbad-e Kavous, Iran.

Corresponding Author: Mohsen Mohammadi Khyareh (Email: m.mohamadi@ut.ac.ir)

Submitted: 18 April 2018 Accepted: 18 August 2019

DOI: 10.22103/jdc.2019.11986.1046



# سیاست پولی و پویاییهای تورم در ایران: ارائه شواهدی جدید

### محسن محمدی خیارہ\*

### چکیدہ

هدف: پولگرایان، در توضیح پویایی های تورم، بر نرخ رشد حجم پول، تأکید زیادی نمودهاند. اگرچه شواهد تجربی گستردهای برای اعتبار وتأثید این منطق پولگرایان وجود دارد. یک سری انتفاداتی در حال حاضر وجود دارد که بیانگر ایـن اسـت کـه، پولگرایـان ممکن است در تأکید بر نقش عرضه پول در افزایش تورم، اغراق نموده باشند. از این رو هدف پژوهش حاضر این است که بررسی کنـد تا چه درجهای تورم در ایران ناشی از پدیدهای پولی است.

**روش**: در این مقاله، تأثیر عرضه پول و دیگر عوامل مؤثر بر تورم که شامل تولید، نرخ ارز و قیمت نفت بینالمللی است مـورد بررسی قرار گرفته است. تجزیه وتحلیل با استفاده از توابع واکنش آنی و مدلهای اقتصاد سنجی SVAR با استفاده از دادههای سالهای ۱۳۹۷– ۱۳۶۸ انجام شده است.

**یافتهها:** نتایج تجربی بطور کلی بیانگر این است که عرضه پول، منبع کلیدی تورم در ایران است. با توجه به یافتههای تحقیق، همه متغیرهای تخمین زده شده دارای نقش کلیدی بر افزایش تورم در اقتصاد هستند. در مقایسه، تولید واقعی دارای کمتـرین سـهم بـویژه در کوتاهمدت است؛ در حالیکه، تورم دارای حساسیت بیشتر به شوکهای عرضه پول در کوتاهمدت و بلندمدت است.

**نتیجهگیری:** نتیجه کلی مطالعه حاضر این است که تورم در ایران نسبتاً یک پدیده پولی است تا نشات گرفته از عوامل واقعی.

## واژههای کلیدی: سیاست پولی، پول گرایان، تورم، SVAR.

## طبقەبندى JEL: E31، E52، P24، P44.

**استناد:** محمدی خیاره، محسن. (۱۳۹۸). سیاست پولی و پویاییهای تورم در ایران: ارائه شواهدی جدید. *توسعه و* سر*مایه*، ۱۵(۱)، ۱۳۰–۱۱۱.

#### مقدمه و تعريف مسئله

کنترل تورم به عنوان یکی از اهداف سیاست کلان اقتصادی به دلیل آثار مخرب آن همیشه مورد توجه اقتصاددانان بوده است. طی سالهای گذشته همواره یکی از مهمترین مشکلات اقتصاد ایران نرخ تورم بالا بوده است، از جمله آثار مخرب تورم بالا در اقتصاد ایران میتوان به توزیع مجدد درآمد به نفع صاحبان دارایی و به زیان حقوق بگیران، افزایش نااطمینانی و در نتیجه کوتاهتر شدن افق زمانی تصمیم گیری و کاهش سرمایه گذاری بلندمدت و عوامل متعدد دیگر اشاره کرد. مکاتب اقتصادی در توضیح پدیده تورم دلایل متفاوتی بیان میکند:

> توسعه و سرمایه، دورهٔ پنجم، شمارهٔ ۱، پیاپی ۸ صص. ۱۱۱ تا ۱۳۰ \* استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه گنبدکاووس، گنبدکاووس، ایران. نویسنده مسئول: محسن محمدی خیاره (رایانامه: m.mohamadi@ut.ac.ir) تاریخ دریافت: ۹۷/۱/۲۹ تاریخ پذیرش: ۹۸/۵/۳۷

DOI: 10.22103/jdc.2019.11986.1046

از نظر نئو کلاسیکها، تورم مسئله بسیار ساده و کم اهمیتی است، زیرا بر اساس نظریه مقداری پول و با توجه به ثابت بودن سطح تولید و سرعت گردش پول، معتقدند که اگر مقامات پولی تنها میزان رشد عرضه پول را کنترل کنند، آنگاه تورم به عنوان یک معضل اقتصادی بروز نخواهد کرد(محنت و و دهقانی، ۱۳۸۸). اقتصاددانان مکتب کینزی فزونی تقاضای کل نسبت به عرضه کل را علت اساسی تورم عنوان کرده و معتقدند علت اصلی افزایش تقاضا را باید در دو بخش پول و کالا جستجو کرد. همچنین اقتصاددانان مکتب ساختار گرا، ریشههای تورم را در ضعف بخش های کشاورزی و تجارت خارجی و یا کشش در آمدی اندک سیستم مالیاتی میدانند. بر اساس دیدگاه ساختار گرایان، علت اصلی تورم، سیاست ارادی پولی و مالی دولت نیست، بلکه عدم تعادلهای اساسی در نظام اقتصادی است که رشد عرضه پول را به دنبال دارد.

پول گرایان نیز تورم را یک پدیده پولی میدانند. این ادعا که تورم یک پدیده پولی است بدان مفهوم است که رشد مستمر و بالای حجم پول در اقتصاد، منجر به ایجاد تورم بالا میشود. از سویی میزان تورم بالا نمی تواند به مدت طولانی بدون میزان بالای رشد پول ادامه یابد. البته پول گرایان در تفسیر جدید خود از نظریه مقدار پول، عنوان می کنند که پول در کوتاهمدت خنثی نیست و بر متغیرهای حقیقی اثر دارد، ولی در بلندمدت نظریه کلاسیکها را مبنی بر خنثی بودن پول می پذیرند. بر اساس دیدگاه پول گرایان، تورم، به صورت خالص یک پدیده مشتق شده از پول داخلی است. یعنی وقتی که بانک مرکزی، عرضه اضافی بیشتر از میزان تقاضای پول در جامعه ایجاد کند؛ تورم افزایش می یابد و در نتیجه، اعتبار اضافی ایجاد شده توسط بخش عمومی، تقاضا را افزایش می دهد (آکینبود و همکاران<sup>1</sup>، ۲۰۰۴). با توجه به نبود عکسالعمل موازی از سمت تولید، افزایش در تقاضای کل، فشاری در جهت افزایش قیمتها، ایجاد می کند (پیندیریری<sup>7</sup>، ۲۰۱۲). پول گرایان بر اتخاذ یک سیاست پولی انقباضی به عنوان یک استراتژی کوتاهمدت در مواجهه با تورم در کوتاهمدت تاکید می کند. معمولاً پرسش اصلی این است که آیا اضافه عرضه پول همیشه با نرخهای تورم بالا میراه است. در بین پول گرایان بر اتخاذ یک سیاست پولی انقباضی به عنوان یک استراتژی کوتاهمدت در مواجهه با تورم در کوتاهمدت تاکید می کنند. معمولاً پرسش اصلی این است که آیا اضافه عرضه پول همیشه با نرخهای تورم بالا مراه است. در بین پول گرایان، فریدمن در سال ۱۹۶۳، از اولین کسانی بود که از این منطق حمایت کرد. به نقل از پولی است.

نظریه مقداری پول، یکی دیگر از نظریه های توضیح تورم است که یک بسته تئوریکی فراهم می کند تا توجیه کند پویایی های تورم می تواند به طور محض در نتیجه پدیده های پولی، ایجاد شود. این نظریه شامل ۴ جزء است: نرخ رشد عرضه پول، سرعت گردش پول، تولید واقعی و سطح قیمت. مطابق این نظریه، یک رابطه مثبت بین رشد عرضه پول و سطح قیمت وجود دارد. علاوه براین، این نظریه، فرض می کند که در بلند مدت، یک رشد دائمی در عرضه پول، به همان نسبت، یک تغییر برابر در سطح قیمت ایجاد می کند؛ در حالی که تولید واقعی و سرعت گردش پول ثابت است. نظر به اینکه، عکس العمل مثبت تولید واقعی به رشد عرضه پول صرفاً می تواند در کوتاه مدت اتفاق بیافند (گرایوو و پلان، ۲۰۰۵).

یکی از سیاستهای عمده اقتصاد کلان در تمامی کشورهای دنیا و از جمله ایران، کنترل تورم در نرخهای قابلقبول است. رسالت اصلی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران بر آن است که با اجرای سیاستهای پولی و اعتباری شرایط مساعد برای پیشرفت اقتصادی کشور را فراهم سازد و در اجرای برنامههای مختلف اعم از برنامههای تثبیت و توسعه اقتصادی پشتیبان دولت باشد. در این راه حفظ ثبات ارزش پول و تعادل موازنه پرداختها به همراه رشد مدوام اقتصادی از طریق اجرای سیاستهای پولی از اهداف مهم آن به شمار میرود. علیرغم این نگرانی اصلی بانک مرکزی در تضمین ثبات قیمتی، اقتصاد ایران در سه دهه گذشته، نوسانات زیادی را در نرخ تورم تجربه کرده است. به هرحال، در حالحاضر، عملکرد سیاست پولی در ایران به یک سؤال اصلی رسیده است چه مقدار از تغییرات تورم، در نتیجه وقوع سیاستهای پولی در ایران است. یا تا چه میزان، تورم منتج از پدیده های پولی است. پاسخ به این پرسش، هدف این مطالعه را تشکیل می دهد. از این رو این مقاله تلاش می کند به صورت تجربی بررسی کند تا چه میزان تغییرات در عرضه پول می تواند تغییرات تورم در ایران را توضیح دهد. به همین منظور، از طریق مقایسه تأثیر رشد پول با دیگر عوامل

علاوه بر موارد فوق، تورم به عنوان یکی از مهمترین متغیرهای اقتصاد کلان نمادی از وضعیت ثبات در محیط اقتصاد کلان است. هرچند کنترل تورم یکی از مهمترین مسائل اقتصاد کلان بوده، اما تورم در جهان با وجود دستیابی به تـورم تک رقمی و زیر ۵ درصد در بیشتر کشورهای دنیا، از معضل اصلی این اقتصادها خارج شده و بانکهای مرکزی کشورهای مختلف توانستهاند با اجرای سیاست پولی منظم، معضل تورم را ریشه کن کنند. با این حال ایران همچنان در بین معدود کشورهایی قرار دارد که نرخ تورم دورقمی داشته و از تورم مزمن دورقمی رنج میبرند. به طوری که با وجود کاهش تورم در ایران طی سالهای اخیر، کشورمان در سال ۲۰۱۵ همچنان در رتبه یازدهم قرار دارد. پیامدهای اقتصادی و اجتماعي زيانبار تورم دورقمي و مزمن، لزوم توجه به اين پديده را بيش از پيش مشخص مي سازد. تورم مزمن و دورقمی، علاوه بر افزایش ریسک اقتصاد و ایجاد نااطمینانی و بی ثباتی در محیط اقتصاد کلان، باعث افزایش شکاف طبقاتی و بدتر شدن وضعیت فقرا نیز می شود. به طور کلی در شرایط تورمی در ایران، هزینه دهکهای پایین در آمدی (از آنجایی که مواد غذایی سهم بیشتری از سبد مصرفی خانوار در این دهک را دارا بوده و نرخ تورم مواد غذایی نیز به طور معمول بیش از نرخ تورم سایر کالاهاست) بیشتر افزایش یافته و در نتیجه به معنای آن است که فقرا بـار تـورم را بـر دوش دارند. بنابراین شناسایی عوامل مؤثر بر تورم و میزان درجه تاثیر گذاری آنها بر تورم، سر نخهای ارزشمندی درباره توانايي بانک مرکزي و سياستهاي پولي روي کنترل فرآيند تورم و اثرگذاري نسبي يک چارچوب سياست پولي، ارائـه میدهد. درادامه و در بخش دوم مروری بر ادبیات موضوع و مدل نظری تـورم ارائـه شـده اسـت، در بخـش سـوم پیشینه تحقیقات انجام گرفته است. در بخش چهارم متدولوژی تحقیق و دادهها توضیح داده شده است. در بخش پنجم نتایج تجربي ارائه و در بخش ياياني، نتيجه گيري ارائه شده است.

### مبانی نظری

در این بخش، یک مدل تئوریکی ساده برای توضیح عوامل مؤثر بر تورم در یک کشور در حال توسعه ارائه می گردد. میتوان تورم را به عنوان تغییر در سطح عمومی قیمتهای کالاها و خدمات تعریف نمود که از طریق درصد تغییر سالانه شاخص قیمت مصرف کننده تخمین زده میشود. این مدل بر پایه مطالعات قبلی مانند آدو و ماربوا<sup>۴</sup> (۲۰۱۱)، لاری و سومایلا<sup>ه</sup> (۲۰۰۱) و آکینبود و همکاران (۲۰۰۴) استخراج می شود. مطابق با مقالات قبلی ذکر شده، تورم در یک اقتصاد در حال توسعه فرض می شود که به صورت نظری از طریق متوسط وزنی قیمت کالاهای قابل تجارت ( P<sup>r</sup>) و غیرقابل تجارت ( P<sup>nt</sup>) بصورت معادله ۱ بصورت زیر استخراج شود:

$$\log P_t = \beta \left( \log P_t^{nt} \right) + (1 - \beta) \log P_t^t \tag{1}$$

که در آن، 
$$1 \! > \! eta \! < \! 0$$
 است.

قیمت کالاهای قابل تجارت در بازار جهانی تخمین زده میشود با این فرض که برابری قدرت خرید قابل کاربرد باشـد. قیمت کالاهای قابل تجارت به نرخ ارز (e) و قیمتهای خارجی (P<sup>f</sup>) بستگی دارد. بنابراین، قیمت کالاهای قابـل تجارت میتواند بوسیله معادله لگاریتم خطی زیر بیان شود:

$$\log P_t^t = \log e_t + \log P_t^f \tag{(Y)}$$

مطابق تئوریهای اقتصادی، هر دوی افزایش ارزش نرخ ارز(تضعیف پول داخلی) و کاهش قیمتهای خارجی به کاهش قیمتهای داخلی منجر می شود. از طرف دیگر، کاهش ارزش نرخ ارز(تقویت پول داخلی) و افزایش در قیمتهای خارجی، قیمتهای داخلی را افزایش می دهند. علاوه براین، این مدل فرض می کند که حرکت موازی بین تقاضای کل کشور و تقاضای کالاهای غیرقابل تجارت وجود دارد. با توجه به اینکه تقاضای کل از طریق مانده پولی ولقعی تعیین می شود، سپس، فرض می شود که قیمت کالاهای غیرقابل تجارت، در بازار پول داخلی مدلسازی شود. بنابراین، می توان نتیجه گرفت که قیمت کالاهای غیرقابل تجارت <sup>nn</sup> راز طریق مانده واقعی پولی تعیین می شود. یول (<sup>mn</sup>) برابر است.

 $\log P_t^{nt} = \theta(\log m_t^s - \log m_t^d) \tag{(*)}$ 

که بموجب آن،  $m_t^d$ ، تقاضای واقعی پول،  $m_t^s$  بیانگر عرضه واقعی پـول و heta یک عامـل تعـدیل اسـت کـه بیـانگر همبستگی بین تقاضای کل یک کشور و تقاضای کالاهای غیرقابل تجارت است. علاوه بـراین، در آمـد واقعـی، نرخهـای بهره اسمی و انتظارات تورمی، متغرهایی هستند که فرض میشود عوامل تعیین کننده تقاضای واقعی پول باشند:

$$m_t^d = f(y_t, r_t, E(\pi_t)) \tag{(f)}$$

که در آن، <sub>۲</sub> و <sub>۲</sub> به ترتیب نرخ تورم انتظاری و نرخهای بهره اسمی هستند که هر دو نمایانگر هزینه فرصت داخلی هستند، در حالیکه <sub>۲</sub> ، در آمد واقعی است. مطابق تئوری اقتصادی، مشتق جزئی تقاضای واقعی پول نسبت بـه نـرخ بهـره منفی است در حالیکه در آمد واقعی و نرخ تورم انتظاری دارای همبستگی مثبت با تقاضای واقعی پول هستند.

با در نظر گرفتن این حقیقت که انتظارات تورمی میتواند به شیوههای مختلف مدلسازی شود، بـه منظـور سـادگی، در این پژوهش، از مدل انتظارات تطبیقی بـرای تخمین توابـع انتظـارات تـورمی در ایـران اسـتفاده مـیشـود. مطـابق بـا ایـن مدلسازی، نرخ تورم انتظاری بصورت زیرتصریح میشود:

$$E(\pi_{t}) = d_{1}(\Delta \log p_{t-1}) + (1 - d)\pi_{t-1}$$
(a)

که،  $\Delta \log p_{t-1}$  و  $\pi_{t-1}$  به ترتیب بیانگر نرخ تورم و نرخ تورم انتظاری در دوره t-1 می باشند. برای سادگی بیشتر در استخراج روابط، دراین مدل فرض می شود که  $d_1 = 1$  باشد. با جایگزینی و مرتب سازی دوباره، معادله کلی تورم می تواند بصورت لگاریتم خطی به شکل زیر بیان شود:

$$\log p_{t} = \beta_{1} \log m_{t} + \beta_{2} \Delta \log p_{t-1} + \beta_{3} \log y_{t} + \beta_{4} \log e_{t}$$
$$+\beta_{5} \log r_{t} + \beta_{6} \log p_{t}^{f} + \varepsilon_{t}$$
(5)

با این حال، از آنجاییکه، بخش مالی در ایران از توسعه یافتگی کافی برخوردار نیست، نرخ بهره به عنوان معیاری برای هزینه فرصت داخلی مناسب نیست. به همین ترتیب استدلال می شود که، هزینه فرصت داخلی در کشورهایی با بازارهای مالی کمتر توسعه یافته، باید از طریق نرخهای تورم انتظاری اندازه گیری شود. علاوه بر این، بدلیل محدودیت دادهما، تعیین اینکه کدامیک از قیمتهای کشورهای شرکای تجاری ایران به عنوان قیمت خارجی در نظر گرفته شود کار سختی است. از این رو، در این پژوهش، از شاخص قیمت نفت به منظور شناسایی تأثیر پول بر تورم در ایران در مقایسه با دیگر عوامل مؤثر، بصورت زیر استفاده می شود:

 $\log p_t = \beta_0 + \beta_1 \log m_t + \beta_2 \Delta \log p_{t-1} + \beta_3 \log y_t + \beta_4 \log e_t + \beta_5 \log oilp + \varepsilon_t \tag{V}$ 

که در آن، p<sub>t</sub> سطح عمومی قیمت، m<sub>t</sub> شاخص عرضه پول بوسیله <u>m</u> است. با ثبات سایر شرایط، نظریه پول گرایان، یک مشتق جزئی مثبت برای سطح عمومی قیمت نسبت به عرضه پول پیش بینی می کند. این امر بدلیل نظریه مقداری پول است که فرض می کند سرعت گردش پول ثابت است زمانیکه اقتصاد در اشتغال کامل است. در طول چنین وضعیتی، هر افزایش پایداری در عرضه پول، منجر به افزایش سطح عمومی قیمت می شود که در نهایت باعث ایجاد فشارهای تورمی می شود (لاری و سومایلا، ۲۰۰۱). کاهش ارزش نرخ ارز (*p*) و قیمت خارجی اندازه گیری شده بوسیله شاخص قیمت جهانی نفت، انتظار می رود که بصورت مثبت با تورم داخلی در ارتباط باشند. انتظار براین است که در آمد

#### پيشينه تحقيق

مطالعه تعیین عوامل مؤثر بر تورم یا شاخص بهای مصرف کننده توسط بسیاری از اقتصاددانان کلان اقتصادی در سطح ملی و بین المللی انجام شده است. نتایج همه این مطالعات برحسب کشور (های) مورد بررسی، دوره زمانی یا انتخاب متغیرها اباهم متفاوت است. ایران در سالهای اخیر نرخ تورم بالایی و بی ثبات داشته است. تقریباً تمام مطالعات اخیر که در مورد عوامل تعیین کننده تورم در ایران انجام شده است، در فاکتورهای داخلی متمر کز بوده و اغلب تعداد کمی از عوامل خارجی با آنها همراه است. هیچ مطالعهای بر روی عوامل خارجی تورم به طور خاص در ایران تاکنون انجام نشده است.

همتی و همکاران(۲۰۱۸)، در مطالعه خود، با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری(VECM)، عوامل خارجی مؤثر بر پویایی تورم در ایران را مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج نشان داد که عرضه پول، نرخ ارز، شاخص تورم واردات و تشدید تحریمها بر افزایش شاخص قیمت کل در بلندمدت تأثیر دارند. کشش بلندمدت تـورم نسبت بـه عرضـه پـول، نـرخ ارز، تعرفه مؤثر و شاخص قيمت واردات به ترتيب برابر با ٢٥/٠، ١١٨/٠، ٧٠/٧٧ و ٧/١٧ بوده است. علاوهبراين، محمدي و حیدرپور (۲۰۱۷) با استفاده از مدلسازی مارکوف-سوئیچینگ ضرایب عوامل مؤثر بر تورم در ایران در دوره های ۱۹۷۶–۲۰۱۲ را تخمین زدهاند. نتایج نشان داد که تورم دارای دو رژیم تورم بالا و پایین است. احتمال ماندن در رژیم تورم بالا حدود ۶۵، است و احتمال ماندن در رژیم تورم پایین ۹۴، است. همچنین، احتمال انتقال از رژیم تورم بالا به رژيم تورم پايين حدود ٣۵/ است. بعلاوه، احتمال انتقال از رژيم تورم پايين به رژيم تورم بالا در حدود ٠,٠ است. همچنین، بیکاری تأثیر منفی قابل توجهی بر تورم در رژیم تورم بالا دارد که بیانگر وجود منحنی فیلیپس در ایـن رژیـم است. نهایتاً، رشد عرضه پول و اولین وقفه در تورم تأثیر مثبت قابل توجهی بر تـورم دارد. در همـین راسـتا، تفتـی (۲۰۱۲) دلایل تورم در ایران را تحلیل کرد. وی از چندین تکنیک اقتصادسنجی استفاده کرد که شامل روش حداکثر راستنمایی يوهانسن و جوسليوس ، روش VAR، عملكرد پاسخ به ضربه (IRF) و تجزيه واريانس خطاى پيش بيني (FEVD) است. نتایج نشان میدهد نقدینگی و شاخص بهای واردات تأثیر مثبت بر تـورم داشـته اسـت. در مـورد تولیـد ناخـالص داخلـی واقعی ، مشخص شد که تأثیر منفی بر تورم در ایران دارد. همچنین یزدانی و زارع قشلاقی(۱۳۹۵) در مطالعه خود به ارزيابي تأثير تغييرات نرخ ارز بر تورم در اقتصاد ايران با استفاده از آمار فصلي سري زماني دوره ١٣٩١–١٣٧٩ و از طريق الگوی خودر گرسیونی برداری ساختاری پرداختهاند. نتایج بیانگر این بوده است که یکی از عوامل مهم و ریشهای تأثیر گذار بر تورم، تغییرات نرخ ارز و بهطور کلی سیاستهای ارزی بوده است که سبب ایجاد یک تورم ساختاری در اقتصاد کشور گردیده است. به روش مشابه، شاکری و همکاران (۱۳۹۴)، عوامل تعیین کننده تورم طی دوره ۱۳۳۹-۱۳۹۰ را با استفاده از الگوی خودر گرسیون بر داری(VAR) بر رسی نمودهاند. نتایج مدل بیانگر وجود رابطه علی یکسویه بین سه متغیر رشد مارک آپ، رشد نرخ ارز و رشد بهرهوری نیروی کار و تورم و همچنین رابطه علی دوسویه بین رشد نقدینگی و تورم بوده است. به همین ترتیب، کاکویی و نقدی(۱۳۹۳)، به منظور بررسی فرضیه پولی بودن تـورم، اثر متغیرهای حجم نقدینگی، تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ ارز بازار غیر رسمی و شاخص قیمت کالاها و خدمات وارداتی بر تورم را با استفاده از روش ARDL آزمون نمودهاند. نتایج بیانگر تأیید نسبی فرضیه پولی بودن تورم در اقتصاد اير ان است.

مطالعات زیاد دیگری در خصوص ریشهیابی تورم در اقتصاد ایران انجام گرفته است که در جدول ۱، بصورت خلاصه آورده شدهاند.

<b>ی بر مهمترین تحقیقات داخلی در خصوص ریشه یابی عوامل مؤثر بر تورم</b>	جدول ۱. مرورو
نتايج	نو يسن <i>د گ</i> ان
ارتباط مستقیمی بین تغییرات نقدینگی و نرخ تورم وجود دارد	نیلی (۱۳۶۴)
ارتباط مستقيم و معنا دار بين حجم پول و تورم وجود دارد و ليكن رابطه يـك بـه يـك	طيب نيا (۱۳۷۴)
را نمي توان قبول كرد.	طيب نيا (۱۱۹۱)
تورم در ایران پدیده پولی نیست و عوامل دیگری مانند نرخ ارز و تولید در ایجاد تـورم،	بهمنی اسکویی (۱۹۹۳)
نقش بازی مینمایند	بهمتی اسکویی (۱۹۹۱)
نرخ رشد نقدینگی و نرخ ارز از عوامل اصلی تغییر قیمتها در ایران است.	داوودی (۱۳۷۶)
تورم در اقتصاد ایران یک پدیده پولی است و عوامل سمت عرضه اقتصاد در ایجـاد تـورم	نظیفی(۱۳۷۹)

	ایران اثر کمتری دارند.
کريمي و توکلي (۱۳۷۸)	تورم قیمت کالاهای وارداتی بیشترین تأثیر را بر تورم داخلی دارد.
عباسی نژاد و تشکینی	فرضیه پولی بودن تورم در اقتصاد ایران صادق نیست و تولید، شاخص قیمت کالاهای
(1444)	وارداتی و نرخ ارز را از عوامل مهم تاثیرگذار بر تورم اقتصاد ایران دانستهاند.
اصفهانی و یاوری (۱۳۸۲)	ریشه تورم صرفاً پولی نبوده و مزمن بودم تورم در ایران به متغیرهای واقعی نیز ارتباط دارد.
کمیجانی و نقدی (۱۳۸۸)	ریشه تورم در ایران فقط پولی نیست و مزمن بـودن تـورم در ایـران بـه متغیرهـای واقعـی (یعنی تولید و در این مقاله به تولید بخشی) نیز ارتباط دارد.
حسینی و قلی زاده (۱۳۸۹)	نتایج بر پولی بودن تورم تأکید دارد
حسینینسب و قلیزاده (۱۳۸۹)	عوامل مالی نظیر شاخص کالاهای وارداتی، در آمدهای نفتی و کسری بودجه موجب افزایش تورم طی دوره مورد بررسی در ایران می شوند. در حالی که رشد اقتصادی تا حدودی باعث مهار تورم می شود.

در کشورهای دیگر، ناسیم<sup>2</sup> (۲۰۱۸)، عوامل اقتصاد کلان مؤثر بر تورم در عربستان سعودی را طی سالهای ۲۰۱۹–۲۰۰۰ مورد بررسی قرار داده است. وی از متغیرهای توضیحی متعددی برای سنجش تأثیر آنها بر تورم استفاده کرد. این متغیرها عبارتند از: عرضه پول ، نرخ ثابت ارز در برابر دلار آمریکا، قیمت نفت، واردات، صادرات و بیکاری. یافتههای تجربی نشان می دهد که همه متغیرها به جز بیکاری، تأثیر قابل توجهی در تورم در عربستان سعودی داشتهاند. از طرف دیگر، چودهاری و خیومین <sup>۷</sup> (۲۰۱۸)، با استفاده از رویکرد حداقل مربعات معمولی (OLS) در دوره ۲۹۱۵–۲۰۱۶، تأثیر عرضه پول، تولید ناخالص داخلی واقعی و شاخص قیمت مصرف کننده را بر تورم در نیال آزمایش کردند. نتایج تجربی آنها نشان می دهد که هر سه متغیر تأثیر قابل توجهی بر تورم در نیال داشتهاند. لیم و سک<sup>6</sup> (۲۰۱۵)، دریافتند که عرضه پول، مخارج عمومی و رشد تولید ناخالص داخلی عوامل تورم در نیال آزمایش کردند. نتایج تجربی آنها نشان می دهد که هر سه متغیر تأثیر قابل توجهی بر تورم در نیال داشتهاند. لیم و سک<sup>6</sup> (۲۰۱۵)، دریافتند که عرضه پول، مخارج عمومی و رشد تولید ناخالص داخلی عوامل تویین کنده تأثیر بلندمدت تورم در کشورهای دارای تورم بالا هستند. به همین تر تیب، کاسای<sup>1</sup> (۲۰۱۷) از دو روش تعین کنده تأثیر بلندمدت تورم در کشورهای دارای تورم در اتیوپی استفاده کرد. نتایج نشان می دهد که عرضه پول و تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت و معنا داری بر تورم در اتیوپی استفاده کرد. نتایج نشان می دهد که عرضه پول و تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت و معنا داری بر تورم در اتیوپی داشته است. از سوی دیگر ، واردات و پسانداز ناخالص ملی منجر به کاهش شاخص قیمت مصرف کنده شده است. در همین حال، تأثیر متغیرهای تسهیلات نورسی قرار داد. یافتها حاکی از آن است که متغیرهای کلان اقتصادی از جمله کسری مالی، عرضه پول، نرخ بهره بررسی قرار داد. یافتهها حاکی از آن است که متغیرهای کلان اقتصادی از جمله کسری مالی، عرضه پول، نرخ بهره

علاوهبراین، موهانتی و جان<sup>۱۱</sup> (۲۰۱۵) با استفاده از مدل خودر گرسیون بردار ساختاری (SVAR) عوامل تعیین کننده تورم را در هند با استفاده از یک چارچوب اقتصادسنجی چندمتغیره مورد بررسی قرار دادند. آنها دریافتند که قیمت نفت خام، شکاف تولید، سیاست مالی و سیاست پولی عوامل تعیین کننده تورم در هند هستند. به همین ترتیب، رزیما و ویراچامی<sup>۱۱</sup> (۲۰۱۵) با استفاده از روش OLS عوامل تعیین کننده تورم در رواندا را مورد بررسی قرار دادند. آنها دریافتند که متغیرهای تولید و واردات کشاورزی نیروهای اصلی تورم در دوره زمانی ۱۹۷۰ – ۱۹۷۷ در تورم رواندا دارد. علاوهبراین، عبدالحلیم و خادر<sup>۳(</sup>(۲۰۱۵) عوامل تعیین کننده تورم در فلسطین را بررسی کردند. نتایج آنها رابطه مثبت بین تورم و نرخ ارز را نشان میدهد. علاوهبراین، آنها رابطه مستقیمی بین تـورم و هـر یـک از متغیرهای عرضه پول و متغیر شاخص قیمت واردات داشتند. از طرف دیگر، تولید ناخالص داخلی واقعی و تـورم بـا یکدیگر رابطه معکوس داشتهاند.

از طرف دیگر، پیودال<sup>۱۴</sup> (۲۰۱۴) به طور تجربی عوامل تورم نپال را در طی سالهای ۱۹۷۵ و ۲۰۱۱ مورد بررسی قرار داد. در این تحقیق از رویکرد ECM و شاخصهای کلان اقتصادی شامل کسری بودجه، عرضه پول، نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی واقعی استفاده شده است. یافتهها نشان می دهد که کلیه متغیرهای مذکور در تورم نپال در بلندمدت معنادار بوده اند. با این حال، نتایج کوتاه مدت نشان می دهد که فقط کسری بودجه، عرضه پول بر تورم در نپال تاثیر گذار بوده است. به همین ترتیب، گایبی و بوفو<sup>ه (۲</sup>(۲۰۱۳) تأثیر برخی متغیرهای کلان اقتصادی بر تورم در نیال تاثیر گذار بوده است. به همین ترتیب، گایبی و بوفو<sup>ه (۲</sup>(۲۰۱۳) تأثیر برخی متغیرهای کلان اقتصادی بر تورم در غنا را آزمون کردند. نتایج آنها نشان می دهد که عرضه پول و نرخ واقعی ارز عمده ترین دلایل تورم در غنا بوده اند. علاوه براین، رشد تولید واقعی، هزینه ها و عرضه پول منجر به افزایش سطح قیمتها شده است. از سوی دیگر، سلیمان<sup>۱۹</sup> (۲۰۱۰) عوامل تعیین کننده تورم در سودان را بین سالهای ۱۹۷۰ و ۲۰۰۲ مورد بررسی قرار داده است. یافتههای وی نشاندهنده تأثیر طولانی مدت بخش پولی و ارز بر پویایی تورم است. نتایج ECM وجود تعادل پایدار در بخشهای پولی را تأیید می کند. علاوه براین، رشد پول تأثیر چشمگیری بر پویایی تورم در سودان داشته است.

همبستگی بین پول و تورم در کشوری بـا نرخهـای بـالای تـورم بـود. در جـدول ۲، یافتـههای تجربـی دیگـر مطالعـات بـا مجموعه دادههای متفاوت، متغیرهای پولی و دوره زمانی متفاوت؛ خلاصه شده است.

نتايج	کشور(ها)	نويسنده	
نبود رابطه	تر کيه	آس (۲۰۰۴)	
رابطه مثبت	منطقه يورو	نيكولتي-آلتيماري(٢٠٠١)	
همبستگی کو تاهمدت و بلندمدت	مالى	ديوف (۲۰۰۷)	
رابطه مثبت	ز يمبابوه	پیندیری (۲۰۱۲)	
ہمبستگی ضعیف	روسيه	نيکوليک (۲۰۰۰)	
رابطه مثبت	شمال آفريقا	دارات (۱۹۸۶)	
ارتباط خیلی ضعیف	۶ کشور آسیایی	سائینی (۱۹۸۲)	
رابطه ضعیف برای کشورهایی با تورم پایین	کشورهای آفریقایی	ثورنتون (۲۰۰۸)	
صرفاً ارتباط كوتاه مدت	كنيا	دروال و نوگو (۲۰۰۱)	
رابطه مثبت	مالاوى	سيمواكا و همكاران (۲۰۱۲)	
ھمبستگی مثبت بلندمدت	آمريكا	مورانا و باگلیانو (۲۰۰۷)	
رابطه مثبت	اوگاندا	کابوندي (۲۰۱۲)	
رابطه مثبت	نيجريه	آکينبوبولا (۲۰۱۲)	
رابطه مثبت	چين	ژانگ (۲۰۱۲)	

جدول ۲. خلاصهای از نتایج مطالعات در خصوص ارتباط بین عرضه پول و تورم

با توجه به مطالعات انجام شده در خصوص تورم در اقتصاد ایران مشاهده می شود که تمامی مطالعات نتایج یکسانی را در خصوص علل تورم و ماهیت تورم ارائه نمی کنند. برخی از مطالعات فشار تقاضا، برخی فشار هزینه و برخی دیگر عوامل ساختاری را علل اصلی تورم در اقتصاد ایران معرفی نمودهاند. بطور خلاصه، بیشتر ادبیات قبلی در مورد بررسی تأثیر شاخصهای اقتصاد کلان بر تورم برای کشورهای مختلف بر تقویت و پشتیبانی از دیدگاههای تئوریهای تورم متمر کز شدهاند. بااین حال، اغلب مطالعات به این نتیجه رسیدهاند که برخی متغیرهای کلان اقتصادی مانند عرضه پول، نرخ ارز، نرخ بهره، بیکاری، واردات، قیمت نفت و تولید ناخالص داخلی می توانند تورم را در بیشتر کشورهای جهان تحت تأثیر قرار دهند. به همین دلیل، در مطالعه حاضر با بررسی مطالعات پیشین انجام شده در حوزه تورم در ایران و بکار گیری مهمترین عوامل مؤثر بر تورم در ایران، سعی در بررسی تأثیر عرضه پول، قیمت نفت، نرخ ارز و تولید در اقتصاد ایران را دارد.

# روششناسی، دادهها و نتایج

#### رگرسیون VARساختاری

مدل اصلی مورد استفاده در فرآیند تخمین، رگرسیون VAR ساختاری (SVAR) است. به نقل از ورهین<sup>۳۲</sup> (۲۰۱۰)، مدل خودرگرسیو برداری ساختاری در مطالعات برنانکی<sup>۲۴</sup> (۱۹۸۶) و سیمز<sup>۵۲</sup> (۱۹۸۶) معرفی شده است. به منظور رفع انتقادات بر مدل اتورگرسیو برداری (VAR) استاندارد، مدل SVAR معرفی شده است. انتقادات فراوانی بر مدل استاندارد VAR وارد است، چرا که در این نوع مدلسازی، مدل می تواند تعداد بسیار زیادی پارامتر را بدون هیچ چارچوب نظری برای تأیید دقت یافته ها انتخاب کند. به منظور فائق آمدن بر این مشکل، جمله خطای مدل SVAR، از طریق محدودیتهایی که بدلیل نظریه اقتصادی می پذیرد، چار چوب مناسب تر و با دقت بیشتر نسبیت به مدل VAR استاندارد دارد. این مدل فرض می کند که جملات خطا متغیرها نمایانگر رابطه باز گشتی هستند. به عبارت دیگر، بین جملات خطا در رگرسیون، عدم همبستگی وجود دارد. همانطور که توسط ورهین (۲۰۱۰)، ارائه گردیده است، معادله زیر مدل VAR ساختاری را نشان می دهد که شامل تعداد N متغیر درونزا، یک جمله ثابت و یک شوک ساختاری (*٤*) است؛ است؛

$$\begin{split} y_t &= \Omega_0 + \Omega_1 y_{t-1} + \mu_t \\ C_1 B^{-1} \quad & \Sigma_1 \text{ with } \Omega_1 \text{ with } U_t \text{ with } \Omega_0 \text{ with } \Omega_0 \text{ with } \Omega_0 \text{ with } \Omega_1 \text{$$

$$\varepsilon_{t} = B\mu_{t} = \begin{pmatrix} \varepsilon_{t}^{oilp_{t}} \\ \varepsilon_{t}^{y_{t}} \\ \varepsilon_{t}^{m_{t}} \\ \varepsilon_{t}^{e_{t}} \\ \varepsilon_{t}^{e_{t}} \\ \varepsilon_{t}^{p_{t}} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} & b_{14} & b_{15} \\ b_{21} & 1 & b_{23} & b_{24} & b_{25} \\ b_{31} & b_{32} & 1 & b_{34} & b_{35} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 & b_{45} \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mu_{t}^{oilp_{t}} \\ \mu_{t}^{m_{t}} \\ \mu_{t}^{e_{t}} \\ \mu_{t}^{p_{t}} \end{pmatrix}$$

با پیروی از مطالعات موریاما<sup>37</sup> (۲۰۰۸) و المنصور<sup>۷۷</sup> (۲۰۱۰) در این پژوهش، مدل SVAR با ساختار باز گشتی، فرض می شود. یعنی، جملات خطا در این مدل به گونه ای سازماندهی می شوند که با همدیگر ناهمبسته باشند اما بتوانند با متغیرهای توضیحی در مجموعه معادلات خطی همبسته باشند. بدنبال این، فرضیاتی به صورت زیر برای توضیح رابطه بین متغیرها در مدل مطرح می شود: (۱) فرض می شود قیمت نفت بین المللی در مدل برونزا باشد، از این رو فرض می شود که شوک به این متغیر، همه متغیرهای موجود در مدل را تحت تأثیر قرار دهد (۲) شوک های ایجاد شده از طریق تولید، بر همه متغیرهای مدل بجز قیمت نفت بین المللی، تأثیر می گذارد (۳) فرض می شود که شوک عرضه پول، صرفاً نرخ ارز و تورم را تحت تأثیر قرار دهد (۹) فرض می شود شوک نرخ ارز صرفاً بر نرخ تورم جاری را تأثیر داشته باشد با توجه به اینکه رشد عرضه پول تحت کنترل بانک مرکزی باشد. این فرضها در تنظیم محدودیتهای مدل مورد استفاده قرار خواهند گرفت. مطابق با المنصور (۲۰۱۰) و فرضیات ارائه شده، مدل SVAR

$$\begin{aligned} oilp_t &= F_{t-1}oilp_{t-1} + \varepsilon_t^{oilp_t} \\ y_t &= F_{t-1}y_t + \theta_1 \varepsilon_t^{oilp_t} + \varepsilon_t^{y_t} \\ m_t &= F_{t-1}m_t + \theta_2 \varepsilon_t^{oilp_t} + \theta_3 \varepsilon_t^{y_t} + \varepsilon_t^{m_t} \\ \varepsilon_t &= F_{t-1}\varepsilon_t + \theta_4 \varepsilon_t^{oilp_t} + \theta_5 \varepsilon_t^{y_t} + \theta_6 \varepsilon_t^{m_t} + \varepsilon_t^{e_t} \\ (\Lambda) p_t &= F_{t-1}p_t + \theta_7 \varepsilon_t^{oilp_t} + \theta_8 \varepsilon_t^{y_t} + \theta_9 \varepsilon_t^{m_t} + \theta_{10} \varepsilon_t^{e_t} + \varepsilon_t^{p_t} \end{aligned}$$

که در آن،  $\theta$  بیانگر ضرایب تابع واکنش آنی(ضربه–پاسخ) و  $F_{r-1}$  تابع خطی وقفهها برای همه متغیرهای موجود در مدل است. واکنش آنی تابعی است که عکسالعمل متغیرهای درونزا را به شو کهای ایجاد شده توسط متغیرهای برونزا نشان میدهد (میچل<sup>۲۸</sup>، ۲۰۰۰). معادله شماره ۸ بیانگر، مدل اصلی تورم در این پژوهش است. مطابق با این مدل، نرخهای تورم جاری می تواند از طریق شو کهای ایجاد شده قبلی توسط قیمت نفت بینالمللی، عرضه پول، تولید و نرخ ارز توضیح داده شود.

بنابراین، با توجه فرضیات صورت گرفته، معادلات و ۵ متغیر موجود در سیستم، این مطالعه، تعـداد ۱۰ محـدودیت روی پارامترهای ماتریس B بمنظور شناسایی مدل SVAR بصورت زیر تنظیم می شود:

$$B = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \theta_1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \theta_2 & \theta_3 & 1 & 0 & 0 \\ \theta_4 & \theta_5 & \theta_6 & 1 & 0 \\ \theta_7 & \theta_8 & \theta_9 & \theta_{10} & 1 \end{pmatrix}$$

تأثیر پول در تعین تورم در ایران، از طریق مقایسه واکنش آنی تورم به شو کهای در قیمت نفت بینالمللی، عرضه پول، تولید ناخالص داخلی و نرخهای ارز، بررسی خواهد شد. یافتههای ناشی از توابع واکنش آنی از طریق کشش و تجزیه واریانس تأیید میشود. تجزیه واریانس را میتوان به عنوان درصد واریانس خطای پیشبینی متغیرهای وابسته توصیف کرد که میتواند به عنوان نتایج حاصل شو کها بر متغیرهای برونزا باشد.

۴٫۲. دادهها و اندازه گیری متغیرها

در این پژوهش از دادههای سالانه در طول دوره ۱۳۹۷–۱۳۶۸ برای ۵ متغیر شامل تورم، عرضه پول، تولیدناخالص داخلی، نرخ ارز و قیمت نفت بینالمللی استفاده می شود. در این پژوهش از درصد تغییرات سالانه شاخص قیمت مصرف کننده(CPI) به عنوان شاخصی برای تورم کل استفاده می شود. بدلیل ماهیت کمتر توسعهیافته بخش مالی در ایران، M2 در این مقاله به عنوان یک کلیت پولی مورد استفاده قرار خواهد گرفت. کلیت پولی M2 دارای همبستگی بالایی با تورم در مقایسه با دیگر کلهای پولی است. بنابراین، عرضه پول از طریق تعریف گسترده پول (M2) اندازه گیری می شود. تولید ناخالص داخلی واقعی(Y) به عنوان معیاری برای تولید، نرخ ارز(e) به عنوان ارزش پول داخلی بر حسب یک دلار آمریکا و قیمت نفت بینالمللی، از طریق شاخص قیمت نفت جهانی(oil)، اندازه گیری می شود. انتظار بر این است که افزایش ارزش نرخ ارز و GDP واقعی دارای همبستگی منفی با نرخ تورم باشند، درحالیکه، تورم انتظار میرود به صورت مثبت بـا قیمـت نفـت جهـانی و M2 در ارتبـاط باشـد. دادههـای CPI، M2، و تولید ناخالص واقعی(GDP) منابه اطلاعاتی سایت بانک مرکزی ایران و دادههای شاخص قیمـت نفـت جهـانی از سـایت صندوق بین المللی پول (IMF) استخراج شده است.

# نتایج تخمین و تحلیل و بررسی

### نتایج مدل SVAR

از آنجاییکه باور براین است که تعداد زیادی از دادههای سری زمانی بینالمللی ناایستا (دارای ریشه واحد) باشند، گام اول انجام آزمون ریشه واحد بمنظور بررسی پایایی متغیرهاست. بنابراین، در این پژوهش، آزمون ریشه واحد فیلیپس-پرون<sup>۲۹</sup> برای دادههای سری زمانی در روند، بدون روند و تفاضل استفاده شده است.

مطابق با نتایج آزمون ریشه واحد در سطح متغیرها، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در همه متغیرها در سطح ۵ درصد نمی تواند رد شود. سپس تفاضل مرتبه اول برای تمام تمام اعمال گردید که نتایج آزمون ریشه واحد روی تفاضل اول متغیرها، بیانگر پایایی همه متغیرها در تفاضل مرتبه اول است. از اینرو، متغیرهای مدل انباشته از درجه یک (I) میباشند. نتایج آزمون ریشه واحد در جدول ۳ نمایش داده شده است.

		مون ريشه واحد	.ول ۳. نتایج آزه	<u>جد</u>
<b>D</b> 1	با روند	<b>D</b> 1	بدون روند	
P-value	آمارہ t	– P-value	آمارہ t	متغير
۰/۸۰۴	-•/٨٧٢	•/٢٠٣	-1/474	(Lcpi) لگاريتم تورم
./940	/٩٣۵	./149	-1/184	(LM2) لگاريتم حجم پول
•/\$44	-1/014	./401	-1/.1V	(Ly) لگاريتم توليد
·///	-1/144	./۲٩٧	/٩٢٣	(Le) لگاریتم نرخ ارز
•/%19	-1/444	۰/۳۱۷	/۵٩٧	(Loilp) لگاريتم قيمت نفت
•/•••	-9/01	./۲	-1/124	(DLcpi) تفاضل لگاريتم تورم
•/•••	-٩/٧٨٣	./١	-٩/٢٩٧	(DLM2) تفاضل لگاريتم حجم پول
•/•••	-v/۴	۰/۰۰۰۳	-٧/١٨٣	(DLy) تفاضل لگاريتم توليد
•/•••	-1./116	•/••••	-1./194	(DLe) تفاضل لگاريتم نرخ ارز
•/•••	-v/vv1	./۳	-٧/٨١٣	(DLoilp) تفاضل لگاريتم قيمت نفت

بعد از اینکه درجه انباشتگی متغیرها مشخص گردید، گام بعدی، بررسی رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها از طریق آزمون همانباشتگی است. آزمون همانباشتگی لازم و ضروری است؛ زیرا اگر متغیرها دارای روند بلندمدت مشابهی نباشند، نمی توان تخمین رابطه بلندمدت بین دادهها را انجام داد (اسجو <sup>۳</sup>، ۲۰۰۸). اما قبل از اینکه وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها آزمون شود، چندین معیار و آزمون مختلف برای انتخاب طول وقفه اعمال می شود تا درجه وقفه بهینه برای تمامی متغیرهای موجود در مدل تعیین شود. بر اساس نتایج آزمون IL تعدیل شده دنبالهای <sup>۳</sup>، آزمون متغیر حذف شده والـد<sup>۳۲</sup> (حـذف وقفههای بـی معنا از لحـاظ آمـاری)، معیار اطلاعـات حنـان- کـوین<sup>۳۳</sup>(DH)، معیار اطلاعـات آکائیک<sup>۴۳</sup>(AIC)، معیار اطلاعات شوار تز-بیزین<sup>۵۳</sup>(SC) و خطای پیشبینی نهایی<sup>۳۳</sup>(PH)، طول وقفه ۳، به عنوان طول وقفه بهینه مورد استفاده در این تحلیل مورد استفاده قرار خواهد گرفت.

توسعه و سرمایه/ دورهٔ پنجم/ ش ۱/ پیاپی ۸/ ۱۲۳

جدول ۴. نتایج آزمونهای تعیین طول وقفه						
تعديل دنبالهاى	متغير حذف شده والد	خطای پیش بینی	آكائيك	شوارتز–بيزين	حنان-كوين	طول وقفه
171/411	NA	۳/۵νΕ - ۰ ۵	-4/200	-0/891	-0/913	•
93A/77F	144/464	v/fae9	-4/117	-17/1.9	-10/980*	١
VTV/975	A9/01A	۴/۸۵E - ۰۶	-4/144	-17/VDV*	-10/041	۲
VA./4AY	۶ <del>۳</del> /۲۹۵*	<b>*</b> /1 <b>*</b> E -•9*	-4/34.*	-17/4	-10/011	٣

در این مطالعه، آزمون همانباشتگی یوهانسن<sup>۳۷</sup> به منظور بررسی برداره ای همانباشتگی در سیستم مورد استفاده قرار می گیرد. مطابق با نتایج این آزمون، حداقل ۳ بردار همانباشتگی در مدل شناسایی شد، بنابراین رابطه بلندمدت بین تورم و عوامل مؤثر بر آن در ایران تأیید می شود. نتایج انتخاب طول وقفه بهینه و آزمون هم انباشتگی در جدول زیر آمده است. نمودارهای واکنش آنی و کشش در رویکرد SVAR در شکل ۱ و جدول ۵ در زیر نشان داده شده است. این نمودار می تواند بصورت زیر تحلیل گردد.

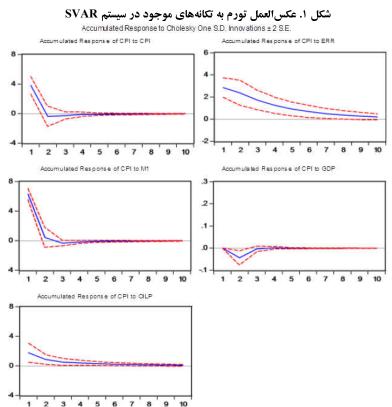
			1-2 02	•	
دوره	توليد	حجم پول	نرخ ارز	قيمت نفت	
١	/1103	۵/۴۳۰	-1/179	•/٧٢٣۴	
۲	/١٩٨٣	٧/ • ٢٨	- 4/441	•/٩٨٧١	
٣	/۴۱۷۶	~~~~~	-0/051	1/1014	
۴	/%***	9/0.4	-v/19٣	7/845	
۵	/VATT.	1./149	-v/٣۴٢	3/1908	
6	-•/٨٩٧۶	9/198	-1/131	3/819	

جدول ۵. کشش تورم نسبت به شو کهای موجود در چارچوب SVAR

هر کدام از ۵ نمودار در شکل ۱، به ترتیب بیانگر عکسالعمل تورم به تکانههای تورم(ردیف اول، ستون اول)، شوک نرخ ارز(ردیف اول، ستون دوم)، شوک عرضه پول(ردیف دوم، ستون اول)، تولید(ردیف دوم، ستون دوم) و قیمت نفت(ردیف سوم، ستون اول) است.

نمودارهای توابع واکنش آنی تجمعی فوق، نشان میدهد که عکس العمل کوتاهمدت تورم به شو کهای عرضه پول به صورت معناداری ضعیف است. همانطور که میتوان در نمودار مشاهده نمود، تورم عکس العمل نسبتاً بزرگ، اما مثبت به شوکهای پولی نشان میدهد که به نظر میرسد در طول زمان این واکنش به همین صورت ادامه یابد، همانطور که خط پررنگ در طول ۵ دوره(سال) بالاتر از خط صفر است. از سوی دیگر، کشش های محاسبه شده بیانگر این است که، بعد از یک سال، یک درصد افزایش در عرضه پول، سطح قیمت ها به اندازه ۷ درصد بالاتر می آورد. با وجود این، رگرسیون بیانگر این است که تأثیر شو کهای پولی بر تورم در سال های بعد از دوره اول وقوع شوک بیشتر است به طوری که، یک درصد افزایش در 2M، در سال پنجم و ششم، سطوح تورم را به ترتیب ۱۰ درصد و ۹ درصد افزایش می دهد.

علاوه براین، با توجه به شوکهای تولید، نتایج تخمین بیانگر این است که تورم در همان سال اول و در فاصله حتی کمتر از یکسال در مدت زمان کوتاه چندماهه بعد از وقوع شوک تولید، عکس العمل منفی نشان میدهد. علامت تخمینهای محاسبه شده از کشش عکسالعمل تورم نسبت به شوکهای تولید، سازگار با ادبیات نظری تورم است. این امر بیانگر این است که یک افزایش پایدار در در آمد واقعی کشور به میزان یک درصد، نرخهای تورم را در سالهای اول، دوم و ششم؛ به ترتیب به میزان ۲۱، ۰۰-، ۱۹، ۰۰ و ۲۰, ۰۰ کاهش میدهد. نمودار واکنش آنی مربوطه نشان میدهد که میزان واکنش تورم به تغییرات در تولید واقعی، در طول زمان افزایش مییابد. در این پژوهش، ارتباط همزمان بین تورم و عوامل فشار هزینه تورم در ایران، شناسایی شد. نمودار تخمینی، به ترتیب بیانگر کاهش و افزایش معنادار و آنی در سطوح تورم بدلیل افزایش ارزش پول داخلی و افزایش در قیمت نفت بین المللی است. بصورت تجربی، کشش ها نشان میدهند که تا دوره اول، یک درصد کاهش در نرخ ارز (افزایش ارزش پول داخلی)، و یک درصد افزایش در قیمت نفت بین المللی، به ترتیب به میزان ۴ – درصد، کاهش در تورم و به میزان ۸۹، درصد افزایش در ابدنبال دارد. با این حال، نمودار نشان میدهد که واکنش تورم به نرخ ارز و قیمت نفت بین المللی به طور مداوم برای نرخ ارز در



جدول (۶) بیانگر تجزیه واریانس برای مدل تخمین زده شده فوق است. مطابق یافته ها، برای دو سال اول، تغییرات در تورم به طور عمده توسط شو کهای خود تورم، توضیح داده می شود که بیش از ۴۸ درصد در سال اول و ۳۸٫۴ درصد در سال دوم است. در طول همین دوره، تولید واقعی، نرخ ارز و قیمت نفت بین المللی نیز دارای تأثیر بر پویایی تورم بوده اند. همانطور که نتایج جدول ۵ نشان می دهد؛ حجم پول دارای سهم ۲۲٫۳ و ۲۴٫۵ درصد، قیمت نفت بین المللی سهم ۱۳ و ۱۹ درصد؛ در حالیکه نرخ ارز سهم ۱۱٫۲ و ۱۷ درصدی در دو سال اول داشته اند. با وجود این، نتایج تخمین نمایانگر این است که، برخلاف دیگر عوامل مؤثر بر تورم، میزان واکنش تورم به شوکهای خودی (شوک به تورم) در طول زمان دارای روندی کاهنده است. با این حال، در مقایسه با نرخ ارز، قیمتهای نفت بین المللی و عرضه پول، نمونه تخمین زده شده نشان داد که، حجم پول دارای بالاترین درصد توضیح دهندگی نوسانات تورم در ایران است؛ به عبارت دیگر شوک به حجم پول، به صورت تقریبی سهم ۲۵ درصدی در توضیح نوسانات تورم در سال ششم دارد. در حالیکه، در طول کل دوره تخمینی، نتایج تجزیه واریانس نشان میدهد که شوک به تولید دارای حداقل تأثیر در توضیح تغییرات در نرخ تورم ایران است.

تورم	توليد	حجم پول	نرخ ارز	قيمت نفت	
<b>*</b> YY/\$X	808/4	37FN/77	180/11	۳۸۸/۱۳	
frt/tx	174/7	011/14	111/18	174/19	
904/41	89 <b>1</b> /1	5VF/YF	101/19	AY · /Y ·	
175/79	۲۶۷/۳	951/14	٩٧٩/١٩	881/TT	
841/TV	180/8	264/26	186/21	A10/TT	
439/20	419/4	۳٧٩/٢۵	٨٩٣/٢.	AVF/YF	
	441/64 647/64 926/64 116/74 964/74	447/FA 90F/T FTY/TA 147/Y 90F/TY 99T/Y 147/Y9 757/T 9FA/YV 140/T	YYY/FA         PDF/W         YFA/YY           FYY/YA         YYY/Y         D1Y/YF           PDF/WY         P9W/Y         D1Y/YF           YYY/YQ         Y9V/W         991/YF           YYY/YQ         YB/W         Y9A/YF	WYY/FA         PDF/W         WFA/YY         IVD/II           FYY/FA         IYV/Y         DIY/YF         IVD/II           FYY/FA         IYV/Y         DIY/YF         INI/IV           PDF/WY         PAY/Y         PVF/YF         IDD/IA           IYM/YA         YSV/W         PSF/YF         IDD/IA           PFA/YV         IWD/W         YSA/YF         IWD/YI	

جدول ۶. تجزیه واریانس تورم در چارچوب SVAR

بطور کلی، نتایج تجربی، بیانگر وجود رابطه بلندمدت و مثبت بین فرآیند تـورمی و تغییرات در عرضه یـول در ایـران است این نتایج مؤید نظریه مقداری پول مبنی بر معناداری پول در توضیح پویاییهای بلندمدت تـورمی اسـت. ایـن نتیجـه در راستای یافتههای مطالعات قبلی از قبیل دیـوف<sup>۳۸</sup> (۲۰۰۷) بـرای کشـور مـالی و لاری و سـومایلا (۲۰۰۱) در تانزانیـا است.با وجود این، دیدگاه پولگرایان، معمولاً فرض می کنند که در بلندمدت، افزایش دائمی در عرضه پول، به همان اندازه باعث افزایش در نرخهای تورم میشود. با این حال، همانطور که نتایج تخمین نشان میدهد این امر در خصوص مطالعه موردي ايران مي تواند اثبات شود؛ به عبارت ديگر، كشش بلندمدت پيش بيني مي كند كه تغيير در عرضه يـول، بـه همان اندازه تغییر در تورم را بدنبال خواهد داشت. این یافتهها پیش بینی می کند که یک درصد افزایش در عرضه پول، نـر خهای تورم را به صورت تقریبی تا ۱ درصد در سال ششم افزایش خواهد داد. علاوه براین، نتایج مؤید این است که تأثیر حجم پول بر تورم در مقایسه با تولید واقعی و دیگر متغیرهای تخمین زده شده در مدل، خیلی قویتر است. این مطلب را می توان در نتایج تجزیه واریانس مدل SVAR مشاهده نمود که بیانگر این است که در سال پنجم و ششم، حجم پول به صورت تقریبی ۲۴٫۳ و ۲۵٫۴ درصد از تغییرات تورم را شامل می شود. در حالیکه، تولیـد واقعـی در دوره مشـابه، ۳٫۱ و ۳٫۴ درصد از تغییرات در تورم را توضیح میدهد. تأثیر بزرگ و معنادار حجم پول بر تورم در ایران همچنین توسط یافتههای تجربی مطالعات اشاره شده در پیشینه تحقیق مورد تاکید قرار گرفته است. با این حال، اهمیت دیگر متغیرها، از قبیل نرخ ارز و قیمت نفت بینالمللی در توضیح پویاییهای تورم در ایران را نمی توان نادیده گرفت. نتایج تجربی مـدل بیانگر تأثیر بلند مدت و آنی و همزمان این دو متغیر بر نوسانات تورم است. لازم بذکر است که تـأثیر کوتاهمـدت تـورم، همچنین می تواند از طریق ماهیت وابسته به بازار نرخ ارز در ایران تأیید شود که این امکان را بوجود می آورد که هر گونه شوک در نرخ ارز، دارای تأثیر فوری و آنی بر قیمتهای داخلی است. نتیجه گیری و پیشنهادات سیاستی

هدف پژوهش حاضر، بررسی دیدگاه پول گرایان در خصوص اهمیت نقش پول در توضیح پویاییهای تورم در ایران است. بدین منظور و برای آزمون این دیدگاه در اقتصاد ایران، تأثیر حجم پول بر پویاییهای تورم در مقایسه با دیگر عوامل مؤثر بر تورم مقایسه شد. این تحلیل، با استفاده از تابع واکنش آنی تحت مدلسازی VAR ساختاری انجام گرفت. عرضه پول، تولید، نرخ ارز و قیمت نفت بین المللی(شاخص قیمت نفت جهانی) با استفاده از دادههای سالانه برای دوره ۱۳۹۷–۱۳۹۷ تخمین زده شد.

همانطور که توابع واکنش آنی تجمعی، رابطه بین تورم و عرضه پول را تأیید نمود؛ نتایج تجربی بطور کلی بیانگر این است که عرضه پول، منبع کلیدی تورم در ایران است. با توجه به یافتههای تحقیق، همه متغیرهای تخمین زده شده دارای نقش کلیدی بر افزایش تورم در اقتصاد هستند. در مقایسه، تولید واقعی دارای کمترین سهم بویژه در کوتاهمـدت است؛ در حالیکه، تورم دارای حساسیت پشتر به شو کهای عرضه یول در کوتاهمدت و بلندمدت است. بنابراین، این مطالعه نتيجه مي گيرد كه تورم در ايران نسبتاً يك پديده يولي است تا نشات گرفته از عوامل واقعي. اين يافته ها مي توانـد ماهيـت توسعه نيافتگي بخش مالي را تأييد نمايد، بطوري كه هر گونه شو ك در ايـن بخـش، ممكـن اسـت تـأثير نسـبتاً كمـي بـر اقتصاد داشته باشد. با توجه به یافتههای تجربی، این پژوهش بر اهمیت هماهنگی و همکاری نز دیک سیاستهای یولی و عرضه تاکید دارد. از طریق سیاست یولی، بانک مرکزی باید رشد عرضه یول را به منظور ایجاد تعادل مناسب و در راستای ثبات قیمتها و رشد اقتصادی، کنترل کند. این نکته نیز قابل توجه است که، نتایج بدست آمده، مؤید نقش يررنگ ديگر عوامل برونزا در يويايي هاي تورم در کشور است. بنابراين، حتى اگرچه سياست يولي، ممکن است به طور مستقيم قادر به مقابله با چنين شو کهايي نباشد، از اين رو، مقامات سياستگذاري بايد تدابير لازم براي مديريت و مواجهه با چنین شو کهایی را در دستور کا خود داشته باشند. گذشته از این، بانک مرکزی باید سیاستهایی را بـا هـدف پـایین آوردن قیمتهای اقلام غیرغذایی در نظر داشته باشد. به عنوان مثال، نتایج بیانگر تأثیر آشکار نرخ ارز بـر تـورم اسـت. بـا توجه به این قضیه، معیارهایی برای کنترل نوسانات در بازار پول داخلی می تواند در کاهش و حذف فشارهای تـورمی برونزا در ایران، خیلی کمک کننده باشد. در نهایت، پیامدها و پیشنهادات سیاستی این مطالعه، به متغیرهای به کار رفتـه در مدل، دوره زمانی دادهها و شرایط خاص و مفروض برای تخمین مدل بستگی دارد و همچنین با توجه بـه حـذف عوامـل مؤثر بر تورم از قبیل عوامل مالی و نمونه دادههای نسبتاً کم مورد استفاده در این رگرسیون، پیشنهادات سیاستی بایـد بـا احتياط صورت گيرد.

بادداشتها

- Akinboade
   Grauwe and Polan
   Laryea and Sumaila
   Chaudhary and Xiumin
   Kahssay
   Mohanty and John
   Abdel Haleem and Khader
   Gyebi and Boafo
   Bandara
   Kandil and Morsy
   Thornton
   Verheyen
- 2. Pindiriri
   4. Adu and Marbuah
   6. Naseem
   8. Lim and Sek
   10. Bayo
   12. Ruzima and Veerachamy
   14. Paudyal
   16. Suliman
   18. Khan and Gill
   20. Gulf Cooperation Council
   22. Us
   24. Bernanke

توسعه و سرمایه/ دورهٔ پنجم/ ش ۱/ پیاپی ۸/ ۱۲۷

- 27. Almounsor
- 29. Phillips-Perron
- 31. Sequential Modified LR Test
- 33. Hannan Qwuinn Information Criterion
- 35. Schwarz Information Criterion
- 37. Johansen Co-Integration Test
- 26. Moriyama28. Mitchell
- 30. Sjo
- 32. Lag Exclusion Wald Test
- 34. Akaike Information Criterion
- 36. Final Prediction Error 38. Diouf
- est 38

#### منابع

اصفهانی، نصر؛ یاوری، کاظم. (۱۳۸۲). عوامل اسمی و واقعی مؤثر بر تورم در ایران- رهیافت خود رگرسیون برداری. پژوهش های اقتصادی ایران، سال دهم، شماره ۱۶، صص. ۹۹–۶۹.

توکلی، اکبر؛ کریمی، فرزاد. (۱۳۷۸). بررسی و تعیین عوامل تأثیرگذار بر تورم کشور(با استفاده از روش خودرگرسیون برداری). مجموعه مقـالات نهمـین کنفرانس سیاست.های پولی و ارزی، مؤسسه مطالعات پولی و بانکی.

حسینی نسب، ابراهیم؛ رضا قلیزاده، مهدیه. (۱۳۸۹). بررسی ریشههای مالی تورم در ایران (با تأکید بر کسری بودجه). پ*ژوهش های اقتصادی،* سال دهـم، شماره ۱، صص. ۲۰–۴۳.

حسینی، صفدر؛ قلیزاده، حیدر. (۱۳۸۹). بررسی تورم و بیکاری در اقتصاد ایران. *پژوهش های اقتصادی ایران،* سال چهاردهم، شماره ۴۳، صص. ۵۴–۲۳. داودی، پرویز. (۱۳۷۶). سیاستهای تثبیت اقتصادی و بر آورد مدل پویای تورم در ایران*. پژوهش ها و سیاست های اقتصادی،* سال پنجم، شماره ۱ (پیاپی ۷)، صص. ۴۲–۵.

شاکری، عباس؛ محمدی، تیمور؛ رجبی، فاطمه (۱۳۹۴). اثر گذاری قدرت قیمت گذاری بر تورم در اقتصاد ایران. *پژوهش های اقتصادی،* ۱۵(۸۵)، صص. ۹۰-۳۷-۲

طيبنيا، على. (١٣٧٤). تبيين پولى تورم: تجربه ايران. تحقيقات اقتصادى، سال اول، شماره ٤٩، صص. ٢٢- ٢٣.

عباسینژاد، حسین؛ تشکینی، احمد. (۱۳۸۳).آیا تورم در ایران یک پدیده پولی است. *تحقیقات اقتصادی، دوره ۲۹، شماره ۴، صص. ۲۱۲–۱۸*۱.

کاکویی، نصیبه؛ نقدی، یزدان. (۱۳۹۳). رابطه پول و تورم در اقتصاد ایران: شواهدی بر اساس مدل<sup>\*</sup>P. پ*ژوهش های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)،* ۱۷۱۴)، صص. ۱۵۹–۱۳۵.

کمیجانی، اکبر؛ نقدی، یزدان. (۱۳۸۸). بررسی ارتباط متقابل بین تولید و تورم در اقتصاد ایران (با تأکید بر تولید بخشی)، *پژوهشنامه علـوم اقتصادی،* سال نهم، شماره ۳۳، صص. ۱۲۴–۹۹.

محنت فر یوسف، دهقانی تورج.(۱۳۸۸). بررسی رشد نقدینگی و اثر آن بر تورم در اقتصاد ایران: یک مطالعه تجربی طی دوره ۱۳۸۵–۱۳۵۰. فصلنامه پژوهش ها وسیاست های اقتصادی، ۱۷ (۴۹)، صص. ۱۱۲–۹۳.

نظیفی، فاطمه. (۱۳۷۹). آیا ماهیت تورم در اقتصاد ایران پولی است؟ *پژوهشنامه اقتصادی، پژوهشکاده امور اقتصادی، سال اول، شماره ۱، صص. ۱۰۴–۸۵* 

نیلی، مسعود. (۱۳۶۴). بررسی آثار افزایش حجم پول بر نظام اقتصادی کشور در دو دهه اخیر. *مجله برنامه و توسعه، شماره سوم، دوره اول، صص. ۲۷–۲*۷.

یزدانی، مهدی؛ زارع قشلاقی، سمیه. (۱۳۹۵). ارزیابی اثر تکانه های نرخ ارز بر تورم در اقتصاد ایران طی دوره فصلی ۱۳۹۱–۱۳۷۹. فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۵(۱۷)، صص. ۱۹۷–۱۷۱.

#### References

- Abasinejad, H., Tashkini, A. (2004). Is inflation in Iran a monetary phenomenon? Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi), 39(4), 181-212 [In Persian].
- Abdel Haleem, Z., Khader, A. (2015). The determinants of inflation in Palestine. Excel Journal of Engineering Technology and Management Science, 1(9), 1-9.
- Adam, C., Kwimbere, D., Mbowe, W., O'Connell, S. (2012). Working Paper 163-Food Prices and Inflation in Tanzania. African Development Bank.
- Adu, G., Marbuah, G. (2011). Determinants of inflation in Ghana: An empirical investigation. *South African Journal of Economics*, 79(3), 251-269.
- Akinboade, A.O., Siebrits, K.F., Niedermeier, W.E. (2004). The determination of inflation in South Africa: An econometric analysis. AERC research paper 143. *African Economic Research Consortium*.

- Akinbobola, T.O. (2012). The dynamics of money supply, exchange rate and inflation in Nigeria. *Journal of Applied Finance and Banking*, 2(4), 117-131.
- Almounsor, A. (2010). *Inflation dynamics in Yemen: An empirical analysis* (No. 10-144). International Monetary Fund.
- Bahmani-Oskooee, M. (1993). Black market exchange rates versus official exchange rates in testing purchasing power parity: an examination of the Iranian rial. *Applied Economics*, 25(4), 465-472.
- Bandara, R. (2011). The determinants of inflation in Sri Lanka: An application of the vector auto regression model. *South Asia Economic Journal*, 12(2), 271-86.
- Bayo, F. (2011). Determinants of inflation in Nigeria: An empirical analysis. *International Journal of Humanities and Social Sciences*, 1(18), 262-71.
- Bernanke, B.S. (1986). Alternative explanations of the money-income correlation. In *Carnegie-Rochester* Conference Series on Public Policy, 25, 49-99 North-Holland.
- Chaudhary, S.K., Xiumin, L. (2018). Analysis of the determinants of inflation in Nepal. American Journal of Economics, 8(5), 209-212.
- Darrat, A.F. (1986). Money, inflation, and causality in the north African countries: An empirical investigation. *Journal of Macroeconomics*, 8(1), 87-103.
- Davoudi, P. (1997). Economic stabilization policies and estimation of dynamic inflation model in Iran. *Research and Economic Policy*, 5(7), 5-42 [In Persian]
- Diouf, M. A. (2007). Modeling inflation for Mali (No. 7-295). International Monetary Fund.
- Durevall, D., & Ndung'u, N. S. (2001). A dynamic model of inflation of Kenya, 1974-96. Journal of African Economies, 10(1), 92-125.
- Esfahani, N., Yavari, K. (2003). The effects of nominal and real variables on inflation in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, 5(16), 69-99 [In Persian].
- Grauwe, P.D., Polan, M. (2005). Is inflation always and everywhere a monetary phenomenon? *The Scandinavian Journal of Economics*, 107(2), 239-259.
- Gyebi, F., Boafo, G.K. (2013). Macroeconomic determinants of inflation in Ghana. International Journal of Business and Social Research, 3(6), 81-93.
- Hemmati, A., Niakan, L., Varahrami, V. (2018). The external determinants of inflation: The case of Iran. *Iranian Economic Review*, 22(3), 741-752 [In Persian]
- Hosseini Nasab, E., Rezagholizadeh, M. (2010). Analysis of the fiscal sources of inflation in Iran giving special emphasis to budget deficits. *Quarterly Journal of Economic Research*; 10(1), 43-70 [In Persian].
- Hosseini, S., Gholizadeh, H. (2010) A survey on inflation and unemployment in Iran. Iranian Journal of Economic Research, 14(43), 23-54 [In Persian].
- Kabundi, A. (2012). Dynamics of inflation in Uganda. African Development Bank Group, Working Paper, 152.
- Kahssay, T. (2017). Determinants of inflation in Ethiopia: A time-series analysis. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 8(19), 1-6.
- Kakoui N., Naghdi, Y. (2014). The relationship between inflation and money in Iran: Evidence from P\* Model. Quarterly Journal of Economic Research, 14(2), 135-156 [In Persian].
- Kandil, M. M. E., & Morsy, H. (2009). Determinants of Inflation in GCC (No. 9-82). International Monetary Fund.
- Khan, R.E.A., Gill, A.R. (2010). Determinants of inflation: A case of Pakistan (1970-2007). Journal of Economics, 1(1), 45-51.
- Komijjani, A., Naghdi, Y. (2009). The investigation of the interaction between production and inflation in the Iranian economy (with emphasis on production production). *Economic Research Journal*, 9(32), 99-124 [In Persian].
- Laryea, S.A., Sumaila, U.R. (2001), Determinants of Inflation in Tanzania. Chr. Michelsen Institute Development Studies and Human Rights, WP-12, 1-17.

- Lim, Y.C., Sek, S.K. (2015). An examination on the determinants of inflation. *Journal of Economics, Business and Management*, 3(7), 678-682.
- Mehnatfar Y., Dehghani T. (2009). Analyzing the liquidity growth and its effect on inflation in Iranian economy: A case study for the period 1350-1385. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 17(49), 93-112 [In Persian].
- Mitchell, J. (2000). The importance of long run structure for impulse response analysis in VAR models (No. 172). *National Institute of Economic and Social Research.*

Mohammadi, M., Heidarpour, E. (2017). Modeling inflation in Iran: Markov switching approach. 2, 7-12.

- Mohanty, D., John, J. (2015). Determinants of inflation in India. Journal of Asian Economics, 36, 86-96.
- Morana, C., Bagliano, F.C. (2007). Inflation and monetary dynamics in the USA: A quantity-theory approach. *Applied Economics*, 39(2), 229-244.

Moriyama, K. (2008). Investigating inflation dynamics in Sudan (No. 8-189). International Monetary Fund.

- Naseem, S. (2018). Macroeconomics determinants of saudi arabia's inflation 2000-2016: Evidence and analysis. International Journal of Economics and Financial Issues, 8(3), 137.
- Nazifi, F. (2002). Is the nature of inflation in the economy of Iran monetary, *Economic Research Institute of Economic Affairs*, 1(1), 85-104 [In Persian].

Nicoletti-Altimari, S. (2001). Does money lead inflation in the euro area? (No. 0063), European Central Bank.

- Nikolić, M. (2000). Money growth-inflation relationship in post communist Russia. Journal of Comparative Economics, 28(1), 108-133.
- Niley, Masoud (2005). The study of the effects of increasing the volume of money on the economic system of the country in the last two decades. *Program and Development Magazine*, 3(1), 25-47 [In Persian].
- Paudyal, S.B. (2014). Determinants of inflation in Nepal: An empirical assessment. *NRB Economic Review*, 26, 61-82.
- Pindiriri, C. (2012). Monetary reforms and inflation dynamics in Zimbabwe. International Research Journal of Finance and Economics, 90, 207-222.
- Ruzima, M., Veerachamy, P. (2015). A study on determinants of inflation in Rowanda from 1970-2013. Journal of Management and Development Studies, 4(4), 390-401.
- Saini, K.G. (1982). The monetarist explanation of inflation: The experience of six Asian countries. World Development, 10(10), 871-884.
- Shakeri, A., Mohammadi, T., Rajabi, F. (2015). Mark-up impact on inflation in iran's economy. *Economics Research Review*, 15(58), 37-60 [In Persian].
- Sims, C.A. (1986). Are forecasting models usable for policy analysis? Quarterly Review, (Win), 2-16.
- Simwaka, K., Ligoya, P., Kabango, G., Chikonda, M. (2012). Money supply and inflation in Malawi: An econometric investigation. *Journal of Economics and International Finance*, 4(2), 36-76.
- Sjö, B. (2008). Testing for unit roots and cointegration. Lectures in Modern Econometric Time series Analysis.
- Suliman, K.M. (2010). The determinants of inflation in Sudan 1970-2002. Journal of Development and Economic Policies, 12(2), 37-84.
- Tafti, F.C. (2012). Determinants of inflation in Islamic Republic of Iran. *International Journal of Business and Social Science*, 3(6), 197-203.
- Taiebnia, A. (1992). Explaining monetary inflation: Iran's experience. Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi), 31(49), 43-74 [In Persian]
- Tavakoli, A., Karimi, F. (1999); Investigation and determination of factors affecting inflation (using vector auto regression). Proceedings of the 9th Monetary and Currency Policy Conference, Institute of Monetary and Banking Studies [In Persian].
- Thornton, J. (2008). "Money, output and inflation in African economies. *South African Journal of Economics*, 76(3), 356-366.
- Us, V. (2004). Inflation dynamics and monetary policy strategy: Some prospects for the Turkish economy. *Journal of Policy Modeling*, 26(8-9), 1003-1013.

Zhangh, C. (2012). Monetary dynamics of inflation in China. The World Economy, 36(6), 737-760.

Verheyen, F. (2010). *Monetary Policy, Commodity Prices and Inflation–Empirical Evidence from the US* (No. 216). Ruhr economic papers.

Yazdani, M., Zare, S. (2016). Investigating effect of exchange rate shocks on inflation in Iranian economy during seasonal period 2000-2012. *Quarterly Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 5(17), 171-197 [In Persian].