Journal of Development and Capital
Shahid Bahonar University of Kerman
Iranian Electronic Commerce Association
Print ISSN: 2008-2428 Online ISSN: 2645-3606

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. (2020). Monetary policy and inflation dynamics in Iran: new evidences. *Journal of Development and Capital*, 5(1), 111-130.

پرتال جامع علوم انسانی

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

توسعه و سرمایه
شاپا چاپی: ۲۴۲۸-۲۰۰۸ شاپا الکترونیکی: ۳۶۰۶-۲۶۴۵

سیاست پولی و پویایی‌های تورم در ایران: ارائه شواهدی جدید

محسن محمدی خیاره*

چکیده

هدف: پول‌گرایان، در توضیح پویایی‌های تورم، بر نرخ رشد حجم پول، تآکید زیادی نموده‌اند. اگرچه شواهد تجربی گسترده‌ای برای اعتبار وتأئید این منطق پول‌گرایان وجود دارد. یک سری انتقاداتی در حال حاضر وجود دارد که بیانگر این است که، پول‌گرایان ممکن است در تأکید بر نقش عرضه پول در افزایش تورم، اغراق نموده باشند. از این رو هدف پژوهش حاضر این است که بررسی کند تا چه درجه‌ای تورم در ایران ناشی از پدیده‌های 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 مورد 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 کمترین سهم بویژه 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، پول‌گرایان، تورم، SVAR.***

طبقه‌بندی JEL: E31، E52، P24، P44.

استناد: محمدی خیاره، محسن. (۱۳۹۹). سیاست پولی و پویایی‌های تورم در ایران: ارائه شواهدی جدید. *توسعه و سرمایه*، ۵(۱)، ۱۳۰-۱۱۱.

مقدمه و تعریف 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 سرمایه‌گذاری بلندمدت و عوامل متعدد دیگر اشاره کرد. مکاتب اقتصادی در توضیح پدیده تورم دلایل متفاوتی بیان می‌کنند:

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: ۹۸/۵/۲۷

DOI: 10.22103/jdc.2019.11986.1046

از نظر نئوکلاسیک‌ها، 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 (محنت‌فر 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 ساختارگرا، ریشه‌های تورم را در ضعف بخش‌های کشاورزی و تجارت خارجی و یا کشش درآمدی اندک سیستم مالیاتی می‌دانند. بر اساس دیدگاه ساختارگرایان، 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.

پول‌گرایان 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 نمی‌تواند به مدت طولانی بدون میزان بالای رشد پول ادامه یابد. البته پول‌گرایان در تفسیر جدید خود از نظریه مقدار پول، عنوان می‌کنند که پول در کوتاه‌مدت خنثی نیست و بر متغیرهای حقیقی اثر دارد، ولی در بلندمدت نظریه کلاسیک‌ها را مبنی بر خنثی بودن پول می‌پذیرند. بر اساس دیدگاه پول‌گرایان، تورم، به صورت خالص یک پدیده مشتق‌شده از پول داخلی است. یعنی وقتی که بانک مرکزی، عرضه اضافی بیشتر از میزان تقاضای پول در جامعه ایجاد کند؛ تورم افزایش می‌یابد و در نتیجه، اعتبار اضافی ایجاد شده توسط بخش عمومی، تقاضا را افزایش می‌دهد (آکینبود و همکاران[1]، ۲۰۰۴). با توجه به نبود عکس‌العمل موازی از سمت تولید، افزایش در تقاضای کل، فشاری در جهت افزایش قیمت‌ها، ایجاد می‌کند (پیندیریری[2]، ۲۰۱۲). پول‌گرایان بر اتخاذ یک سیاست پولی انقباضی به عنوان یک استراتژی کوتاه‌مدت در مواجهه با تورم در کوتاه‌مدت تاکید می‌کنند. معمولاً پرسش اصلی این است که آیا اضافه عرضه پول همیشه با نرخ‌های تورم بالا همراه است. در بین پول‌گرایان، فریدمن در سال ۱۹۶۳، از اولین کسانی بود که از این منطق حمایت کرد. به نقل از گرایوو و پلان[3] (۲۰۰۵)، با توجه به مبانی نظریه مقداری پول، فریدمن معتقد است که «تورم همیشه و همه جا یک پدیده پولی است».

نظریه مقداری پول، یکی دیگر از نظریه‌های توضیح تورم است که یک بسته تئوریکی فراهم می‌کند تا توجیه کند پویایی‌های تورم می‌تواند به طور محض در نتیجه پدیده‌های 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 می‌کند که در بلند مدت، یک رشد دائمی در عرضه پول، به همان نسبت، یک تغییر برابر در سطح قیمت ایجاد می‌کند؛ در حالی‌که تولید واقعی و سرعت گردش پول ثابت است. نظر به اینکه، عکس‌العمل مثبت تولید واقعی به رشد عرضه پول صرفاً می‌تواند در کوتاه‌مدت اتفاق بیافتد (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 مداوم 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. به‌هرحال، 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 پدیده‌های پولی است. پاسخ به این پرسش، هدف این مطالعه را تشکیل می‌دهد. از این رو این مقاله تلاش می‌کند به صورت تجربی بررسی کند تا چه میزان تغییرات در عرضه پول می‌تواند تغییرات تورم در ایران را توضیح دهد. به همین منظور، از طریق مقایسه تأثیر رشد پول با دیگر عوامل تعیین‌کننده پویایی‌های تورم در اقتصاد، سعی می‌شود به پرسش اصلی پژوهش جواب داده شود.

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 تورم 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 اجتماعی زیان‌بار تورم دورقمی و مزمن، لزوم توجه به این پدیده را بیش از پیش مشخص می‌سازد. تورم مزمن و دورقمی، علاوه بر افزایش ریسک اقتصاد و ایجاد نااطمینانی و بی‌ثباتی در محیط اقتصاد کلان، باعث افزایش شکاف طبقاتی و بدتر شدن وضعیت فقرا نیز می‌شود. به‌طور کلی در شرایط تورمی در ایران، هزینه دهکهای پایین درآمدی (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 بار تورم را بر دوش دارند. بنابراین شناسایی عوامل مؤثر بر تورم و میزان درجه تاثیرگذاری آن‌ها بر تورم، سر نخ‌های ارزشمندی درباره توانایی بانک مرکزی و سیاست‌های پولی روی کنترل فرآیند تورم و اثرگذاری نسبی یک چارچوب سیاست پولی، ارائه می‌دهد. درادامه و در بخش دوم مروری بر ادبیات موضوع و مدل نظری تورم ارائه شده است، در بخش سوم پیشینه تحقیقات انجام گرفته است. در بخش چهارم متدولوژی تحقیق و داده‌ها توضیح داده شده است. در بخش پنجم نتایج تجربی ارائه و در بخش پایانی، نتیجه‌گیری 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 می‌گردد. می‌توان تورم را به عنوان تغییر در سطح عمومی قیمتهای کالاها و خدمات تعریف نمود که از طریق درصد تغییر سالانه شاخص قیمت مصرف‌کننده تخمین زده می‌شود.

این مدل بر پایه مطالعات قبلی مانند آدو و ماربوا[۴] (۲۰۱۱)، لاری و سومایلا[۵] (۲۰۰۱) و آکینبود و همکاران(۲۰۰۴) استخراج می‌شود. مطابق با مقالات قبلی ذکر شده، تورم در یک اقتصاد در حال توسعه فرض می‌شود که به صورت نظری از طریق متوسط وزنی قیمت کالاهای قابل تجارت (P^t) و غیرقابل تجارت (P^{nt}) بصورت معادله ۱ بصورت زیر استخراج شود:

$$\log P_t = \beta\left(\log P_t^{nt}\right) + (1-\beta)\log P_t^{t} \qquad (۱)$$

که در آن، $0 < \beta < 1$ است.

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

$$\log P_t^{t} = \log e_t + \log P_t^{f} \qquad (۲)$$

مطابق تئوری‌های اقتصادی، هر دوی افزایش ارزش نرخ ارز(تضعیف پول داخلی) و کاهش قیمت‌های خارجی به کاهش قیمت‌های داخلی منجر می‌شود. از طرف دیگر، کاهش ارزش نرخ ارز(تقویت پول داخلی) و افزایش در قیمت‌های خارجی، قیمت‌های داخلی را افزایش می‌دهند. علاوه براین، این مدل فرض می‌کند 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 می‌شود، سپس، فرض می‌شود که قیمت کالاهای غیرقابل تجارت، در بازار پول داخلی مدلسازی شود. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که قیمت کالاهای غیرقابل تجارت P_t^{nt} ، از طریق مانده واقعی پولی تعیین می‌شود. مانده‌های پولی واقعی، شرط تعادل در بازار پول را تعریف می‌کند، جایی که تقاضای واقعی پول(m^d) با عرضه واقعی پول(m^s) برابر است.

$$\log P_t^{nt} = \theta(\log m_t^{s} - \log m_t^{d}) \qquad (۳)$$

که بموجب آن، m_t^d ، تقاضای واقعی پول، m_t^s بیانگر عرضه واقعی پول و θ یک عامل تعدیل است که بیانگر همبستگی بین تقاضای کل یک کشور و تقاضای کالاهای غیرقابل تجارت است. علاوه براین، درآمد واقعی، نرخ‌های بهره اسمی و انتظارات تورمی، متغرهایی هستند که فرض می‌شود عوامل تعیین‌کننده تقاضای واقعی پول باشند:

$$m_t^{d} = f\left(y_t, r_t, E(\pi_t)\right) \qquad (۴)$$
$$+\ -\ +$$

که در آن، π_t و r_t به ترتیب نرخ تورم انتظاری و نرخ‌های بهره اسمی هستند که هر دو نمایانگر هزینه فرصت داخلی هستند، در حالیکه y_t ، درآمد واقعی است. مطابق تئوری اقتصادی، مشتق جزئی تقاضای واقعی پول نسبت به نرخ بهره منفی است در حالیکه درآمد 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، به منظور سادگی، در این پژوهش، از مدل انتظارات تطبیقی برای تخمین توابع انتظارات تورمی در ایران استفاده می‌شود. مطابق با این مدلسازی، نرخ تورم انتظاری بصورت زیرتصریح می‌شود:

$$E(\pi_t) = d_1(\Delta \log p_{t-1}) + (1-d)\pi_{t-1} \quad (۵)$$

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

$$\log p_t = \beta_1 \log m_t + \beta_2 \Delta \log p_{t-1} + \beta_3 \log y_t + \beta_4 \log e_t + \beta_5 \log r_t + \beta_6 \log p_t^f + \varepsilon_t \quad (۶)$$

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 می‌شود که، هزینه فرصت داخلی در کشورهایی با بازارهای مالی کمتر توسعه یافته، باید از طریق نرخ‌های تورم انتظاری اندازه‌گیری شود. علاوه بر این، بدلیل محدودیت داده‌ها، تعیین اینکه کدامیک از قیمت‌های کشورهای شرکای تجاری ایران به عنوان قیمت خارجی در نظر گرفته شود کار سختی است. از این‌رو، در این پژوهش، از شاخص قیمت نفت به‌منظور شناسایی تأثیر پول بر تورم در ایران در مقایسه با دیگر عوامل مؤثر، بصورت زیر استفاده می‌شود:

$$\log p_t = \beta_0 + \beta_1 \log m_t + \beta_2 \Delta \log p_{t-1} + \beta_3 \log y_t + \beta_4 \log e_t + \beta_5 \log oilp + \varepsilon_t \quad (۷)$$

که در آن، p_t سطح عمومی قیمت، m_t شاخص عرضه پول بوسیله m_2 است. با ثبات سایر شرایط، نظریه پول‌گرایان، یک مشتق جزئی مثبت برای سطح عمومی قیمت نسبت به عرضه پول پیش‌بینی می‌کند. این امر بدلیل نظریه مقداری پول است که فرض می‌کند 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 می‌شود که در نهایت باعث ایجاد فشارهای تورمی می‌شود (لاری و سومایلا، ۲۰۰۱). کاهش ارزش نرخ ارز(e) و قیمت خارجی اندازه‌گیری شده بوسیله شاخص قیمت جهانی نفت، انتظار می‌رود که بصورت مثبت با تورم داخلی در ارتباط باشند. انتظار براین است که درآمد دارای مشتق جزئی منفی نسبت به سطح عمومی قیمت‌ها باشد.

پیشینه تحقیق

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 متمرکز 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 تورم نسبت به عرضه پول، نرخ ارز،

تعرفه مؤثر و شاخص قیمت واردات به ترتیب برابر با ۰/۲۵، ۰/۱۱۸، ۰/۰۸۷ و ۰/۷۱ بوده است. علاوه‌براین، محمدی و حیدرپور (۲۰۱۷) با استفاده از مدلسازی مارکوف–سوئیچینگ ضرایب عوامل مؤثر بر تورم در ایران در دوره‌های 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 ۰,۶۵ است و احتمال ماندن در رژیم تورم پایین ۰,۹۴ است. همچنین، احتمال انتقال از رژیم تورم بالا به رژیم تورم پایین حدود ۰/۳۵ است. بعلاوه، احتمال انتقال از رژیم تورم پایین به رژیم تورم بالا در حدود ۰,۰۶ است. همچنین، بیکاری تأثیر منفی قابل توجهی بر تورم در رژیم تورم بالا دارد که بیانگر وجود منحنی فیلیپس در این رژیم است. نهایتاً، رشد عرضه پول و اولین وقفه در تورم تأثیر مثبت قابل توجهی بر تورم دارد. در همین راستا، تفتی (۲۰۱۲) دلایل تورم در ایران را تحلیل کرد. وی از چندین تکنیک اقتصادسنجی استفاده کرد که شامل روش حداکثر راستنمایی یوهانسن و جوسلیوس ، روش VAR، عملکرد پاسخ به ضربه (IRF) و تجزیه واریانس خطای پیش بینی (FEVD) است. نتایج نشان می‌دهد نقدینگی و شاخص بهای واردات تأثیر مثبت بر تورم داشته است. در مورد تولید ناخالص داخلی واقعی ، مشخص شد که تأثیر منفی بر تورم در ایران دارد. همچنین یزدانی و زارع قشلاقی(۱۳۹۵) در مطالعه خود به ارزیابی تأثیر تغییرات نرخ ارز بر تورم در اقتصاد ایران با استفاده از آمار فصلی سری زمانی دوره ۱۳۹۱–۱۳۷۹ و از طریق الگوی خودرگرسیونی برداری ساختاری پرداخته‌اند. نتایج بیانگر این بوده است که یکی از عوامل مهم و ریشه‌ای تأثیرگذار بر تورم، تغییرات نرخ ارز و به‌طورکلی 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 خودرگرسیون برداری(VAR) بررسی نموده‌اند. نتایج مدل بیانگر وجود رابطه علی یک‌سویه بین سه متغیر رشد مارک‌آپ، 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 تورم، 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 ایران است.

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

جدول ۱. مروری بر مهمترین تحقیقات داخلی در خصوص ریشه یابی عوامل مؤثر بر تورم

نویسندگان	نتایج
نیلی (۱۳۶۴)	ارتباط مستقیمی بین تغییرات نقدینگی و نرخ تورم وجود دارد
طیب نیا (۱۳۷۴)	ارتباط مستقیم و معنا دار بین حجم پول و تورم وجود دارد و لیکن رابطه یک به یک را نمی‌توان قبول کرد.
بهمنی اسکویی (۱۹۹۳)	تورم در ایران پدیده پولی نیست و عوامل دیگری مانند نرخ ارز و تولید در ایجاد تورم، نقش بازی می‌نمایند
داوودی (۱۳۷۶)	نرخ رشد نقدینگی و نرخ ارز از عوامل اصلی تغییر قیمت‌ها در ایران است.
نظیفی(۱۳۷۹)	تورم در اقتصاد ایران یک پدیده پولی است و عوامل سمت عرضه اقتصاد در ایجاد تورم

	ایران اثر کمتری دارند.
کریمی و توکلی (۱۳۷۸)	تورم قیمت کالاهای وارداتی بیشترین تأثیر را بر تورم داخلی دارد.
عباسی نژاد و تشکینی (۱۳۸۳)	فرضیه پولی بودن تورم در اقتصاد ایران صادق نیست و تولید، شاخص قیمت کالاهای 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 بودن تورم در ایران به متغیرهای واقعی (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، درآمدهای نفتی و کسری بودجه موجب افزایش تورم طی دوره مورد بررسی در ایران می‌شوند. درحالی‌که رشد اقتصادی تا حدودی باعث مهار تورم می‌شود.

در کشورهای دیگر، ناسیم[۶] (۲۰۱۸)، عوامل اقتصاد کلان مؤثر بر تورم در عربستان سعودی را طی سال‌های ۲۰۱۶-۲۰۰۰ 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 می‌دهد که همه متغیرها به جز بیکاری، تأثیر قابل توجهی در تورم در عربستان سعودی داشته‌اند. از طرف دیگر، چودهاری و خیومین[۷] (۲۰۱۸)، با استفاده از رویکرد حداقل مربعات معمولی (OLS) در دوره ۱۹۷۵-۲۰۱۶، تأثیر عرضه پول، تولید ناخالص داخلی واقعی و شاخص قیمت مصرف‌کننده را بر تورم در نپال آزمایش کردند. نتایج تجربی آنها نشان می‌دهد که هر سه متغیر تأثیر قابل توجهی بر تورم در نپال داشته‌اند. لیم و سک[۸] (۲۰۱۵)، دریافتند که عرضه پول، مخارج عمومی و رشد تولید ناخالص داخلی عوامل تعیین‌کننده تأثیر بلندمدت تورم در کشورهای دارای تورم بالا هستند. به همین ترتیب، کاسای[۹] (۲۰۱۷) از دو روش OLS و ECM برای بررسی عوامل تعیین کننده تورم در اتیوپی استفاده کرد. نتایج نشان می‌دهد 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 کننده شده است. در همین حال، تأثیر متغیرهای تسهیلات اعتباری و صادرات معنادار نبوده است. همچنین، بایو[۱۰] (۲۰۱۱) به طور تجربی عوامل تورم در نیجریه را مورد بررسی قرار داد. یافته‌ها حاکی از آن است که متغیرهای کلان اقتصادی از جمله کسری مالی، عرضه پول، نرخ بهره و نرخ ارز همگی تأثیر مثبت و معناداری بر تورم در نیجریه داشته‌اند.

علاوه‌براین، موهانتی و جان[۱۱] (۲۰۱۵) با استفاده از مدل خودرگرسیون بردار ساختاری (SVAR) عوامل تعیین‌کننده 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 تعیین‌کننده تورم در هند هستند. به همین ترتیب، رزیما و ویراچامی[۱۲](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 ۱۹۷۰-۲۰۱۳ هستند. از طرف دیگر، مشخص شد که مخارج دولت و سرمایه گذاری مستقیم خارجی تأثیر ناچیزی

در تورم رواندا دارد. علاوه‌براین، عبدالحلیم و خادر[۱۳](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 تورم و هر یک از متغیرهای عرضه پول و متغیر شاخص قیمت واردات داشتند. از طرف دیگر، تولید ناخالص داخلی واقعی و تورم با یکدیگر رابطه معکوس داشته‌اند.

از طرف دیگر، پیودال[۱۴] (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 می‌دهد که کلیه متغیرهای مذکور در تورم نپال در بلندمدت معنادار بوده‌اند. با این حال، نتایج کوتاه مدت نشان می‌دهد که فقط کسری بودجه، عرضه پول بر تورم در نپال تاثیرگذار بوده است. به همین ترتیب، گایبی و بوفو[۱۵](۲۰۱۳) تأثیر برخی متغیرهای کلان اقتصادی بر تورم در غنا را آزمون کردند. نتایج آنها نشان می‌دهد که عرضه پول و نرخ واقعی ارز عمده‌ترین دلایل تورم در غنا بوده‌اند. علاوه‌براین، رشد تولید واقعی، هزینه‌ها و عرضه پول منجر به افزایش سطح قیمت‌ها شده است. از سوی دیگر، سلیمان[۱۶] (۲۰۱۰) عوامل تعیین‌کننده 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 می‌کند. علاوه‌براین، رشد پول تأثیر چشمگیری بر پویایی تورم در سودان داشته است.

به طور مشابه، بندارا[۱۷](۲۰۱۱) عواملی مؤثر در تورم سریلانکا در طی سال‌های ۱۹۹۳–۲۰۰۸ آزمون کرده است. نتایج مدل‌های خودرگرسیون برداری حاکی از آن است که عرضه پول، نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی می‌توانند رفتار تورم در سریلانکا را توضیح دهند. از سوی دیگر، خان و گیل[۱۸](۲۰۱۰) برای بررسی علل تورم در پاکستان از چهار شاخص قیمت مصرف‌کننده، شاخص قیمت عمده‌فروشی، شاخص فشار سفته‌بازی و شاخص تولید ناخالص داخلی استفاده کرده‌اند. نتایج مدل‌های OLS نشان می‌دهد متغیرهای نرخ ارز و واردات تأثیر معناداری بر تورم در پاکستان داشته است. به همین روش، قندیل و مرسی[۱۹](۲۰۰۹) عوامل تعیین کننده تورم در کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس[۲۰](GCC) را برای دوره ۱۹۷۰–۲۰۰۷ بررسی کردند. آن‌ها دریافتند که تورم شرکای عمده تجاری بیشترین تأثیر را بر تورم در کشورهای GCC داشته است. علاوه‌براین ، درآمد نفت فشار تورمی را از طریق رشد اعتبار و هزینه‌های کل افزایش داده است. ثورنتون[۲۱](۲۰۰۸)، با بکارگیری تحلیل پانلی و مقطعی، بصورت تجربی قابلیت اجرایی نظریه مقداری پول را در ۳۶ کشور آفریقایی بررسی کرد و به شواهدی دست یافت که پول قویاً تعیین کننده تورم در کشورهایی با تورم و نرخ رشد پول بالاتر از ۱۰ درصد بوده است. در همین راستا، گرآیود و پلان (۲۰۰۵)، رابطه بین عرضه پول و تورم را در بین ۱۶۰ کشور در طی ۳۰ سال بررسی کرده‌اند. اگرچه این محققان، پذیرفته‌اند که تورم یک پدیده پولی است، آن‌ها ادعا کرده‌اند که رابطه بین تورم و عرضه پول صرفاً در کشورهای با نرخ تورم بالا، قویتر است. علاوه براین، آن‌ها اذعان داشته‌اند که در کشورهایی با نرخ تورم پایین، ارتباط بلندمدت بین تورم و عرضه پولی به آسانی قابل شناسایی نیست. با این حال، یافته‌های آس[۲۲](۲۰۰۴) با ادعاهای قبلی در تناقض بود. نتایج مطالعه وی حاکی از عدم وجود

همبستگی بین پول و تورم در کشوری با نرخهای بالای تورم بود. در جدول ۲، یافته‌های تجربی دیگر مطالعات با مجموعه داده‌های متفاوت، متغیرهای پولی و دوره زمانی متفاوت؛ خلاصه شده است.

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

نویسنده	کشور(ها)	نتایج
آس (۲۰۰۴)	ترکیه	نبود رابطه
نیکولتی-آلتیماری(۲۰۰۱)	منطقه یورو	رابطه مثبت
دیوف (۲۰۰۷)	مالی	همبستگی کوتاه‌مدت و بلندمدت
پیندیریری (۲۰۱۲)	زیمبابوه	رابطه مثبت
نیکولیک (۲۰۰۰)	روسیه	همبستگی ضعیف
دارات (۱۹۸۶)	شمال آفریقا	رابطه مثبت
سائینی (۱۹۸۲)	۶ کشور آسیایی	ارتباط خیلی ضعیف
ثورنتون (۲۰۰۸)	کشورهای آفریقایی	رابطه ضعیف برای کشورهایی با تورم پایین
دروال و نوگو (۲۰۰۱)	کنیا	صرفاً ارتباط کوتاه مدت
سیمواکا و همکاران (۲۰۱۲)	مالاوی	رابطه مثبت
مورانا و باگلیانو (۲۰۰۷)	آمریکا	همبستگی مثبت بلندمدت
کابوندی (۲۰۱۲)	اوگاندا	رابطه مثبت
آکینبوبولا (۲۰۱۲)	نیجریه	رابطه مثبت
ژانگ (۲۰۱۲)	چین	رابطه مثبت

با توجه به مطالعات انجام شده در خصوص تورم در اقتصاد ایران مشاهده می‌شود که تمامی مطالعات نتایج یکسانی را در خصوص علل تورم و ماهیت تورم ارائه نمی‌کنند. 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 متمرکز شده‌اند. بااین‌حال، 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 می‌توانند 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 بکارگیری 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[۲۳] (۲۰۱۰)، مدل خودرگرسیو برداری ساختاری در مطالعات برنانکی[۲۴] (۱۹۸۶) و سیمز[۲۵] (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 می‌تواند تعداد بسیار زیادی پارامتر را بدون هیچ چارچوب نظری برای تأیید دقت یافته‌ها انتخاب کند. به منظور فائق آمدن بر این مشکل، جمله خطای مدل SVAR، از

طریق محدودیتهایی که بدلیل نظریه اقتصادی می‌پذیرد، چارچوب مناسب‌تر و با دقت بیشتر نسبیت به مدل VAR استاندارد دارد. این مدل فرض می‌کند که جملات خطا متغیرها نمایانگر رابطه بازگشتی 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 می‌دهد که شامل تعداد N متغیر درونزا، یک جمله ثابت و یک شوک ساختاری (ε_t) است؛

$$B.y_t = C_0 + C_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

به منظور استخراج شکل خلاصه شده مدل، ما معادله فوق را در معکوس بردار B ضرب می‌کنیم ؛ معادله حاصل به صورت زیر است:

$$y_t = \Omega_0 + \Omega_1 y_{t-1} + \mu_t$$

که در آن، y_t بیانگر متغیرهای موجود در سیستم است، Ω_0 برابر با $C_0 B^{-1}$ است؛ در حالیکه Ω_1 نمایانگر $C_1 B^{-1}$ و μ_t بیانگر $B^{-1}\varepsilon_t$ است. این مدل، امکان استفاده از تعداد $n(n-1)/2$ محدودیت روی ماتریس پارامترهای B دارد که به عنوان تابعی از شوک ساختاری بصورت زیر بیان می گردد:

$$\varepsilon_t = B\mu_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{oilp_t} \\ \varepsilon_t^{y_t} \\ \varepsilon_t^{m_t} \\ \varepsilon_t^{e_t} \\ \varepsilon_t^{p_t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} & b_{14} & b_{15} \\ b_{21} & 1 & b_{23} & b_{24} & b_{25} \\ b_{31} & b_{32} & 1 & b_{34} & b_{35} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 & b_{45} \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mu_t^{oilp_t} \\ \mu_t^{y_t} \\ \mu_t^{m_t} \\ \mu_t^{e_t} \\ \mu_t^{p_t} \end{pmatrix}$$

با پیروی از مطالعات موریاما[۲۶](۲۰۰۸) و المنصور[۲۷] (۲۰۱۰) در این پژوهش، مدل SVAR با ساختار بازگشتی، فرض می‌شود. یعنی، جملات خطا در این مدل به گونه‌ای سازماندهی می‌شوند 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 می‌شود: (۱) فرض می‌شود قیمت نفت بین‌المللی در مدل برونزا باشد، از این رو فرض می‌شود که شوک به این متغیر، همه متغیرهای موجود در مدل را تحت تأثیر قرار دهد (۲) شوک‌های ایجاد شده از طریق تولید، بر همه متغیرهای مدل بجز قیمت نفت بین‌المللی، تأثیر می‌گذارد (۳) فرض می‌شود که شوک عرضه پول، صرفاً نرخ ارز و تورم را تحت تأثیر قرار دهد (۴) فرض می‌شود 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، را می‌توان به صورت زیر فرموله کرد:

$$oilp_t = F_{t-1} oilp_{t-1} + \varepsilon_t^{oilp_t}$$
$$y_t = F_{t-1} y_t + \theta_1 \varepsilon_t^{oilp_t} + \varepsilon_t^{y_t}$$
$$m_t = F_{t-1} m_t + \theta_2 \varepsilon_t^{oilp_t} + \theta_3 \varepsilon_t^{y_t} + \varepsilon_t^{m_t}$$
$$e_t = F_{t-1} e_t + \theta_4 \varepsilon_t^{oilp_t} + \theta_5 \varepsilon_t^{y_t} + \theta_6 \varepsilon_t^{m_t} + \varepsilon_t^{e_t}$$
$$p_t = F_{t-1} p_t + \theta_7 \varepsilon_t^{oilp_t} + \theta_8 \varepsilon_t^{y_t} + \theta_9 \varepsilon_t^{m_t} + \theta_{10} \varepsilon_t^{e_t} + \varepsilon_t^{p_t} \quad (۸)$$

که در آن، θ بیانگر ضرایب تابع واکنش آنی(ضربه- پاسخ) و F_{t-1} تابع خطی وقفه‌ها برای همه متغیرهای موجود در مدل است. واکنش آنی تابعی است که عکس‌العمل متغیرهای درونزا را به شوک‌های ایجاد شده توسط متغیرهای برونزا نشان می‌دهد (میچل[۲۸]، ۲۰۰۰). معادله شماره ۸ بیانگر، مدل اصلی تورم در این پژوهش است. مطابق با این مدل، نرخ‌های تورم جاری می‌تواند از طریق شوک‌های 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، تعداد ۱۰ محدودیت روی پارامترهای ماتریس B بمنظور شناسایی مدل SVAR بصورت زیر تنظیم می‌شود:

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

تأثیر پول در تعین تورم در ایران، از طریق مقایسه واکنش آنی تورم به شوک‌های 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 شوک‌ها بر متغیرهای برونزا باشد.

۴,۲. داده‌ها و اندازه‌گیری 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 می‌شود. در این پژوهش از درصد تغییرات سالانه شاخص قیمت مصرف‌کننده(CPI) به عنوان شاخصی برای تورم کل استفاده می‌شود. 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) اندازه‌گیری می‌شود. 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(oilp)، اندازه گیری می‌شود. 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 با قیمت نفت جهانی و M2 در ارتباط باشد. داده‌های CPI، M2، e و تولید ناخالص واقعی(GDP) منابه اطلاعاتی سایت بانک مرکزی ایران و داده‌های شاخص قیمت نفت جهانی از سایت 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[۲۹] 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 نمی‌تواند 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(1) می‌باشند. نتایج آزمون ریشه واحد در جدول ۳ نمایش داده شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	بدون روند		با روند	
	آماره t	P-value	آماره t	P-value
(Lcpi) لگاریتم تورم	-۱/۴۷۲	۰/۲۰۳	-۰/۸۷۲	۰/۸۰۴
(LM2) لگاریتم حجم پول	-۱/۱۳۸	۰/۱۴۶	-۰/۹۳۵	۰/۹۴۵
(Ly) لگاریتم تولید	-۱/۰۱۷	۰/۴۵۸	-۱/۵۱۸	۰/۶۴۳
(Le) لگاریتم نرخ ارز	-۰/۹۲۳	۰/۲۹۷	-۱/۲۸۷	۰/۸۳۷
(Loilp) لگاریتم قیمت نفت	-۰/۵۹۷	۰/۳۱۷	-۱/۴۳۷	۰/۶۱۹
(DLcpi) تفاضل لگاریتم تورم	-۸/۱۸۴	۰/۰۰۰۲	-۹/۵۱	۰/۰۰۰
(DLM2) تفاضل لگاریتم حجم پول	-۹/۲۹۷	۰/۰۰۰۱	-۹/۷۸۳	۰/۰۰۰
(DLy) تفاضل لگاریتم تولید	-۷/۱۸۳	۰/۰۰۰۳	-۷/۰۰۴	۰/۰۰۰
(DLe) تفاضل لگاریتم نرخ ارز	-۱۰/۲۶۴	۰/۰۰۰۰	-۱۰/۱۱۴	۰/۰۰۰
(DLoilp) تفاضل لگاریتم قیمت نفت	-۷/۸۱۳	۰/۰۰۰۳	-۷/۷۷۱	۰/۰۰۰

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، نمی‌توان تخمین رابطه بلندمدت بین داده‌ها را انجام داد (اسجو[۳۰]، ۲۰۰۸). اما قبل از اینکه وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها آزمون شود، چندین معیار و آزمون مختلف برای انتخاب طول وقفه اعمال می‌شود تا درجه وقفه بهینه برای تمامی متغیرهای موجود در مدل تعیین شود. بر اساس نتایج آزمون LR تعدیل شده دنباله‌ای[۳۱]، آزمون متغیر حذف شده والد[۳۲] (حذف وقفه‌های بی معنا از لحاظ آماری)، معیار اطلاعات حنان- کوین[۳۳](HQ)، معیار اطلاعات آکائیک[۳۴](AIC)، معیار اطلاعات شوارتز-بیزین[۳۵](SC) و خطای پیشبینی نهایی[۳۶](FPE)، طول وقفه ۳، به عنوان طول وقفه بهینه مورد استفاده در این تحلیل مورد استفاده قرار خواهد گرفت.

جدول ۴. نتایج آزمون‌های تعیین طول وقفه

طول وقفه	حنان-کوین	شوارتز-بیزین	آکائیک	خطای پیش‌بینی	متغیر حذف شده والد	تعدیل دنباله‌ای
۰	-۵/۶۲۳	-۵/۶۹۱	-۳/۵۷۷	۳/۵۷E -۰۵	NA	۱۲۸/۴۷۱
۱	-۱۵/۶۳۵*	-۱۲/۷۰۹	-۴/۲۱۲	۷/۴۸E -۰۶	۱۷۲/۷۴۷	۶۳۸/۳۳۴
۲	-۱۵/۵۷۸	-۱۲/۷۵۷*	-۴/۱۷۷	۴/۸۵E -۰۶	۸۶/۵۱۸	۷۲۷/۶۲۵
۳	-۱۵/۵۱۸	-۱۲/۰۰۴	-۴/۵۴۰*	۳/۱۳E -۰۶*	۶۳/۲۹۵*	۷۸۰/۴۸۲

در این مطالعه، آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن[۳۷] به منظور بررسی بردارهای هم‌انباشتگی در سیستم مورد استفاده قرار می‌گیرد. 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 می‌شود. 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 می‌تواند بصورت زیر تحلیل گردد.

جدول ۵. کشش تورم نسبت به شوک‌های موجود در چارچوب SVAR

دوره	تولید	حجم پول	نرخ ارز	قیمت نفت
۱	-۰/۲۱۵۳	۵/۴۳۰	-۲/۱۲۶	۰/۷۲۳۴
۲	-۰/۱۹۸۳	۷/۰۲۸	-۴/۳۴۲	۰/۹۸۷۱
۳	-۰/۴۱۷۶	۸/۵۸۵	-۵/۵۲۱	۲/۱۵۱۳
۴	-۰/۶۸۹۷	۹/۵۰۳	-۷/۱۹۳	۲/۳۴۶
۵	-۰/۷۸۳۲.	۱۰/۲۷۶	-۷/۳۴۲	۳/۷۹۵۴
۶	-۰/۸۹۷۶	۹/۱۹۶	-۸/۱۳۱	۳/۶۸۹

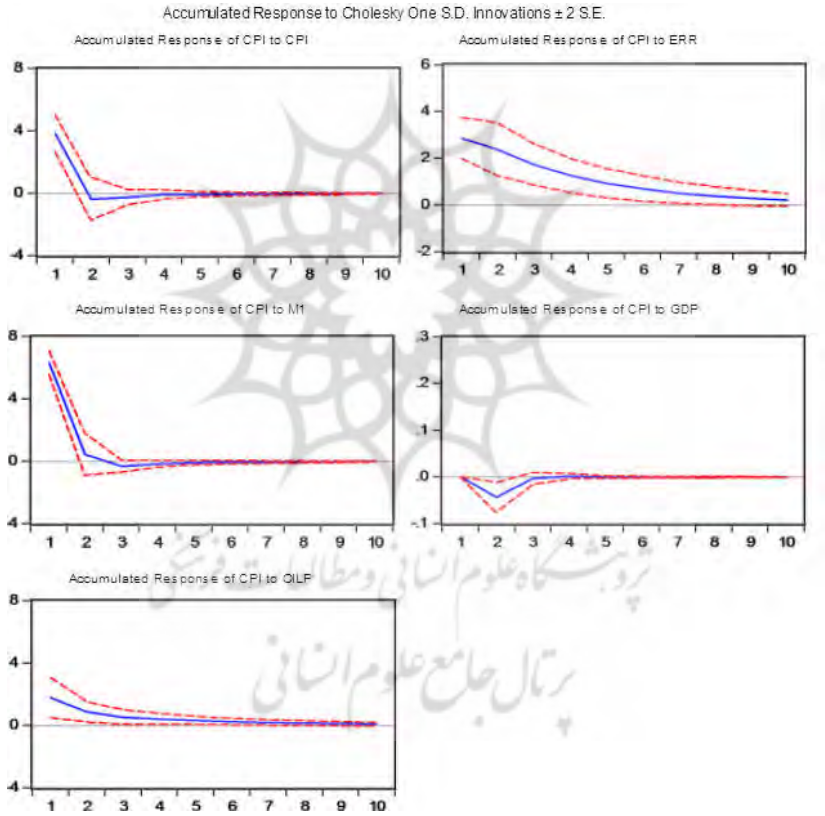
هرکدام از ۵ نمودار در شکل ۱، به ترتیب بیانگر عکس‌العمل تورم به تکانه‌های تورم(ردیف اول، ستون اول)، شوک نرخ ارز(ردیف اول، ستون دوم)، شوک عرضه پول(ردیف دوم، ستون اول)، تولید(ردیف دوم، ستون دوم) و قیمت نفت(ردیف سوم، ستون اول) است.

نمودارهای توابع واکنش آنی تجمعی فوق، نشان می‌دهد که عکس‌العمل کوتاه‌مدت تورم به شوک‌های عرضه پول به صورت معناداری ضعیف است. همانطور که می‌توان در نمودار مشاهده نمود، تورم عکس‌العمل 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، کشش‌های محاسبه‌شده بیانگر این است که، بعد از یک سال، یک درصد افزایش در عرضه پول، سطح قیمت‌ها به اندازه ۷ درصد بالاتر می‌آورد. با وجود این، رگرسیون بیانگر این است که تأثیر شوک‌های پولی بر تورم در سال‌های بعد از دوره اول وقوع شوک بیشتر است به طوری که، یک درصد افزایش در M2، در سال پنجم و ششم، سطوح تورم را به ترتیب ۱۰ درصد و ۹ درصد افزایش می‌دهد.

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 درآمد واقعی کشور به میزان یک درصد، نرخ‌های تورم را در سال‌های

اول، دوم و ششم؛ به ترتیب به میزان ۰,۲۱-، ۰,۱۹- و ۰,۸- 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 بین‌المللی است. بصورت تجربی، کشش‌ها نشان می‌دهند که تا دوره اول، یک درصد کاهش در نرخ ارز (افزایش ارزش پول داخلی)، و یک درصد افزایش در قیمت نفت بین‌المللی، به ترتیب به میزان ۴- درصد، کاهش در تورم و به میزان ۰,۹۸ درصد افزایش در تورم را بدنبال دارد. با این حال، نمودار نشان می‌دهد که واکنش تورم به نرخ ارز و قیمت نفت بین‌المللی به طور مداوم برای نرخ ارز در حال کاهش و برای قیمت نفت بین‌المللی در حال افزایش است.

شکل ۱. عکس‌العمل تورم به تکانه‌های موجود در سیستم SVAR



جدول (۶) بیانگر تجزیه واریانس برای مدل تخمین زده شده فوق است. مطابق یافته‌ها، برای دو سال اول، تغییرات در تورم به طور عمده توسط شوک‌های خود تورم، توضیح داده می‌شود 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 بین‌المللی نیز دارای تأثیر بر پویایی تورم بوده‌اند. همانطور که نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد؛ حجم پول دارای سهم ۲۲,۳ و ۲۴,۵ درصد، قیمت نفت بین‌المللی سهم ۱۳ و ۱۹ درصد؛ در حالیکه نرخ ارز سهم ۱۱,۲ و ۱۷ درصدی در دو سال اول داشته‌اند. 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 بین‌المللی 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.

جدول ۶. تجزیه واریانس تورم در چارچوب SVAR

دوره	تورم	تولید	حجم پول	نرخ ارز	قیمت نفت
۱	۳۲۲/۴۸	۶۵۴/۳	۳۴۸/۲۲	۱۷۵/۱۱	۳۸۸/۱۳
۲	۴۳۲/۳۸	۱۲۷/۲	۵۱۲/۲۴	۱۱۱/۱۷	۱۲۴/۱۹
۳	۶۵۴/۳۲	۶۹۳/۲	۶۷۴/۲۴	۱۵۸/۱۹	۸۲۰/۲۰
۴	۱۲۳/۲۹	۲۶۷/۳	۹۶۱/۲۴	۹۷۹/۱۹	۶۶۱/۲۲
۵	۶۴۸/۲۷	۱۳۵/۳	۲۶۸/۲۴	۱۳۵/۲۱	۸۱۵/۲۳
۶	۴۳۶/۲۵	۴۱۶/۳	۳۷۹/۲۵	۸۹۳/۲۰	۸۷۴/۲۴

بطور کلی، نتایج تجربی، بیانگر وجود رابطه بلندمدت و مثبت بین فرآیند تورمی و تغییرات در عرضه پول در ایران است این نتایج مؤید نظریه مقداری پول مبنی بر معناداری پول در توضیح پویایی‌های بلندمدت تورمی است. این نتیجه در راستای یافته‌های مطالعات قبلی از قبیل دیوف[۳۸] (۲۰۰۷) برای کشور مالی و لاری و سومایلا (۲۰۰۱) در تانزانیا است.با وجود این، دیدگاه پول‌گرایان، معمولاً فرض می‌کنند 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 موردی ایران می‌تواند اثبات شود؛ به عبارت دیگر، کشش بلندمدت پیش‌بینی می‌کند که تغییر در عرضه پول، به همان اندازه تغییر در تورم را بدنبال خواهد داشت. این یافته‌ها پیش‌بینی می‌کند که یک درصد افزایش در عرضه پول، نرخ‌های 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 می‌توان 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 می‌شود. در حالیکه، تولید واقعی در دوره مشابه، 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 نمی‌توان نادیده گرفت. نتایج تجربی مدل بیانگر تأثیر بلند مدت و آنی و همزمان این دو متغیر بر نوسانات تورم است. لازم بذکر است که تأثیر کوتاه‌مدت تورم، همچنین می‌تواند از طریق ماهیت وابسته به بازار نرخ ارز در ایران تأیید شود که این امکان را بوجود می‌آورد که هر گونه شوک در نرخ ارز، دارای تأثیر فوری و آنی بر قیمت‌های داخلی است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی

هدف پژوهش حاضر، بررسی دیدگاه پول‌گرایان 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 بین‌المللی(شاخص قیمت نفت جهانی) با استفاده از داده‌های سالانه برای دوره ۱۳۹۷-۱۳۶۸ 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 کوتاه‌مدت است؛ در حالیکه، تورم دارای حساسیت بیشتر به شوک‌های عرضه پول در کوتاه‌مدت و بلندمدت است. بنابراین، این مطالعه نتیجه می‌گیرد که تورم در ایران نسبتاً یک پدیده پولی است تا نشات گرفته از عوامل واقعی. این یافته‌ها می‌تواند ماهیت توسعه نیافتگی بخش مالی را تأیید نماید، بطوری که هر گونه شوک در این بخش، ممکن است تأثیر نسبتاً کمی بر اقتصاد داشته باشد. با توجه به یافته‌های تجربی، این پژوهش بر اهمیت هماهنگی و همکاری نزدیک سیاست‌های پولی و عرضه تاکید دارد. از طریق سیاست پولی، بانک مرکزی باید رشد عرضه پول 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 پررنگ دیگر عوامل برونزا در پویایی‌های تورم در کشور است. بنابراین، حتی اگرچه سیاست پولی، ممکن است به طور مستقیم قادر به مقابله با چنین شوک‌هایی نباشد، از این رو، مقامات سیاستگذاری باید تدابیر لازم برای مدیریت و مواجهه با چنین شوک‌هایی را در دستور کا خود داشته باشند. گذشته از این، بانک مرکزی باید سیاست‌هایی را با هدف پایین آوردن قیمت‌های اقلام غیرغذایی در نظر داشته باشد. به عنوان مثال، نتایج بیانگر تأثیر آشکار نرخ ارز بر تورم است. با توجه به این قضیه، معیارهایی برای کنترل نوسانات در بازار پول داخلی می‌تواند در کاهش و حذف فشارهای تورمی برونزا در ایران، خیلی کمک‌کننده باشد. در نهایت، پیامدها و پیشنهادات سیاستی این مطالعه، به متغیرهای به کار رفته در مدل، دوره زمانی داده‌ها و شرایط خاص و مفروض برای تخمین مدل بستگی دارد و همچنین با توجه به حذف عوامل مؤثر بر تورم از قبیل عوامل مالی و نمونه داده‌های نسبتاً کم مورد استفاده در این رگرسیون، پیشنهادات سیاستی باید با احتیاط صورت گیرد.

یادداشت‌ها

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

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

منابع

اصفهانی، نصر؛ یاوری، کاظم. (۱۳۸۲). عوامل اسمی و واقعی مؤثر بر تورم در ایران- رهیافت خود رگرسیون برداری. پژوهش‌های 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 مقالات نهمین کنفرانس سیاست‌های 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). *پژوهش‌های اقتصادی*، سال دهم، شماره ۱، صص. ۷۰-۴۳.

حسینی، صفدر؛ قلی‌زاده، حیدر. (۱۳۸۹). بررسی تورم و بیکاری در اقتصاد ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال چهاردهم، شماره ۴۳، صص. ۵۴-۲۳.

داودی، پرویز. (۱۳۷۶). سیاست‌های تثبیت اقتصادی و برآورد مدل پویای تورم در ایران. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال پنجم، شماره ۱ (پیاپی ۷)، صص. ۴۲-۵.

شاکری، عباس؛ محمدی، تیمور؛ رجبی، فاطمه (۱۳۹۴). اثرگذاری قدرت قیمت‌گذاری بر تورم در اقتصاد ایران. *پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۵(۸۵)، صص. ۶۰-۳۷.

طیب‌نیا، علی. (۱۳۷۴). تبیین پولی تورم:تجربه ایران. *تحقیقات اقتصادی،سال اول، شماره۴۹، صص. ۷۴-۴۳.*

عباسی‌نژاد، حسین؛ تشکینی، احمد. (۱۳۸۳).آیا تورم در ایران یک پدیده پولی است. *تحقیقات اقتصادی، دوره ۳۹، شماره ۴، صص. ۲۱۲-۱۸۱.*

کاکویی، نصیبه؛ نقدی، یزدان. (۱۳۹۳). رابطه پول و تورم در اقتصاد ایران: شواهدی بر اساس مدل P^*. *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۴(۲)، صص. ۱۵۶-۱۳۵.

کمیجانی، اکبر؛ نقدی، یزدان. (۱۳۸۸). بررسی ارتباط متقابل بین تولید و تورم در اقتصاد ایران (با تأکید بر تولید بخشی)، *پژوهشنامه علوم اقتصادی*، سال نهم، شماره ۳۲، صص. ۱۲۴-۹۹.

محنت‌فر 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، پژوهشکده 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. ۴۷-۲۵.*

یزدانی، مهدی؛ زارع قشلاقی، سمیه. (۱۳۹۵). ارزیابی اثر تکانه‌های 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.

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].

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

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی