New Economy and Trade, Institute for Humanities and Cultural Studies (IHCS)
Quarterly Journal, Vol. 17, No. 1, Spring 2022, 37-62
Doi: 10.30465/JNET.2022.38645.1796

Determinants of Exchange Rate Behavior in Iran Using a Hybrid Monetary Model

Ali Jamali[*], Saeed Daei-Karimzadeh[**]

Hossein Sharifi Renani[***]

Abstract

The exchange rate is one of the most important variables in financial systems and identifying its determinants can significantly improve the performance of such systems. This paper proposes a hybrid exchange rate monetary model for the Iranian economy that has more explanatory variables than the classical monetary exchange rate models and uses the annual data of the period 1398-1398 and Johansen's approach. According to the results of the long-term co-integration test, it can be inferred that the variables of real GDP difference and nominal interest rate difference have a negative impact and the variables of inflation rate difference, liquidity difference, crude oil real price, government expenditure share of GDP and the productivity difference of the tradable sector has a positive effect on the exchange rate. The positive effect of the difference in the productivity of the tradable sector on the exchange rate denies the existence of the Balassa-Samuelson effect in Iran. According to the impulse response function, the exchange rate itself has the greatest effect on the exchange rate by creating an impulse equal to a standard deviation on the variables affecting the exchange rate. The results of the variance decomposition also indicate

* PhD Student, Department of Economics, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran, Ali.jamali92@yahoo.com

** Associate Professor, Department of Economics, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran, (Corresponding Author), saeedkarimzade@ yahoo.com

*** Associate Professor, Department of Economics, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran, h.sharifi@khuisf.ac.ir

Date received: 2022/7/5, Date of acceptance: 2021/12/25

Copyright © 2018, This is an Open Access article. This work is licensed under the Creative Commons Attribution 4.0 International License. To view a copy of this license, visit http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/ or send a letter to Creative Commons, PO Box 1866, Mountain View, CA 94042, USA.

that the most explanation of exchange rate fluctuations during 10 years is the exchange rate variable itself.

Keywords: Monetary Model of Exchange Rate, Balassa-Samuelson Effect, Crude Oil Price, Johansen Approach.

JEL Classification: B22, B26, F59, P33.

اقتصاد و تجارت نوین، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
فصل‌نامهٔ علمی (مقالهٔ علمی ـ پژوهشی)، سال ۱۷، شمارهٔ ۱، بهار ۱۴۰۱، ۳۹ - ۶۲

عوامل تعیین کنندهٔ رفتار نرخ ارز در ایران با استفاده از مدل پولی ترکیبی

علی جمالی *

سعید دائی کریم‌زاده **، **حسین شریفی رنانی** ***

چکیده

نرخ ارز از مهم‌ترین متغیرهای مؤثر در نظام‌های مالی است و شناسایی عوامل تعیین‌کنندهٔ آن می‌تواند موجب بهبود درخور توجهی در عملکرد این‌گونه نظام‌ها شود. این مقاله مدل پولی ترکیبی از نرخ ارز را برای اقتصاد ایران پیش‌نهاد می‌کند که در مقایسه با مدل‌های کلاسیک پولی نرخ ارز متغیرهای توضیحی بیش‌تری دارد و در آن از داده‌های سالانهٔ دورهٔ زمانی ۱۳۵۸–۱۳۹۸ و رویکرد یوهانسون استفاده شده است. باتوجه‌به نتایج آزمون هم‌انباشتگی در بلندمدت، می‌توان استنباط کرد که متغیرهای اختلاف تولید ناخالص واقعی داخلی و اختلاف نرخ بهرهٔ اسمی تأثیر منفی و متغیرهای اختلاف نرخ تورم، اختلاف نقدینگی، قیمت واقعی نفت خام، اختلاف سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی، و اختلاف بهره‌وری بخش تجاری تأثیر مثبت در نرخ ارز دارند. تأثیر مثبت اختلاف بهره‌وری بخش تجاری در نرخ ارز وجود اثر بالاسا ـ ساموئلسون را در ایران رد می‌کند. طبق تابع واکنش ضربه، با ایجاد یک تکانه به‌اندازهٔ یک انحراف معیار در متغیرهای مؤثر در نرخ ارز،

* دانشجوی دکتری، گروه علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان ایران، Ali.jamali92@yahoo.com

** دانشیار گروه علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران (نویسندهٔ مسئول)، saeedkarimzade@ yahoo.com

*** دانشیار گروه علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران h.sharifi@khuisf.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۰/۴، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۴/۱۴

Copyright © 2018, This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International, which permits others to download this work, share it with others and Adapt the material for any purpose.

خود نرخ ارز بیش‌ترین تأثیر را در نرخ ارز دارد. نتایج آزمون تجزیهٔ واریانس نیز حاکی است که بیش‌ترین توضیح‌دهی نوسانات نرخ ارز طی ده سال از سوی خود متغیر نرخ ارز است.

کلیدواژه‌ها: مدل پولی نرخ ارز، اثر بالاسا ـ ساموئلسون، قیمت نفت خام، روش یوهانسون.

طبقه‌بندی JEL: B22، B26، F59، P33.

۱. مقدمه

تحولات نظام‌های ارزی در چند دههٔ اخیر موجب شده است تا مقولهٔ نرخ ارز و عوامل تعیین‌کنندهٔ آن، به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه، بیش از گذشته به‌منزلهٔ موضوعی کلیدی و اساسی در تصمیم‌گیری‌ها و سیاست‌های اقتصادی مطرح باشد. در کشوری مانند ایران نیز، طی سال‌های گذشته، به دلایل مختلف اقتصادی، سیاسی، مالی، و روانی نرخ ارز نوسانات زیادی داشته است. ازآن‌جاکه نوسانات نرخ ارز هم طرف تقاضا و هم طرف عرضهٔ اقتصاد را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد، می‌توان نرخ ارز را از مهم‌ترین متغیرهای تأثیرگذار در متغیرهای کلان اقتصادی هر کشوری دانست (کازرونی و دیگران ۱۳۹۱: ۶). بنابراین، تحلیل رفتار نرخ ارز و شناسایی عوامل مؤثر در آن، به‌منظور تدوین سیاست‌هایی برای تعدیل این شاخص، همواره توجه کارشناسان و سیاست‌گذاران اقتصادی را به‌خود معطوف کرده است. درمورد عوامل مؤثر در نرخ ارز در ایران مطالعات متعددی انجام شده است، اما این مطالعات به چند عامل عمده و شناخته‌شدهٔ اصلی محدود بوده است. در این مقاله، با معرفی مدل ترکیبی (hybrid model) ضمن شناخت و توسعهٔ عوامل مؤثر در نرخ ارز، رابطهٔ بلندمدت نرخ ارز برآورد می‌شود. در این مدل اختلاف بهره‌وری بخش تجاری، قیمت واقعی نفت خام، و اختلاف مصارف (مخارج) دولت به‌منزلهٔ درصدی از GDP به متغیرهای مدل‌های کلاسیک پولی تعیین نرخ ارز اضافه شده است. ارتباط بهره‌وری با نرخ ارز را نخستین‌بار بالاسا (Balassa 1964) و ساموئلسون (Samuelson 1964) موردتوجه و بررسی قرار دادند (طیبی و اسماعیلی رزی ۱۳۹۰: ۴۲). از نظر آن‌ها، اگر اختلاف بین‌المللی بهره‌وری در تولید کالاهای قابل‌تجارت بزرگ‌تر از کالاهای غیرقابل‌تجارت باشد، کشور با بهره‌وری بالاتر، افزایش بیش از اندازهٔ ارزش پول ملی خود را در وضعیت برابری قدرت خرید تجربه می‌کند (حقیقت و جرکانی ۱۳۸۵: ۱۷۰). ازآن‌جاکه ایران به درآمدهای نفتی متکی است، متغیرهای اختلاف مخارج دولت و قیمت واقعی نفت خام در عرصهٔ اقتصاد و

نوسانات نرخ ارز نقش مهمی دارند. هدف مقالهٔ حاضر شناسایی و بررسی عوامل تعیین‌کنندهٔ رفتار نرخ ارز در ایران با استفاده از مدل پولی ترکیبی در دورهٔ زمانی ۱۳۵۸–۱۳۹۸ با رویکرد یوهانسون است.

در این مقاله، بعد از مقدمه ادبیات موضوع می‌آید که دربرگیرندهٔ مبانی نظری الگوهای پولی و مطالعات تجربی است. سپس، با استفاده از آزمون ریشهٔ واحد به تصریح الگو و برآورد ضرایب متغیرها الگوی پیش‌نهادی به‌روش یوهانسن پرداخته می‌شود و درپایان نتیجه‌گیری می‌آید.

۲. مروری بر ادبیات تحقیق

۱.۲ نظریهٔ برابری قدرت خرید (Purchasing Power Parity/ PPP)

نظریهٔ برابری قدرت خرید (PPP) کوششی برای توضیح نرخ تعادل ارز و نوسانات آن از طریق سطح عمومی قیمت و نوسان آن در کشورهای گوناگون است. براساس این نظریه، مقدار معینی پول باید قدرت خرید مشابهی در کشورهای گوناگون داشته باشد، بااین‌که باید قدرت خرید این مقدار معین پول در کشورهای گوناگون برابر باشد (مرزبان و دیگران ۱۳۸۴: ۱۸۳). کاسل (Cassel 1919)، اقتصاددان سوئدی، در سال‌های ۱۹۱۹ و ۱۹۲۲ نظریهٔ برابری قدرت خرید (PPP) را مطرح کرد. وی بیان می‌کند که نرخ ارز متناسب با افزایش سطح عمومی قیمت‌ها کاهش می‌یابد. بدین ترتیب، اگر قیمت‌ها در کشوری (یک اقتصاد دوکشوری) دوبرابر شود و قیمت‌ها در خارج تغییر نکند، ارزش پول کشور در مقایسه با پول خارج نصف خواهد شد (جعفری صمیمی و دیگران ۱۳۸۹: ۷). بنابراین، براساس تئوری برابری قدرت خرید، قیمت‌های داخلی و خارج برحسب ارز مشترک یک‌سان‌اند. بنابراین، خواهیم داشت:

$$P_t = S_t \times P_t^* \qquad .۱$$

که در آن P_t سطح قیمت‌های داخلی (معمولاً شاخص قیمت مصرف‌کنندهٔ کشور داخلی)، P_t^* سطح قیمت‌های خارجی (معمولاً شاخص قیمت مصرف‌کنندهٔ کشور خارجی)، و S_t نرخ ارز اسمی است که به‌صورت نرخ برابری یک واحد پول خارجی برحسب پول داخلی تعریف شده است. با بیان این رابطه، به‌صورت لگاریتم طبیعی خواهیم داشت (حروف کوچک حالت لگاریتمی متغیرهایند):

$$s_t = p_t - p_t^* \qquad .۲$$

به معادلهٔ ۲ نظریهٔ مطلق برابری قدرت خرید گفته می‌شود (حقیقت و لاریجانی ۱۳۹۴: ۱۳۶).

نرخ ارز حقیقی می‌تواند معیاری برای انحرافات برابری قدرت خرید (PPP) تعریف شود. بنابراین، بازگشت نرخ ارز حقیقی به تعادل بلندمدت توصیف اعتبار برابری قدرت خرید (PPP) به‌مثابهٔ رابطهٔ برابری بلندمدت است. با درنظرگرفتن سطوح لگاریتم متغیرها، نرخ ارز حقیقی (q) به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$q_t = s_t - p_t + p_t^* \qquad .۳$$

که در آن q_t نشان‌دهندهٔ نرخ ارز حقیقی در زمان t است.

۲.۲ مدل‌های پولی تعیین نرخ ارز

از زمان آغاز نظام شناور در اوایل دههٔ ۱۹۷۰، رهیافت پولی در نقش مهم‌ترین مدل تعیین نرخ ارز پا به عرصه گذاشته و به‌کار رفته است (Eichenbaum 1995: 978). این نظریه در دو حالت مدل‌های پولی با قیمت انعطاف‌پذیر و چسبنده فرض می‌شود.

۱.۲.۲ الگوی پولی نرخ ارز با قیمت‌های انعطاف‌پذیر (Flexible Price Monetary Model /FPMM)

شکل اصلی رهیافت پولی به تعیین نرخ ارز با مدل فرانکل (Frenkele 1979) آغاز شده است که فرض انعطاف‌پذیری قیمت‌ها را در نظر می‌گیرد. مدل پولی با قیمت انعطاف‌پذیری بر فرض برقراری همواره برابری قدرت خرید (PPP) و وجود تابع تقاضای پول باثبات برای اقتصادهای داخلی و خارجی استوار است (Lam 2008). براساس نظر مورا و لیما (Moura and lima 2007)، معادلهٔ اقتصادسنجی الگوی پولی نرخ ارز با قیمت‌های انعطاف‌پذیر به‌صورت معادلهٔ ۴ است:

$$ER_t = \beta_0 + \beta_1(M_t - M_t^*) + \beta_2(GDP_t - GDP_t^*) + \beta_3(i_t - i_t^*) + U_t \qquad .۴$$

که در آن ER_t نرخ ارز اسمی، M_t عرضهٔ پول داخلی، M_t^* عرضهٔ پول خارجی، GDP_t تولید ناخالص داخلی، GDP_t^* تولید ناخالص داخلی اقتصاد خارجی، i_t سطح نرخ بهرهٔ

واقعی داخلی، و i_t^* نرخ بهرهٔ واقعی خارجی را نشان می‌دهد (به‌غیراز نرخ بهره، بقیهٔ متغیرها لگاریتمی است).

۲.۲.۲ الگوی پولی نرخ ارز با قیمت‌های چسبنده (Sticky-Price Monetary Model/ SPMM)

دورنبوش (Dorenbusch 1976) نوع دیگری از مدل ماندل فلمینگ را مطرح کرد که در آن باتوجه‌به این‌که فرایند تعدیل قیمت کالاها زمان‌بر است، بنابراین در کوتاه‌مدت فرض می‌شود قیمت‌ها چسبنده باشند. این الگو امکان می‌دهد که نرخ ارز اسمی و حقیقی و نرخ بهره در مقایسه با سطح تعادلی بلندمدت خود (PPP) افزایش یا کاهش سریع یافته باشند، درحالی‌که سایر متغیرها مانند سطح قیمت کالاها تغییرات کُند و تدریجی داشته باشند. ازجمله فروض مختلف برای این الگو می‌توان به فرض انتظارات تطبیقی، فرض رشد پول، و تورم اشاره کرد. شکل رگرسیونی این الگو را می‌توان به‌صورت رابطهٔ ۵ توصیف کرد (Lam et al. 2008):

$$ER_t = \beta_0 + \beta_1(M_t - M_t^*) + \beta_2(GDP_t - GDP_t^*) + \beta_3(i_t - i_t^*) + \beta_4(P_t - P_t^*) + U_t \quad ۵$$

که در آن ER_t نرخ ارز اسمی، M_t عرضهٔ پول داخلی، M_t^* عرضهٔ پول خارجی، GDP_t تولید ناخالص داخلی کشور داخلی، GDP_t^* تولید ناخالص داخلی کشور خارجی، i_t سطح نرخ بهرهٔ واقعی داخلی، و i_t^* نرخ بهرهٔ واقعی خارجی را نشان می‌دهد. هم‌چنین P_t سطح تورم داخلی و P_t^* نشان‌دهندهٔ سطح تورم در کشور خارجی است.

۳.۲ الگوی پولی ترکیبی تعیین نرخ ارز

مانند سایر مدل‌های پولیون، این تئوری فرض می‌کند که اوراق سهام داخلی و خارجی جانشین کامل‌اند، به‌طوری‌که شرط تساوی بهرهٔ غیرپوششی برقرار است:

$$E(\Delta e) = i - i^* \quad ۶$$

$E(\Delta e)$ تغییرات انتظاری نرخ ارز است.

طبق مدل فرانکل (Frenkele 1979)، تغییرات انتظاری نرخ ارز تابعی مثبت از شکاف بین نرخ ارز جاری و نرخ تعادلی بلندمدت آن و نرخ تورم انتظاری تفاضلی بلندمدت بین کشورهای داخلی و خارجی است:

$$E(\Delta e) = \theta(e - \bar{e}) + (\Delta p^{e} - \Delta p^{*e}) \quad .۷$$

که θ سرعت تعدیل به تعادل و Δp^{e} (Δp^{*e}) نرخ تورم انتظاری داخلی (خارجی) است. این رابطه حالتی را در نظر می‌گیرد که نرخ ارز جاری بازگشت کشور به تعادل بلندمدت با نرخ تعدیل θ است. در بلندمدت ازآن‌جاکه $e = \bar{e}$ است، تغییر نرخ انتظاری نرخ ارز مساوی اختلاف تورم داخل و خارج است که این همان برقراری شرط (PPP) نسبی است. با ترکیب روابط ۶ و ۷ خواهیم داشت:

$$e - \bar{e} = -\frac{1}{\theta}[(i - \Delta p^{e}) - (i^{*} - \Delta p^{*e})] \quad .۸$$

رابطهٔ ۸ بیان‌گر این مطلب است که شکاف بین نرخ ارز جاری و نرخ ارز بلندمدت متناسب با تفاضل نرخ بهرهٔ واقعی دو کشور است. معادلهٔ ۸ را می‌توان به‌شکل معادلهٔ ۹ نوشت:

$$e = \bar{e} - \frac{1}{\theta}[(i - \Delta p^{e}) - (i^{*} - \Delta p^{*e})] \quad .۹$$

ازطرفی، تعادل پولی در کشور داخلی و خارجی در مدل فرانکل (Frenkele 1979) با روابط ۱۰ و ۱۱ نشان داده می‌شود:

$$m - p = a_1 y - a_2 i, \quad .۱۰$$

$$m^{*} - p^{*} = a_1 y^{*} - a_2 i^{*}, \quad .۱۱$$

که در آن m لگاریتم عرضهٔ پول داخلی، P لگاریتم سطح قیمت داخلی، y لگاریتم درآمد واقعی داخلی، و i نرخ بهرهٔ داخلی است (* در بالای متغیرها نشان‌دهندهٔ متغیرهای خارجی درمقابل متغیرهای داخلی بدون ستاره است). برای سادگی فرض می‌شود که کشش درآمدی تقاضای پول α_1 و نیمه‌کشش نرخ بهرهٔ تقاضای پول a_2 برای کشورهای داخلی و خارجی یک‌سان باشد. از ترکیب معادلات ۱۰ و ۱۱ خواهیم داشت:

$$[p - p^{*}] = [m - m^{*}] - \alpha_1[y - y^{*}] + a_2[i - i^{*}] \quad .۱۲$$

با استفاده از PPP بلندمدت، نرخ ارز تعادلی بلندمدت $\bar{e}$ را می‌توان به‌شکل لگاریتمی و به‌صورت تفاوت بین سطوح قیمت بلندمدت بیان کرد:

$$\bar{e} = \bar{p} - \bar{p}^{*} \quad .۱۳$$

در بلندمدت نرخ‌های بهرهٔ واقعی انتظاری مساوی می‌شود، به‌طوری‌که هرگونه تفاوت نرخ‌های بهرهٔ اسمی بلندمدت به‌وسیلهٔ تفاوت در نرخ‌های تورم بلندمدت تشریح می‌شود (Hunter and Menla Ali 2014: 43).

$$i - i^* = \Delta \mathrm{p}^{\mathrm{e}} - \Delta \mathrm{p}^{*\mathrm{e}} \qquad .۱۴$$

با بازنویسی معادلات ۱۰ و ۱۱ برای سطوح قیمت داخلی و خارجی و جانشین‌کردن آن‌ها در رابطهٔ برابری قدرت خرید در بلندمدت و با فرض این‌که در بلندمدت تفاضل نرخ بهره برابر تفاضل تورم انتظاری بلندمدت است، می‌توان نوشت:

$$\bar{e} = (\bar{\mathrm{m}} - \bar{m}^*) - a_1(\bar{y} - \bar{y}^*) + a_2(\Delta p^e - \Delta p^{*e}) \qquad .۱۵$$

با جای‌گذاری رابطهٔ ۱۵ در رابطهٔ ۹ و ازآن‌جاکه در بلندمدت $\bar{e} = \mathrm{e}$، رابطهٔ ۱۶ به‌دست می‌آید:

$$e = (\bar{m} - \bar{m}^*) - a_1(\bar{y} - \bar{y}^*) + a_2(\Delta p^e - \Delta p^{*e}) - \frac{1}{\theta}[(i - \Delta p^e) - (i^* - \Delta p^{*e})]. \qquad .۱۶$$

باتوجه‌به نقدهای وارد به نظریهٔ برابری قدرت خرید در محاسبهٔ نرخ ارز، اثر بالاسا ـ ساموئلسون این نظریه را اصلاح می‌کند. ساموئلسون با مراجعه به نتایج تجربی و با نام اثر پن (Penn effect) بیان می‌کند که مقایسهٔ درآمد ملی کشورها برپایهٔ نظریهٔ برابری قدرت خرید تورش دارد. اثر پن بیان می‌کند، زمانی‌که درآمد کشوری بالاست، سطح قیمت (برای نمونهٔ اندازه‌گیری‌شده با شاخص قیمت مصرف‌کننده) آن کشور بالاتر از متوسط بین‌المللی برآورد می‌شود و زمانی‌که درآمدها پایین است، قیمت‌ها تمایل دارند که کم‌تر از متوسط بین‌المللی برآورد شوند (طیبی و اسماعیلی رزی ۱۳۹۰: ۴۴).

بالاسا، با درنظرگرفتن دنیای دوکشوری و دو کالای سنتی در تجارت بین‌المللی، اقتصاد را به دو بخش قابل‌تجارت (صنعتی و کشاورزی) و غیرقابل‌تجارت (خدمات) تقسیم و بیان می‌کند که اگر اختلاف‌های بین‌المللی بهره‌وری در تولید کالاهای قابل‌تجارت در مقایسه با تولید کالاهای غیرقابل تجارت بزرگ‌تر باشد، کشور با بهره‌وری بزرگ‌تر براساس برابری قدرت خرید شاهد افزایش ارزش پولی ملی خود خواهد بود و اگر سرانهٔ تولید به‌منزلهٔ شاخص بهره‌وری در نظر گرفته شود، نسبت برابری قدرت خرید به نرخ ارز تابع افزایشی از سطوح قیمت خواهد شد. مدل تئوریکی بالاسا ـ ساموئلسون چند فرض اساسی دارد. نخست، اقتصاد به دو بخش قابل‌تجارت (اقتصاد باز) و غیرقابل‌تجارت (اقتصاد بسته)

تقسیم می‌شود. دوم، سرمایه امکان جابه‌جایی بین بخش‌ها و کشورها را دارد. سوم، نیروی کار امکان جابه‌جایی بین بخش‌ها را دارد، اما امکان مهاجرت بین کشورها را ندارد. این فرض باعث ایجاد تساوی دست‌مزد بین بخش‌ها در کشور می‌شود و درنهایت، برابری قدرت خرید فقط در بخش قابل‌تجارت برقرار است (Lojschova 2003).

اگر سطح دست‌مزد در بخش قابل‌تجارت از تغییرات بهره‌وری ناشی شود، افزایش در بهره‌وری بخش قابل‌تجارت سبب افزایش دست‌مزد در این بخش خواهد شد. با فرض ثبات قیمت در بخش قابل‌تجارت، افزایش دست‌مزد در بخش قابل‌تجارت موجب انتقال نیروی کار بخش غیرقابل‌تجارت به بخش قابل‌تجارت در داخل خواهد شد. بنابراین، دست‌مزد در این بخش نیز تا برابری دست‌مزد در دو بخش اقتصاد افزایش خواهد یافت و درنتیجه، قیمت کالاهای بخش غیرقابل‌تجارت بدون تغییر در بهره‌وری افزایش می‌یابد. درنهایت، افزایش قیمت بخش غیرقابل‌تجارت و ثبات قیمت بخش قابل‌تجارت موجب افزایش سطح قیمت در کل اقتصاد می‌شود. یعنی نرخ واقعی ارز با کاهش مواجه خواهد شد (طیبی و اسماعیلی رزی ۱۳۹۰: ۴۵).

مطابق مدل کلمنتس (Clements 1980) و فرانکل (Frenkele 1979)، مجدداً سطح‌های قیمت کل نسبت به قیمت کالاهای تجاری p^T و قیمت کالاهای غیرتجاری p^{NT} را می‌توان مانند معادلات ۱۷ و ۱۸ ترکیب کرد:

$$\bar{p} = (1-a)\bar{p}^T + \bar{p}^{NT} = \bar{p}^T + a(\bar{p}^{NT} - \bar{p}^T) \qquad .۱۷$$

$$\bar{p}^* = (1-a)\bar{p}^{*T} + a\bar{p}^{*NT} = \bar{p}^{*T} + a(\bar{p}^{*NT} - \bar{p}^{*T}) \qquad .۱۸$$

که a $(1-a)$ نسبت کالاهای تجاری (غیرتجاری) در اقتصاد را نشان می‌دهد. $\bar{q}$ بیان‌گر نرخ ارز اسمی تعدیل‌شده برای سطح قیمت‌های داخلی و خارجی است (Hunter and Menla Ali 2014: 50).

$$\bar{q} = \bar{e} - \bar{p} + \bar{p}^* \qquad .۱۹$$

با جای‌گزین‌کردن سطح قیمت‌های کل در معادلهٔ ۱۹ و معادلات ۱۷ و ۱۸ نرخ حقیقی ارز را به‌صورت معادلهٔ ۲۰ می‌توان نوشت:

$$\bar{q} = \left(\bar{e} - \bar{p}^T + \bar{p}^{*T}\right) - a\left[(\bar{p}^{NT} - \bar{p}^T) - (\bar{p}^{*NT} - \bar{p}^{*T})\right] \qquad .۲۰$$

اگر شرط برابری قدرت خرید (PPP) بـرای کالاهـای تجـاری برقـرار باشـد، بنـابراین $(\bar{e} - \bar{p}^T + \bar{p}^{*T})$ در رابطهٔ ۲۰ صفر می‌شود. به‌عبارتی، در بلندمـدت عبـارت اول سـمت راست رابطهٔ بالا به‌سمت صفر میل می‌کند و نرخ حقیقی ارز، که در هر دو معالات کالاهای تجاری و غیرتجاری بیان شده است، به‌صورت معادلهٔ ۲۱ به‌دست می‌آید:

$$\bar{q} = -a\left[(\bar{p}^{NT} - \bar{p}^T) - (\bar{p}^{*NT} - \bar{p}^{*T})\right] \qquad .۲۱$$

در دنیای رقابتی، قیمت در هر بخش باید هزینه‌های نیروی کار واحد را منعکس کنـد و همان‌طورکه استراس (Strauss 1999) بیان کرد، این مطلب تغییرات قیمـت نسـبی کالاهـای غیرتجاری را توضیح خواهد داد، بنابراین:

$$\bar{P}^T = \bar{w} - \overline{prod}^T, \quad \bar{P}^{NT} = \bar{w} - \overline{prod}^{NT}, \quad \bar{P}^{*T} = \bar{w}^* - \overline{prod}^{*T}, \qquad .۲۲$$

$$\bar{P}^{*NT} = \bar{w}^* - \overline{prod}^{*NT}$$

که $\bar{w}$ نرخ دست‌مزد نیروی کار در بخش‌های تجاری و غیرتجاری و $\overline{prod}^T$ $(\overline{prod}^{NT})$ بهره‌وری در بخش‌های تجاری (غیرتجاری) را نشان می‌دهد.

$$\bar{P}^{NT} - \bar{P}^T = \overline{prod}^T - \overline{prod}^{NT},\ \bar{P}^{*NT} - \bar{P}^{*T} = \overline{prod}^{*T} - \overline{prod}^{*NT} \qquad .۲۳$$

با جای‌گزین‌کردن معادلهٔ ۲۳ در ۲۱ رابطهٔ نرخ حقیقی ارز به‌صورت معادلهٔ ۲۴ می‌شود:

$$\bar{q} = -a\left[(\overline{prod}^T - \overline{prod}^{NT}) - (\overline{prod}^{*T} - \overline{prod}^{*NT})\right] \qquad .۲۴$$

با احتساب تأثیر تکانه‌های طرف تقاضا که به‌وسیلهٔ مخارج دولتی نشـان داده مـی‌شـود (Chin 2000) و تکانهٔ تجاری، که به‌وسیلهٔ قیمـت نفـت بیـان مـی‌شـود (Amano and Van Norden 1998)، معادلهٔ ۲۴ را می‌توان به‌صورت معادلهٔ ۲۵ بسط داد:

$$\bar{q} = -a\left(\overline{prod}^T - \overline{prod}^{*T}\right) + \lambda(\overline{gs} - \overline{gs}^*) + \overline{\delta Poil} \qquad .۲۵$$

که $\overline{gs}$ $(\overline{gs}^*)$ سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی در کشور خودی (خارجی) و $\overline{Poil}$ قیمت واقعی نفت خام است.

بـا بـه‌کـاربردن رابطـهٔ ۲۵ در معادلـهٔ ۱۶، معادلـهٔ مـدل پـولی ترکیبـی نـرخ ارز استخراج می‌شود:

$$e = (\bar{m} - \bar{m}^*) - a_1(\bar{y} - \bar{y}^*) + a_2(\Delta p^e - \Delta p^{*e}) - \frac{1}{\theta}[(i - \Delta p^e) - (i^* - \Delta p^{*e})] - a\left(\overline{prod}^T - \overline{prod}^{*T}\right) + \lambda(\overline{gs} - \overline{gs}^*) + \overline{\delta Poil}. \quad .۲۶$$

که به‌صورت معادلهٔ ۲۷ هم می‌توان نوشت:

$$e_t = \beta_1(m_t - m_t^*) + \beta_2(y_t - y_t^*) + \beta_3\left(i_t^{\,l} - i_t^{\,l*}\right) + \beta_4 (i_t^{\,s} - i_t^{\,s*}) + \beta_5\left(\overline{prod}^T - \overline{prod}^{*T}\right) + \beta_6(gs_t - gs_t^*) + \beta_7 Poil_t + v_t \quad .۲۷$$

مدل پولی ترکیبی نرخ ارز در مقایسه با مدل‌های کلاسیک پولی نرخ ارز متغیرهای بیش‌تری دارد. در این مدل متغیرهای اختلاف بهره‌وری بخش تجاری، قیمت واقعی نفت خام، و اختلاف سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی اضافه می‌شود (Hunter and Menla Ali 2014: 50). طبق اثر بالاسا ــ ساموئلسون، اگر بهره‌وری بخش قابل‌تجارت افزایش یابد و بهره‌وری بخش غیرقابل‌تجارت ثابت بماند، در اقتصاد کوچک که قیمت کالاهای قابل‌تجارت در بازار جهانی تعیین می‌شود، افزایش بهره‌وری بخش قابل‌تجارت باعث افزایش دست‌مزد در این بخش می‌شود. این افزایش دست‌مزد به انتقال نیروی کار بخش غیرقابل‌تجارت به بخش قابل‌تجارت می‌انجامد. با کاهش نیروی کار در بخش غیرقابل‌تجارت دست‌مزدها در این بخش افزایش می‌یابد، اما به‌دلیل آن‌که این افزایش دست‌مزد به‌دلیل افزایش بهره‌وری نیست، بنابراین تولیدکنندگان این بخش برای جبران کاهش درآمد قیمت کالای خود را افزایش می‌دهند که این امر به افزایش قیمت نسبی بخش غیرقابل‌تجارت منجر خواهد شد و درنتیجه نرخ ارز کاهش می‌یابد (طیبی و اسماعیلی رزی ۱۳۹۰: ۵۸).

۳. مروری بر مطالعات تجربی

لیم و استین (Lim and Stain 1995)، در مقاله‌ای با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی و داده‌های فصلی سال‌های ۱۹۷۳–۱۹۹۲، تغییرات شدید نرخ ارز حقیقی استرالیا را به‌وسیلهٔ نوسانات عوامل بنیادی یعنی شرایط تجاری، نرخ پس‌انداز خصوصی، سیاست مالی، بهره‌وری سرمایه در بخش‌های تجاری و غیرتجاری، و نرخ بهرهٔ جهانی توضیح دادند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که کسری تجاری و رشد بدهی ابتدا با افزایش در بهره‌وری سرمایه ایجاد می‌شود که باعث تحریک سرمایه‌گذاری یا کاهش صرفه‌جویی اجتماعی می‌شود. اگر بدهی خارجی به‌دلیل کاهش نرخ پس‌انداز اجتماعی باشد، موجب نگرانی

است. سیاست‌های اجتماعی برای ازبین‌بردن یک سریِ تجاری، که تأثیر منفی در رشد می‌گذارد، تأثیر معکوس خواهند داشت.

درگاهی و گچلو (۱۳۸۰)، در مطالعه‌ای ثبات نرخ ارز حقیقی در اقتصاد ایران و شناسایی عوامل مؤثر در آن در کوتاه‌مدت و بلندمدت را بررسی کردند. براساس نتایج این مطالعه، قیمت حقیقی نفت، رشد سطح بهره‌وری، نرخ انباشت سرمایه، شدت کنترل‌های تجاری و ارزی، سیاست مالی، سیاست پولی، و سیاست تضعیف ارزش اسمی پول ملی عوامل تعیین‌کنندهٔ نرخ حقیقی ارز در ایران هستند.

ابریشمی و رحیمی (۱۳۸۳) در مقاله‌ای عوامل کوتاه‌مدت و بلندمدت تعیین‌کنندهٔ نرخ ارز حقیقی در ایران را بررسی کردند. آنان دریافتند که در بلندمدت نرخ ارز حقیقی برای واردات با رابطهٔ مبادله، سهم سرمایه‌گذاری، ذخایر بانک مرکزی، و درجهٔ بازبودن اقتصاد رابطهٔ منفی دارد و با مخارج مصرفی دولت رابطهٔ مثبت دارد. هم‌چنین نرخ ارز حقیقی برای صادرات در بلندمدت با رابطهٔ مبادله و مخارج دولت رابطهٔ مثبت و با ذخایر بانک مرکزی و عرضهٔ حقیقی پول رابطهٔ منفی دارد.

منافی انور و دیگران (۱۳۹۴)، در مطالعه‌ای عوامل مؤثر در تغییرات نرخ ارز حقیقی و تأثیر آن در شاخص رقابت‌پذیری در اقتصاد ایران را برای بازهٔ زمانی ۱۳۵۸-۱۳۹۲ بررسی کردند. آن‌ها نشان دادند که در کوتاه‌مدت درآمدهای نفتی، نقدینگی، و محصول ناخالص داخلی تأثیر مثبت و کسری بودجه تأثیر منفی در نرخ ارز حقیقی دارند. در بلندمدت درآمدهای نفتی و کسری بودجه تأثیر منفی و حجم نقدینگی و محصول ناخالص داخلی تأثیر مثبت در نرخ ارز حقیقی دارند. براساس محاسبه‌ها، پژوهش نرخ ارز حقیقی در اقتصاد ایران از سال ۱۳۵۸-۱۳۹۲ همواره درحال افزایش بوده و کاهش ارزش پول ملی به‌موازات آن باعث کاهش شاخص رقابت‌پذیری شده است.

راوان و دیگران (Ravn et al. 2007)، با استفاده از مدل خودبازگشت برداری ساختاری (Structural Vector Auto Regression /SVAR) و داده‌های فصلی مربوط به چهار کشور صنعتی (آمریکا، انگلستان، کانادا، و استرالیا) طی دورهٔ زمانی ۱۹۷۵ ۲۰۰۵، نشان دادند که افزایش در مخارج دولتی به افزایش در سطح تولید و مصرف خصوصی، بدترشدن تراز تجاری، و کاهش ارزش نرخ ارز حقیقی منجر می‌شود.

کیا (Kia 2013)، در مقاله‌ای عوامل تعیین‌کنندهٔ نرخ ارز حقیقی را در کانادا بررسی کرده و نشان داده است که نرخ ارز حقیقی در بلندمدت تابعی از عرضهٔ پول، نرخ بهرهٔ حقیقی

داخلی و خارجی، GDP واقعی، مخارج واقعی دولت، کسری تولید ناخالص داخلی، بدهی‌های سنگین داخلی و خارجی در تولید ناخالص داخلی، و تأمین مالی خارجی در تولید ناخالص داخلی و قیمت کالاست.

هانتر و منلا علی (Hunter and Menla Ali 2014) یک مدل ترکیبی تعیین نرخ ارز (HM) را پیش‌نهاد می‌دهند که در مقایسه با مدل‌های کلاسیک پولی، متغیرهای بیش‌تری را در بر دارد. در این مدل، قیمت سهام، بهره‌وری در بخش‌های تجاری، و مصارف دولت به‌منزلهٔ درصدی از GDP، علاوه‌بر متغیرهای مدل‌های کلاسیک پولی، به مدل تعیین نرخ ارز اضافه می‌شوند. آن‌ها با استفاده از داده‌های فصلی ۱۹۸۰–۲۰۰۹ با روش یوهانسون و خودرگرسیون برداری (VAR) رابطهٔ بلندمدت تعیین نرخ دلار ــ ین را تخمین زدند. براساس نتایج این مطالعه، پیش‌بینی‌های مدل‌های پولی ترکیبی نتایج بهتری در مقایسه با مدل‌های کلاسیک دارند.

انصاری‌نسب و دیگران (۱۳۹۹) در تحقیقی فرضیهٔ بالاسا ـ ساموئلسون را، با تأکید بر فراوانی نسبی نیروی کار ماهر و غیرماهر براساس رویکرد مارکوف ــ سوئیچینگ در دورهٔ زمانی ۱۹۷۳–۲۰۱۶، با استفاده از آمارهٔ مطالعاتی آکائیک بررسی کردند. نتایج حاکی است که تأثیر بهره‌وری در نرخ ارز مؤثر حقیقی برای اقتصاد ایران، که نسبت نیروی کار ماهر به غیرماهر پایین است، در هر دو رژیم منفی و معنی‌دار است و فرضیهٔ بالاسا ــ ساموئلسون برقرار نیست.

محمد و دیگران (Mohamed et al. 2021) در تحقیق خود، با استفاده از تحلیل رگرسیون‌های چندگانه، عوامل تأثیرگذار نرخ ارز در مالزی را طی دورهٔ ۱۹۸۹–۲۰۱۸ بررسی کردند. نتایج بیان‌گر بیش‌ترین تأثیرگذاری تورم و تولید ناخالص داخلی در نرخ ارز است. آن‌ها پیش‌نهاد می‌کنند که مالزی برای حفظ ثبات ارزی باید سیاست پولی را اجرا کند.

۴. تصریح الگو و برآورد آن

الگوی پیش‌نهادی پولی ترکیبی نرخ ارز برای اقتصاد ایران برمبنای مبانی نظری بخش ۲.۳ به‌صورت معادلهٔ ۲۸ است:

$$e_t = \beta_1(m_t - m_t^*) + \beta_2(y_t - y_t^*) + \beta_3(i_t^{\,l} - i_t^{\,l*}) + \beta_4(i_t^{\,s} - i_t^{\,s*}) + \beta_5\left(\overline{prod}^T - \overline{prod}^{*T}\right) + \beta_6(gs_t - gs_t^*) + \beta_7 Poil_t + v_t + \text{DUMMY}, \qquad (۲۸)$$

متغیرهای مربوط به کشور خارجی در آن با علامت * مشخص شده است. در معادلهٔ ۲۸ متغیرها به‌صورت ذیل تعریف و محاسبه می‌شوند:

e: لگاریتم نرخ ارز بازار؛

$m_t - m_t^*$: اختلاف لگاریتم عرضهٔ پول (نقدینگی) ایران و آمریکا؛

$y_t - y_t^*$: اختلاف لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی ایران و آمریکا (GDP برحسب دلار آمریکا و به قیمت ثابت سال ۲۰۰۸ در نظر گرفته می‌شود)؛

$i_t{}^l - i_t{}^{l*}$: اختلاف نرخ تورم ایران و آمریکا؛

$i_t{}^s - i_t{}^{s*}$: اختلاف نرخ بهرهٔ اسمی ایران و آمریکا؛

$\overline{prod}^T - \overline{prod}^{*T}$: اختلاف لگاریتم بهره‌وری بخش قابل‌تجارت ایران و آمریکا؛

$gs_t - gs_t^*$: اختلاف لگاریتم سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی ایران و آمریکا؛

$Poil_t$: لگاریتم قیمت واقعی نفت خام؛

DUMMY: متغیر مجازی است که تا پیش از سال‌های جنگ (۱۳۶۸) یک و پس‌ازآن، صفر در نظر گرفته می‌شود.

جامعهٔ آماری این مطالعه ایران است. آمار بازهٔ زمانی به‌کار گرفته‌شده در این پژوهش از منابع مختلف ازجمله بانک جهانی (World Bank) و بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی استخراج شده است. مأخذ گردآوری داده‌ها به‌ترتیب برای نرخ ارز بازار بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی و برای حجم نقدینگی ایران و آمریکا تولید ناخالص داخلی واقعی ایران و آمریکا، نرخ تورم ایران و آمریکا، سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی ایران و آمریکا، و نرخ بهرهٔ اسمی ایران و آمریکا (World Development Indicators /WDI) است. قیمت نفت خام از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی گرد آورده شده است.

بهره‌وری متوسط نیروی کار بخش قابل‌تجارت از نسبت ارزش‌افزودهٔ بخش قابل‌تجارت به نیروی کار شاغل محاسبه شده است. در محاسبهٔ ارزش‌افزودهٔ بخش قابل‌تجارت از مجموع ارزش‌افزودهٔ بخش صنعت و کشاورزی استفاده شده است (طیبی و اسماعیلی رزی ۱۳۹۰: ۵۲). اطلاعات مربوط به ارزش‌افزودهٔ بخش قابل‌تجارت ایران و آمریکا باتوجه‌به تعریف این بخش از طریق WDI به‌دست آمده است. گفتنی است که ارزش‌افزوده در این بخش به دلار آمریکا و به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰ در نظر گرفته شده است. برای محاسبهٔ تأثیر اختلاف بهره‌وری بخش قابل‌تجارت در الگوی پیش‌نهادی، از

اختلاف نسبت بهره‌وری متوسط نیروی کار بخش قابل‌تجارت ایـران و بهـره‌وری متوسـط نیروی کار بخش قابل‌تجارت آمریکا استفاده می‌شود. بهره‌وری متوسط نیروی کـار بخـش قابل‌تجارت از نسبت ارزش‌افزودهٔ بخش کشاورزی و صنعت به نیروی کار شاغل محاسـبه شده است.

قبل از برآورد الگو، داده‌ها از لحاظ مانایی (stationarity) بررسی می‌شوند. براساس نتایج بررسی مانایی، طبق جدول ۱ و ۲، می‌توان نتیجـه گرفـت کـه همـهٔ متغیرهـا I(1) هسـتند. به‌عبارتی، با یک‌بار تفاضل‌گیری متغیر مانا می‌شود.

جدول ۱. نتایج آزمون دیکی ـ فولر تعمیم‌یافته برای متغیرها در حالت سطح

متغیر	آمارهٔ دیکی ـ فولر تعمیم‌یافته	مقادیر بحرانی مک کینون			نتیجهٔ آزمون
		۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد	
e	−۲/۱۳۳۹۳۹	−۳/۶۵۳۷۳۰	−۲/۹۵۷۱۱۰	−۲/۶۱۷۴۳۴	ناپایا
$y_t - y_t^*$,	−۴/۲۰۴۵۶۵	−۳/۶۴۶۳۴۲	−۲/۹۵۱۱۲۵	−۲/۶۱۵۸۱۷	ناپایا
$\bar{m} - \bar{m}^*$	−۱/۶۶۹۲۲۵	−۳/۶۳۹۴۰۷	−۲/۹۵۱۱۲۵	−۲/۶۱۴۳۰۰	ناپایا
${i_t}^l - {i_t}^{l*}$	−۱/۷۲۲۰۲۷	−۳/۶۴۶۳۴۲	−۲/۹۵۱۱۲۵	−۲/۶۱۵۸۱۷	ناپایا
${i_t}^s - {i_t}^{s*}$	−۲/۹۵۷۷۱۱	−۳/۶۵۳۷۳۰	−۲/۹۵۷۱۱۰	−۲/۶۱۷۴۳۴	ناپایا
$\overline{prod}^T - \overline{prod}^{*T}$	−۰/۵۰۰۷۵۰	−۳/۶۴۶۳۴۲	−۲/۹۵۴۰۲۱	−۲/۶۱۵۸۱۷	ناپایا
Poil	−۱/۴۵۸۶۴۹	−۳/۶۴۶۳۴۲	−۲/۹۵۴۰۲۱	−۲/۶۱۵۸۱۷	ناپایا
$gs_t - {gs_t}^*$	−۲/۴۴۴۲۶۳	−۳/۶۳۹۴۰۷	−۲/۹۵۱۱۲۵	−۲/۶۱۴۳۰۰	ناپایا

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. نتایج آزمون دیکی ـ فولر تعمیم‌یافته با یک‌بار تفاضل‌گیری

متغیر	آمارهٔ دیکی ـ فولر تعمیم‌یافته	مقادیر بحرانی مک کینون			نتیجهٔ آزمون
		۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد	
e	−۴/۲۰۴۵۶۵	−۳/۶۴۶۳۴۲	−۲/۹۵۴۰۲۱	−۲/۶۱۵۸۱۷	پایا
$y_t - y_t^*$,	−۶/۲۱۷۷۹۶	−۳/۶۴۶۳۴۲	−۲/۹۵۴۰۲۱	−۲/۶۱۵۸۱۷	پایا
$\bar{m} - \bar{m}^*$	−۷/۵۵۰۹۹۳	−۳/۶۴۶۳۴۲	−۲/۹۵۴۰۲۱	−۲/۶۱۵۸۱۷	پایا
${i_t}^l - {i_t}^{l*}$	−۶/۷۲۳۲۹۶	−۳/۶۴۶۳۴۲	−۲/۹۵۴۰۲۱	−۲/۶۱۵۸۱۷	پایا
${i_t}^s - {i_t}^{s*}$	−۶/۰۶۶۲۴۸	−۳/۶۵۳۷۳۰	−۲/۹۵۷۱۱۰	−۲/۶۱۷۴۳۴	پایا
$\overline{prod}^T - \overline{prod}^{*T}$	−۵/۰۱۳۳۱۶	−۳/۶۴۶۳۴۲	−۲/۹۵۴۰۲۱	−۲.۶۱۵۸۱۷	پایا
Poil	−۹/۷۶۲۴۴۲	−۳/۶۴۶۳۴۲	−۲/۹۵۴۰۲۱	−۲.۶۱۵۸۱۷	پایا
$gs_t - {gs_t}^*$	−۷/۸۵۷۸۰۷	−۳/۶۴۶۳۴۲	−۲/۹۵۴۰۲۱	−۲.۶۱۵۸۱۷	پایا

منبع: یافته‌های پژوهش

۱.۴ تعیین تعداد بردارهای انباشتگی

در این پژوهش برای تعیین طول وقفهٔ بهینهٔ بردارهای انباشتگی از معیارهای آکائیک (Akaike Information Criterion/ AIC)، شوارتز (Schwarz Information Criterion/ SC)، حنان کوئین (Hannan-Quinn Information Criterion/ HQ)، خطای پیش‌بینی نهایی (Final Prediction Error/ FPE)، و آمارهٔ (Likehood Ratio/ LR) استفاده شده است. در جدول ۳ علامت * بیان‌گر وقفهٔ بهینه است که براساس معیارهای شوارتز (SC) و آزمون نسبت درست‌نمایی (LR)، وقفهٔ ۱ وقفهٔ بهینه در نظر گرفته می‌شود.

جدول ۳. تعیین وقفهٔ بهینه در الگوی VAR

تعداد وقفه	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	NA	۵/۷e۱-۰/۵	۱۲/۹۳۱۵۸	۱۳/۶۵۷۱۶	۱۳/۶۵۷۱۶
۱	۲۰۰/۳۹۳۳*	۵/۳۱e-۰/۵	۸/۰۹۷۶۲۰	۱۱/۷۲۵۵۲*	۹/۳۱۸۲۹۷
۲	۳۴/۸۰۵۷۳	۳/۱۱e-۰/۵*	۶/۶۵۶۰۲*	۱۳/۱۸۶۲۴	۸/۸۵۳۲۴۴*

منبع: یافته‌های پژوهش

برای انجام روش هم‌انباشتگی یوهانسون جوسیلیوس از آزمون حداکثر مقدار ویژه (maximum eigenvalue test) و آزمون اثر (trace test) استفاده می‌شود. آماره‌های آزمون اثر و آماره‌های حداکثر مقدار ویژه مبتنی‌بر هریک از الگوهای پنج‌گانه به‌صورت زیر تعیین می‌شود:

۱. بدون عرض از مبدأ و روند، ۲. با عرض از مبدأ مقید و بدون روند، ۳. با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند، ۴. با عرض از مبدأ نامقید و روند مقید، ۵. با عرض از مبدأ نامقید و روند نامقید.

براساس وقفهٔ ۱، برای الگوی اول با آزمون اثر می‌توان حداکثر چهار بردار هم‌انباشته داشت که آزمون حداکثر مقدار ویژهٔ دو بردار هم‌انباشته را تأیید می‌کند. در الگوی دوم و سوم با آزمون اثر، می‌توان حداکثر سه بردار هم‌انباشته داشت که براساس آزمون حداکثر مقدار ویژه دو بردار هم‌انباشته وجود دارد. در الگوی چهارم و پنجم، سه بردار هم‌انباشته می‌توان داشت. باتوجه‌به این‌که در الگوی سوم تعداد بردار هم‌انباشته از نظر آماری معنادار و مطابق مبانی نظری مدل تحقیق است، نتایج الگوی سوم طبق آزمون‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه در جدول ۴ آمده است.

جدول ۴. آزمون حداکثر مقدار ویژه و اثر برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشته

تعداد بردار هم‌گرایی براساس فرضیهٔ صفر (H_0)	آمارهٔ آزمون حداکثر مقدار ویژه	مقادیر بحرانی در سطح (۰/۰۵)	آمارهٔ آزمون اثر	مقادیر بحرانی در سطح (۰/۰۵)
نبود بردار هم‌انباشتگی	۸۹/۱۱۸۵۱	۵۲/۳۶۲۶۱	۲۶۱/۴۱۳۵	۱۵۹/۵۲۹۷
وجود حداکثر ۱ بردار هم‌انباشتگی	۶۶/۹۷۷۹۴	۴۶/۲۳۱۴۲	۱۷۲/۲۹۵۰	۱۲۵/۶۱۵۴
وجود حداکثر دو بردار هم‌انباشتگی	۳۷/۳۹۷۵۰	۴۰/۰۷۷۵۷	۱۰۵/۳۱۷۰	۹۵/۷۵۳۶۶
وجود حداکثر سه بردار هم‌انباشتگی	۲۶/۸۲۳۹۷	۳۳/۸۷۶۸۷	۶۷/۹۱۹۵۴	۶۹/۸۱۸۸۹
وجود حداکثر چهار بردار هم‌انباشتگی	۱۸/۱۵۴۴۴	۲۷/۵۸۴۳۴	۴۱/۰۹۵۵۸	۴۷/۸۵۶۱۳
وجود حداکثر پنج بردار هم‌انباشتگی	۱۱/۵۷۳۹۸	۲۱/۱۳۱۶۲	۲۲/۹۴۱۱۳	۲۹/۷۹۷۰۷

منبع: یافته‌های پژوهش

۲.۴ برآورد کشش‌های بلندمدت مدل

بعد از تعیین نوع الگو و تعداد بردارهای هم‌انباشته، مرحلهٔ بعدی گزارش بردارهای هم‌انباشته‌ای است که بتوانند کشش‌های بلندمدت متغیرها را باتوجه‌به نظریه‌های اقتصادی بیان کنند. روش معمول بیان این بردارها این است که ضرایب براساس یکی از متغیرها به‌وسیلهٔ قراردادن ضریب برآورد آن متغیر در «۱-» نرمال شود. بردار هم‌انباشتهٔ تخمین‌زده‌شده، که کلیهٔ ضرایب بلندمدت را نشان می‌دهد و مطابق با نظریات اقتصادی باشد، الگوی سوم و یک بردار هم‌انباشته است که در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵. برآورد ضرایب کشش‌های بلندمدت

متغیر	C	$y_t - y_t^*$	$i_t^l - i_t^{l*}$	$gs_t - gs_t^*$	$\bar{m} - \bar{m}^*$	$i_t^s - i_t^{s*}$	$\overline{prod}^T - \overline{prod}^{*T}$	Poil
ضریب نرمال‌شدهٔ نسبت e به	۱۲۹/۴	-۴/۷	۳/۸	۰/۵	۰/۴	-۰/۷	۶/۰۸	۲/۲
آمارهٔ t -	۵/۲	-۶/۳	۶/۴	۲/۵	۲/۶	-۲/۴	۶/۵	۵/۷

منبع: یافته‌های پژوهش

براساس جدول ۵، تمام ضرایب متغیرهای بردار معنادارند. باتوجه‌به نتایج آزمون هم‌انباشتگی در بلندمدت، می‌توان چنین استنباط کرد که متغیرهای اختلاف تولید ناخالص واقعی داخلی و اختلاف نرخ بهرهٔ اسمی تأثیر منفی و متغیرهای اختلاف نرخ تورم، اختلاف نقدینگی، قیمت واقعی نفت خام، اختلاف سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی، و اختلاف بهره‌وری بخش تجاری تأثیر مثبت در نرخ ارز دارند. تأثیر مثبت اختلاف بهره‌وری بخش تجاری در نرخ ارز وجود اثر بالاسا ــ ساموئلسون را در ایران رد می‌کند. میزان تأثیرگذاری اختلاف تولید ناخالص داخلی و اختلاف نرخ تورم بیش‌تر از سایر متغیرهاست. گفتنی است که از متغیر مجازی جنگ به‌منزلهٔ متغیر تأثیرگذار و برون‌زا در مدل VAR (Vector Auto Regreessive) استفاده شد که تا پیش از سال‌های جنگ (قبل از سال ۱۳۶۸) یک و پس از آن صفر در نظر گرفته شده است.

۳.۴ بررسی توابع عکس‌العمل آنی (Impluse Respone Function/ IRF)

نتایج جدول ۶ نشان می‌دهد که هرگاه تکانه یا شوکی به‌اندازهٔ یک انحراف معیار به متغیر نرخ ارز اعمال شود، تأثیر این شوک از ابتدای دوره تا سال دوم بر خود متغیر وابسته (نرخ ارز) مثبت و با نرخ فزاینده از سال سوم تا هفتم مثبت و کاهنده بوده تا این‌که خنثی شده است. مطابق جدول ۶، هرگاه تکانه‌ای به‌اندازهٔ یک انحراف معیار به متغیرهای اختلاف لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی، اختلاف لگاریتم بهره‌وری بخش تجاری، اختلاف لگاریتم نقدینگی، و اختلاف نرخ بهرهٔ اسمی اعمال شود، تأثیر این شوک در سال اول هیچ اثری بر نرخ ارز ندارد، اما از سال دوم تا سال دهم منفی است. متغیرهای لگاریتم قیمت واقعی نفت خام، اختلاف لگاریتم سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی، و اختلاف لگاریتم بهره‌وری بخش تجاری نیز در سال اول هیچ تأثیری در نرخ ارز ندارد، اما از سال دوم تا سال دهم مثبت است.

جدول ۶. واکنش نرخ ارز به تکانه در سایر متغیرها

Period	e	$y_t - y_t^*$	$gs_t - gs_t^*$	$i_t^l - i_t^{*l}$	$\bar{m} - \bar{m}^*$	P_{wl}	$\overline{\text{prod}}^T - \overline{\text{prod}^*}^T$	$i_t^s - i_t^{*s}$
۱	۰/۳۱۱۰۶۷	۰/۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰
۲	۰/۳۹۸۲۵۲	−۰/۰۲۴۰۳۰	۰/۰۴۶۱۱۴	−۰/۰۲۱۸۱۰	−۰/۱۲۱۵۳۴	۰/۰۷۳۹۵۱	−۰/۰۹۲۳۹۴	−۰/۰۳۵۷۵۲
۳	۰/۳۸۸۵۱۳	−۰/۰۷۲۴۵۸	۰/۰۵۰۰۸۸	۰/۰۳۸۹۱۲	−۰/۰۸۸۹۳۱	۰/۰۷۳۲۵۶	−۰/۱۵۶۷۶۱	−۰/۰۱۵۳۹۳
۴	۰/۳۷۹۹۵۸	−۰/۱۲۹۳۳۴	۰/۰۳۶۷۴۵	۰/۰۰۵۰۲۱۸	−۰/۰۷۰۴۷۵	۰/۰۹۰۲۷۵	−۰/۱۶۶۳۰۵	−۰/۰۴۹۱۸۵
۵	۰/۳۶۳۷۶۷	−۰/۰۱۰۰۱۶۹	۰/۰۳۱۴۹۳	۰/۰۴۲۴۹۳	−۰/۰۶۲۷۹۱	۰/۰۷۷۲۶۸	−۰/۱۵۶۷۶۳	−۰/۰۵۵۱۵۲
۶	۰/۳۶۷۱۲۵	−۰/۰۹۷۸۳۱	۰/۰۲۹۷۳۱	۰/۰۴۱۲۱۳	−۰/۰۶۶۸۲۵	۰/۰۷۶۶۹۲	−۰/۱۵۲۸۴۷	−۰/۰۵۵۱۴۱
۷	۰/۳۶۸۶۸۳	−۰/۰۹۰۹۱۱	۰/۰۳۲۰۲۰	۰/۰۳۹۰۱۳	−۰/۰۶۹۹۸۱	۰/۰۷۵۸۷۲	−۰/۱۵۳۹۴۸	−۰/۰۵۲۱۶۱
۸	۰/۳۷۰۰۲۳	−۰/۰۹۳۱۸۶	۰/۰۳۲۰۲۴	۰/۰۴۰۰۳۶	−۰/۰۷۱۰۷۷	۰/۰۷۵۸۷۲	−۰/۱۵۷۱۴۲	−۰/۰۵۱۱۰۸
۹	۰/۳۶۸۹۷۸	−۰/۰۹۳۹۴۷	۰/۰۳۱۷۵۶	۰/۰۴۰۶۶۵	−۰/۰۷۱۰۶۶	۰/۰۷۶۲۸۹	−۰/۱۵۹۱۰۸	−۰/۰۵۱۱۳۷
۱۰	۰/۳۶۸۲۳۸	−۰/۰۹۴۱۸۴	۰/۰۳۱۵۶۰	۰/۰۴۰۸۵۸	−۰/۰۷۰۶۴۶	۰/۰۷۶۰۰۵	−۰/۱۵۹۷۸۸	−۰/۰۵۱۲۷۸

منبع: یافته‌های پژوهش

۴.۴ تجزیهٔ واریانس (Variance Decomposition/ VD)

تجزیهٔ واریانس، به‌منزلهٔ معیاری برای عملکرد پویایی، می‌تواند بی‌ثباتی هر متغیر درمقابل شوک وارد بر هریک از متغیرهای دیگر مدل را تعیین کند. بنابراین، برای تعیین سهم بی‌ثباتی ایجادشده از تجزیهٔ واریانس استفاده می‌شود که نتایج آن در جدول ۷ آمده است. نتایج دلالت بر آن دارد که در سال‌های اولیه تا سال دهم بیش‌ترین توضیح‌دهی نوسانات نرخ ارز از سوی خود متغیر نرخ ارز است و این بیان‌گر آن است که در ایران مقادیر گذشتهٔ نرخ ارز بیش‌ترین تأثیر را در روند نرخ ارز دارد. در سال‌های دوم به بعد، سهم متغیر اختلاف لگاریتم نقدینگی، اختلاف لگاریتم بهره‌وری بخش تجاری، اختلاف نرخ بهرهٔ اسمی، و اختلاف لگاریتم تولید ناخالص داخلی در نوسانات نرخ ارز افزایش یافته است، اما هم‌چنان متغیر تأثیرگذار در نرخ ارز خود متغیر نرخ ارز است. در سال‌های سوم تا دهم متغیر اختلاف نقدینگی، بعد از متغیر نرخ ارز، بیش‌ترین توانایی را برای توضیح‌دادن نرخ ارز دارد. به‌عبارتی، در سال دهم حداکثر ۱۲/۲۴ درصد نوسانات نرخ ارز به‌وسیلهٔ اختلاف لگاریتم بهره‌وری بخش تجاری توضیح داده می‌شود.

نتایج حاکی است که در سال دهم بعد از متغیر نرخ ارز (میزان ۷۶/۰۳)، متغیر اختلاف بهره‌وری بخش تجاری، همانند سال‌های هشتم تا دهم، در مقایسه با سایر متغیرها بیش‌ترین توضیح‌دهی نوسانات نرخ ارز را ارائه می‌دهد.

جدول ۷. تجزیهٔ واریانس متغیر نرخ ارز

Period	S/E/	e	$y_t - y_t^*$	$gs_t - gs_t^*$	$i_t^l - i_t^{l*}$	$\bar{m} - \bar{m}^*$	P_{oil}	$\overline{prod}^T - \overline{prod}^{*T}$	$i_t^s - i_t^{s*}$
۱	۰/۳۴۲۵۳۰	۱۰۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰
۲	۰/۵۳۶۰۵۸	۸۸/۸۶۷۲۸	۰/۲۰۰۹۴۱	۰/۷۴۰۰۲۴	۰/۱۶۵۵۳۰	۵/۱۴۰۰۸۷	۱/۶۳۶۶۸۹	۳/۲۳۷۱۱۶	۱/۰۱۲۳۳۳
۳	۰/۶۹۷۸۵۰	۸۳/۴۳۱۶۰	۱/۱۹۶۶۴۰	۰/۹۵۱۸۱۸	۰/۴۰۸۵۸۶	۴/۶۵۶۹۹۲	۱/۸۱۲۸۱۹	۷/۲۱۱۰۴۳	۲/۳۲۹۸۴۷
۴	۰/۸۳۲۶۳۰	۷۹/۴۳۱۶۰	۳/۲۵۳۳۸۳	۰/۸۶۳۳۶۳	۰/۶۵۰۷۷۴	۳/۹۸۷۷۴۱	۲/۲۱۲۲۶۳	۹/۲۹۱۵۳۶	۰/۳۰۹۳۳۷
۵	۰/۹۳۴۹۷۴	۷۸/۱۳۱۲۰	۳/۷۲۷۹۲۳	۰/۷۹۸۱۵۲	۰/۷۲۲۶۶۰	۳/۶۱۳۵۳۴	۲/۲۸۷۰۳۰	۱۰/۳۳۰۳۰	۰/۳۸۹۲۰۱
۶	۱/۰۲۷۷۳۹	۷۷/۴۲۳۷۰	۳/۹۹۱۴۵۴	۰/۷۴۴۲۵۵	۰/۷۵۸۸۹۴	۳/۴۱۳۴۳۰	۲/۳۲۹۰۴۴	۱۰/۸۸۲۰۳	۰/۴۵۷۱۸۹
۷	۱/۱۱۲۸۱۲	۷۷/۰۱۴۷۱	۴/۰۷۱۹۰۶	۰/۷۱۷۶۰۲	۰/۷۷۰۲۰۵	۳/۳۰۶۹۵۰	۲/۳۵۲۵۰۴	۱۱/۲۹۸۴۶	۰/۴۶۷۶۶۷
۸	۱/۹۲۸۵۹	۷۶/۶۴۷۶۸	۴/۱۵۴۰۳۰	۰/۶۹۶۵۹۸	۰/۷۸۲۹۵۰	۳/۲۳۳۰۶۲	۲/۳۶۱۱۳۱	۱۱/۶۵۹۱۹	۰/۴۶۵۳۶۱
۹	۱/۲۶۷۸۹۷	۷۶/۳۱۲۷۲	۴/۲۲۵۹۱۳	۰/۶۷۶۳۱۷	۰/۷۹۵۸۸۵	۳/۱۷۵۸۶۵	۲/۳۷۰۱۸۸	۱۱/۹۷۶۵۲	۰/۴۶۳۵۸۴
۱۰	۱/۳۳۸۵۹۶	۷۶/۰۳۲۱۶	۴/۲۸۶۳۷۴	۰/۶۶۵۰۴۹	۰/۸۰۷۲۰۲	۳/۱۲۷۷۸۷	۲/۳۷۵۴۶۲	۱۲/۲۴۳۱۱	۰/۴۶۲۸۶۶

منبع: یافته‌های پژوهش

۵.۴ استخراج رابطهٔ کوتاه‌مدت (الگوی Error Correction Model/ ECM)

آن‌چه در معادلهٔ کوتاه‌مدت ECM موردتوجه است و اهمیت اساسی دارد، ضریب ECM است که حاکی از سرعت تعادل بلندمدت است و نشان می‌دهد در هر دوره چه میزان از عدم تعادل نرخ ارز به روند بلندمدت نزدیک می‌شود. همان‌طورکه در جدول ۸ مشخص است، ضریب برآوردی ECM(-1) درحدود ۰/۱۶- است که نشان می‌دهد در هر دوره ۰/۱۶ از عدم تعادل نرخ ارز برطرف می‌شود. به‌طور کلی، کوچک‌بودن ضریب این متغیر در مدل برآوردشده حاکی از کندی نسبی سرعت تصحیح خطاست.

جدول ۸ نتایج الگوی ECM

متغیر	ضرایب	آمارهٔ t
D (e (-1))	۰/۲۱	۱/۱۵
$D(y_t - {y_t}^*(-1))$	−۰/۰۱	−۰/۰۴
$D({i_t}^l - {i_t}^{l*}(-1))$	−۰/۲۵	−۱/۲۳
$D(gs_t - {gs_t}^*(-1))$	۰/۰۴	۰/۸۷
$D\,\overline{(m} - \bar{m}^*(-1))$	−۰/۰۷	−۰/۰۴
$D({i_t}^s - {i_t}^{s*}(-1))$	−۰/۰۳	−۰/۴۲
$\overline{\mathrm{D}(prod^T} - \overline{{prod}^{*T}}(-1))$	−۱/۸۸	− ۲/۷۶
$\mathrm{D}(\mathrm{P_{oil}}(-1))$	−۰/۰۱۸	−۰/۱۸
Dummy	−۰/۴۸	−۲/۴۶
ECM (-1)	−۰/۰۶	−۲/۲۲
R-Squared=۰/۴۹ F-statistic= ۲/۱۲ Schwartz criterion= ۱/۲۶		

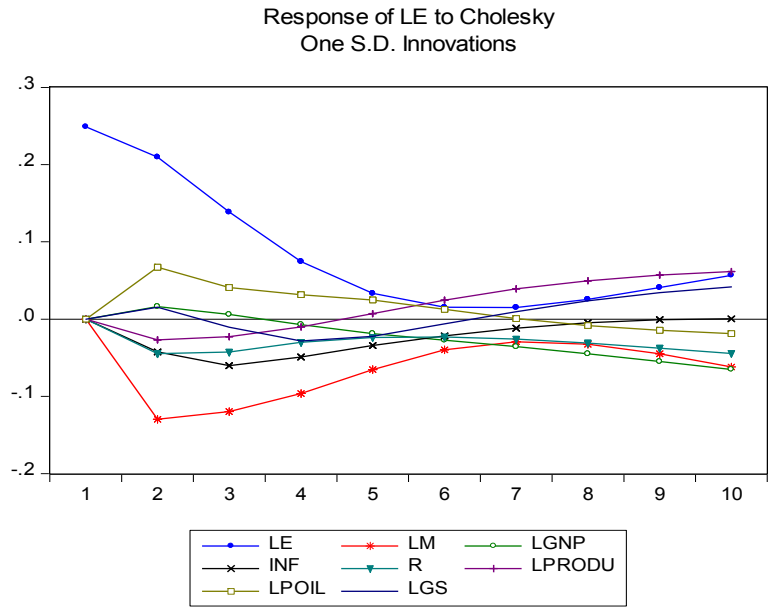
منبع: یافته‌های پژوهش

۵. نتیجه‌گیری

در این پژوهش، تأثیر عوامل تعیین‌کنندهٔ رفتار نرخ ارز در ایران با استفاده از مدل پولی ترکیبی در دورهٔ زمانی ۱۳۵۸–۱۳۹۸ را بررسی کردیم. برای این منظور، از رویکرد اقتصادسنجی هم‌گرایی یوهانسون استفاده کردیم. نتایج پژوهش نشان داد که تأثیر اختلاف لگاریتم نقدینگی در نرخ ارز مثبت است. این نتیجه با نتایج تحقیقات منافی انور (۱۳۹۴)، کیا (Kia 2013)، و هانتر و منلا علی (Hunter and Menla Ali 2014) منطبق است و با نتایج مطالعهٔ ابریشمی و رحیمی (۱۳۸۳) مغایرت دارد. ازآن‌جاکه تغییرات نقدینگی به‌منزلهٔ اعمال سیاست پولی است و اعمال سیاست پولی انبساطی باعث افزایش نرخ ارز می‌شود، بایستی سیاست‌های مناسبی از سوی دولت و بانک مرکزی درجهت کنترل نقدینگی طراحی و اجرا شوند. ملاحظه شد که اختلاف نرخ تورم نیز تأثیر مثبت در نرخ ارز دارد که با نتایج مطالعات هانتر و منلا علی (Hunter and Menla Ali 2014) و کازرونی (۱۳۹۸) مطابقت دارد. بنابراین، لازم است سیاست‌گذاران، به‌منظور جلوگیری از کاهش ارزش پول، سیاست‌های ضدتورمی اعمال کنند. اختلاف تولید ناخالص داخلی واقعی در بلندمدت در نرخ ارز تأثیری منفی دارد که با تحقیقات تقوی و سعیدی (۱۳۷۹)، کیا (Kia 2013)، کازرونی

(۱۳۹۱)، و هانتر و منلا علی (Hunter and Menla Ali 2014) هم‌خوانی دارد. بنابراین، لازم است دولت سیاست‌های لازم را، به‌منظور تقویت بخش تولید به‌ویژه بخش صادرات غیرنفتی، اتخاذ کند و وابستگی خود به درآمدهای نفتی را کاهش دهد. علامت مثبت ضریب اختلاف لگاریتم بهره‌وری بخش تجاری داخلی در مقایسه با کشور خارجی با نرخ ارز مؤید رد نظریهٔ بالاسا ـ ساموئلسون است. در توضیح رد این اثر باید گفت که براساس نتایج پژوهش، به‌علت پایین‌بودن بهره‌وری بخش تجاری ایران در مقایسه با سایر کشورها، به‌ویژه آمریکا، رشد بهره‌وری تجاری ایران نمی‌تواند ارزش پول ملی را تقویت کند. تأثیر مثبت اختلاف بهره‌وری بخش تجاری در نرخ ارز با تحقیقات کاررا و رستوت (Carrera and Rcstout 2008)، لیم و استین (Lim and Stain 1995)، درگاهی و گچلو (۱۳۸۰)، و انصاری‌نسب (۱۳۹۹) هم‌خوانی و با مطالعات طیبی و اسماعیلی رزی (۱۳۹۱)، هانتر و منلا علی (Hunter and Menla Ali 2014)، و حقیقت و جرکانی (۱۳۸۵) مغایرت دارد. بنابراین، لازم است به‌منظور تقویت ارزش پول، سیاست‌گذاران به رشد بهره‌وری بخش تجاری نیروی کار توجه خاص داشته باشند. باتوجه‌به نتایج این پژوهش، می‌توان گفت که بهره‌وری به‌منزلهٔ یک عامل طرف عرضه نمی‌تواند در کنار عوامل طرف تقاضا در حفظ ارزش پول ملی به‌کار گرفته شود. تأثیر اختلاف لگاریتم سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی در نرخ ارز مثبت است و می‌توان بدین صورت تفسیر کرد که درصورت افزایش مخارج دولت تقاضا افزایش می‌یابد و باعث افزایش واردات می‌شود. درنتیجه، نرخ ارز افزایش می‌یابد. تأثیر مثبت اختلاف سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی در نرخ ارز با مطالعات ابریشمی و رحیمی (۱۳۸۳) و هانتر و منلا علی (Hunter and Menla Ali 2014) مطابقت دارد. بنابراین، پیش‌نهاد می‌شود دولت از سیاست‌های مالی انبساطی فاصله بگیرد. تأثیر لگاریتم قیمت واقعی نفت خام در نرخ ارز مثبت است. این نتیجه را می‌توان بدین صورت تفسیر کرد که دولت از افزایش قیمت نفت به‌منظور اعمال سیاست‌های انبساطی و افزایش واردات استفاده کرده و باعث افزایش نرخ ارز شده است. به‌عبارتی، در دورهٔ موردبررسی از افزایش قیمت نفت درجهت افزایش توان تولیدی کشور استفاده نشده است. نتایج تحقیقات درگاهی و گچلو (۱۳۸۰)، صباغ کرمانی و شقاقی شهری (۱۳۸۴)، هانتر و منلا علی (Hunter and Menla Ali 2014)، و منافی انور (۱۳۹۴) تأثیر مثبت قیمت واقعی نفت خام در نرخ ارز را تأیید کردند. بنابراین، کشور بایستی به‌سمت کاهش وابستگی به درآمد نفت حرکت کند تا علاوه‌بر حمایت از تولید داخلی، از تأثیر تکانه‌های نفتی در نرخ ارز جلوگیری کند.

پیوست



نمودار ۱. توابع واکنش ضربه‌ای

کتاب‌نامه

انصاری‌نسب، مسلم و دیگران (۱۳۹۹)، «بررسی فرضیهٔ بالاسا ـ ساموئلسون با تأکید بر فراوانی نسبی نیروی کار ماهر و غیرماهر: کاربردی از رویکرد مارکوف ــ سوئیچینگ»، فصل‌نامهٔ *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، س ۷، ش ۲.

جعفری صمیمی، احمد و دیگران (۱۳۸۹)، «هزینه‌های مبادله و تعدیل غیرخطی نرخ ارز حقیقی با استفاده از الگوی (STAR) (مطالعهٔ موردی ایران)»، فصل‌نامهٔ *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، س ۱۸، ش ۵۳.

جلایی، عبدالمجید و دیگران (۱۳۸۵)، «برآورد رفتار نرخ ارز حقیقی در ایران»، *پژوهش‌نامهٔ اقتصادی*، دورهٔ ۶، ش ۲۲.

حقیقت، جعفر و حسن جرکانی (۱۳۸۵)، «اثرات بهره‌وری نسبی و شوک‌های تقاضا بر نرخ حقیقی ارز»، فصل‌نامهٔ *اقتصادی*، دورهٔ ۱۲، ش ۵۴.

حقیقت، جعفر و ریحانه لاریجانی (۱۳۹۴)، «بررسی تجربی نظریهٔ برابری قدرت خرید در ایران با لحاظ شکست ساختاری»، فصل‌نامهٔ *پژوهش‌نامهٔ بازرگانی*، س ۱۹، ش ۷۴.

خلیلی عراقی، منصور و یزدان گودرزی فراهانی (۱۳۹۳)، «برابری قدرت خرید و بهره‌وری تولید با رویکرد مدل بالاسا ـ ساموئلسون در کشورهای منتخب»، *پژوهش‌نامهٔ بازرگانی*، س ۱۸، ش ۷۲.

درگاهی، حسن و جعفر گچلو (۱۳۸۰)، «بررسی رفتار کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ حقیقی ارز در اقتصاد ایران (با استفاده از روش هم‌گرایی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی)»، *پژوهش‌نامهٔ بازرگانی*، ش ۲۱.

شیرازی، همایون و خدیجه نصرالهی (۱۳۹۲)، «مدل‌های پولی و پیش‌بینی نرخ ارز در ایران: از تئوری تا شواهد تجربی»، فصل‌نامهٔ *سیاست‌های مالی و اقتصادی*، س ۱، ش ۴.

صباغی کرمانی، مجید و وحید شفاقی شهری (۱۳۸۴)، «عوامل مؤثر بر نرخ ارز واقعی در ایران (رهیافت خودرگرسیون برداری)»، *پژوهش‌نامهٔ اقتصادی*، دورهٔ ۵، ش ۱۶.

طیبی، سیدکمیل و حسین اسماعیلی رزی (۱۳۹۱)، «تأثیر بهره‌وری بخشی بر نرخ واقعی مؤثر ارز در اقتصاد ایران (آزمون اثر بالاسا ـ ساموئلسون)»، مجلهٔ *تحقیقات اقتصادی*، دورهٔ ۴۷، ش ۲.

قویدل، صالح و دیگران (۱۳۹۵)، «بررسی اثر بالاسا ساموئلسون در ایران»، فصل‌نامهٔ *پولی و مالی*، س ۶، ش ۱، پیاپی ۱۱.

کازرونی، علیرضا و دیگران (۱۳۹۱)، «اثرات نامتقارن نوسانات نرخ واقعی ارز بر رشد اقتصادی در ایران: رهیافت مارکوف ـ سوئیچینگ»، *بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی*، ش ۷ و ۸.

مرزبان، حسین و دیگران (۱۳۸۴)، «یک مقایسه بین مدل‌های اقتصادسنجی ساختاری، سری زمانی و شبکهٔ عصبی برای پیش‌بینی نرخ ارز»، *مجلهٔ تحقیقات اقتصادی*، دورهٔ ۴۰، ش ۲.

منافی انور، وحید و دیگران (۱۳۹۴)، «عوامل مؤثر بر تغییرات نرخ ارز حقیقی و تأثیر آن بر شاخص رقابت‌پذیری در اقتصاد ایران (۱۳۹۲–۱۳۵۸)»، فصل‌نامهٔ *علوم اقتصادی*، دورهٔ ۹، ش ۳۲.

Amano, R. A and S. Van Norden (1998), "Oil Prices and the Rise and Fall of the USA Real Exchange Rate", *Journal of International Money Finance*, vol. 17, no. 2.

Balassa, B. (1964), "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal", *Journal of Political Economics*, vol. 72, no. 6.

Bilson, J. F. O. (1978), "The Monetary Approach to the Exchange Rate: Some Empirical Evidence", *IMF Staff papers*, vol. 25, no. 1.

Boswijk, H. P. (1996), "Testing Identifiability of Co-Integrating Vectors", *Journal of Bussiness Economics*, vol. 14, no. 2.

Carrera, J. and R. Rcstout (2008), "The Long Run Determinants of Real Exchange Rates in Latin America", GATE Grouped Analyzed.

Cashin, P. et al. (2004), "Commodity Currencies and Real Exchange Rates", *Journal of Development Economics*, vol. 75.

Chinn, M. D. (1997), "Whither the Yen? Implications of an Intertemporal Model of the Dollar/ Yen Rate", *Journal of Economics*, vol. 11, no. 2.

Clements, K. W. and J. A. Frenkel (1980), "Exchange Rates, Money, and Relative Prices: The Dollar-Pound in the 1920s", *Journal of International Economics*, vol. 10, no. 2.

Eichenbaum, M. and C. Evans (1995), "Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates", *Quarterly Journal Economics*, vol. 110.

Hendry, D. F. and N. R. Ericsson (1991), "An Econometric Analysis of U.K. Money Demand in 'Monetary Trends in the United States and the United Kingdom' by Milton Friedman and Anna Schwartz", *American Economic Review*, vol. 81, no. 1.

Hunter, J. and F. Menla Ali (2014), "Money Demand Instability and Real Exchange Rate Persistence in the Monetary Model of USD–JPY Exchange Rate", *Economic Modelling*, vol. 40.

Kia, A. (2013), "Determinants of the Real Exchange Rate in a Small Open Economy: Evidence from Canada", *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, vol. 23.

Lam, L. et al. (2008), "Comparing Forecat Performance of Exchange Rate Models", Working Paper, Hong Kong Monetary Authority, no. 08.

Lim, G. and J. Stein (1995), "The Dynamics of Real Exchange Rate and Current Account in a Small Open Economy Australia", in: *Fundansental Delcrminants of Exchange Rales*, in J. L. Stein and P. R. Ale (eds.), Clarendon Press.

Lojschova, Adriana (2003), "Estimating the Impact of the Balassa-Samuelson Effect in Transition Economies", Institute for Advanced Studies, Vienna, no. 140.

MacDonald, R. and J. Nagayasu (1998), "On the Japanese Yen-U.S. Dollar Exchange Rate: A Structural Econometric Model Based on Real Interest Differentials", *Journal of Japon International Economics*, vol. 12, no. 1.

Mohamed, S. et al. (2021), "Impact of Economic Factors Towards Exchange Rate in Malaysia", *International Journal of Academic Research in Economics and Managment and Sciences*, vol. 10, no. 1.

Ravn, M. et al. (2007), "Explaining the Effects of Government Spending Shocks on Consumption and Real Exchange Rate", NBER Working Paper, National Bureau of Economic Research, no. w13328.

Wang, P. and P. Dunne (2003), "Real Exchange Rate Fluctuations in East Asia: Generalized Impulse-Response Analysis", *Journal of Asian Economics*, vol. 17, no. 2.