-- Scientific Journal, Tax Research --
Volume 32, Issue 63, Autumn 2024, 117-160
taxjournal.ir
DOI:/10.61186/taxjournal.33.63.116

Iranian National Tax Administration

Investigating the Asymmetric Effects of Trade, Economic Growth and Monetary and Financial Policies on Inflation in Iran Using the Non-Linear Model NARDL

Samad Hekmati Farid* Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran.

Fahmideh Fattahi PhD in Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran.

Kiumars Shahbazi Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran.

Abstract

This study investigated the asymmetric effects of trade, economic growth and monetary and financial policies on inflation in Iran. For this purpose, quarterly data 1991: 2 to 2022: 1 and nonlinear auto-regressive distributed lag (NARDL) modelling approach has been used. The results show that, there is a significant negative relationship between inflation and trade openness. that these results indicate the confirmation of Roemer's theory in Iran. Also, the coefficient of government spending shocks has a positive effect on inflation. In addition, the results indicate that the positive shock of the money volume or monetary policy (increasing trend in the money volume) has a positive effect and the negative shock of the money volume has a negative effect on inflation. In addition, a positive exchange rate shock has a positive and significant effect and a negative exchange rate shock has a negative and significant effect on inflation, which results indicate a positive and significant relationship between inflation and exchange rate. Finally, the results show that the positive shock coefficient of economic growth has a negative and significant effect and the negative shock of economic growth has a positive and significant effect on inflation.

* Corresponding Author: s.hekmati@urmia.ac.ir

How to Cite: Hekmati Farid, S., Fattahi, F., & Shahbazi, K. (2024). Investigating the Asymmetric Effects of Trade, Economic Growth, and Monetary and Financial Policies on Inflation in Iran Using the Non-Linear Model NARDL. *Tax Research Paper, 32*(63), 117-160.

Original Research
Accepted: 24/10/ 2024
Received: 13/11/ 2023
e-ISSN: 2717-1817 p-ISSN: 2251-64-84

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

The results of the Wald test also show that the effects of positive and negative shocks of monetary policy, financial policy, and exchange rate on inflation are asymmetric both in the long and short term. However, the effects of positive and negative shocks of trade openness and economic growth on the inflation index are asymmetric only in the long run.

Introduction

Various factors have been presented by analysts to affect inflation, the most important of which is the effectiveness of the country's inflation from the process of globalization and trade openness. The relationship between inflation and trade openness is one of the modern macroeconomic puzzles. The basic argument of the supporters of trade openness (spillover hypothesis) is that trade openness is associated with a decrease in prices so the domestic production support system is inflationary. Although there are still concerns about non-tariff barriers, and other protectionist practices, the global economy appears to be integrated. However, the obvious question is whether these macroeconomic factors (openness and inflation) are related or not. The argument is that there are different mechanisms through which trade openness affects inflation. According to new growth theory, trade openness can reduce inflation through its positive effect on output, mainly through increased efficiency (which is likely to reduce costs via changes in the composition of inputs procured domestically and internationally), increased foreign investment (which could stimulate output growth and ease pressure on prices), better allocation of resources, and improved capacity utilization.

In line with the above, it can be argued that trade openness, economic growth and monetary and financial policies may have a significant effect on inflation, and awareness of this issue and its extent is of great importance for planners and policymakers. On the other hand, this influence is not necessarily linear and can happen non-linearly, and this relationship has not been considered in most studies. Therefore, the effect of trade openness, economic growth and monetary and financial policies asymmetrically on inflation requires empirical investigation in Iran. For this purpose, the present study examines the asymmetric effects of trade openness, economic growth and monetary and financial policies on inflation in Iran. It deals with the asymmetric nonlinear auto-regressive distributed lag (NARDL) during the period of 1991: 2-2022: 1. In this regard, the theoretical foundations related to the subject will be examined first, and then some related studies will be reviewed. In the following, the introduced model will be estimated and analyzed and the conclusion will be presented.

Methods and Material

In this study, the asymmetric effects of trade, economic growth and monetary

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

and financial policies on inflation in Iran is examined using a non-linear model NARDL. The auto-regressive distributed lag (NARDL) model was used to investigate the asymmetric effects. To determine the asymmetric effects of trade, economic growth and monetary and financial policies on inflation, we follow the approach of Shin et al. (2014). This approach requires the decomposition of the variable of interest. In this case, we decompose the TARDE, M, GDPPG, GOV and REER variables into positive and negative sub-variables. The partial sums of positive and negative changes in openness are given by and, The partial sums of positive and negative changes in monetary policy are given by and, The partial sums of positive and negative changes in economic growth are given by and also, partial sums of positive and negative changes in government spending and partial sums of positive and negative changes in exchange rate and. where CPI is defined as inflation, TRADE is degree of openness, M is monetary policy, GDPPG is economic growth, GOV is government spending and REER is exchange rate.

Results and Discussion

In time-series analysis, before considering the model's estimation, it is necessary to test the stationary of variables of the research. and PP tests results show that GOV and GDPPG variables are integrated at order zero I(0) and other variables are not stationary at the level (Table 1). The results indicate that co-integration is present. This result is supported by the fact that F-static is higher than the upper bound critical value at 1% critical value. Hence, the null hypothesis of no co-integration can be rejected. The results show that, there is a significant negative relationship between inflation and trade openness in the short term and long term. These results indicate the confirmation of Roemer's theory in Iran.
Also, the coefficient of government spending shocks has a positive effect on inflation. In addition, the results indicate that the positive shock of the money volume or monetary policy (increasing trend in the money volume) has a positive effect and the negative shock of the money volume has a negative effect on inflation. In addition, a positive exchange rate shock has a positive and significant effect and a negative exchange rate shock has a negative and significant effect on inflation, which results indicate a positive and significant relationship between inflation and exchange rate. Finally, the results show that the positive shock coefficient of economic growth has a negative and significant effect and the negative shock of economic growth has a positive and significant effect on inflation. Also, the results of the VECM model indicated that in each period, -0. 17 of the imbalance or short-run error is adjusted towards the long-run equilibrium. Finally, the results of the Wald test also show that the effects of positive and negative shocks of monetary policy, financial policy and exchange rate on inflation are asymmetric both in the long and short term. However, the effects of positive and negative shocks of trade openness and economic growth

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

on the inflation index are asymmetric only in the long run. The step toward achieving the research objectives is to examine the stability of the long-run parameter of the NARDL model by using the Cumulative Sum (CUSUM) and Cumulative Sum of Square (CUSUMSQ) tests following Pesaran et al. (1997). If the plots of these test statistics stay within the critical bound of a 5% level of significance, the null hypothesis of all coefficients of the regression is stable and cannot be rejected. Therefore, it implies that the coefficients in the error-correction model are stable. As observed in Figure (5), the plots of CUSUM and CUSUMSQ statistics stay within the critical 5% bound for the period.

Conclusion

This study investigated the asymmetric effects of trade, economic growth, and monetary and financial policies on inflation in Iran. For this purpose, quarterly data from 1991: 2 to 2022: 1 and the nonlinear auto-regressive distributed lag (NARDL) approach has been used. The results show that in the long run, the increase in money supply, government spending and exchange rate have a significant positive effect on inflation. Also, the results show that trade and economic growth have a negative and significant effect on inflation.

Keywords: Economic Growth, Inflation, Monetary and Fiscal Policies, NARDL Model, Trade Openness.

JEL Classification: C32, E31, F41.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

-- مجله علمی، پژوهشنامه مالیات --
شماره ۶۳، دوره ۳۲، پاییز ۱۴۰۳، ۱۶۰-۱۱۷
taxjournal.ir
DOI:/10.61186/taxjournal.33.63.116

سازمان امور مالیاتی کشور

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۸/۲۲

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۷/۰۳

p-ISSN: ۲۲۵۱-۶۴-۸۴

e-ISSN: ۲۷۱۷-۱۸۱۷

بررسی اثرات نامتقارن باز بودن تجارت، رشد اقتصادی و سیاست‌های پولی و مالی بر تورم در ایران با استفاده از مدل غیرخطی NARDL

صمدحکمتی‌فرید* دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران.

فهمیده فتاحی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران.

کیومرث شهبازی استاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران.

چکیده

هدف از تحقیق حاضر بررسی اثرات نامتقارن باز بودن تجارت، رشد اقتصادی و سیاست‌های پولی و مالی بر تورم در ایران با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۱۴۰۰: ۴-۱۳۷۰: ۱است. برای این منظور از رهیافت خودرگرسیو با وقفه‌های توزیعی غیرخطی استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که یک رابطه منفی و معنی‌دار بین تورم و باز بودن تجارت وجود دارد که این نتایج، تأیید کننده نظریه رومر در ایران است. همچنین، ضریب شوک‌های مخارج دولت اثر مثبت بر تورم دارد. علاوه بر این، نتایج حاکی از آن است که شوک مثبت حجم پول یا سیاست پولی (روند افزایشی در حجم پول) اثر مثبت و شوک منفی حجم پول اثر منفی بر تورم دارد. علاوه بر این، شوک مثبت نرخ ارز، اثر مثبت و معنی‌دار و شوک منفی نرخ ارز، اثر منفی و معنی‌دار بر تورم دارد که نتایج بیانگر رابطه مثبت و معنی‌دار بین تورم و نرخ ارز است. در نهایت، نتایج نشان می‌دهد که ضریب شوک مثبت رشد اقتصادی اثر منفی و معنی‌دار و شوک منفی رشد اقتصادی اثر مثبت و معنی‌داری بر تورم دارد. نتایج آزمون والد هم نشان می‌دهد که اثرات شوک‌های مثبت و منفی سیاست پولی، سیاست مالی و نرخ ارز بر تورم هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت نامتقارن است، اما اثرات شوک‌های مثبت و منفی باز بودن تجارت و رشد اقتصادی بر تورم فقط در بلندمدت نامتقارن می‌باشد.

کلیدواژه‌ها: تورم، باز بودن تجارت، سیاست‌های پولی و مالی، رشد اقتصادی، روش NARDL.

طبقه‌بندی JEL: C32, E31, F41.

*نویسنده مسئول: s.hekmati@urmia.ac.ir

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

مقدمه

تورم همواره مسأله‌ای مهم برای سیاست‌گذاران بوده است، زیرا وضعیت نامشخصی در اقتصاد ایجاد می‌کند و می‌تواند رشد اقتصادی را به‌شدت تحت تأثیر قرار دهد. بنابراین رشد اقتصادی بالا و پایدار علاوه بر تورم پایین، هدف اصلی سیاست‌های اقتصاد کلان است. سیاست پولی اکید[1] با تثبیت مالی[2]، منجر به سطوح قیمت پایین می‌شود.افزایش نرخ تورم، نه تنها تعادل کل وضعیت اقتصاد کلان را بر هم می‌زند، بلکه به شدت به فقرا آسیب می‌رساند، زیرا سبب کاهش شدید سبد مصرفی آنها می‌شود (Munir and Kausar Kiani, 2011).

عوامل مختلفی توسط تحلیل‌گران برای اثرگذاری بر تورم ارائه شده است که از مهم‌ترین آن‌ها اثرپذیری تورم کشور از فرآیند جهانی شدن و باز بودن تجارت می‌باشد. ارتباط بین تورم و باز بودن تجارت به عنوان یکی از پازل‌های مدرن اقتصاد کلان است. استدلال اساسی طرفداران باز بودن تجارت (فرضیه سرریز[3]) این است که باز بودن تجارت با کاهش قیمت‌ها همراه است، به طوری که سیستم حمایت از تولیدات داخلی[4]، تورم‌زا[5] است. گرچه هنوز نگرانی در مورد تعرفه‌های طولانی[6]، موانع غیرتعرفه و سایر شیوه‌های حمایت از مصنوعات داخلی[7] وجود دارد، اما ظاهراً اقتصاد جهانی یکپارچه شده است. با این حال، سوأل واضح این است که آیا این عوامل اقتصاد کلان (باز بودن و تورم) مرتبط هستند یا نه؟ استدلال این است که مکانیزم‌های مختلفی وجود دارد که از طریق آنها باز بودن تجارت بر تورم تأثیر می‌گذارد. با توجه به نظریه جدید رشد، باز بودن تجارت می‌تواند تورم را از طریق تأثیر مثبت آن بر تولید و به طور عمده از طریق افزایش بهره‌وری (که احتمالاً هزینه‌ها را از طریق تغییر در ترکیب ورودی‌های داخلی و خارجی کاهش می‌دهد)، افزایش سرمایه‌گذاری خارجی (که می‌تواند رشد تولید را تحریک کند و فشار بر قیمت‌ها را کاهش دهد)، تخصیص بهتر منابع و افزایش ظرفیت استفاده، تحت تأثیر قرار دهد (Babatunde, 2017).

بررسی روند تغییرات نرخ رشد نقدینگی، نرخ تورم و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی هم نشان می‌دهد که در اغلب سال‌ها نرخ رشد نقدینگی، اثر مثبت بر نرخ تورم دوره بعد داشته است. اما در برخی از سال‌ها با وجود افزایش نرخ رشد نقدینگی، نرخ تورم دوره بعد کاهش یافته و همچنین در بعضی از سال‌های دیگر، علی‌رغم کاهش نرخ رشد نقدینگی، نرخ تورم دوره بعد افزایش یافته است. می‌توان گفت که در کوتاه‌مدت، تورم در ایران صرفاً یک پدیده پولی

1. Strict monetary policy
2. fiscal consolidation
3. spillover hypothesis
4. protectionism
5. inflationary
6. lingering tariffs
7. protectionist

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

نیست. همچنین با توجه به این‌که در بعضی از سال‌ها نرخ تورم نسبتاً بالا بوده ولی در دوره بعد نرخ رشد نقدینگی افزایش یافته است و یا در بعضی از سال‌های دیگر، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی نسبتاً پایین بوده ولی در دوره بعد نرخ رشد نقدینگی کاهش یافته است، می‌توان گفت که تغییرات نرخ رشد نقدینگی در ایران متناسب با تغییرات نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی نبوده و این نشان‌دهنده آن است که سیاست‌گذاری در بخش پولی نادرست بوده است (Alizadeh Kalagar et al, 2024).

در راستای مطالب فوق، می‌توان استدلال نمود که ممکن است باز بودن تجارت، رشد اقتصادی و سیاست‌های پولی و مالی اثر قابل‌توجهی بر تورم داشته باشد و آگاهی از این موضوع و میزان آن از اهمیت زیادی برای برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران برخوردار است. از سوی دیگر، این اثرگذاری لزوماً به صورت خطی نبوده و می‌تواند به صورت غیرخطی اتفاق بیفتد و این ارتباط در بیشتر مطالعات در نظر گرفته نشده است. لذا چگونگی تأثیرگذاری باز بودن تجارت، رشد اقتصادی و سیاست‌های پولی و مالی، به صورت نامتقارن بر تورم، نیازمند بررسی تجربی در ایران است برای این منظور، مطالعه حاضر به بررسی اثرات نامتقارن باز بودن تجارت، رشد اقتصادی و سیاست‌های پولی و مالی بر تورم در ایران با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی نامتقارن (غیرخطی)[1] طی دوره زمانی ۱۴۰۰: ۴-۱۳۷۰: ۱ می‌پردازد. یکی از مزیت‌های این روش هم‌انباشتگی این است که می‌توان آن را بدون توجه به اینکه آیا متغیرها ریشه واحد دارند یا مانا هستند، مورد استفاده قرار داد. علاوه بر این، این روش، درون‌زایی و همبستگی سریالی را تصحیح می‌کند و امکان تعدیل‌های احتمالاً نامتقارن (غیرخطی) تورم را نسبت به نوسانات در سایر متغیرها فراهم می‌کند؛ به عبارت دیگر، افزایش و کاهش سایر متغیرها اجازه دارد تا بر تورم تأثیر متفاوتی بگذارد. علاوه بر این، انتظار می‌رود که نتیجه این مطالعه، با توجه به ابداع سیاست‌های مبارزه با تورم، به تصمیم‌گیری سیاست‌گذاران کمک کند. در این راستا، ابتدا مبانی نظری مرتبط با موضوع بررسی می‌شود و سپس به مرور برخی از مطالعات مرتبط پرداخته خواهد شد. در ادامه نیز مدل معرفی شده برآورد و تجزیه و تحلیل شده و نتیجه‌گیری ارائه خواهد شد.

1. nonlinear auto-regressive distributed lag (NARDL)

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

پیشینه پژوهش

رابطه تورم و باز بودن تجارت

رومر[1] (۱۹۹۳) مروری رومر بیان می‌کند که مسأله اثرگذاری باز بودن تجارت بر تورم و رابطه همکاری تورم-تولید[2] در ادبیات اقتصاد کلان بسیار مورد توجه قرار گرفته است (Romer, 1993). مطالعات تجربی و نظری تعدادی از عوامل تأثیرگذار بر رابطه باز بودن تجارت و حساسیت تورم[3] بر نوسانات تولید[4] را معرفی می‌کنند که از جمله این عوامل ساختار بازارهای کالا و کار (Bowdler and Nunziata, 2010; Daniels and VanHoose, 2009)، رژیم سیاسی (Caporale and Caporale, 2006)، رژیم نرخ ارز (Bowdler, 2009)، هزینه‌های تجاری (Cavelaars, 2009). تحرک سرمایه (Daniels and VanHoose, 2009)، اهمیت کالاهای وارداتی در تولید (Pickering and Valle, 2012) و عبور نرخ ارز[5] (Daniels and VanHoose, 2013) را می‌توان نام برد.

همان‌طور که بیان شد، رابطه بین باز بودن تجارت و تورم موضوع مطالعات متعددی است. کانال‌هایی که باز بودن تجارت می‌تواند از طریق آن‌ها اثر منفی بر روی تورم داشته باشد:

۱. اثرگذاری از طریق دسترسی بیشتر به واردات ارزان‌تر: افزایش دسترسی به کالاهای خارجی ارزان‌تر (به دلیل حذف یا کاهش موانع تجاری، مانند تعرفه‌ها و محدودیت‌های کمی[6]) هزینه‌های سبد مصرفی را که احتمالاً شامل مقادیر زیادی از کالاهای وارداتی است، به منظور باز شدن بیشتر اقتصاد کاهش می‌دهد. همچنین، قیمت کالاهای تولیدی داخلی می‌تواند نه‌تنها از طریق رقابت با کالاهای نهایی خارجی ارزان‌تر بلکه به علت هزینه‌های تولیدی پایین‌تر ناشی از قیمت‌های ورودی پایین‌تر[7]، کاهش یابد، که این خدمات شامل واردات کالاهای واسطه‌ای ارزان‌تر[8] و پایین‌تر از تقاضای دستمزد اسمی و همچنین هزینه بسته‌بندی مصرف[9] است. افزایش میزان واردات در سبد مصرفی، افزایش مصرف واسطه‌های وارداتی[10]، افزایش درجه انعطاف‌پذیری دستمزد اسمی و جایگزینی بین کالاهای تولیدی و وارداتی داخلی بیش‌ترین اثر تورم‌زدایی[11] را به همراه دارند. علاوه

1. Romer
2. inflation –output trade-off
3. sensitivity of inflation
4. utput fluctuations
5. exchange rate pass-through
6. quantitative restrictions
7. lower input prices
8. cheaper intermediate imports
9. consumption bundle
10. imported intermediates
11. disinflationary

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

بر این، به‌محض باز شدن اقتصادها و پیوستن به بازارهای جهانی، تهدید رقابت جهانی، قدرت بازار شرکت‌ها و کارگران را تضعیف می‌کند.

۲. اثرگذاری از طریق بهره‌وری القایی[1]، دستاوردهای بهره‌وری[2] و رشد تولید: استدلال می‌شود که افزایش باز بودن تجارت باعث کاهش ناکارآمدی تخصیص، افزایش بهره‌وری و رشد اقتصادی می‌شود. رقابت شدید ناشی از افزایش باز بودن تجارت باعث بهبود تخصیص منابع دربخش های مختلف اقتصاد می‌شود، به طوری‌که کشورها مشغول به انجام فعالیت‌هایی می‌شوند که در آن‌ها دارای مزیت نسبی بوده و به‌عنوان ترکیبی از تغییرات (واردات در مقابل تولید داخل) ورودی‌های مورد استفاده می‌باشد. اگر در میان کشورها، تسهیل‌کننده انتقال دانش فنی، ایجاد نوآوری[3] و ترویج بهره‌وری پویا[4] صورت گیرد، باز بودن تجارت می‌تواند باعث رشد بهره‌وری شود. رشد سریع‌تر بهره‌وری فشار رو به پایین را در نرخ تورم اعمال می‌کند.

۳. اثر از طریق اثرگذاری سیاست پولی احتیاطی: توضیح چشم‌گیر برای اثر تورم‌زدایی بلندمدت از باز بودن، تأثیر احتمالی آن بر انگیزه سیاست‌گذاران برای اتخاذ سیاست پولی انبساطی است، که تمایل آن‌ها برای انجام این کار تعیین‌کننده اصلی تورم است. رومر (۱۹۹۳) با استفاده از مدل‌های ناسازگار پویا[5] از سیاست پولی بهینه، نشان می‌دهد که اقتصادهای کمتر باز دارای انگیزه بیشتری برای اجرای سیاست‌های انبساطی هستند و به همین علت تورم تعادلی بالاتری دارند. این ارتباط در چارچوب یک منحنی فیلیپس و یک تابع هدف سیاست‌گذار که در آن تولید مثبت و تورم منفی است، تحلیل می‌شود. این اثر از طریق کاهش قیمت نسبی کالاهای داخلی و کاهش نرخ ارز واقعی، انتقال می‌یابد. نشان داده شده که استهلاک واقعی القایی[6] باعث کاهش بازده تولید[7] شده برای افزایش معین در تولید داخلی، منجر به افزایش تورم می‌شود. بنابراین، در صورت عدم وجود پیش‌تعهد[8] برای سیاست پولی (تحت سیاست احتیاطی) اقتصادهای باز انگیزه کمتر برای اجرای سیاست‌های انبساطی دارند. به‌این ترتیب دارای تورم تعادلی پایین‌تری نسبت به اقتصادهای بسته هستند.

۴. اثرگذاری از طریق پاسخ‌های مالی (بودجه): پیامدهای مالی باز بودن به عنوان مکانیزم

1. induced efficiency
2. productivity gains
3. induce innovativeness
4. promote dynamic efficiency
5. dynamic inconsistency
6. induced real depreciation
7. output gain
8. pre-commitment

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

ارتباط بین تجارت و تورم است که می‌تواند از طریق چندین کانال عمل کند. در اقتصاد کوچک‌تر و بازتر، نسبت درآمد از ساختار تعرفه داده شده بیشتر است، در نتیجه حق‌الضرب[1] به عنوان یک منبع درآمد اهمیت کمتری دارد و منجر به نرخ تورم پایین‌تر می‌شود. علاوه بر این، کشش تقاضا برای پول داخلی با توجه به تورم ممکن است با درجه باز بودن افزایش یابد به این دلیل که افراد دسترسی به ارزهای خارجی را به عنوان جایگزین افزایش خواهند داد، در نتیجه نرخ مالیات بهینه بر پول داخلی-نرخ تورم کاهش می‌یابد. از آنجایی که انتخاب سیاست کشورها درجه باز بودن تجارت (علاوه بر اندازه آن) را تعیین می‌کند، اقتصادهای کمتر باز تا زمانی که سیاست‌های حمایت‌گرایانه و اقدامات همراه آن‌ها منجر به کسری بودجه بیشتر شود، تورم بالاتر از متوسط را خواهند داشت (Yiheyis, 2013).

علاوه بر این، باز بودن تجارت، تورم را از طریق دو مکانیسم تغییر می‌دهد. بسط‌های ماندل-فلمینگ مدل بارو و گوردون نشان می‌دهد که رابطه معکوس بین باز بودن تجارت و تورم وجود دارد. در این مدل‌ها، سیاست پولی انبساطی باعث افزایش تولید داخلی، بدتر شدن شرایط تجارت و تورم غافلگیرکننده اقتصاد می‌شود (Barro and Gordon, 1983). همانطور که باز بودن تجارت تغییر می‌کند، مشوق سیاست‌گذاران پولی (احتیاطی) با تغییر مواجه می‌شود زیرا باز بودن تجارت، شیب منحنی فیلیپس و تأثیر سیاست پولی بر تولید را تغییر می‌دهد. هزینه تورم افزایش می‌یابد و سود تولید ناشی از تورم غافلگیرانه کاهش می‌یابد. با افزایش درجه باز بودن تجارت، مبادله منحنی فیلیپس کمتر از حد مطلوب می‌شود و سیاست کمتر از حد مطلوب انبساطی است. بنابراین این مکانیسم یک رابطه معکوس بین باز بودن تجارت و تورم ایجاد می‌کند. همچنین یک اثر دوم در مدل وجود دارد زیرا سطح بهینه اجتماعی تولید به باز بودن تجارت بستگی دارد و این به تعیین موقعیت مجموعه منحنی‌های بی‌تفاوتی مقام پولی کمک می‌کند (Cooke, 2004).

با این وجود، بر اساس دیدگاه مرسوم، تورم در کشورهای بازتر کمتر است، زیرا کاهش واقعی ارزش پولی که می‌تواند ناشی از سیاست پولی انبساطی غیرقابل پیش‌بینی باشد، باعث ایجاد آسیب‌هایی مانند افزایش هزینه تولید می‌شود که در کشورهای بازتر بیشتر است. در نتیجه، مقامات کمتر گسترش خواهند یافت و در نتیجه نرخ تورم کمتر خواهد شد (Zakaria, 2010). برعکس، هرچه اقتصاد کمتر باز باشد، انگیزه برای توسعه بیشتر است و بنابراین نرخ تعادل تورم

1. seigniorage

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

بالاتر است. این به این دلیل است که با باز شدن اقتصاد، مقامات مالی و پولی تمایل دارند توانایی خود را برای کنترل تورم از طریق سیاست‌های مالی و پولی از دست بدهند. بنابراین، مدل‌های تورم ناکارآمد بالا ناشی از فقدان پیش تعهد، رابطه معکوس بین باز بودن و تورم را پیش‌بینی می‌کنند. با این وجود، اعتقاد بر این است که عوامل بسیاری مانند جهانی شدن، سیاست پولی بهتر، شانس، تسریع در بهره‌وری و افزایش سطح رقابت در بازارهای محصول و کار در کاهش تورم جهانی نقش داشته‌اند و تفکیک اهمیت نسبی هر یک، همچنان یک چالش مهم است (Rogoff, 2003; Wynne and Kersting, 2007).

رابطه تورم و مخارج دولت

رابطه بین تورم و مخارج دولت و اثرگذاری این دو متغیر بر یکدیگر از موضوعات مهمی است که اقتصاددانان در طول زمان به آن توجه می‌کنند. با توجه به دیدگاه کینزی، دولت نیاز به سرمایه‌گذاری و مخارج عمومی مستقیم[1] جهت حصول ثبات در اقتصاد، تحریک یا افزایش بهره‌وری[2] و سرمایه‌گذاری دارد. همچنین دولت برای ایفای دو نقش اساسی دیگر، یعنی توزیع درآمد و تخصیص در کنار تثبیت، محتمل هزینه‌هایی در قالب مداخله می‌شود که توسط اقتصاددانان نئوکلاسیک انجام می‌شود و با توجه به فرض اشتغال کامل[3]، افزایش در هزینه‌های دولت می‌تواند باعث افزایش تورم شود (Olayungbo, 2013). معمولاً اجرای سیاست مالی در بسیاری از کشورها با مشکلات زیادی از جمله جمع‌آوری مالیات، ضعف‌های نهادی، مشکلات مربوط به سرمایه‌های خارجی، انتشار پول برای تأمین مخارج عمومی که این خود باعث تورم می‌شود، مواجه است. لذا استفاده از این سیاست مالی انبساطی (افزایش مخارج دولت) علاوه بر اثرگذاری بر روی تولید می‌تواند تورم‌زا باشد (Mehrara et al., 2016).

در مقابل یورگنسن و راون با ارائه یک تفسیر ساختاری نسخه‌ای از مدل کینزی جدید را پیشنهاد می‌کنند که شامل پذیرش متغیر زمان فناوری جدید در فرآیند تولید است، همانطور که در مطالعه اخیر آنزواتگی[4] و همکاران (۲۰۱۹) (Anzoategui et al., 2019) و بیانچی[5] و همکاران (Bianchi et al., 2019) در مدل مطرح شده، شرکت‌ها در مورد میزان استفاده از سطح فناوری موجود تصمیم می‌گیرند. در واکنش به افزایش مخارج دولت، شرکت‌ها افزایش

1. direct public spending and investment
2. stimulate or enhance productivity
3. full-employment assumption
4. Anzoategui
5. Bianchi

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]
[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

نرخ بهره‌برداری از فناوری را برای پاسخگویی به افزایش تقاضای کل، علی‌رغم مخارج مرتبط با نرخ بهره‌برداری بالاتر، بهینه می‌دانند. افزایش استفاده از فناوری، مطابق با شواهد تجربی که ارائه شده است، بهره‌وری اندازه‌گیری شده را افزایش می‌دهد. به شرطی که این مکانیسم به اندازه کافی قدرتمند باشد، بر فشار صعودی بر مخارج حاشیه‌ای ناشی از دستمزدهای بالاتر تسلط دارد و منجر به کاهش مخارج نهایی در حالت تعادل می‌شود. مخارج حاشیه‌ای کمتر راه را برای شرکت‌ها هموار می‌کند تا قیمت‌های خود را کاهش دهند و در نتیجه باعث کاهش تورم می‌شود (یورگنسن و راون[1]، ۲۰۲۲).

رابطه تورم و نرخ ارز

نظریه برابری قدرت خرید[2] (PPP) تأثیر تورم بر نرخ ارز را توضیح می‌دهد (Cassel, 1922). به طور کلی تورم به دو صورت زیر بر نوسان نرخ ارز تأثیر می‌گذارد. اول اینکه تورم یک کشور قدرت خرید پول آن کشور را کاهش می‌دهد که نتیجه آن کاهش صادرات و افزایش واردات است و کاهش تقاضای داخلی برای پول منجر به کاهش ارزش پول ملی می‌شود. دوم، افزایش قیمت‌ها در یک کشور منجر به افزایش ارزش پول آن کشور در یک دوره رشد اقتصادی پایدار می‌شود (Yu, 2001). با این حال، فرضیه بالاسا-ساموئلسون[3] معتقد است که نرخ ارز تحت تأثیر تفاوت‌های بهره‌وری خواهد بود. زمانی که نسبت بهره‌وری‌بخش قابل تجارت یک اقتصاد به‌بخش غیرقابل تجارت آن نسبت به سایر کشورها افزایش یابد، نرخ واقعی ارز آن اقتصاد افزایش می‌یابد. درواقع، مطالعات قبلی نیز تأیید کرده‌اند که هم در تأثیر نرخ ارز بر تورم و هم تأثیر تورم بر نرخ ارز در تئوری، نااطمینانی وجود دارد (Balassa, 1964; Samuelson, 1969; Liu and Ma, 2024).

تأثیر نرخ ارز بر تورم داخلی هم شامل اثرات مستقیم و غیرمستقیم است. از سوی دیگر، نوسانات نرخ ارز از طریق قیمت مواد اولیه وارداتی بر هزینه تولید بنگاه‌ها که بر سطح قیمت داخلی می‌گذارد، مؤثر است. بنابراین، کاهش ارزش پول محلی ممکن است منجر به افزایش سطح قیمت داخلی شود (Goldberg and Knetter, 1997). از سوی دیگر، اثرات غیرمستقیم با توجه به مکانیسم‌های دستمزد، درآمد و پولی، نامشخص است. اولاً، اگر نرخ ارز افزایش یابد، قیمت کالاهای وارداتی کاهش می‌یابد و دستمزدهای واقعی ساکنان افزایش می‌یابد، در حالی

1. Jørgensen and Ravn
2. purchasing power parity (PPP) theory
3. Balassa-Samuelson hypothesis

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]
[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

که تولیدکنندگان داخلی تولید را کاهش می‌دهند، در نتیجه شکاف بین عرضه و تقاضا افزایش می‌یابد و واردات ارزان‌تر تورم را تشدید می‌کند. ثانیاً، افزایش ارزش پول داخلی باعث کاهش صادرات محصولات داخلی و افزایش واردات و کاهش مازاد تجارت بین‌المللی و درآمد خواهد شد و کاهش درآمد خانوار باعث کاهش تقاضای مصرف‌کننده می‌شود که قیمت داخلی را کاهش می‌دهد (Mckinnon et al., 2005). ثالثاً، اگر ارزش پول افزایش یابد، صادرات خالص کاهش می‌یابد، که ممکن است بانک‌های مرکزی را مجبور کند که عرضه پول و در نتیجه، سطح قیمت‌ها را کاهش دهند. با این حال، افزایش ارزش پول محلی همچنین ممکن است باعث ورود حجم زیادی از سرمایه سفته‌بازی شود که باعث افزایش ذخایر ارزی بانک مرکزی و عرضه پول داخلی می‌شود (Ji, 2009)، بنابراین نوسانات نرخ ارز بر قیمت داخلی تأثیر مثبت و منفی دارد. علاوه بر این، نوسانات نرخ ارز ممکن است اثرات نامتقارن بر تورم داخلی به دلیل قیمت‌گذاری بازار (Krugman, 1987)، تقسیم‌بندی بازار (Dornbusch, 1987) و هزینه‌های بازار (Dixit,1989) داشته باشد. این اثرات منجر به وجود مکانیزم ناقص از نرخ ارز بر تورم خواهد شد (Liu and Ma, 2024).

رابطه تورم و عرضه پول

مکتب پولیون استدلال می‌کنند که رشد حجم پول، شرط لازم و کافی برای ایجاد تورم است. فریدمن عقیده دارد که تورم تنها از طریق افزایش سریع‌تر حجم پول نسبت به تولید به وجود می‌آید و تورم را همیشه و همه‌جا یک پدیده پولی می‌داند. اگر حجم پول، تحت کنترل بانک مرکزی باشد، در این صورت بانک مرکزی، مسئول آغاز و یا پایان تورم است و تنها راه تثبیت قیمت‌ها کنترل نرخ رشد حجم پول بر اساس قواعد پولی معین است. یکی از نمونه‌های قواعد معین پولی، قاعده نرخ رشد ثابت پول است، یعنی سیاست نباید به شوک‌های اقتصاد واکنش نشان دهد که به آن سیاست غیرفعال می‌گویند. به اعتقاد پولگرایان، سرعت گردش پول ثابت نیست و یک متغیر وابسته محسوب می‌شود. با پذیرش فرض اشتغال کامل عوامل تولید، سیاست‌های انبساطی پولی، درآمدهای اسمی را از طریق افزایش قیمت‌ها متأثر می‌سازد. فریدمن تأثیر حجم پول بر تولید حقیقی را در کوتاه‌مدت تأیید می‌کند اما معتقد است در بلندمدت تنها سطح عمومی قیمت‌ها را متأثر می‌سازد (Ijaz Hussain and Zafar, 2018).

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

تورم و اثرات آن بر اقتصاد ایران

نرخ‌های بالای تورم در ایران را می‌توان با عوامل خارجی و داخلی توضیح داد که تفکیک آن‌ها دشوار است و یکدیگر را پوشش می‌دهند. تحریم‌ها به طور مستقیم از طریق کمبود واردات و محدودیت‌های عرضه، و به طور غیرمستقیم از طریق کاهش نرخ ارز و کسری بیشتر دولت که ناشی از کاهش صادرات نفت و دریافت ارز است، به تورم کمک می‌کند. فقدان بودجه خارجی به‌نوبه خود به این معنی است که کسری‌های مالی به طور فزاینده‌ای از طریق وام‌دهی توسط بانک‌ها و صندوق ثروت ملی ایران تأمین می‌شود که به نوبه خود عرضه پول را افزایش می‌دهد. سیاست‌های پولی و مالی انبساطی در کنار تحریم‌ها، مانند اعتبار ارزان خصوصی و مخارج بیشتر دولت، تورم را بیشتر می‌کند و به نوبه خود به کاهش نرخ ارز بازخورد می‌دهد.

ترکیب سیاست‌ها در ایران به شدت بر کنترل‌های قیمتی انحرافی تکیه کرده است که می‌تواند تورم را فقط به طور موقت، البته با پیامدهای بلندمدت منفی مهار کند. ایران کنترل قیمت کالاها و خدمات مختلف از جمله انرژی (مانند برق و فرآورده‌های نفتی)، مواد غذایی (مانند گندم را از طریق قیمت تضمینی برای تولیدکنندگان و نرخ ارز یارانه‌ای برای واردکنندگان که اخیراً کاهش یافته) و خدمات مالی (از طریق سقف نرخ بهره)، اعمال کرده است. کنترل قیمت‌ها درحالی‌که به عنوان ابزاری برای سیاست‌های اجتماعی-اقتصادی (مانند حمایت از مصرف‌کنندگان و کارگران، حمایت از تولیدکنندگان و ارتقای بخش‌های هدفمند) استفاده می‌شود، اغلب سرمایه‌گذاری و رشد را تضعیف می‌کند، فقر و نابرابری را بدتر می‌کند، بار مالی زیادی را تحمیل می‌کند و اثربخشی سیاست پولی را تضعیف می‌کند (Guenette, 2020). جایگزینی کنترل‌های قیمت با شبکه‌های ایمنی اجتماعی گسترده‌تر و با هدف‌گذاری بهتر در دستیابی به اهداف حمایت اجتماعی مؤثرتر و کم‌هزینه‌تر خواهد بود.

کاهش مداوم تورم مستلزم یک تغییر اساسی در ترکیب سیاست‌ها شامل اصلاحات مالی، نرخ ارز، پولی و ساختاری است. در حالی که رفع تحریم‌ها، به تثبیت نرخ ارز و تسهیل اجرای اصلاحات دشوار، کاهش سریع‌تر تورم را افزایش می‌دهد، در غیاب رفع تحریم‌ها به این اصلاحات بیشتر نیاز است و باید به تدریج اجرا شود (Ture and Khazaei, 2022).

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

چارچوب نظری

چارچوب رومر (Romer, 1993) به عنوان مبنای نظری برای این مطالعه به کار گرفته شده است. رومر (۱۹۹۳) یک مدل استاندارد اقتصاد بسته از ناهماهنگی پویا سیاست پولی بهینه را با دو جزء در نظر گرفت. در این چارچوب، مؤلفه اول شامل شوک‌های پولی پیش‌بینی‌نشده‌ای بود که هم بر قیمت‌ها و هم بر تولید واقعی تأثیر می‌گذارد، بنابراین تلویحاً نشان می‌دهد که انحراف تولید از ارزش طبیعی یا تعادلی آن به طور مثبت با انحراف تورم واقعی از تورم مورد انتظار مرتبط است. اگر رابطه خطی فرض شود:

$$y = y^* + \beta(\pi - \pi^e) \quad (۱)$$

که در آن y نشان‌دهنده‌ی تولید واقعی است، y^* نشان‌دهنده‌ی نرخ طبیعی، π نشان‌دهنده‌ی تورم و π^e نشان‌دهنده‌ی تورم مورد انتظار است: در این مورد $\beta > 0$ است. احتمال چنین رابطه‌ای می‌تواند ناشی از اطلاعات ناقص در مورد سطح کل قیمت یا از تعدیل ناقص قیمت باشد. در مؤلفه دوم، تولید بالاتر (که نزدیک به نرخ طبیعی است) برای سیاست‌گذار مطلوب فرض می‌شود درحالی‌که تورم بالاتر نامطلوب است. همچنین در این زمینه، کمتر از حد مطلوب[1] نرخ طبیعی می‌تواند ناشی از رقابت ناقص یا نرخ‌های مالیات نهایی مثبت باشد. اگر یک فرم تابعی ساده فرض شود، تابع هدف سیاست‌گذار را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$W = -\frac{1}{2}\pi^2 + \gamma y \quad (۲)$$

که در آن $\gamma > 0$ است.

در حالت تعادل، سیاست‌گذار نرخ رشد عرضه پول را درحالی‌که معادله (۱) و π^e را در نظر می‌گیرد، تعیین می‌کند. در این زمینه، سیاست‌گذار مستقیماً انتخاب می‌کند. مشکل بهینه‌سازی که سیاست‌گذار با آن مواجه است برای عوامل خصوصی کاملاً شناخته شده است. با توجه به عدم قطعیت، تورم مورد انتظار با واقعی باید برابر باشد. جایگزینی معادله (۱) در (۲) و حداکثرسازی باعث می‌شود که سیاست‌گذار به $\pi = \gamma\beta$ برسد. بنابراین، تعادل $\pi^e = \pi = \gamma\beta$، که به معنی مثبت بودن تورم و $y = y^*$ که سطح تولید در نرخ طبیعی است. با این حال، کمتر از حد مطلوب این نتیجه، مبنایی است که سیاست‌گذار باید پیشاپیش تعهد به سیاست بدون تورم داشته تا وضعیت بهتری داشته باشد.

افزایش سطح واردات از دو جهت بر تورم تعادلی تأثیر می‌گذارد. در حالت اول، درجه باز بودن بیشتر، مزایای افزایش تولید بالاتر از نرخ طبیعی آن را کاهش می‌دهد. توسعه داخلی باعث

1. sub-optimality

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

افزایش تولید در داخل نسبت به تولید خارج می‌شود و بنابراین قیمت نسبی کالاهای داخلی را کاهش می‌دهد (به‌استثنای مواردی که کالاهای داخلی و خارجی جانشین کامل هستند). دلیل این امر این است که تا زمانی که کالاهای تولید داخل که در داخل مصرف می‌شوند و واردات جانشین ناقصی باشند، استهلاک واقعی ضروری است حتی اگر کشور با یک منحنی تقاضای کاملاً باکشش برای کالاهای صادراتی خود روبرو شود. در نتیجه، هرچه کسری از کالاهایی که از خارج خریداری می‌شوند بیشتر باشد، هزینه این استهلاک واقعی بیشتر است. بنابراین، y درجه باز بودن تجارت در حال کاهش است.

در مورد دوم، باز بودن بر تجارت بین تولید و تورم تأثیر می‌گذارد. یک‌بار دیگر، به دلیل استهلاک نرخ ارز واقعی، افزایش باز بودن تجارت میزان تورم مرتبط با گسترش مقدار معین از تولید داخلی، را افزایش می‌دهد. به طور خاص، استهلاک نرخ ارز بر تورم از طریق دو کانال تأثیر می‌گذارد. در کانال اول، استهلاک واقعی حاکی از آن است که قیمت کالاهای خارجی در واحدهای ارز داخلی سریع‌تر از کالاهای داخلی افزایش می‌یابد. بنابراین، برای تأثیر مشخصی از تولید بر قیمت کالاهای داخلی، تأثیر تورم (تعریف شده توسط تغییر در شاخص قیمت مصرف‌کننده) در سهم واردات یک کشور از خارج در حال افزایش است. در سناریوی دوم، باز بودن تجارت بر ارتباط بین تولید و قیمت کالاهای داخلی تأثیر می‌گذارد زیرا استهلاک واقعی هزینه‌های شرکت‌های داخلی را افزایش می‌دهد. با این شرح، انعطاف‌پذیری دستمزدهای اسمی باعث افزایش دستمزدها به دلیل افزایش شاخص قیمت مصرف‌کننده می‌شود. در نتیجه، افزایش باز بودن باعث می‌شود سیاست پولی انبساطی منجر به افزایش بیشتر قیمت‌های داخلی برای افزایش معین در تولید شود.

بنابراین، بر اساس سیاست پولی احتیاطی[1]، باز بودن تجارت بر رابطه جایگزینی[2] تورم-تولید و مزایای تولید بالاتر نسبت به هزینه تورم بالاتر تأثیر می‌گذارد. ازاین‌رو، مشوق‌های سیاست‌گذاران برای گسترش در اقتصادهای باز کمتر است و تورم تعادلی تحت سیاست احتیاطی کوچک‌تر است. دور نهایی اثرات به این دلیل است که گسترش تولید داخلی نسبت به تولید خارج از کشور باعث کاهش قیمت نسبی کالاهای داخلی می‌شود. این تأثیرات به‌احتمال زیاد به جزئیات این‌که چرا شوک‌های پولی اثرات واقعی دارند و چرا گسترش تولید بالاتر از نرخ طبیعی مطلوب است، قوی است (Babatunde, 2017).

1. discretionary
2. trade-off

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

پیشینه مطالعات

مطالعات خارجی

برخی از مطالعات تجربی انجام یافته در خصوص موضوع پژوهش در قالب مطالعات انجام یافته در خارج و داخل کشور به اختصار مرور شده‌اند. سیکدار[1] و همکاران (۲۰۱۳) در مقاله‌ای به بررسی رابطه بین باز بودن تجارت و تورم برای اقتصاد کوچک بنگلادش با استفاده از داده‌های سری زمانی و روش تصحیح خطای برداری طی دوره زمانی ۱۹۷۶-۲۰۱۰ پرداخته‌اند. نتایج تجربی نشان می‌دهد که رابطه بلندمدت منفی بین تورم و باز بودن تجارت وجود دارد که وجود فرضیه رومر در بنگلادش را تأیید می‌کند (Sikdar et al., 2013).

رمضان و همکاران (۲۰۱۳) در مقاله‌ای به بررسی وجود رابطه بین تورم و باز بودن تجارت و بررسی همبستگی بین متغیرها در پاکستان طی دوره زمانی ۲۰۰۸/۹-۱۹۷۰/۱ پرداخته‌اند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که همبستگی بین تولید ناخالص داخلی و عرضه پول متوسط، بین عرضه پول و باز بودن تجارت ضعیف و بین تولید ناخالص داخلی و باز بودن تجارت هم ضعیف است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که اثر معنی‌دار متغیرهای تولید ناخالص داخلی و عرضه پول بر تورم بیشتر اثر باز بودن تجارت بر تورم است (Ramzan et al., 2013).

سپهری‌وند و عزیزی (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای به بررسی اثر باز بودن تجارت بر تورم در کشورهای دی هشت با تأکید بر تئوری رومر و استفاده از داده‌های پنل طی دوره زمانی ۲۰۰۱-۲۰۱۳ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که باز بودن تجارت اثر مثبت و معنی‌داری بر تورم دارد. این نتیجه نظریه رومر را تأیید نمی‌کند و نشان می‌دهد که تأثیر سیاست‌های پولی در بازارهای بین‌المللی بسیار زیاد است و درجه نفوذ منجر به نوسان در تقاضای مصرف کالاهای داخلی می‌شود (Sepehrivand and Azizi, 2016).

زومبه[2] و همکاران (۲۰۱۷) در مقاله‌ای به بررسی رابطه علیت بین تورم و باز بودن تجارت در زامبیا با استفاده رویکرد تودا-یاماتو[3] برای علیت گرنجری طی دوره زمانی ۱۹۸۵-۲۰۱۵ پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که رابطه علیت دوطرفه بین تورم و باز بودن تجارت وجود دارد. علاوه بر این نتایج حاکی از آن است که رابطه بین تورم و باز بودن تجارت مثبت می‌باشد (Zombe et al., 2017).

1. Sikdar 2. Zombe 3. Toda-Yamamoto approach

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

باباتونده (۲۰۱۷) در مقاله‌ای به بررسی رابطه بین باز بودن تجارت و تورم در نیجریه طی دوره ۱۹۸۰-۲۰۱۵ پرداخته است. برای این منظور از رهیافت خودرگرسیو با وقفه‌های توزیعی غیرخطی استفاده شده است که در این رویکرد آزمون‌های غیرخطی کوتاه‌مدت و بلندمدت از طریق تجزیه و تحلیل جزئی شوک‌های مثبت و منفی متغیرهای توضیحی بررسی می‌شود. نتایج تحقیق حاکی از آن است که در بلندمدت رابطه مثبت و معنی‌دار بین باز بودن تجارت و تورم برعکس، در کوتاه‌مدت یک رابطه منفی و معنی‌داری بین این دو متغیر وجود دارد (Babatunde, 2017).

هایله[1] (۲۰۱۷) در تحقیقی رابطه بین تورم و متغیرهای باز بودن تجارت در اتیوپی را با استفاده از داده‌های سری زمانی و روش تصحیح خطای برداری طی دوره زمانی ۱۹۷۶-۲۰۱۶ مورد بررسی قرار داده است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که رابطه بین متغیرهای باز بودن تجارت و تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت وجود دارد (Haile, 2017).

شمس و همکاران (۲۰۱۸) با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۶۸-۱۳۹۵، نقش سیاست پولی بانک مرکزی در افزایش رشد حجم پول و اثرات آن بر شکل‌گیری و ثبات رژیم‌های تورمی در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار داده‌اند. بر اساس نتایج مدل‌سازی، در رژیم تورم متوسط و رژیم نرخ تورم بالا، اثر معنی‌داری رشد حجم پول بر تورم مشخص نشد. نتایج مدل مارکوف سوئیچینگ هم حاکی از تأثیر مثبت رشد حجم پول در تداوم دوره‌های تورمی متوسط در اقتصاد ایران است (Shams et al., 2018).

سولهر و خان[2] (۲۰۲۰) وجود رابطه معنی‌دار بین تورم و باز بودن تجارت در پاکستان را با استفاده از رهیافت خودرگرسیو با وقفه‌های توزیعی طی دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۴ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که هیچ رابطه بلندمدتی بین تورم و باز بودن تجارت وجود ندارد که وجود فرضیه رومر برای پاکستان را رد می‌کند (Sulehr and Khan, 2020).

یورگنسن و راون[3] (۲۰۲۲) با ارائه شواهد تجربی نشان می‌دهند که قیمت‌ها در واکنش به شوک مثبت مخارج دولت افزایش نمی‌یابد. در عوض، واکنش قیمت‌ها ثابت یا حتی منفی است. واکنش نامشخص قیمت‌ها با افزایش تولید و مصرف خصوصی و همچنین افزایش بهره‌وری کل عوامل همراه است. همچنین بیان می‌کنند استفاده از فناوری متغیر می‌تواند یک مدل استاندارد جدید کینزی را قادر سازد تا یافته‌های تجربی‌شان را توضیح دهد. این مدل

1. Haile
2. Sulehr and Khan
3. Jørgensen and Ravn

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

نشان می‌دهد که برخلاف پیش‌بینی‌های مدل‌های استاندارد نیوکینزی، وقتی اقتصاد در یک تله نقدینگی اساسی قرار دارد، ضریب مخارج دولت به طور قابل‌توجهی کمتر است (Jørgensen and Ravn, 2022).

طاهر و همکاران (۲۰۲۳) به بررسی تأثیر باز بودن تجارت بر نرخ تورم را با تمرکز بر اقتصاد چین با استفاده از روش خودرگرسیو با وقفه‌های توزیعی طی دوره ۱۹۷۹-۲۰۱۹ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که باز بودن تجارت تأثیر منفی و معنی‌دار بر نرخ تورم دارد. این بدان معنی است که باز بودن تجارت می‌تواند به عنوان ابزاری برای مبارزه با تورم بالاتر استفاده شود. به طور مشابه، مخارج دولت، رشد اقتصادی، نرخ ارز و عرضه پول بر تورم تأثیر مثبت دارند. همچنین، عرضه پول و مخارج دولت در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت بر نرخ تورم دارد (Tahir et al., 2023).

شهزاد و همکاران (۲۰۲۴) به بررسی نقش شوک‌های انرژی، سیاست‌های پولی و سیاست مالی در مدیریت انتظارات تورمی در چارچوب رژیم هدف‌گذاری تورم فدرال رزرو با استفاده روش رهیافت خودرگرسیو با وقفه‌های توزیعی خطی و رهیافت خودرگرسیو با وقفه‌های توزیعی خطی چندکی طی دوره ۲۰۱۲-۲۰۲۲ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که تورم، شوک‌های انرژی، و عرضه پول پیامدهای قابل‌توجهی بر انتظارات تورمی در اکثر چندک‌ها در طول رژیم‌های هدف‌گذاری قبل و بعد از تورم دارند (Shahzad et al., 2024).

مطالعات داخلی

نصیری‌زاده و همکاران (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای به برررسی رابطه بین باز بودن تجاری، مبادله تولید-تورم در کشورهای منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی طی دوره زمانی ۱۹۹۰-۲۰۰۸ در ۳۴ کشور منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی پرداخته‌اند. برای این منظور از داده‌های مقطعی و روش حداقل مربعات[1] و همچنین آزمون واریانس ناهمسانی استفاده شده است. نتایج حاصل از تحقیق حاکی از آن است که باز بودن تجاری متوسط تورم کشورهای OIC را کاهش می‌دهد و مبادله تولید-تورم کشورهای منتخب را افزایش می‌دهد (Nasirizadeh et al., 2012).

فتاحی و همکاران در پژوهشی به بررسی اثر باز بودن اقتصاد بر روی تورم با استفاده از رگرسیون چندک و داده‌های سری زمانی سالانه در دوره ۱۳۴۰-۱۳۸۶ پرداخته‌اند که رگرسیون چندک ارتباط میان تورم و باز بودن اقتصادی را در سطوح چندک‌های مختلف تورم بررسی می‌کند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که در نرخ‌های پایین تورم ارتباط معنی‌داری بین تورم و

1. Least squares

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

باز بودن اقتصادی وجود ندارد اما در تورم‌های بالا رابطه مثبتی بین این دو متغیر وجود دارد و با افزایش درجه باز بودن اقتصاد تورم نیز افزایش می‌یابد (Fattahi et al. , 2012).

حامی (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه علّی بین تورم و باز بودن تجارت در اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های سالانه طی دوره زمانی ۱۳۴۴-۱۳۸۶ پرداخته است. برای این منظور از آزمون همجمعی جوهانسن و الگوی تصحیح خطای برداری استفاده شده است. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که در طول دوره مشاهده یک رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرها برقرار بوده و تورم اثر مثبت و معناداری بر درجه باز بودن تجارت در ایران داشته است (Hami, 2014).

علی‌زاده کلاگر و همکاران (۲۰۲۴) با استفاده از مدل رگرسیونی با پارامترهای متغیر در طی زمان و رهیافت فیلتر کالمن، به بررسی و واکنش نرخ تورم در طی زمان نسبت به متغیرهای تأثیرگذار مانند نرخ تورم دوره قبل، نرخ تورم انتظاری، نرخ تورم وارداتی، شکاف تولید و خصوصاً حجم نقدینگی پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که ضرایب در طول دوره زمانی مورد مطالعه ثابت نبوده و در اثر تکانه‌های برون‌زا مانند انقلاب، جنگ، شوک‌های قیمتی نفت، سیاست‌های اقتصادی اعمال شده، تحولات ساختاری، موضع‌گیری‌های سیاسی بین‌المللی و تحریم‌های اقتصادی، در طول زمان تغییر کرده‌اند. یعنی علاوه بر حجم نقدینگی، متغیرهای دیگری مانند نرخ تورم تأخیری، نرخ تورم انتظاری، نرخ تورم وارداتی و شکاف تولید ناخالص داخلی نیز به صورت متغیر در طی زمان‌بر نرخ تورم اثر می‌گذارند (Alizadeh Kalagar et al., 2024).

اسماعیلی (۲۰۲۰) به بررسی اثرات غیرخطی و آستانه‌ای متغیرهای کلان اقتصادی بر تورم در اقتصاد ایران با استفاده از روش رگرسیون انتقال ملایم و داده‌های فصلی طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۷ پرداخته است. در مدل برآورد شده، رشد نقدینگی به عنوان متغیر آستانه با مقدار تقریبی ۴/۵ درصد (۱۸ درصد سالانه) به عنوان حد آستانه انتخاب شد. بر اساس نتایج بدست آمده، تقریب خطی نمی‌تواند اثرات غیرخطی درآمدهای نفتی و دیگر متغیرها را به صورت رضایت بخشی در رژیم‌های مختلف توضیح دهد. بر اساس نتایج بدست آمده، بسته به وضعیت رژیمی سایر متغیرهای کلان مانند مخارج جاری و مخارج عمرانی و رشد اقتصادی، تورم را تشدید می‌کنند. به‌علاوه در رژیم بالا انحراف سطح قیمت‌ها از رابطه‌ی تعادلی بلندمدت، عامل بسیار بااهمیتی در شتاب تورمی بوده، به طوری که تورم به این شکاف بیش از حد واکنش نشان می‌دهد. تولید ناخالص داخلی و وقفه‌ی آن در اکثر رژیم‌ها اثرات ضد تورمی دارد. بر اساس نتایج بدست آمده، به نظر می‌رسد که رشد نقدینگی مهم‌ترین عامل تغییر رژیم در رابطه میان تورم و متغیرهای کلان در اقتصاد ایران می‌باشد. سیاست‌گذار قادر است با کنترل رشد نقدینگی

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

و انتقال آن به رژیم رشد پایین، اثر بسیاری از متغیرهای دیگر از جمله مخارج جاری و عمرانی را بر تورم عقیم کرده یا کاهش دهد (Esmaeili, 2020).

ارائه یک مرور کامل از مطالعات قبلی در حوزه تورم در ایران و اثرات آن بر اقتصاد کشورها نصیری‌زاده و و همکاران (۲۰۱۲)، با استفاده از داده‌های مقطعی و روش حداقل مربعات[1] بیان می‌کنند که باز بودن تجاری متوسط تورم کشورهای منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی را کاهش می‌دهد و مبادله تولید-تورم کشورهای منتخب را افزایش می‌دهد (Nasirizadeh et al., 2012).

فتاحی و همکاران (۲۰۱۲)، با استفاده از رگرسیون چندک، نشان می‌دهند که در نرخ‌های پایین تورم ارتباط معنی‌داری بین تورم و باز بودن اقتصادی وجود ندارد اما در تورم‌های بالا رابطه مثبتی بین این دو متغیر وجود دارد و با افزایش درجه باز بودن اقتصاد تورم نیز افزایش می‌یابد (Fattahi et al., 2012).

خندانی (۲۰۲۳)، با استفاده از الگوی خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب افزایش قدرت مالی بانک مرکزی، باعث کاهش شاخص قیمت و تورم شده است (Khandani, 2023).

مرور مطالعات حاکی از آن است که رابطه خطی بین تورم با باز بودن تجارت و مخارج دولت انجام شده است اما رابطه غیرخطی بین متغیرها کمتر مورد توجه قرار گرفته و در هیچ‌کدام از مطالعات رابطه غیرخطی و نامتقارن بین تورم، باز بودن تجارت، رشد اقتصادی و سیاست‌های پولی و مالی در ایران بررسی نشده است، لذا این مطالعه به بررسی چگونگی تأثیرگذاری باز بودن تجارت، رشد اقتصادی و سیاست‌های پولی و مالی به صورت نامتقارن بر تورم در ایران می‌پردازد که برای این منظور، مطالعه حاضر اثرات نامتقارن باز بودن تجارت، رشد اقتصادی و سیاست‌های پولی و مالی بر تورم در ایران را با استفاده از الگوی نامتقارن (غیرخطی) خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی طی دوره زمانی ۱۹۷۹-۲۰۲۰ مورد بررسی قرار می‌دهد که این روش برای بررسی هم‌انباشتگی بر اساس ادبیات نظری و تجربی استاندارد در مورد رابطه تورم-باز بودن استفاده می‌شود و این امکان را می‌دهد که به طور همزمان غیرخطی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت را از طریق تجزیه مجموع جزئی شوک مثبت و منفی متغیرهای توضیحی از پیش تعیین‌شده آزمون کرد. همچنین امکان کمّی‌سازی واکنش‌های تورم به شوک‌های مثبت و منفی باز بودن تجارت، حجم پول، رشد اقتصادی، مخارج دولت و نرخ ارز را از ضریب‌های پویا نامتقارن ارائه می‌دهد.

1. Least squares

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

روش

تورم فرآیند پیچیده‌ای است و یافتن یک مدل تجربی که متناسب با شرایط همه کشورها باشد، دشوار است. با این حال، علاوه بر معیارهای باز بودن تجارت که ممکن است بر روند تورم در اقتصادهای مختلف تأثیر بگذارد، می‌توان عوامل تعیین‌کننده کلیدی را شناسایی کرد. به عنوان مثال، انتظار بر این است که تأثیر باز بودن تجارت بر تورم منفی باشد زیرا اثرات مستقیم و غیرمستقیم قیمتی واردات ارزان‌تر کالاهای نهایی و نهاده‌های واسطه‌ای ممکن است منجر به کاهش سطح کلی قیمت شود. همچنین، باز کردن اقتصاد به روی بقیه جهان ممکن است انگیزه‌هایی را که بانک‌های مرکزی از طریق آن در تعیین نرخ تورم بلندمدت یک کشور واکنش نشان می‌دهند، تغییر دهد. به‌علاوه، باز بودن می‌تواند به طور غیرمستقیم به کاهش تورم از طریق تقویت رشد سریع‌تر بهره‌وری داخلی در نتیجه افزایش رقابت کمک کند. ازآنجایی‌که تجارت کشورها را قادر می‌سازد تا در فعالیت‌هایی که در آن‌ها مزیت نسبی دارند تخصص پیدا کنند، بخش‌هایی که کشورها در آن‌ها نسبتاً ناکارآمد هستند کوچک می‌شوند، در حالی‌که بخش‌هایی که کشورها در آن‌ها مزیت نسبی دارند گسترش می‌یابند. بنابراین رشد سریع‌تر بهره‌وری به شرکت‌ها این امکان را می‌دهد که دستمزدهای بالاتری را بدون انتقال این هزینه‌ها به شکل قیمت‌های بالاتر بپردازند.

بسته به انتظارات عمومی، وضعیت بنیادی و توسعه اقتصاد و مکانیسم انتقال، افزایش مداوم عرضه پول یک کشور منجر به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود. بنابراین، هر چه عرضه پول برای اقتصاد بیشتر باشد، سطح قیمت نیز بالاتر خواهد بود. ازاین‌رو انتظار بر این است بین حجم پول و تورم رابطه مثبت وجود داشته باشد. همچنین انتظار می‌رود رشد اقتصادی بر نرخ تورم تأثیر منفی داشته باشد زیرا رشد در دسترس بودن کالاها و خدمات در اقتصاد فشار بر رشد قیمت داخلی را کاهش می‌دهد. در نهایت انتظار بر این است که افزایش مخارج دولت تورم را افزایش دهد.

به منظور بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های باز بودن تجارت بر تورم در ایران از مدل مطالعه باباتونده (۲۰۱۷) با تغییر متغیرهای کنترلی استفاده شده است. مدل مورد استفاده را می‌توان به صورت زیر تصریح کرد:

$$CPI = F(TRADE, M, GDPPG, GOV, REER) \quad (۳)$$

که در آن CPI: شاخص قیمت مصرف‌کننده می‌باشد که بر پایه سال ۱۳۹۰ اندازه‌گیری شده است.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

TRADE: شاخص آزادسازی تجاری، این متغیر به صورت مجموع صادرات و واردات به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی اندازه‌گیری شده است.

GOV: مخارج مصرفی عمومی دولت بر پایه سال ۱۳۹۰ است که به‌عنوان نماینده سیاست مالی معرفی شده است.

M: حجم پول برحسب اجزای تشکیل دهنده آن به میلیارد ریال است.

GDPPG: رشد اقتصادی، که به صورت درصد رشد سالانه تولید ناخالص داخلی سرانه بر پایه سال ۱۳۹۰ اندازه‌گیری شده است.

REER: نرخ ارز مؤثر واقعی بر پایه شاخص قیمت مصرف‌کننده است.

اطلاعات مربوط به این متغیرها از سری زمانی بانک مرکزی طی دوره زمانی ۱۴۰۰:۴-۱۳۷۰:۱ استخراج شده است.

در این پژوهش به منظور بررسی اثرات نامتقارن باز بودن تجارت، رشد اقتصادی و سیاست‌های پولی و مالی بر تورم از یکی از رویکردهای تک‌معادله‌ای موسوم به الگوی نامتقارن (غیرخطی) خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی استفاده شده است. این تکنیک نامتقارن این توانایی را دارد تا روابط نامتقارن و غیرخطی بین متغیرهای اقتصادی را در بلندمدت و کوتاه‌مدت تشخیص دهد. مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی به صورت یک مدل تصحیح خطای نامقید[1] به منظور تجزیه اثرات کلی یک متغیر به اجزای کوتاه‌مدت و بلندمدت آن ایجاد شده است (Koengkan, 2018). شین[2] و همکاران (۲۰۱۴) با گسترش مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی خطی موفق شدند تا تکنیک خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی را پایه‌گذاری نمایند، بنابراین مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی کلی طبق معادله (۴) می‌باشد (Shin et al., 2014):

$$\Delta CPI = a_{0it} + \sum_{t=0}^{K} \emptyset_{1it}\Delta TRADE_{it} + \sum_{t=0}^{K} \emptyset_{it}\Delta M_{it} + \sum_{t=0}^{K} \emptyset_{3it}\Delta GDPPG_{it} + \sum_{t=0}^{K} \emptyset_{4it}\Delta GOV_{it} + \sum_{t=0}^{K} \emptyset_{5it}\Delta REER_{it} + \gamma_{1it}TRADE + \gamma_{2it}M + \gamma_{3it}GDPPG + \gamma_{4it}GOV + \gamma_{5it}REER + \mu_{it} \quad (۴)$$

در رابطه فوق ΔCPI و CPI به ترتیب تفاضل مرتبه اول و متغیر وابسته یعنی شاخص قیمت مصرف‌کننده (تورم) می‌باشند. $\Delta TRADE, \Delta M, \Delta GDPPG, \Delta GOV, \Delta REER$ و $TRADE, M, GDPPG, GOV, REER$ تفاضل مرتبه اول و متغیرهای توضیحی می‌باشند. به‌علاوه α_{0it} عرض از مبدا مدل، ϕ_{1it} تا $\emptyset_{4it}$ و γ_{1it} تا γ_{4it} پارامترهای متغیرها و μ_{it} جزء اخلال مدل می‌باشد.

1. Unrestricted Error Correction Model
2. Shin

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]
[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی، نسبت به سایر روش‌های هم‌انباشتگی مزیت‌هایی دارد. در مرحله اول صرف‌نظر از اینکه متغیرهای مدل کاملاً I(1) یا I(0) یا ترکیبی از هر دو باشند، قابل استفاده است این ویژگی نه‌تنها انعطاف‌پذیری قابل توجهی را فراهم می‌کند، بلکه مانع از ضروری بودن پیش‌فرض هم‌انباشتگی از درجه اول می‌شود. دوم اینکه، این مدل معمولاً در برآورد مدل‌های نامتقارن TVEC و EC کارآمدتر از رهیافت دوگانه استاندارد انگل و گرنجر[1] است. سومین مزیت آن است که این روش حتی با تعداد مشاهدات اندک نیز قابل کاربرد است. در نهایت، می‌توان اذعان داشت که استفاده از این روش حتی زمانی که متغیرهای توضیحی درون‌زا هستند، ممکن می‌باشد.

ترکیب رگرسیون‌های تصادفی در روش استاندارد خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی خطی است که مستلزم تعدیل متقارن در طولانی‌مدت و کوتاه‌مدت است برای به دست آوردن اثرات نامتقارن، شین و همکاران (۲۰۱۴) مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی را معرفی کردند که در آن $TRADE_t$، M_t، $GDPPG_t$، GOV_t و $REER_t$ به مقادیر مثبت و منفی تجزیه شده و در معادله‌های (۵)، (۶)، (۷) و (۸) و (۹) نشان داده شده است (شین و همکاران، ۲۰۱۴) یعنی:

$$TRADE_t = TRADE_0 + TRADE_t^+ + TRADE_t^- \quad (۵)$$

$$M_t = M_0 + M_t^+ + M_t^- \quad (۶)$$

$$GDPPG_t = GDPPG_0 + GDPPG_t^+ + GDPPG_t^- \quad (۷)$$

$$GOV_t = GOV_0 + GOV_t^+ + GOV_t^- \quad (۸)$$

$$REER_t = REER_0 + REER_t^+ + REER_t^- \quad (۹)$$

بدین صورت که:

$$TRADE_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta\, TRADE_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \max\,(\Delta\, TRADE_j, 0) \quad and$$
$$TRADE_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta\, TRADE_t^- = \sum_{j=1}^{t} \max\,(\Delta\, TRADE_j, 0) \quad (۱۰)$$

$$M_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta\, M_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \max(\Delta M_j, 0) \quad and$$
$$M_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta\, M_t^- = \sum_{j=1}^{t} \max\,(\Delta\, M_j, 0) \quad (۱۱)$$

$$GDPPG_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta\, GDPPG_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \max(\Delta\, GDPPG_j, 0) \quad and$$
$$GDPPG_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta GDPPG\ _t^- = \sum_{j=1}^{t} \max\,(\Delta\, GDPPG_j, 0) \quad (۱۲)$$

1. Engle and Granger

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

$$GOV_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta\, GOV_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \max(\Delta\, GOV_j, 0) \quad and \quad GOV_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta GOV\ \bar{t} = \sum_{j=1}^{t} \max\,(\Delta\, GOV_j, 0) \tag{۱۳}$$

$$REER_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta\, REER_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \max(\Delta\, REER_j, 0) \quad and \quad REER_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta REER\ \bar{t} = \sum_{j=1}^{t} \max\,(\Delta\, REER_j, 0) \tag{۱۴}$$

سپس رابطه تعادلی بلندمدت نامتقارن در معادله‌های (۱۵)، (۱۶)، (۱۷)، (۱۸) و (۱۹) می‌تواند باشد که به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$CPI_t = \beta^+ TRADE + \beta^- TRADE + u_t \tag{۱۵}$$

$$CPI_t = \beta^+ M + \beta^- M + u_t \tag{۱۶}$$

$$CPI_t = \beta^+ GDPPG + \beta^- GDPPG + u_t \tag{۱۷}$$

$$CPI_t = \beta^+ GOV + \beta^- GOV + u_t \tag{۱۸}$$

$$CPI_t = \beta^+ REER + \beta^- REER + u_t \tag{۱۹}$$

β^+ و β^- پارامترهای بلندمدت نامتقارن می‌باشند که به ترتیب با تغییرات مثبت و منفی در $TRADE_t$، M_t، $GDPPG_t$، GOV_t و $REER_t$ مطابقت دارند. برای آن‌که بتوان از مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی در برآورد ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل استفاده کرد باید بین متغیرها هم‌انباشتگی نامتقارن وجود داشته باشد. ازاین‌رو تخمین مدل تصحیح خطای نامقید زیر به منظور تحلیل هم‌انباشتگی کرانه‌های شین و همکاران (۲۰۱۴) نیاز می‌باشد:

$$\begin{aligned}\Delta \mathrm{CPI_t} = {} & \alpha_0 + \sum_{\mathrm{i}=1}^{p} a_{1i}\, \Delta CPI_{\mathrm{t}} + \sum_{\mathrm{i}=1}^{q_1} \emptyset_{\mathrm{i}}^{+}\, \Delta \mathrm{TRADE}_{\mathrm{t-i}}^{+} + \\ & \sum_{\mathrm{i}=1}^{q_2} \emptyset_i^{-}\, \Delta TRADE_{\mathrm{t-i}}^{-} + \sum_{\mathrm{i}=1}^{q_3} \emptyset_{\mathrm{i}}^{+}\, \Delta M_{\mathrm{t-i}}^{+} + \sum_{\mathrm{i}=1}^{q_4} \emptyset_i^{-}\, \Delta M_{\mathrm{t-i}}^{-} + \\ & \sum_{\mathrm{i}=1}^{q_5} \emptyset_{\mathrm{i}}^{+}\, \Delta GDPPG_{\mathrm{t-i}}^{+} + \sum_{\mathrm{i}=1}^{q_6} \emptyset_i^{-}\, \Delta GDPPG_{\mathrm{t-i}}^{-} + \sum_{\mathrm{i}=1}^{q_7} \emptyset_{\mathrm{i}}^{+}\, \Delta GOV_{\mathrm{t-i}}^{+} + \\ & \sum_{\mathrm{i}=1}^{q_8} \emptyset_i^{-}\, \Delta GOV_{\mathrm{t-i}}^{-} + \sum_{\mathrm{i}=1}^{q_7} \emptyset_{\mathrm{i}}^{+}\, \Delta REER_{\mathrm{t-i}}^{+} + \sum_{\mathrm{i}=1}^{q_8} \emptyset_i^{-}\, \Delta REER_{\mathrm{t-i}}^{-}\ \delta_1 \mathrm{CPI_{t-1}} + \\ & \theta_{\mathrm{i}}^{+} TRADE_{\mathrm{t-1}}^{+} + \theta_{\mathrm{i}}^{-} TRADE_{\mathrm{t-1}}^{-} + \theta_{\mathrm{i}}^{+} M_{\mathrm{t-1}}^{+} + \theta_{\mathrm{i}}^{-} \mathrm{M_{t-1}^{-}} + \theta_{\mathrm{i}}^{+} GDPPG_{\mathrm{t-1}}^{+} + \\ & \theta_{\mathrm{i}}^{-} GDPPG_{\mathrm{t-1}}^{-} + \theta_{\mathrm{i}}^{+} GOV_{\mathrm{t-1}}^{+} + \theta_{\mathrm{i}}^{-} GOV_{\mathrm{t-1}}^{-} + \theta_{\mathrm{i}}^{+} REER_{\mathrm{t-1}}^{+} + \theta_{\mathrm{i}}^{-} REER_{\mathrm{t-1}}^{-} + \mu_{\mathrm{t}}\end{aligned} \tag{۲۰}$$

در رابطه (۲۰)، δ_1، θ_{i}^{+} و θ_{i}^{-} ضرایب بلندمدت، Δ عملگر تفاضل، μ_t جمله اختلال و p و $q_1, q_2, q_3, q_4, q_5, q_6, q_7, q_8$ تعداد وقفه‌های بهینه در مدل است. این وقفه‌ها به کمک ضوابطی مانند اکائیک، شوارتز- بیزین و حنان کوئین تعیین می‌شود. همچنین در این رابطه پویایی‌های کوتاه‌مدت توسط مقادیر با وقفه متغیر وابسته و مقادیر با وقفه و جاری متغیرهای مستقل نشان داده شده است.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

به منظور انجام آزمون باند که عدم وجود ارتباط سطحی بین متغیر مستقل و متغیرهای وابسته را نشان می‌دهد بایستی ضرایب سطوح با وقفه متغیرهای مستقل و وابسته را در معادله (۲۱) برابر صفر قرار داد. از این جهت، فرض صفر که مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی است به صورت معادله زیر بیان می‌شود:

$$H_0 = \delta_1 = \theta_i^+ = \theta_i^- = 0 \qquad (۲۱)$$

پسران و همکاران (۲۰۰۱) بیان می‌کنند که در رویکرد باند دو حد بحرانی معرفی می‌شود. حد بالایی برای سری‌های زمانی انباشته از مرتبه یک و حد پایینی برای سری‌های زمانی انباشته از مرتبه صفر کاربرد دارد. درصورتی‌که آماره F محاسبه شده بیشتر از مقدار حد بالایی باشد فرض صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی یا عدم رابطه بلندمدت بین متغیرها رد می‌شود و اگر مقدار F محاسبه شده از حد پایینی کمتر باشد، می‌توان نتیجه گرفت که متغیرها هم‌انباشته از مرتبه صفر هستند و طبق تعریف، هم‌انباشتگی ندارند. نهایتاً اگر آماره F بین کران‌ها قرار گیرد آزمون بی‌نتیجه است.

برای بررسی عدم تقارن بلندمدت از $\theta_i^+ = \theta_i^-$ و عدم تقارن کوتاه‌مدت هم از آزمون‌های $\sum_{i=1}^{q_1} \emptyset_i^+ = \sum_{i=1}^{q_2} \emptyset_i^-$ برای TRADE، $\sum_{i=1}^{q_3} \emptyset_i^+ = \sum_{i=1}^{q_4} \emptyset_i^-$ برای M، $\sum_{i=1}^{q_5} \emptyset_i^+ = \sum_{i=1}^{q_6} \emptyset_i^-$ برای GDPPG، $\sum_{i=1}^{q_7} \emptyset_i^+ = \sum_{i=1}^{q_8} \emptyset_i^-$ برای GOV و $\sum_{i=1}^{q_9} \emptyset_i^+ = \sum_{i=1}^{q_{10}} \emptyset_i^-$ برای REER، صورت می‌گیرد. این آزمون‌ها بر اساس آزمون استاندارد والد است که اگر فرضیه صفر رد شود، نشان‌دهنده عدم تقارن است.

یافته‌ها

نتایج آزمون ایستایی

به منظور برآورد معادله تحقیق با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی، اطلاع از درجه انباشتگی متغیرها ضروری می‌باشد؛ زیرا آنگ[1] (۲۰۰۷) معتقد است اگر متغیرهای مورد مطالعه انباشته از مرتبه دو یا بیشتر باشند آن‌گاه آماره F محاسبه شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) که به منظور بررسی رابطه بلندمدت مورد استفاده قرار می‌گیرد از درجه اعتبار ساقط می‌شود و قابل اتکا نمی‌باشد. در این مطالعه با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی‌فولر تعمیم‌یافته و فلیپس-پرون با در نظر گرفتن عرض از مبدأ مانایی متغیرها بررسی گردید.

1. Ang

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

جدول ۱. نتایج آزمون ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) و فلیپس-پرون

نام متغیر	آزمون دیکی فولر عمیم‌یافته (ADF)		آزمون فلیپس-پرون	
	در سطح	بایکبار تفاضل‌گیری	در سطح	بایکبار تفاضل‌گیری
CPI	۲.۱۳۵ (۰.۹۹۹)	-۴.۱۲۶ (۰.۰۰۱)	۲.۹۴۱ (۱.۰۰۰)	-۷.۶۳۹ (۰.۰۰۰)
TRADE	۰.۰۱۲ (۰.۹۵۷)	-۹.۷۷۶ (۰.۰۰۰)	-۱.۸۷۲ (۰.۳۴۴)	-۱۷.۲۱۸ (۰.۰۰۰)
$TRADE^{+}$	-۲.۷۹۴ (۰.۰۶۲)	-۱۳.۱۲۲ (۰.۰۰۰)	-۲.۷۴۱ (۰.۰۷۰)	۱۲.۹۲۰ (۰.۰۰۰)
$TRADE^{-}$	-۱.۴۳۳ (۰.۵۶۳)	-۱۳.۰۹۵ (۰.۰۰۰)	-۱.۵۴۶ (۰.۵۰۶)	-۱۲.۹۰۸ (۰.۰۰۰)
GOV	-۱.۲۰۵ (۰.۶۷۰)	-۶.۷۰۵ (۰.۰۰۰)	-۳.۸۷۰ (۰.۰۰۳)	-
GOV^{+}	۱.۷۳۳ (۰.۹۹۹)	-۴.۵۲۰ (۰.۰۰۰)	۲.۴۶۴ (۱.۰۰۰)	-۱۵.۴۹۲ (۰.۰۰۰)
GOV^{-}	۱.۷۳۳ (۰.۹۹۹)	-۴.۵۲۰ (۰۰.۰۰)	۲.۴۶۴ (۱.۰۰۰)	-۱۵.۴۹۲ (۰.۰۰۰)
M	-۱.۸۳۳ (۰.۳۶۳)	-۱۱.۶۲۲ (۰.۰۰۰)	-۱.۹۱۴ (۰.۳۲۵)	-۱۱.۶۰۸ (۰.۰۰۰)
M^{+}	-۱.۶۱۸ (۰.۴۷۰)	-۴.۹۰۷ (۰.۰۰۰)	۰.۱۷۸ (۰.۹۷۰)	-۱۳.۱۰۵ (۰.۰۰۰)
M^{-}	-۰.۱۲۰ (۰.۹۴۳)	-۱۱.۰۷۹ (۰.۰۰۰)	-۰.۱۲۱ (۰.۹۴۳)	-۱۱.۰۷۸ (۰.۰۰۰)
GDPPG	-۳.۰۹۴ (۰.۰۲۹)	-	-۱۶.۶۳۲ (۰.۰۰۰)	-
$GDPPG^{+}$	-۱.۲۰۱ (۰.۶۷۲)	-۴.۹۷۹ (۰.۰۰۰)	-۱.۳۹۲ (.۵۸۴۰)	-۱۵.۸۴۱ (۰.۰۰۰)
$GDPPG^{-}$	-۰.۸۰۸ (۰.۸۱۲)	-۲.۹۰۸ (۰.۰۴۷)	-۰.۷۸۷ (۰.۸۱۸)	-۱۹.۲۳۷ (۰.۰۰۰)
REER	-۱.۸۳۴ (۰.۳۶۲)	-۸.۱۵۶ (۰.۰۰۰)	-۱.۵۷۷ (۰.۴۹۱)	-۸.۱۳۷ (۰.۰۰۰)
$REER^{+}$	-۰.۸۰۰ (۰.۹۹۳)	۴.۴۱۹- (۰.۰۰۰)	۰.۳۹۳ (۰.۹۸۲)	-۴.۱۹۷ (۰.۰۰۱)
$REER^{-}$	-۱.۵۸۷ (۰.۴۸۶)	-۸.۵۵۹ (۰.۰۰۰)	-۱.۵۴۱ (۰.۵۰۹)	-۸.۴۷۱ (۰.۰۰۰)

مقادیر داخل پرانتز بیانگر ارزش احتمال آزمون است.

منبع: یافته‌های پژوهش.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

همان‌طور که جدول (۱) نشان می‌دهد در هر دو آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته و فلیپس-پرون تمامی متغیرها به جز متغیر رشد اقتصادی و مخارج دولت ناپایا بوده و با یکبارتفاضل‌گیری پایا می‌شوند.

نتایج آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران

طبق آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران (۲۰۰۱) مشخص می‌شود که تعداد متغیرهای توضیحی در حالت نامتقارن ۱۰ می‌باشد. آماره F محاسبه شده در مدل برابر ۶.۸۳۰ است. جدول (۲) مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) در سطوح مختلف معنی‌داری در زمانی که ۱۰ متغیر وجود دارد را ارائه می‌کند.

جدول ۲. مقادیر بحرانی آزمون پسران و همکاران (۲۰۰۱)

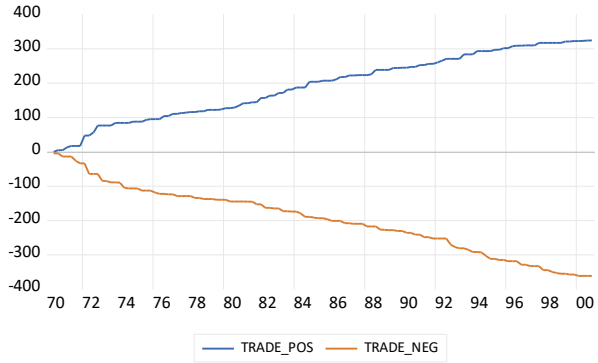
سطح معناداری	کرانه پایین I(0)	کرانه بالا I(1)
٪۱۰	۱.۸۳	۲.۹۴
٪۵	۲.۰۶	۳.۲۴
٪۱	۲.۵۴	۳.۸۶
آماره F=۶.۸۳۰		

منبع: یافته‌های پژوهش.

با مقایسه آماره F محاسبه شده با مقادیر موجود در جدول فوق مشخص می‌شود که به دلیل بیشتر بودن این آماره از حد بالایی مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) در هر سه سطح معنی‌داری، وجود رابطه بلندمدت نامتقارن تأیید می‌گردد. در این الگو جهت تحلیل اثر نامتقارن، متغیرها به دو سری $TRADE_t^+$ و $TRADE_t^-$، M_t^- و M_t^+، $GDPPG_t^-$ و $GDPPG_t^+$، GOV_t^- و GOV_t^+، $REER_t^-$ و $REER_t^+$، تجزیه شده است. این مانند معادله‌های (۵)، (۶)، (۷)، (۸) و (۹) حاصل از انباشت تغییرات مثبت و منفی می‌باشد که طی یک فرآیند شرطی محاسبه شده است. حاصل این تجزیه در نمودارهای (۱)، (۲)، (۳)، (۴) و (۵) نمایش داده شده است.

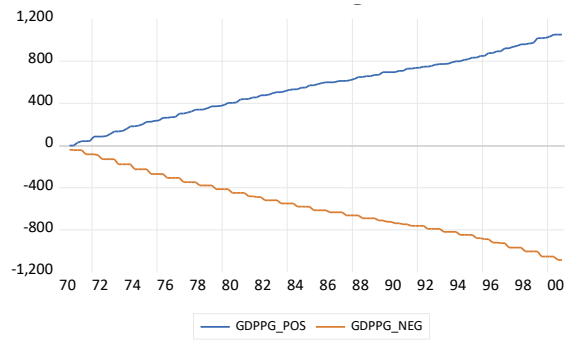
[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]



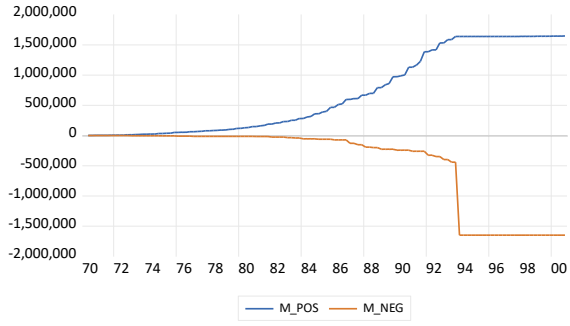
نمودار ۱. تجزیه سری زمانی باز بودن تجارت

منبع: یافته‌های پژوهش.



نمودار ۲. تجزیه سری زمانی رشد اقتصادی

منبع: یافته‌های پژوهش.

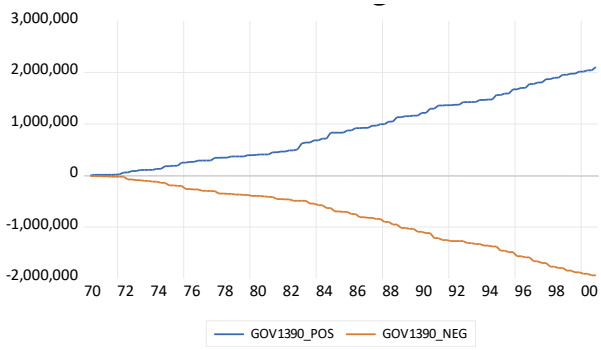


نمودار ۳. تجزیه سری زمانی حجم پول

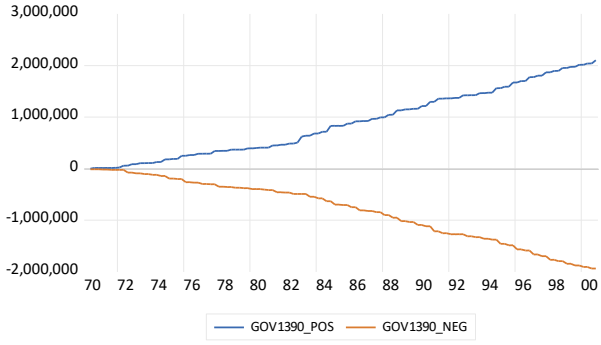
منبع: یافته‌های پژوهش.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]



نمودار ۴. تجزیه سری زمانی مخارج دولت
منبع: یافته‌های پژوهش



نمودار ۵. تجزیه سری زمانی نرخ ارز
منبع: یافته‌های پژوهش.

نتایج آزمون بلندمدت

در ادامه، الگوی پویای کوتاه‌مدت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی برآورد شده و نشان داده شده است[۱]. الگوی NARDL (۱,۱,۱,۰,۱,۰,۲,۲,۰,۲,۰) بر اساس معیار آکائیک به عنوان الگوی بهینه پویا انتخاب شده است. سپس به منظور تخمین رابطه (۲۰)، از روش غیرخطی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی استفاده شده است. نتایج تخمین رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحقیق در جدول (۳) ارائه شده است.

۱. به پیوست مراجعه شود.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

جدول ۳. نتایج حاصل از برآورد NARDL (۱,۱,۰,۱,۰,۲,۲,۰,۲,۰,۱)

الگوی بلندمدت			
متغیر	ضریب	آماره t	اماره احتمال
TRADE_POS	-۰.۸۵۷	-۵.۴۸۵	۰.۰۰۰
TRADE_NEG	-۱.۲۱۳	۸.۹۵۱	۰.۰۰۰
GDPPG_POS	-۰.۲۰۳	-۳.۶۳۳	۰.۰۰۰
GDPPG_NEG	۰.۳۱۲	۳.۶۷۱	۰.۰۰۰
GOV_POS	۰.۰۰۷	۲.۳۹۱	۰.۰۱۸
GOV_NEG	۰.۰۰۶	-۱.۴۷۶	۰.۱۴۲
M_POS	۰.۰۰۸	۳.۹۸۴	۰.۰۰۱
M_NEG	-۰.۰۰۱۲	-۲.۴۴۳	۰.۰۱۶
REER_POS	۰.۲۸۸	۵.۰۴۰	۰.۰۰۰
REER_NEG	-۰.۲۰۳	-۵.۹۸۷	۰.۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

ضرایب برآوردی الگوی نامتقارن نشان می‌دهد که با توجه به جدول (۳) یک رابطه منفی و معنی‌دار بین تورم و باز بودن تجارت وجود دارد: یعنی شوک‌های باز بودن بودن تجارت می‌تواند به طور غیرمستقیم به کاهش تورم از طریق تقویت رشد سریع‌تر بهره‌وری داخلی درنتیجه افزایش رقابت کمک کند. ازآنجایی‌که تجارت کشورها را قادر می‌سازد تا در فعالیت‌هایی که در آن‌ها مزیت نسبی دارند تخصص پیدا کنند، بخش‌هایی که کشورها در آن‌ها نسبتاً ناکارآمد هستند کوچک می‌شوند، در حالی‌که بخش‌هایی که کشورها در آن‌ها مزیت نسبی دارند گسترش می‌یابند. بنابراین رشد سریع‌تر بهره‌وری به شرکت‌ها این امکان را می‌دهد که دستمزدهای بالاتری را بدون انتقال این هزینه‌ها به شکل قیمت‌های بالاتر بپردازند. این نتیجه در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأییدکننده نظریه رومر در ایران است که نتایج این مطالعه با مطالعات (Sikdar et al., 2013; Babatunde, 2017; Sepehrivand and Azizi, 2016) همخوانی دارد.

شوک مثبت حجم پول یا سیاست پولی (روند افزایشی در حجم پول) اثر مثبت و شوک منفی حجم پول اثر منفی بر تورم دارد که نتایج بیانگر رابطه مثبت و مستقیم بین تورم و حجم پول (سیاست پولی) است. این اثرات را این چنین می‌توان استدلال کرد که رشد پیوسته و زیاد حجم پول در اقتصاد موجب ایجاد تورم بالا می‌شود. به طوری‌که در اقتصاد ایران، نقدینگی حالت لجام گسیخته پیدا کرده و این مسأله خود را تا حد زیادی در تورم‌های بالا و تا حدی

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]
[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

نیز در تورم نهفته انعکاس می‌دهد. بر این اساس نیز کنترل حجم پول به عنوان یکی از ابزارهای اصلی سیاست‌های پولی بانک مرکزی به منظور مهار تورم شناخته می‌شود که نتایج مطابق با مبانی نظری و تأییدکننده نظریه مقداری پول[1] و مکتب پولی است.

ضریب شوک مثبت مخارج دولت اثر مثبت و معنی‌دار و شوک منفی مخارج دولت اثر منفی و بی‌معنی بر تورم دارد که نتایج بیانگر رابطه مثبت و معنی‌دار بین تورم و مخارج دولت (سیاست مالی) است. این نتیجه را این‌گونه می‌توان استدلال نمود که افزایش مخارج دولت باعث افزایش تقاضای کل می‌شود و افزایش تقاضای کل منجر به افزایش سطح قیمت‌ها و تورم می‌گردد. اگر دولت با افزایش مخارج خود با کسری بودجه مواجه شود و برای تأمین این کسری به استقراض از بانک مرکزی متوسل شود، افزایش حجم پول و نقدینگی در اقتصاد را به دنبال خواهد داشت که این نتیجه با مبانی نظری و اقتصاد ایران سازگار است.

ضریب شوک مثبت رشد اقتصادی اثر منفی و معنی‌دار و شوک منفی رشد اقتصادی اثر مثبت و معنی‌داری بر تورم دارد. این اثر را این‌چنین می‌توان استدلال نمود که تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت نشان‌دهنده عرضه و تقاضای کل جامعه است و لذا افزایش تولید به منزله کاهش شکاف بین عرضه و تقاضای کل است. افزایش تولید می‌تواند بخشی از آثار تورمی را خنثی کند و آن را کاهش دهد که نتایج با مبانی نظری سازگار است.

ضریب شوک مثبت نرخ ارز اثر مثبت و معنی‌دار و شوک منفی نرخ ارز اثر منفی و معنی‌دار بر تورم دارد که نتایج بیانگر رابطه مثبت و معنی‌دار بین تورم و نرخ ارز است. این اثر را این‌چنین می‌توان استدلال نمود که نوسانات نرخ ارز باعث تغییر قیمت واردات می‌شود و این تغییرات سپس به مصرف‌کنندگان داخلی و قیمت‌های عمده‌فروشی منتقل شده و منجر به تغییرات سطح قیمت داخلی می‌شود. اگر سطح قیمت به افزایش خود ادامه دهد، باعث تورم خواهد شد (Yanamandra, 2015). ثانیاً، نوسانات نرخ ارز بر ثبات بازار ارز و جریان سرمایه خارجی تأثیر می‌گذارد و در نتیجه بر عرضه پولی و درنتیجه قیمت‌های کشور تأثیر می‌گذارد (Liu and Ma, 2024) و این نتیجه با انتظارات تئوریکی و مطالعات یاناماندرا (۲۰۱۵) و لیو و ما (۲۰۲۴) سازگار است.

1. Quantity Theory of Money

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

نتایج بدست آمده از آزمون والد

جدول ۴. نتایج آزمون والد

		ارزش احتمال	آماره F		ارزش احتمال	آماره F
TRADE	WLR	۰.۰۳۵	۴.۵۷۳	WSR	۰.۰۲۸	۰.۸۶۵
M	WLR	۰.۰۰۰	۱۳.۷۳۳	WSR	۰.۰۳۲	۴.۷۱۵
GDPPG	WLR	۰.۰۲۷	۵.۰۳۶	WSR	۰.۵۳۵	۰.۴۶۶
GOV	WLR	۰.۰۲۵	۵.۱۵۱	WSR	۰.۰۰۵	۷.۹۶۶
REER	WLR	۰.۰۰۵	۸.۰۱۸	WSR	۰.۰۰۱	۱۰.۷۷۷

منبع: یافته‌های پژوهش.

در جدول (۳) آزمون‌های تقارن یا عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی همه متغیرها شامل باز بودن تجارت، سیاست پولی، رشد اقتصادی، سیاست مالی و نرخ ارز بر روی تورم در بلندمدت و کوتاه‌مدت گزارش شده است. آزمون والد بلندمدت[1] برای نمایش نتیجه آزمون والد برای دوره بلندمدت استفاده شده است که با توجه به اندیس LR، اثرات شوک‌های مثبت و منفی باز بودن تجارت روی شاخص تورم ایران را در بلندمدت نشان می‌دهد. مقدار محاسباتی این آزمون ۴.۵۷۳ بوده و با ارزش احتمال ۰.۰۳۵ نشان می‌دهد که اثرات شوک‌های مثبت و منفی باز بودن تجارت بر شاخص تورم در بلندمدت نامتقارن است. همچنین در جدول (۴) مشاهده می‌شود که اثرات شوک‌های مثبت و منفی سیاست پولی، رشد اقتصادی، مخارج دولت و نرخ ارز روی تورم ایران در بلندمدت نامتقارن است.

آزمون والد بلندمدت[2] نیز برای نمایش نتیجه آزمون والد برای دوره کوتاه‌مدت استفاده شده که با توجه به اندیس SR اثرات شوک‌های مثبت و منفی باز بودن تجارت، سیاست پولی، رشد اقتصادی، سیاست مالی و نرخ ارز را در کوتاه‌مدت روی شاخص تورم ایران نمایش می‌دهد. نتایج این آزمون هم نشان می‌دهد که فرضیه صفر این آزمون مبنی بر تقارن شوک‌های مثبت و منفی باز بودن تجارت و رشد اقتصادی تأیید شده و اثرات شوک‌های مثبت و منفی باز بودن تجارت و رشد اقتصادی بر شاخص تورم در کوتاه‌مدت متقارن است. اما با توجه به جدول (۴) مشاهده می‌شود که اثرات شوک‌های مثبت و منفی سیاست پولی، مالی و نرخ ارز بر شاخص تورم در کوتاه‌مدت نامتقارن است.

1. Long-term wald test (WLR)
2. short-term wald test (WSR)

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

نتایج بدست آمده از مدل تصحیح خطا

مدل تصحیح خطای مرتبط با معادله بلندمدت نیز برآورد شده و ضریب تصحیح خطا در جدول زیر نمایش داده شده است. همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد، ضریب تصحیح خطا ۰.۱۷۵- بوده و از لحاظ آماری معنی‌دار است. بنابراین رابطه بلندمدت بدست آمده در مرحله قبل تأییدشده و خطای تعادلی کوتاه‌مدت به سمت رابطه تعادلی بلندمدت تعدیل می‌شود.

جدول ۵. نتایج تخمین ضریب تصحیح خطا

نام متغیر	ضریب	آماره t	ارزش احتمال
ECM	۰.۱۷۵-	۹.۰۹۱-	۰.۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

نتایج بدست آمده از آزمون‌های تشخیصی

به منظور حصول اطمینان از اعتبار و صحت نتایج الگوهای برآورد شده، آزمون‌های تشخیصی همبستگی سریالی[1] و آزمون ناهمسانی واریانس[2]مورد بررسی قرارگرفته شده است. نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل‌ها در جدول (۶) آورده شده است. همان‌طور که نتایج آزمون‌های تشخیصی در جدول نشان می‌دهد نمی‌توان فرض همسانی واریانس و عدم همبستگی سریالی را در سطح ۵ درصد رد نمود، بنابراین در الگوی برآورد شده ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی وجود ندارد.

جدول ۶. آزمون‌های تشخیصی

آزمون ناهمسانی واریانس			آزمون همبستگی سریالی		
	احتمال	آماره		احتمال	آماره
F-statistic	۰.۱۸۸	۱.۳۱۲	F-statistic	۰.۵۶۲	۰.۵۷۸
Chi-squared	۰.۱۹۵	۲۵.۱۶۵	Chi-squared	۰.۴۹۳	۱.۱۴۳

منبع: یافته‌های پژوهش.

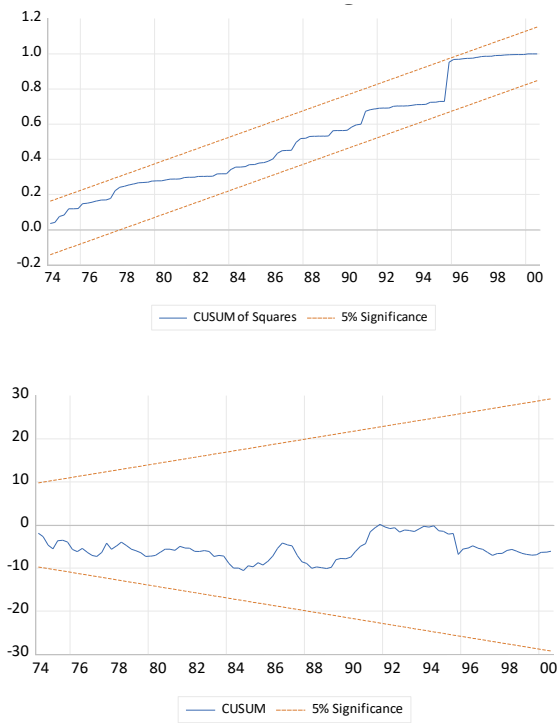
همان‌طور که جدول فوق نشان می‌دهد هیچ‌کدام از موارد نقض فروض کلاسیک در مدل مشاهده نمی‌شود و مدل‌های سنجی پژوهش به‌نحو مناسبی برازش شده است.

1.. Autocorrelation
2.. Heteroskedasticity

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]
[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

نتایج بدست آمده از آزمون‌های پایداری

همچنین پسران و همکاران (۱۹۹۷)، استفاده از آزمون پایداری مدل ارائه شده توسط برون و همکاران (۱۹۷۵) را پیشنهاد نمودند. برای این منظور از ترسیم نموداری آماره‌های مجذور مجموع تجمعی پسماندهای بازگشتی[1] و مجموع تجمعی پسماندهای بازگشتی[2] استفاده می‌شود. اگر مقدار این آماره‌ها در بین آماره کرانه‌های در سطح ۵ درصد قرار داشته باشند، آن‌گاه فرض صفر آزمون که بیان می‌کند همه متغیرها در رگرسیون برآورد شده، با ثبات هستند را نمی‌توان رد کرد.



نمودار ۵. آزمون پایداری

منبع: یافته‌های پژوهش.

بر اساس نمودارهای فوق، نمودارهای مجذور مجموع تجمعی پسماندهای بازگشتی و مجموع تجمعی پسماندهای بازگشتی بین دو خط بحرانی در سطح ۵ درصد قرار گرفته‌اند که نشان از پایداری مدل در بلندمدت می‌باشد.

1. Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals (CUSUMQ)
2. Cumulative Sum of Recursive Residual (CUSUM)

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

بحث و نتیجه‌گیری

هدف تحقیق حاضر بررسی اثرات نامتقارن باز بودن تجارت، رشد اقتصادی و سیاست‌های پولی و مالی بر تورم در ایران با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۱۴۰۰: ۴-۱۳۷۰: ۱ است. برای این منظور از رهیافت خودرگرسیو با وقفه‌های توزیعی غیرخطی استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد که ضریب شوک مثبت رشد اقتصادی اثر منفی و معنی‌دار و شوک منفی رشد اقتصادی اثر مثبت و معنی‌داری بر تورم دارد که این نتیجه با مطالعه باباتونده (۲۰۱۷) همخوانی دارد.

همچنین ضریب شوک‌های مخارج دولت اثر مثبت و معنی‌دار بر تورم دارند که نتایج بیانگر رابطه مثبت و معنی‌دار بین تورم و مخارج دولت (سیاست مالی) است. مخارج دولت در اقتصاد به طور مثبت بر تقاضای کل تأثیر می‌گذارد و در نتیجه قیمت‌ها افزایش می‌یابد. بنابراین، مخارج دولت باید برای جلوگیری از فشار تورمی کاهش یابد، زیرا تورم به همه بخش‌ها آسیب می‌رساند. ادبیات قبلی نیز نشان داد که مخارج دولت منجر به فشار تورمی می‌شود. بنابراین، سیاست مالی انقباضی می‌تواند برای مهار تورم بالا مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گیرد که این نتیجه با مطالعه (Tahir et al., 2023) همخوانی دارد.

علاوه براین، نتایج حاکی از آن است رابطه‌ای منفی و معنی‌دار بین تورم و باز بودن تجارت وجود دارد. یعنی شوک‌های باز بودن بودن تجارت می‌تواند به طور غیرمستقیم به کاهش تورم از طریق تقویت رشد سریع‌تر بهره‌وری داخلی در نتیجه افزایش رقابت کمک کند که این نتیجه تأییدکننده نظریه رومر در ایران است که نتایج این مطالعه با نتایج مطالعات سیکدار و همکاران (۲۰۱۳)، باباتونده (۲۰۱۷)، سپهری‌وند و عزیزی (۲۰۱۶) و طاهر و همکاران (۲۰۲۳) همخوانی دارد. همچنین، نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که باز بودن تجارت به صورت نامتقارن و غیرخطی بر تورم تأثیر می‌گذارد و آن را کاهش می‌دهد. لذا با توجه به نتایج بدست آمده، پیشنهاد می‌شود که آزادسازی تجاری افزایش یابد تا نه‌تنها به رشد اقتصادی بیشتری منجر شود، بلکه با تورم نیز مبارزه گردد. افزایش آزادسازی هم از نظر رشد و هم از نظر ثبات به نفع اقتصاد ایران خواهد بود.

نتایج حاصل از آزمون والد هم حاکی از آن است که اثر شوک‌های مثبت و منفی مخارج دولت (سیاست مالی) هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت نامتقارن است. اما اثر شوک‌های مثبت و منفی باز بودن تجارت و رشد اقتصادی فقط در بلندمدت نامتقارن است.

شوک مثبت حجم پول یا سیاست پولی (روند افزایشی در حجم پول اثر مثبت و شوک منفی

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

حجم پول اثر منفی بر تورم دارد. نتایج، بیانگر رابطه مثبت و مستقیم بین تورم و حجم پول (سیاست پولی) است، به طوری‌که با نرخ رشد بالا و دائمی عرضه پول سطح قیمت‌ها افزایش می‌یابد و تورم شکل می‌گیرد، زیرا در زمینه نقدینگی و عرضه پول،مشکلات ساختاری و اساسی وجود دارد که اجازه نمی‌دهد ترکیب نقدینگی به‌گونه‌ای باشد که نقدینگی خلق شده تا حد ممکن، تأثیرات تورمی کمتری داشته باشد. یکی از این مشکلات این است که در ایران ریسک سرمایه‌گذاری دربخش های مولد بسیار بالاست، به خاطر اینکه نااطمینانی به آینده زیاد است. دوم اینکه بازگشت سرمایه خیلی طولانی‌تر است و این موضوع، با ریسک سرمایه‌گذاری ارتباط دارد، یعنی وقتی یک پروژه صنعتی در حال اجرا است سال‌های زیادی طول می‌کشد که به مرحله بهره‌برداری برسد. بنابراین افق آینده نامعلوم و ریسک بالا و بازگشت طولانی سرمایه باعث اتفاق سومی می‌شود و آن نرخ بازدهی پایین تولید است. به همین دلیل کسی که برای یک پروژه تولیدی وام می‌گیرد، سعی می‌کند قسمی از آن وام را در بخش ملک، واردات و... سرمایه‌گذاری کند، چون بخشی از منابع و اعتبارات منحرف می‌شود و سر از جاهای دیگر درمی‌آورد. زیرا منطق اقتصادی مرتبط با این عوامل سه‌گانه چنین چیزی را ایجاب می‌کند. بنابراین اگر قرار است ترکیب نقدینگی اصلاح شود، باید این سه مشکل رفع شود: بازگشت سرمایه کوتاه شود، ریسک سرمایه‌گذاری کاهش یابد و بازدهی تولید بالاتر برود. به عبارت دیگر، همان‌طور که در بخش‌های مستغلات، ارز، طلا و ملک، حاشیه سود بالا و ریسک کمتر است، باید در بخش صنعت و کشاورزی هم این اتفاق بیفتد. در غیر این صورت طبیعی است که نقدینگی ایجاد شده در اقتصاد عمدتاً به سمت بخش‌های نامولد حرکت خواهد کرد که این نتیجه با مطالعات باباتونده (۲۰۱۷) و طاهر و همکاران (۲۰۲۳) همخوانی دارد.

علاوه بر این، نتایج بیانگر این است که شوک مثبت نرخ ارز، اثر مثبت و معنی‌دار و شوک منفی نرخ ارز، اثر منفی و معنی‌دار بر تورم دارد که نتایج بیانگر رابطه مثبت و معنی‌دار بین تورم و نرخ ارز است و این نتیجه با انتظارات تئوریکی و مطالعات یاناماندرا (۲۰۱۵)، طاهر و همکاران (۲۰۲۳) و لیو و ما (۲۰۲۴) سازگار است. نتایج حاصل از آزمون والد هم حاکی از آن است که اثر شوک‌های مثبت و منفی حجم پول (سیاست پولی) و نرخ ارز بر تورم، هم در کوتاه‌مدت متقارن و هم در بلندمدت نامتقارن است.

در نهایت پیشنهادهایی در مورد پژوهش‌های آتی ارائه می‌شود:

۱. بررسی اثرات سرریز باز بودن تجارت ایران بر نرخ تورم شرکای تجاری

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

۲. بررسی اثرات غیرخطی باز بودن تجارت بر تورم با استفاده از مدل خودرگرسیون‌برداری مارکوف سوئیچینگ

ORCID

Samad Hekmati Farid* https: //orcid. org/0000-0002-9230-6191
Fahmideh Fattahi https: //orcid. org/0009-0002-3228-5111
Kiumars Shahbazi https: //orcid. org/0000-0001-7702-6928

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

منابع

۳. اسماعیلی، بابک. (۱۳۹۹). بررسی تأثیر رشد اقتصادی و مخارج دولت بر نرخ تورم با استفاده از رویکرد رگرسیون انتقال ملایم (STR). پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۱۲(۴۵)، ۱۱۵-۱۳۰.
۴. حامی، مهیار. (۱۳۹۳). تورم و باز بودن تجارت در ایران: یک تحلیل تجربی (۱۳۸۶-۱۳۴۴). مجله اقتصادی (دوماهنامه بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی). ۱۴(۵ و ۶)، ۷۷-۸۴.
۵. خندانی، محمد. (۱۴۰۲). تأثیر سیاست‌های مالی در تورم. پنجمین کنفرانس ملی و دومین کنفرانس بین‌المللی الگوهای نوین مدیریت کسب و کار در شرایط ناپایدار، تهران.
۶. علی‌زاده کلاگر، سید قربان. اثنی عشری امیری، و پورقربان، احسان‌فر. (۱۴۰۲). اثر حجم نقدینگی بر تورم در ایران با رویکرد مدل پارامتر زمان متغیر. فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری، ۲۰(۴)، ۸۷-۱۱۰.
۷. فتاحی، شهرام. مرادی، محمد، و عباس‌پور، سحر. (۱۳۹۱). تأثیر باز بودن اقتصاد بر تورم با استفاده از رگرسیون چندکی. فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی، ۲(۶)، ۸۱-۱۰۸.
۸. مهرآرا، محسن. برخورداری، سجاد، و بهزادی صوفیانی، محسن. (۱۳۹۴). تاثیر مخارج دولت بر تورم در عبور از محیط تورمی با رویکرد STR. فصلنامه تحقیقات اقتصادی، ۱۶(۶۰)، ۷۵-۱۰۵.
۹. نصیری زاده، حمیدرضا. نونژاد، مسعود، و ابراهیمی میمند، عصمت. (۱۳۹۱). باز بودن تجاری، مبادله تولید-تورم و تورم در کشورهای منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

References

1. Alizadeh Kalagar, S. Q., Ezniashri-Amiri, A., Pourghorban, M. R., & Ehsanfar, M. H. (2024). The Effect of Liquidity Volume on Inflation in Iran with Time varying Parameter Model Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics, 20*(4), 87-110. [in Persian]
2. Ang, J. B. (2007). CO2 Emissions, Energy Consumption, and Output in France. *Energy Policy, 35*(10), 4772-4778.
3. Anzoategu, D., Comin, M., Gertler, D., & Martinez, J. (2019). Endogenous Technology Adoption and R&D as Sources of Business Cycle Persistence. *American Economic Journal: Macroeconomics, 11*, 67-110.
4. Babatunde, M. A. (2017). Trade Openness and Inflation in Nigeria: A Nonlinear ARDL Analysis. *Journal of Economics and Sustainable Development, 8*(24), 129-148.
5. Balassa, B. (1964). The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal. *Journal of Political Economy, 72*, 584-596.
6. Barro, R., & Gordon, D. (1983). A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model. *Journal of Political Economy, 91*, 589-610.
7. Bianchi, F., Kung, H., & Morales, G. (2019). Growth, Slowdowns, and Recoveries. *Journal of Monetary Economics, 101*, 47-63.
8. Bowdler, C., & Nunziata, L. (2010). Labor Market Structures and the Sacrifice Ratio. *Journal of Macroeconomics, 32*(3), 816-826.
9. Bowdler, C. (2009). Openness, Exchange Rate Regimes, and the Phillips Curve. *Journal of International Money and Finance, 28*(1),148-160.
10. Caporale, B., & Caporale, T. (2008). Political Regimes and the Cost of Disinflation. *Journal of Money, Credit and Banking, 40*(7), 1541-1554.
11. Cassel, K. G. (1922). Money and Foreign Exchange after 1914.
12. Cavelaars, P. (2009). Does Globalization Discipline Monetary Policymakers? *Journal of International Money and Finance, 28*(3), 392-405.
13. Cooke, D. (2010). Openness and Inflation. *Journal of Money, Credit and Banking, 42*(2-3), 267-287.
14. Daniels, J., & VanHoose, D. (2006). Openness, the Sacrifice Ratio, and Inflation: Is There a Puzzle? *Journal of International Money and Finance, 25*(8),1336-1347.
15. Daniels, J., & VanHoose, D. (2013). Exchange-rate Pass Through, Openness, and the Sacrifice Ratio. *Journal of International Money and Finance, 36*(1),131-150.
16. Daniels, J., & VanHoose, D. (2009). Trade Openness, Capital Mobility, and the Sacrifice Ratio. *Open Economies Review, 20*(4), 473–487.
17. Dixit, A. (1989). Hysteresis, import penetration, and exchange rate pass-through. *Quarterly Journal of Economics,104*, 205-228.
18. Dornbusch, R. (1987). Exchange rates and prices. *American Economic Review, 77*, 93-106.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

19. Esmaeili, B. (2020). Study of the Effect of Economic Growth and Government Spending on Inflation Rate Using the Soft Transition Regression (STR) Approach. *Economic Growth and Development Research, 12*(45), 115-130. [in Persian]
20. Fattahi, Sh., Moradi, M., & Abbaspour, S. (2012). The Effect of Economy Openness on Inflation Using Quantile Regression. *Economic Development Research Quarterly, 2*(6), 81-108. [in Persian]
21. Goldberg, P., & Kentter, M. M. (1997). Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned? *Journal of Economic Literature, 35*, 1243-1272.
22. Haile, M. A. (2017). Does Trade Openness Reduce Inflation? Empirical Evidence from Ethiopia. *Global Journal of Management and Business Research, 17*(1), 32-41.
23. Hajilee, M., Stringer Y. D., & Metghalchi, M. (2017). Financial market inclusion, shadow economy and economic growth: new evidence from emerging economies. *The Quarterly Review of Economics and Finance, 66*, 149-158.
24. Hami, M. (2014). Inflation and trade openness in Iran: an empirical analysis (1386-1344). *Economic Journal, 14*(5 and 6), 77-84. [in Persian]
25. Ijaz Hussain, M., & Zafar, T. (2018). The Interrelationship between Money Supp Inflation, Public Expenditure and Economic Growth. *European Online Journal of Natural and Social Sciences, 7*(1), 1-24.
26. Ji, Y. P. (2009). A study on pass-through effect of RMD exchange rate volatility to domestic prices. *The Journal of Guangdong University of Finance, 24*(4), 75-86.
27. Jørgensen, P. L., & Ravn, S. H. (2022). The inflation response to government spending shocks: A fiscal price puzzle? *European Economic Review, 141*, 103982.
28. Khandani, M. (2023). The effect of financial policies on inflation. the fifth national conference and the second international conference on new models of business management in unstable conditions. Retrieved from https: // civilica. com/doc/1780299. [in Persian]
29. Koengkan, M. (2018). The positive influence of urbanization on energy consumption in Latin American countries: an approach with ARDL and NARDL modeling. *Revista de Estudos Sociais, 20*(40), 4-23.
30. Krugman, P. (1987). Pricing to market when the exchange rate changes. In S. Amdt and D. Richardson (Eds.), *Real-Financial Linkages among Open Economies*. Cambridge, MA: MIT Press.
31. Liu, T. Y., & Ma, J. T. (2024). Exchange rate and inflation between China and the United States: A bootstrap rolling-window approach. *Economic Systems, 48*(1),101152.
32. Mckinnon, R. I. , Chow, G. , C. Bai, B. Y. , Liao, Z. K. , Wang, J., & Wu, X. (2005). Comments of international famous scholars on RMB appreciation. *International Economic Review, 6*, 5-9.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

33. Mehr-Ara, M. , Barkhordari, S. , & Behzadi Soufiani, M. (2015). The Impact of Government Spending on Inflation through the Inflationary Environment; Smooth Transition Regression Approach. *Economic Research Quarterly, 16*(60), 75-105. [in Persian]
34. Munir, S., & Kiani, A. M. (2011). Relationship between Trade Openness and Inflation: Empirical Evidences from Pakistan (1976–2010). *Pakistan Institute of Development Economics, 50*(4), 853-876.
35. Nasirizadeh, H. , Nonejad, M., & Meimand, E. E. (2012). Trade Openness, the Output-Inflation Tradeoff, and Inflation in Selected Members of OIC Countrie. *The Journal of Economic Policy, 4*(7), 101-125. [in Persian]
36. Olayungbo, D. O. (2013). Government Spending and Inflation in Nigeria: An Asymmetry Causality Test. *International Journal of Humanities and Management Sciences (IJHMS), 1*(4), 2320-4044.
37. Pesaran, M. H. , Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics, 16*(3), 289-326.
38. Pickering, A., & Valle, H. (2012). Openness, Imported Commodities, and the Sacrifice Ratio. *BE Journal of Macroeconomics (Topics), 12*(1),1-26.
39. Ramzan, P. D., Fatima, K., & Yousaf, Z. (2013). An Analysis of the relationship between Inflation and Trade Openness. *Interdisciplinary Journal of Contemporary Research in Business, 5*(3), 215-229.
40. Rogoff, K. (2003). Globalization and Global Disinflation. Paper presented for *Federal Reserve Bank of Kansas, Jackson Hole Conference*.
41. Romer, D. (1993). Openness and Inflation: Theory and Evidence. *The Quarterly Journal of Economics, 107*(4), 869-904.
42. Samuelson, P. (1969). Theoretical Problems on Trade Problems. *Review of Economics and Statistics, (46)*,145-154.
43. Sepehrivand, A., & Azizi, J. (2016). The effect of trade openness on inflation in d-8 member countries with an emphasis on Romer theory. *Asian Journal of Economic Modelling, 4*(4), 162-167.
44. Shahzad, U., Orsi, B., & Sharma, G. D. (2024). Managing inflation expectations and the efficiency of monetary policy responses to energy crises. *Energy Economics, 133*, 107474.
45. Shams, A. , Khezri M. , Gholami, B., & Ayar, Sh. (2018). The Effect of Money Volume Growth on Formation and Stability of Inflation Regimes in Iran Economy. *International Journal of Applied Business and Economic Research, 16*(3), 765-772.
46. Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modeling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. F*estschrift in Honor of Peter Schmidt,* 281-314.
47. Sikdar, A., Kundu, N., & Khan, Z. S. (2013). Trade openness and inflation: A test of Romer hypothesis for Bangladesh. *The Journal of Comilla University, 2*(1), 85-96.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

48. Sulehr, F. A. & Khan, J. (2021). The Effect of Trade Openness on Inflation in Pakistan. *Bulletin of Business and Economics (BBE), 9*(3), 135-140.
49. Ture, H. E., & Khazaei, A. R. (2022). Determinants of Inflation in Iran and Policies to Curb It. *International Monetary Fund, 181*, 3-32.
50. Guenette, J. D. (2020). Price Controls: Good Intentions, Bad Outcomes. *World Bank Policy Research Working Paper, 9212*, 1-19.
51. Wynne, M. A., & Kersting, E. (2007). Openness and inflation. *Federal Reserve Bank of Dallas Staff Papers, 2*, 1-30.
52. Yiheyis, Z. (2013). Trade Openness and Inflation Performance: A Panel Data Analysis in the Context of African Countries. *African Development Review, 25*(1), 67–84.
53. Zakaria, M. (2010). Openness and Inflation: Evidence from Time Series Data. *Doğuş Üniversites Dergisi, 11*(2), 313–332.
54. Zombe, C., Daka, L., Phiri, Ch., Chibwe, F., & Seshaman, V. (2017). Investigating the Causal Relationship between Inflation and Trade Openness using Toda–Yamamoto Approach: Evidence from Zambia. *Mediterranean Journal of Social Sciences, 8*(6), 171-182.

استناد به این مقاله: حکمتی فرید، صمد، فتاحی، فهمیده، و شهبازی، کیومرث. (۱۴۰۳). بررسی اثرات نامتقارن باز بودن تجارت، رشد اقتصادی و سیاست‌های پولی و مالی بر تورم در ایران با استفاده از مدل غیرخطی NARDL. پژوهشنامه مالیات، ۳۲(۶۳)، ۱۱۷-۱۶۰.

Name of Journal is licensed under a Creative Commons Attribution-Noncommercial4.0 International License.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]

پیوست

جدول الف ۱. الگوی پویای کوتاه‌مدت

Dependent Variable: D(CPI1390)
Method: Least Squares
Date: 07/09/24 Time: 13:53
Sample (adjusted): 1370Q4 1400Q4
Included observations: 121 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.247083	1.698969	-0.734023	0.4647
CPI1390(-1)	-0.175380	0.044834	-3.911783	0.0002
TRADE_POS(-1)	-0.150307	0.061065	-2.461422	0.0156
TRADE_NEG(-1)	-0.212845	0.066637	-3.194086	0.0019
GDPPG POS	-0.035760	0.031976	-1.118344	0.2661
GDPPG NEG(-1)	0.054876	0.030116	1.822168	0.0714
GOV1390 POS	1.36E-05	1.07E-05	1.266530	0.2083
GOV1390 NEG(-1)	-1.21E-05	1.27E-05	-0.947220	0.3458
M POS(-1)	1.51E-05	4.07E-06	3.714542	0.0003
M_NEG	-2.20E-06	1.71E-06	-1.281860	0.2029
REER_POS(-1)	0.050599	0.025031	2.021443	0.0459
REER_NEG	-0.035691	0.009699	-3.679781	0.0004
D(TRADE_POS)	-0.007490	0.066711	-0.112268	0.9108
D(TRADE NEG)	-0.109166	0.075842	-1.439376	0.1532
D(GDPPG NEG)	0.018193	0.024871	0.731490	0.4662
D(GOV1390 NEG)	4.99E-05	1.53E-05	3.252486	0.0016
D(GOV1390 NEG(-1))	2.47E-05	1.64E-05	1.508325	0.1346
D(M POS)	1.40E-05	1.25E-05	1.119565	0.2656
D(M POS(-1))	3.23E-05	1.36E-05	2.378102	0.0193
D(REER_POS)	0.227412	0.076258	2.982134	0.0036
D(REER_POS(-1))	0.095076	0.075394	1.261060	0.2102

R-squared	0.608308	Mean dependent var	2.655689
Adjusted R-squared	0.529970	S.D. dependent var	3.737198
S.E. of regression	2.562176	Akaike info criterion	4.876078
Sum squared resid	656.4746	Schwarz criterion	5.361298
Log likelihood	-274.0027	Hannan-Quinn criter.	5.073144
F-statistic	7.765137	Durbin-Watson stat	2.146060
Prob(F-statistic)	0.000000		

[Downloaded from taxjournal.ir on 2025-03-21]

[DOI: 10.61186/taxjournal.33.63.116]