

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

* 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.

variance decomposition also indicate 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

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

علی جمالی*

سعید دائی کریم زاده**، حسین شریفی رنانی***

چکیده

نرخ ارز یکی از مهم ترین متغیرهای مؤثر در نظام های مالی است و شناسایی عوامل تعیین کننده آن می تواند موجب بهبود قابل توجهی در عملکرد این گونه نظام ها گردد. این مقاله یک مدل پولی ترکیبی از نرخ ارز را برای اقتصاد ایران پیشنهاد می کند که نسبت به مدل های کلاسیک پولی نرخ ارز، از متغیرهای توضیحی بیشتری برخوردار است و در آن از داده های سالانه دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۵۸ و رویکرد یوهانسن استفاده شده است. با توجه به نتایج آزمون هم انباشتگی در بلندمدت می توان چنین استنباط کرد که متغیرهای اختلاف تولید ناخالص واقعی داخلی و اختلاف نرخ بهره اسمی تاثیر منفی و متغیرهای اختلاف نرخ تورم، اختلاف نقدینگی، قیمت واقعی نفت خام، اختلاف سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی و اختلاف بهره وری بخش تجاری تاثیر مثبت بر نرخ ارز دارند. تاثیر مثبت اختلاف بهره وری بخش تجاری بر نرخ ارز وجود اثر بالاسا - ساموئلسون را در ایران رد می کند. بر طبق تابع واکنش ضربه، با ایجاد یک تکانه به اندازه یک انحراف معیار بر متغیرهای مؤثر بر نرخ ارز، خود نرخ ارز بیشترین تأثیر را بر نرخ ارز دارد. نتایج آزمون

* 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

(نویسنده 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



تجزیه واریانس نیز حاکی از آن است که بیشترین توضیح‌دهی نوسانات نرخ ارز طی ۱۰ سال از سوی خود متغیر نرخ ارز است.

کلیدواژه‌ها: مدل پولی نرخ ارز، اثر بالاسا- ساموئلسون، قیمت نفت خام، روش یوهانسن

طبقه بندی JEL: P33, F59, B26, B22

۱. مقدمه

تحولات نظام‌های ارزی در چند دهه اخیر، موجب گردیده تا مقوله نرخ ارز و عوامل تعیین‌کننده آن، به ویژه در کشورهای در حال توسعه، بیش از گذشته به عنوان موضوع کلیدی و اساسی در تصمیم‌گیری‌ها و سیاست‌های اقتصادی مطرح باشد. در کشوری مانند ایران نیز به دلایل مختلف اقتصادی، سیاسی، مالی و روانی، نرخ ارز با نوسانات زیادی طی سال‌های گذشته همراه بوده است. از آنجا که نوسانات نرخ ارز هم طرف تقاضا و هم طرف عرضه یک اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد می‌توان نرخ ارز را به عنوان یکی از مهمترین متغیرهای اثرگذار بر متغیرهای کلان اقتصادی یک کشور دانست (کازرونی و همکاران، ۱۳۹۱: ۶). بنابراین تحلیل رفتار نرخ ارز و شناسایی عوامل موثر بر آن به منظور تدوین سیاست‌هایی برای تعدیل این شاخص همواره توجه کارشناسان و سیاست‌گذاران اقتصادی را به خود معطوف داشته است. گرچه در مورد عوامل موثر بر نرخ ارز در ایران مطالعات متعددی انجام پذیرفته است ولی این مطالعات محدود به چند عامل عمده و شناخته شده اصلی بوده است. در مقاله حاضر، با معرفی مدل ترکیبی (Hybrid Model) ضمن شناخت و توسعه عوامل موثر بر نرخ ارز، به برآورد رابطه بلندمدت نرخ ارز پرداخته می‌شود. در این مدل اختلاف بهره‌وری بخش تجاری، قیمت واقعی نفت خام و اختلاف مصارف (مخارج) دولت به عنوان درصدی از GDP به متغیرهای مدل‌های کلاسیک پولی تعیین نرخ ارز اضافه شده است. ارتباط بهره‌وری با نرخ ارز نخستین بار توسط بالاسا (Balassa, 1964) و ساموئلسون (Samuelson, 1964) مورد توجه و بررسی قرار گرفت (طییبی و اسماعیلی رزی، ۱۳۹۰: ۴۲). آنها معتقد بودند که اگر اختلاف بین‌المللی بهره‌وری در تولید کالاهای قابل تجارت، بزرگتر از کالاهای غیر قابل تجارت باشد، کشور با بهره‌وری بالاتر، افزایش بیش از اندازه ارزش پول ملی خود را در شرایط برابری قدرت خرید تجربه می‌کند (حقیقت و جرکانی، ۱۳۸۵: ۱۷۰). از طرفی از آنجایی که کشور ایران کشوری است که به درآمدهای نفتی متکی است متغیرهای اختلاف مخارج دولت و قیمت واقعی

نفت خام نقش مهمی در عرصه اقتصاد و نوسانات نرخ ارز دارد. هدف مقاله حاضر شناسایی و بررسی عوامل تعیین کننده رفتار نرخ ارز در ایران با استفاده از مدل پولی ترکیبی در دوره زمانی ۱۳۵۸-۱۳۹۸ با رویکرد یوهانسون می باشد. سازماندهی مقاله به این شرح است که بعد از مقدمه به ادبیات موضوع که دربرگیرنده مبانی نظری الگوهای پولی و مطالعات تجربی است، پرداخته می شود. سپس بعد از آزمون ریشه واحد به تصریح الگو و برآورد ضرایب متغیرها الگوی پیشنهادی با استفاده از روش یوهانسون پرداخته می شود و در پایان به بحث و نتیجه گیری پرداخته خواهد شد.

۲. مروری بر ادبیات تحقیق

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

نظریه برابری قدرت خرید (PPP) کوششی برای توضیح نرخ تعادل ارز و نوسانات آن، از طریق سطح عمومی قیمت و نوسان آن در کشورهای مختلف است. اساس این نظریه این است که مقدار معینی پول باید قدرت خرید مشابهی در کشورهای مختلف داشته باشد. با این که باید قدرت خرید مقدار معینی پول، در کشورهای مختلف برابر باشد (مرزبان و همکاران، ۱۳۸۴: ۱۸۳). نظریه برابری قدرت خرید (PPP)، توسط کاسل اقتصاددان سوئدی (Cassel, 1919) در سال ۱۹۱۹ و ۱۹۲۲ مطرح شد. وی بیان می کند که نرخ ارز متناسب با افزایش سطح عمومی قیمت ها کاهش می یابد. بدین ترتیب اگر قیمت ها در کشوری (یک اقتصاد دو کشوری) دو برابر شود و قیمت ها در خارج تغییر نکند، ارزش پول کشور نسبت به پول خارج نصف خواهد شد (جعفری صمیمی و همکاران، ۱۳۸۹: ۷). بنابراین بر اساس تئوری برابری قدرت خرید، قیمت های داخلی و خارجی که بر حسب ارز مشترک بیان می شوند یکسان هستند. بنابراین خواهیم داشت:

$$P_t = S_t \times P_t^* \quad (1)$$

که در آن P_t سطح قیمت های داخلی (معمولاً شاخص قیمت مصرف کننده کشور داخلی) است. P_t^* سطح قیمت های خارجی (معمولاً شاخص قیمت مصرف کننده کشور خارجی) و S_t نیز بیانگر نرخ ارز اسمی است که به صورت نرخ برابری یک واحد پول خارجی بر

حسب پول داخلی تعریف شده است. با بیان این رابطه به صورت لگاریتم طبیعی خواهیم داشت (حروف کوچک، نشان‌دهنده حالت لگاریتمی متغیرها می‌باشند):

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (۲)$$

که به این معادله، نظریه مطلق برابری قدرت خرید اطلاق می‌شود (حقیقت و لاریجانی، ۱۳۹۴: ۱۳۶).

نرخ ارز حقیقی می‌تواند به عنوان معیاری از انحرافات برابری قدرت خرید (PPP) تعریف شده و لذا بازگشت نرخ ارز حقیقی به تعادل بلندمدت توصیف اعتبار برابری قدرت خرید (PPP) به عنوان یک رابطه برابری بلندمدت است. با در نظر گرفتن سطوح لگاریتم متغیرها، نرخ ارز حقیقی (q) به صورت زیر قابل بیان است:

$$q_t = s_t - p_t + p_t^* \quad (۳)$$

که در آن q_1 نشان‌دهنده نرخ ارز حقیقی در زمان t می‌باشد.

۲.۲ مدل‌های پولی تعیین نرخ ارز

از زمان آغاز نظام شناور در اوایل دهه ۱۹۷۰ رهیافت پولی به عنوان مهم‌ترین مدل تعیین نرخ ارز پا به عرصه گذاشته و مورد استفاده قرار گرفته است (Eichenbaum, 1995:978). این نظریه در دو حالت مدل‌های پولی با قیمت انعطاف پذیر و چسبنده فرض می‌شود.

۱.۲.۲ الگوی پولی نرخ ارز با قیمت‌های انعطاف پذیر (Flexible price monetary model /FPMM)

شکل اصلی رهیافت پولی به تعیین نرخ ارز با مدل فرانکل (Frenkele, 1979) که فرض انعطاف پذیری قیمت‌ها را در نظر می‌گیرد، شروع شده است. مدل پولی با قیمت انعطاف پذیری براساس دو فرض برقراری همواره برابری قدرت خرید (PPP) و وجود تابع تقاضای پول با ثبات برای اقتصادهای داخلی و خارجی استوار است (Lam, 2008). براساس مورا و لیما (Moura and lima, 2007)، معادله اقتصادسنجی الگوی پولی نرخ ارز با قیمت‌های انعطاف پذیر به صورت زیر است:

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

که در آن ER_t نرخ ارز اسمی، M_t عرضه پول داخلی، M_t^* عرضه پول خارجی، GDP_t تولید ناخالص داخلی، GDP_t^* تولید ناخالص داخلی اقتصاد خارجی، i_t سطح نرخ بهره واقعی داخلی، i_t^* نرخ بهره واقعی خارجی را نشان می دهد (به غیر از نرخ بهره، بقیه متغیرها به صورت لگاریتمی می باشد).

۲.۲.۲. الگوی پولی نرخ ارز با قیمت های چسبنده (Sticky-price monetary model) (/SPMM)

دورنبوش (Dornbusch, 1976)، نوع دیگری از مدل ماندل فلمینگ را مطرح نمود که در آن با توجه به اینکه فرایند تعدیل قیمت کالاها زمان بر است، لذا در کوتاه مدت فرض می شود، قیمت ها چسبنده باشند. این الگو امکان می دهد که نرخ ارز اسمی و حقیقی و نرخ بهره نسبت به سطح تعادلی بلندمدت خود (PPP) افزایش یا کاهش سریع یافته، در حالی که سایر متغیرها مانند سطح قیمت کالاها، تغییرات کند و تدریجی داشته باشند. از جمله فروض مختلف برای این الگو می توان به فرض انتظارات تطبیقی، فرض رشد پول و تورم اشاره کرد. شکل رگرسیونی این الگو را می توان به صورت زیر توصیف کرد (Lam et al, 2008):

$$ER_t = \beta_0 + \beta_1(M_t - M_t^*) + \beta_2(GDP_t - GDP_t^*) + \beta_3(i_t - i_t^*) + \beta_4(P_t - P_t^*) + U_t \quad (5)$$

که در آن ER_t نرخ ارز اسمی، M_t عرضه پول داخلی، M_t^* عرضه پول خارجی، GDP_t تولید ناخالص داخلی کشور داخلی، GDP_t^* تولید ناخالص داخلی کشور خارجی، i_t سطح نرخ بهره واقعی داخلی، i_t^* نرخ بهره واقعی خارجی را نشان می دهد. همچنین P_t سطح تورم داخلی و P_t^* نشان دهنده سطح تورم در کشور خارجی است.

۳.۲ الگوی پولی ترکیبی تعیین نرخ ارز

مانند سایر مدل های پولیون، تئوری فرض می کند که اوراق سهام داخلی و خارجی جانشین کامل هستند به طوری که شرط تساوی بهره غیرپوششی برقرار است:

$$E(\Delta e) = i - i^* \quad (6)$$

که $E(\Delta e)$ 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 می‌باشد:

$$E(\Delta e) = \theta(e - \bar{e}) + (\Delta p^e - \Delta p^{*e}) \quad (7)$$

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

$$e - \bar{e} = -\frac{1}{\theta} [(i - \Delta p^e) - (i^* - \Delta p^{*e})] \quad (8)$$

رابطه فوق بیانگر این مطلب است شکاف بین نرخ ارز جاری و نرخ ارز بلندمدت متناسب با تفاضل نرخ بهره واقعی دو کشور است. رابطه (۸) را می‌توان به شکل زیر نوشت:

$$e = \bar{e} - \frac{1}{\theta} [(i - \Delta p^e) - (i^* - \Delta p^{*e})] \quad (9)$$

از طرفی تعادل پولی در کشور داخلی و خارجی در مدل فرانکل (Frenkele, 1979)، به شکل زیر نشان داده می‌شود:

$$m - p = a_1 y - a_2 i, \quad (10)$$

$$m^* - p^* = a_1 y^* - a_2 i^*, \quad (11)$$

که در آن m لگاریتم عرضه پول داخلی، P لگاریتم سطح قیمت داخلی، y لگاریتم درآمد واقعی داخلی، i نرخ بهره داخلی می‌باشد (وجود ستاره در بالای متغیرها نشان دهند متغیرهای خارجی در مقابل متغیرهای داخلی بدون ستاره است). برای سادگی فرض می‌شود که کشش درآمدی تقاضای پول α_1 و نیمه کشش نرخ بهره تقاضای پول α_2 برای

عوامل تعیین کننده رفتار نرخ ارز در ایران ... (علی جمالی و دیگران) ۴۹

کشورهای داخلی و خارجی یکسان باشد. معادلات (۱۰) و (۱۱) را ترکیب می کنیم، نتیجه زیر حاصل می شود:

$$[p - p^*] = [m - m^*] - \alpha_1 [y - y^*] + a_2 [i - i^*] \quad (12)$$

با استفاده از PPP بلندمدت، نرخ ارز تعادلی بلندمدت \bar{e} را می توان به شکل لگاریتمی و به صورت تفاوت بین سطوح قیمت بلندمدت بیان کرد:

$$\bar{e} = \bar{p} - \bar{p}^* \quad (13)$$

در بلندمدت نرخ های بهره واقعی انتظاری مساوی می شود به طوری که هرگونه تفاوت نرخ های بهره اسمی بلندمدت به وسیله تفاوت در نرخ های تورم بلندمدت تشریح می شود (Hunter, Menla Ali, 2014: 43).

$$i - i^* = \Delta p^e - \Delta p^{*e} \quad (14)$$

با بازنویسی معادلات (۱۰) و (۱۱) برای سطوح قیمت داخلی و خارجی و جانشین کردن آن ها در رابطه برابری قدرت خرید در بلندمدت و با فرض این که در بلندمدت تفاضل نرخ بهره برابر تفاضل تورم انتظاری بلندمدت می باشد، می توان نوشت:

$$\bar{e} = (\bar{m} - \bar{m}^*) - a_1 (\bar{y} - \bar{y}^*) + a_2 (\Delta p^e - \Delta p^{*e}) \quad (15)$$

با جایگذاری رابطه (۱۵) در رابطه (۹) و از آنجایی که در بلندمدت $\bar{e} = e$ است، رابطه زیر بدست می آید:

$$e = (\bar{m} - \bar{m}^*) - a_1 (\bar{y} - \bar{y}^*) + a_2 (\Delta p^e - \Delta p^{*e}) - \frac{1}{\theta} [(i - \Delta p^e) - (i^* - \Delta p^{*e})]. \quad (16)$$

اثر بالاسا-ساموئلسون با توجه به نقدهای وارد به نظریه برابری قدرت خرید در محاسبه نرخ ارز، اقدام به اصلاح این نظریه می کند. ساموئلسون با مراجعه به نتایج تجربی و تحت عنوان اثر پن (Penn effect) عنوان می کند که مقایسه درآمد ملی کشورها بر پایه نظریه برابری قدرت خرید دارای تورش است. اثر پن بیان می کند، زمانی که درآمد کشوری بالا است، سطح قیمت (به عنوان نمونه، اندازه گیری شده با شاخص قیمت مصرف کننده) آن

کشور بالاتر از متوسط بین‌المللی برآورد می‌شود و زمانی که درآمدها پایین هستند، قیمت‌ها تمایل دارند تا کمتر از متوسط بین‌المللی برآورد شوند (طیبی و اسماعیلی رزی، ۱۳۹۰: ۴۴).
 بالاسا با در نظر گرفتن دنیای دو کشوری و دو کالای سستی در تجارت بین‌المللی اقدام به تقسیم اقتصاد به دو بخش قابل تجارت (صنعتی و کشاورزی) و غیرقابل تجارت (خدمات) می‌نماید و عنوان می‌کند که اگر اختلافات بین‌المللی بهره‌وری در تولید کالاهای قابل تجارت نسبت به تولید کالاهای غیرقابل تجارت بزرگتر باشد، کشور با بهره‌وری بزرگتر بر اساس برابری قدرت خرید شاهد افزایش ارزش پولی ملی خود خواهد بود و اگر سرانه تولید به عنوان شاخص بهره‌وری در نظر گرفته شود، نسبت برابری قدرت خرید به نرخ ارز، تابع افزایشی از سطوح قیمت خواهد شد. مدل توریکی بالاسا-ساموئلسون دارای چند فرض اساسی به ترتیب زیر است. نخست، اقتصاد به دو بخش قابل تجارت (اقتصاد باز) و غیر قابل تجارت (اقتصاد بسته) تقسیم می‌شود. دوم، سرمایه امکان جابجایی بین بخش‌ها و بین کشورها را دارد. سوم، نیروی کار امکان جابجایی بین بخش‌ها را دارد اما امکان مهاجرت بین کشورها را ندارد. این فرض باعث ایجاد تساوی دستمزد بین بخش‌ها در داخل یک کشور می‌شود و در نهایت، برابری قدرت خرید فقط در بخش قابل تجارت برقرار است. (Lojschova, 2003).

اگر سطح دستمزد در بخش قابل تجارت از تغییرات بهره‌وری ناشی شود، افزایش در بهره‌وری بخش قابل تجارت سبب افزایش دستمزد در این بخش خواهد شد. با فرض ثبات قیمت در بخش قابل تجارت افزایش دستمزد در بخش قابل تجارت موجب انتقال نیروی کار بخش غیرقابل تجارت به بخش قابل تجارت در داخل خواهد شد. لذا دستمزد در این بخش نیز تا برابری دستمزد در دو بخش اقتصاد افزایش خواهد یافت و در نتیجه قیمت کالاهای بخش غیرقابل تجارت بدون تغییر در بهره‌وری افزایش می‌یابد. در نهایت افزایش قیمت بخش غیرقابل تجارت و ثبات قیمت بخش قابل تجارت 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 همانند زیر ترکیب کرد:

عوامل تعیین کننده رفتار نرخ ارز در ایران ... (علی جمالی و دیگران) ۵۱

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

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

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

$$\bar{q} = \bar{e} - \bar{p} + \bar{p}^* \quad (۱۹)$$

با جایگزین کردن سطح قیمت‌های کل در معادله (۱۹) و معادلات (۱۷) و (۱۸) نرخ حقیقی ارز را به صورت زیر می‌توان نوشت:

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

اگر شرط برابری قدرت خرید (PPP) برای کالاهای تجاری برقرار باشد، بنابراین $(\bar{e} - \bar{p}^T + \bar{p}^{*T})$ در (۲۰) برابر صفر می‌شود، به عبارتی در بلندمدت عبارت اول سمت راست رابطه بالا به سمت صفر میل می‌کند و نرخ حقیقی ارز که در هر دو معادلات کالاهای تجاری و غیرتجاری بیان شده، به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\bar{q} = -a[(\bar{p}^{NT} - \bar{p}^T) - (\bar{p}^{*NT} - \bar{p}^{*T})] \quad (۲۱)$$

در دنیای رقابتی، قیمت در هر بخش باید هزینه‌های نیروی کار واحد را در هر بخش منعکس کند و همان‌طور که استراس (Strauss, 1999) بیان نمود، این مطلب تغییرات قیمت نسبی کالاهای غیرتجاری را توضیح خواهد داد، بنابراین:

$$\bar{p}^T = \bar{w} - \overline{prod}^T, \quad \bar{p}^{NT} = \bar{w} - \overline{prod}^{NT}, \quad \bar{p}^{*T} = \bar{w}^* - \overline{prod}^{*T},$$

$$\bar{p}^{*NT} = \bar{w}^* - \overline{prod}^{*NT} \quad (۲۲)$$

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

$$\bar{p}^{NT} - \bar{p}^T = \overline{prod}^T - \overline{prod}^{NT}, \quad \bar{p}^{*NT} - \bar{p}^{*T} = \overline{prod}^{*T} - \overline{prod}^{*NT} \quad (۲۳)$$

با جایگزین کردن معادله (۲۳) در (۲۱) رابطه نرخ حقیقی ارز به صورت زیر می شود:

$$\bar{q} = -a \left[(\overline{prod}^T - \overline{prod}^{NT}) - (\overline{prod}^{*T} - \overline{prod}^{*NT}) \right]. \quad (24)$$

با احتساب اثر تکانه‌های طرف تقاضا که به وسیله مخارج دولتی نشان داده می شود (chin, 2000) و تکانه تجاری که به وسیله قیمت نفت بیان می شود (Amano and van 1998, Norden, معادله (۲۴) را می توان به طریق زیر بسط داد:

$$\bar{q} = -a (\overline{prod}^T - \overline{prod}^{*T}) + \lambda (\overline{gs} - \overline{gs}^*) + \delta \overline{Poil}. \quad (25)$$

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

با به کار بردن (۲۵) در معادله (۱۶)، معادله مدل پولی ترکیبی نرخ ارز استخراج می شود:

$$e = (\bar{m} - \bar{m}^*) - a_1(\bar{y} - \bar{y}^*) + a_2(\Delta p^e - \Delta p^{*e}) - \frac{1}{\theta} [(i - \Delta p^e) - (i^* - \Delta p^{*e})] - a (\overline{prod}^T - \overline{prod}^{*T}) + \lambda (\overline{gs} - \overline{gs}^*) + \delta \overline{Poil}. \quad (26)$$

که به صورت زیر هم می توان نوشت:

$$e_t = \beta_1(m_t - m_t^*) + \beta_2(y_t - y_t^*) + \beta_3(i_t^l - i_t^{l*}) + \beta_4 (i_t^s - i_t^{s*}) + \beta_5 (\overline{prod}^T - \overline{prod}^{*T}) + \beta_6(gs_t - gs_t^*) + \beta_7 Poil_t + v_t \quad (27)$$

مدل پولی ترکیبی نرخ ارز نسبت به مدل های کلاسیک پولی نرخ ارز، متغیرهای بیشتری را در بر دارد. در این مدل متغیرهای اختلاف بهره وری بخش تجاری، قیمت واقعی نفت خام و اختلاف سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی اضافه می شود (2014:50 Hunter, Menla Ali, طبق اثر بالاسا - ساموئلسون، اگر بهره وری بخش قابل تجارت افزایش یابد و بهره وری بخش غیرقابل تجارت ثابت بماند، در اقتصاد کوچک که قیمت کالاهای قابل تجارت در بازار جهانی تعیین می شود، افزایش بهره وری بخش قابل تجارت باعث افزایش دستمزد در این بخش می شود. این افزایش دستمزد منجر به انتقال نیروی کار بخش غیرقابل تجارت به بخش قابل تجارت می شود. با کاهش نیروی کار در بخش غیرقابل تجارت دستمزدها در این بخش افزایش می یابد اما به دلیل آنکه این افزایش دستمزد به دلیل افزایش بهره وری نیست، لذا تولیدکنندگان این بخش برای جبران کاهش

عوامل تعیین کننده رفتار نرخ ارز در ایران ... (علی جمالی و دیگران) ۵۳

درآمد، قیمت کالای خود را افزایش می دهند که این منجر به افزایش قیمت نسبی غیرقابل تجارت خواهد شد و در نتیجه نرخ ارز کاهش می یابد (طیبی و اسماعیلی رزی، ۱۳۹۰: ۵۸).

۳. مروری بر مطالعات تجربی

لیم و استین (Lim & Stain, 1995)، در مقاله‌ای با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی و داده‌های فصلی سال ۱۹۷۳ تا ۱۹۹۲، تغییرات شدید نرخ ارز حقیقی استرالیا را توسط نوسانات عوامل بنیادی توضیح دادند. این عوامل عبارتند از: شرایط تجاری، نرخ پس‌انداز خصوصی، سیاست مالی، بهره‌وری سرمایه در بخش‌های تجاری و غیرتجاری و نرخ بهره جهانی. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که کسری تجاری و رشد بدهی ابتدا توسط یک افزایش در بهره‌وری سرمایه ایجاد می‌شود که باعث تحریک سرمایه‌گذاری و یا کاهش صرفه‌جویی اجتماعی می‌شود. بدهی خارجی اگر به دلیل کاهش نرخ پس‌انداز اجتماعی باشد، موجب نگرانی است. سیاست‌های اجتماعی برای از بین بردن یک سری تجاری که اثر منفی بر رشد می‌گذارد تأثیر معکوس خواهد داشت.

درگاهی و گچلو (۱۳۸۰)، در مطالعه‌ای به بررسی ثبات نرخ ارز حقیقی در اقتصاد ایران و شناسایی عوامل مؤثر بر آن در کوتاه‌مدت و بلندمدت پرداختند. 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 تعیین‌کننده نرخ حقیقی ارز در ایران می‌باشد.

ابریشمی و رحیمی (۱۳۸۳)، در مقاله‌ای به بررسی عوامل کوتاه‌مدت و بلندمدت تعیین‌کننده نرخ ارز حقیقی در ایران پرداختند. آنان دریافتند که در بلندمدت نرخ ارز حقیقی برای واردات با رابطه مبادله، سهم سرمایه‌گذاری، ذخایر بانک مرکزی و درجه باز بودن اقتصاد رابطه منفی و با مخارج مصرفی دولت رابطه مثبت دارد. همچنین نرخ ارز حقیقی برای صادرات در بلندمدت با رابطه مبادله و مخارج دولت رابطه مثبت و با ذخایر بانک مرکزی و عرضه حقیقی پول رابطه منفی دارد.

منافی انور و همکاران (۱۳۹۴)، در مطالعه‌ای عوامل مؤثر بر تغییرات نرخ ارز حقیقی و تاثیر آن بر شاخص رقابت پذیری در اقتصاد ایران را برای بازه زمانی ۱۳۵۸ تا ۱۳۹۲ بررسی نمودند. آنها نشان دادند که در کوتاه‌مدت درآمدهای نفتی، نقدینگی و محصول ناخالص

داخلی دارای تأثیر مثبت و کسری بودجه دارای تأثیر منفی بر نرخ ارز حقیقی می‌باشند. در بلندمدت درآمدهای نفتی و کسری بودجه دارای تأثیر منفی و حجم نقدینگی و محصول ناخالص داخلی دارای تأثیر مثبت بر نرخ ارز حقیقی هستند. بر اساس محاسبه‌ها پژوهش نرخ ارز حقیقی در اقتصاد ایران از سال ۱۳۵۸ تا ۱۳۹۲ همواره در حال افزایش بوده و کاهش ارزش پول ملی به موازات آن باعث کاهش شاخص رقابت‌پذیری شده است.

راوان و همکاران (Ravn et al, 2007)، با استفاده از مدل خود بازگشت برداری ساختاری (Structural vector Auto Regression /SVAR) و داده‌های فصلی مربوط به چهار کشور صنعتی (آمریکا، انگلستان، کانادا، استرالیا) طی دوره زمانی 1975 تا 2005 نشان دادند که افزایش در مخارج دولتی منجر به افزایش در سطح تولید و مصرف خصوصی و بدتر شدن تراز تجاری و کاهش ارزش نرخ ارز حقیقی می‌شود.

کیا (Kia, 2013)، در مقاله‌ای به بررسی عوامل تعیین‌کننده نرخ ارز حقیقی در کشور کانادا پرداخته و نشان می‌دهد نرخ ارز حقیقی در بلندمدت تابعی است از عرضه پول، نرخ بهره حقیقی داخلی و خارجی، GDP واقعی، مخارج واقعی دولت، کسری تولید ناخالص داخلی، بدهی‌های سنگین داخلی و خارجی در تولید ناخالص داخلی، تأمین مالی خارجی در تولید ناخالص داخلی و قیمت کالا.

هانترو و منلا علی (Hunter, Menla Ali, 2014)، یک مدل ترکیبی تعیین نرخ ارز (HM) را پیشنهاد می‌دهند که نسبت به مدل‌های کلاسیک پولی، متغیرهای بیشتری را در بر دارد. در این مدل قیمت سهام، بهره‌وری در بخش‌های تجاری، مصارف دولت به عنوان درصدی از GDP، نیز علاوه بر متغیرهای مدل‌های کلاسیک پولی، به مدل تعیین نرخ ارز اضافه می‌شود. آن‌ها با استفاده از داده‌های فصلی ۲۰۰۹-۱۹۸۰ با روش یوهانسون و خودرگرسیون برداری (VAR)، رابطه بلندمدت تعیین نرخ دلار - ین را تخمین زدند. بر اساس نتایج به دست آمده از این مطالعه، پیش‌بینی‌های صورت گرفته در مدل‌های پولی ترکیبی، نتایج بهتری نسبت به مدل‌های کلاسیک دارد.

انصاری نسب و همکاران (۱۳۹۹)، در تحقیقی به بررسی فرضیه بالاسا-ساموئلسون با تاکید بر فراوانی نسبی نیروی کار ماهر و غیرماهر بر اساس رویکرد مارکوف-سوئیچینگ در دوره زمانی ۱۹۷۳ تا ۲۰۱۶ با استفاده از آماره مطالعاتی آکائیک پرداختند. نتایج حاکی از این است که تأثیر بهره‌وری بر نرخ ارز موثر حقیقی برای اقتصاد ایران که دارای نسبت

نیروی کار ماهر به غیرماهر پایین است در هر دو رژیم منفی و معنی دار بوده و فرضیه بالاساموئلسون برقرار نیست.

محمد و همکاران (Mohamed et al, 2021)، در تحقیق خودشان با استفاده از تحلیل رگرسیونهای چندگانه به بررسی عوامل تاثیرگذار نرخ ارز در مالزی (۲۰۱۸-۱۹۸۹) پرداختند. نتایج بیاتگر بیشترین تاثیرگذاری تورم و تولید ناخالص داخلی بر نرخ ارز می باشد. آنان پیشنهاد می کنند مالزی برای حفظ ثبات ارزی باید سیاست پولی انجام دهد.

۴. تصریح الگو و برآورد آن

الگوی پیشنهادی پولی ترکیبی نرخ ارز برای اقتصاد ایران بر مبنای مبانی نظری بخش ۲.۳ به صورت زیر است:

$$e_t = \beta_1(m_t - m_t^*) + \beta_2(y_t - y_t^*) + \beta_3(i_t^l - i_t^{l*}) + \beta_4(i_t^s - i_t^{s*}) + \beta_5(\overline{prod}^T - \overline{prod}^{*T}) + \beta_6(gs_t - gs_t^*) + \beta_7Poil_t + v_t + DUMMY,$$

که در آن متغیرهای مربوط به کشور خارجی با علامت * مشخص شده است. در معادله فوق متغیرها به صورت زیر تعریف و محاسبه می شود:

که در آن:

e: لگاریتم نرخ ارز بازار

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

$y_t - y_t^*$: اختلاف لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی ایران و آمریکا

(GDP بر حسب دلار آمریکا و به قیمت ثابت سال ۲۰۰۸ در نظر گرفته می شود)

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

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

$\overline{prod}^T - \overline{prod}^{*T}$: اختلاف لگاریتم بهره‌وری بخش قابل تجارت 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 می باشد که تا پیش از سال‌های قبل جنگ (۱۳۶۸) یک و پس از آن صفر در نظر گرفته می‌شود.

جامعه آماری مطالعه حاضر، کشور ایران است و آمار سری زمانی به‌کارگرفته شده در این پژوهش، از منابع مختلف از جمله بانک جهانی (World Bank) و بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی استخراج شده است. ماخذ گردآوری داده‌ها به ترتیب 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 بهره اسمی ایران و آمریکا (World Development Indicators /WDI) می باشد و قیمت نفت خام از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی گرد آورده شده است.

بهره‌وری متوسط نیروی کار بخش قابل تجارت از نسبت ارزش افزوده بخش قابل تجارت به نیروی کار شاغل محاسبه شده است. در محاسبه ارزش افزوده بخش قابل تجارت از مجموع ارزش افزوده بخش صنعت و کشاورزی استفاده شده است. (طیبی و اسماعیلی رزی، ۱۳۹۰: ۵۲). اطلاعات مربوط به ارزش افزوده بخش قابل تجارت ایران و آمریکا باتوجه به تعریف این بخش از طریق WDI به‌دست آمده است. قابل توجه است که ارزش افزوده در این بخش به دلار آمریکا و به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰ در نظر گرفته شده است. برای محاسبه اثر اختلاف بهره‌وری بخش قابل تجارت در الگوی پیشنهادی از اختلاف نسبت بهره‌وری متوسط نیروی کار بخش قابل تجارت ایران و بهره‌وری متوسط نیروی کار بخش قابل تجارت آمریکا استفاده می‌شود. بهره‌وری متوسط نیروی کار بخش قابل تجارت از نسبت ارزش افزوده بخش کشاورزی و صنعت به نیروی کار شاغل محاسبه شده است.

قبل از برآورد الگو، داده‌ها از لحاظ مانایی (Stationarity) مورد بررسی قرار می‌گیرند، براساس نتایج به دست آمده از بررسی مانایی طبق جدول (۱) و (۲) می‌توان نتیجه گرفت که همه متغیرها $I(1)$ می‌باشد، به عبارتی با یک‌بار تفاضل‌گیری متغیر مانا می‌شوند.

عوامل تعیین کننده رفتار نرخ ارز در ایران ... (علی جمالی و دیگران) ۵۷

جدول ۱. نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته برای متغیرها در حالت سطح

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

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته با یکبار تفاضل گیری

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

منبع: یافته‌های پژوهش

۱.۴ تعیین تعداد بردارهای انباشتگی

در این پژوهش برای تعیین طول وقفه بهینه بردارهای انباشتگی از معیارهای آکائیک (AIC / Akaike information criterion، شوارتز (Schwarz information criterion / SC)، حنان کوئین (Hannan-Quinn information criterion / HQ)، خطای پیش‌بینی نهایی (Final prediction error / FPE) و آماره (Likelihood Ratio / LR) استفاده شده است. در جدول (۳) علامت ستاره (*) بیانگر وقفه بهینه می باشد که براساس معیارهای شوارتز (SC) و آزمون نسبت درست‌نمایی (LR)، وقفه ۱ به عنوان وقفه بهینه در نظر گرفته می‌شود.

جدول ۳. تعیین وقفه بهینه در الگوی VAR

HQ	SC	AIC	FPE	LR	تعداد وقفه
۱۳/۶۵۷۱۶	۱۳/۶۵۷۱۶	۱۲/۹۳۱۵۸	۱-۰/۵۵۵/۷	NA	۰
۹/۳۱۸۲۹۷	*۱۱/۸۲۵۵۲	۸/۰۹۷۶۲۰	-۰/۵۵۵/۳۱	*۲۰۰/۳۹۳۳	۱
۸/۸۵۳۲۴۴	۱۳/۱۸۶۲۴	*۶/۶۵۶۰۲	-۰/۵۵۳/۱۱	۳۴/۸۰۵۷۳	۲

منبع: یافته‌های پژوهش

برای انجام روش هم‌انباشتگی یوهانسن یوسیلیوس از آزمون حداکثر مقدار ویژه (Maximum Eigenvalue Test) و آزمون اثر (Trace Test) استفاده می‌شود. آماره‌های آزمون اثر و آماره‌های حداکثر مقدار ویژه مبتنی بر هر یک از الگوهای پنج‌گانه به صورت زیر تعیین می‌شود:

۱- بدون عرض از مبدا و روند؛ ۲- با عرض از مبدا مقید و بدون روند؛ ۳- با عرض از مبدا نامقید و بدون روند؛ ۴- با عرض از مبدا نامقید و روند مقید؛ ۵- با عرض از مبدا نامقید و روند نامقید

بر اساس وقفه ۱ برای الگوی اول با آزمون اثر می‌توان حداکثر ۴ بردار هم‌انباشته داشت که آزمون حداکثر مقدار ویژه ۲ بردار هم‌انباشته را تایید می‌کند. در الگوی دوم و سوم با آزمون اثر، می‌توان حداکثر ۳ بردار هم‌انباشته داشت که بر اساس آزمون حداکثر مقدار ویژه ۲ بردار هم‌انباشته وجود دارد. در الگوی چهارم و پنجم ۳ بردار هم‌انباشته می‌توان داشت. بنابراین با توجه به این که در الگوی سوم تعداد بردار هم‌انباشته از نظر آماری معنادار و

عوامل تعیین کننده رفتار نرخ ارز در ایران ... (علی جمالی و دیگران) ۵۹

مطابق مبانی نظری مدل تحقیق است، لذا نتایج الگوی سوم در جدول طبق آزمون‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه زیر آمده است:

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

مقادیر بحرانی در سطح (۰/۰۵)	آماره آزمون اثر	مقادیر بحرانی در سطح (۰/۰۵)	آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه	تعداد بردار هم‌گرایی براساس فرضیه صفر (H ₀)
۱۵۹/۵۲۹۷	۲۶۱/۴۱۳۵	۵۲/۳۶۲۶۱	۸۹/۱۱۸۵۱	عدم وجود بردار هم‌انباشته‌گی
۱۲۵/۶۱۵۴	۱۷۲/۲۹۵۰	۴۶/۲۳۱۴۲	۶۶/۹۷۷۹۴	وجود حداکثر ۱ بردار هم‌انباشته‌گی -
۹۵/۷۵۳۶۶	۱۰۵/۳۱۷۰	۴۰/۰۷۷۵۷	۳۷/۳۹۷۵۰	وجود حداکثر ۲ بردار هم‌انباشته‌گی -
۶۹/۸۱۸۸۹	۶۷/۹۱۹۵۴	۳۳/۸۷۶۸۷	۲۶/۸۲۳۹۷	وجود حداکثر ۳ بردار هم‌انباشته‌گی
۴۷/۸۵۶۱۳	۴۱/۰۹۵۵۸	۲۷/۵۸۴۳۴	۱۸/۱۵۴۴۴	وجود حداکثر ۴ بردار هم‌انباشته‌گی
۲۹/۷۹۷۰۷	۲۲/۹۴۱۱۳	۲۱/۱۳۱۶۲	۱۱/۵۷۳۹۸	وجود حداکثر ۵ بردار هم‌انباشته‌گی

منبع: یافته‌های پژوهش

۲.۴ برآورد کشش‌های بلندمدت مدل

بعد از تعیین نوع الگو و تعداد بردارهای هم‌انباشته، مرحله بعدی، گزارش بردارهای هم‌انباشته‌ای است که بتواند کشش‌های بلندمدت متغیرها را با توجه به نظریه‌های اقتصادی بیان کند. در بیان این بردارها روش معمول این است که ضریب‌ها را براساس یکی از متغیرها به‌وسیله قرار دادن ضریب برآورد آن متغیر در (۱-) نرمال گردد. بردار هم‌انباشته تخمین زده شده که کلیه 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	$y_t - y_t^*$	$i_t^l - i_t^{l*}$	$\frac{g_{S_t}}{g_{S_t^*}}$	$\bar{m} - \bar{m}^*$	$i_t^s - i_t^{s*}$	$\overline{prod^t} - \overline{prod^{t*}}$	P_{oil}
ضریب نرمال شده نسبت e به	۱۲۹/۴	-۴/۷	۳/۸	۰/۵	۰/۴	-۰/۷	۶/۰۸	۲/۲
آماره t-	۵/۲	-۶/۳	۶/۴	۲/۵	۲/۶	-۲/۴	۶/۵	۵/۷

منبع: یافته‌های پژوهش

براساس جدول فوق، مشاهده می‌شود که تمام ضرایب متغیرهای بردار معنادار هستند. با توجه به نتایج آزمون هم‌انباشتگی در بلندمدت می‌توان چنین استنباط کرد که متغیرهای اختلاف تولید ناخالص واقعی داخلی و اختلاف نرخ بهره اسمی تاثیر 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 تاثیر مثبت بر نرخ ارز دارند. تاثیر مثبت اختلاف بهره‌وری بخش تجاری بر نرخ ارز وجود اثر بالاسا-سامونلسون را در ایران رد می‌کند. میزان اثرگذاری اختلاف تولید ناخالص داخلی و اختلاف نرخ تورم بیشتر از سایر متغیرهاست. قابل ذکر است از متغیر مجازی جنگ به عنوان متغیر تاثیرگذار و برونزا در مدل VAR (Vector Auto Regressive) استفاده شد که تا پیش از سال‌های قبل جنگ (قبل از سال ۱۳۶۸) یک و پس از آن صفر در نظر گرفته شده است.

۳.۴ بررسی توابع عکس‌العمل آنی (Impulse Response function/IRF)

نتایج جدول نشان می‌دهد که هرگاه تکانه یا شوکی به اندازه یک انحراف معیار به متغیر نرخ ارز اعمال گردد، اثر 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 این که ختشی شود. مطابق جدول (۶)، هرگاه تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار به متغیرهای اختلاف لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی، اختلاف لگاریتم بهره‌وری بخش تجاری، اختلاف لگاریتم نقدینگی، اختلاف نرخ بهره اسمی اعمال گردد، اثر این شوک در سال اول هیچ اثری بر نرخ ارز نداشته، اما از سال دوم تا سال دهم منفی است. متغیرهای لگاریتم قیمت واقعی

عوامل تعیین کننده رفتار نرخ ارز در ایران ... (علی جمالی و دیگران) ۶۱

نفت خام، اختلاف لگاریتم سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی و اختلاف لگاریتم بهره‌وری بخش تجاری نیز در سال اول هیچ اثری بر نرخ ارز نداشته، اما از سال دوم تا سال دهم مثبت است.

جدول ۶. عکس العمل نرخ ارز به تکانه در سایر متغیرها

Period	ϵ	$y_t - y_t^*$	$g_{S_t} - g_{S_t^*}$	$i_t^I - i_t^S$	$\bar{m} - \bar{m}^*$	P_{oil}	$\text{prod}^I - \text{prod}^S$	$i_t^S - i_t^{S^*}$
۱	۰/۳۱۱۰۶۷	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰
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	۰/۰۷۳۳۵۶	-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	-۰/۰۵۱۲۳۸

منبع: یافته‌های پژوهش

۴.۴ تجزیه واریانس (Variance Decomposition/VD)

تجزیه واریانس به عنوان معیاری برای عملکرد پویایی، قادر است به تعیین بی‌ثباتی هر متغیر در مقابل شوک وارده بر هر یک از متغیرهای دیگر مدل پردازد. بنابراین برای تعیین سهم بی‌ثباتی ایجاد شده از تجزیه واریانس استفاده می‌شود که نتایج حاصل در جدول (۷) آمده است. نتایج دلالت بر آن دارد که در سال‌های اولیه تا دهم، بیشترین توضیح‌دهی نوسانات نرخ ارز از سوی خود متغیر نرخ ارز است و این بیانگر آن است که در ایران مقادیر گذشته نرخ ارز بیشترین تاثیر را بر روند نرخ ارز دارد. در سال‌های دوم به بعد، اگرچه سهم متغیر اختلاف لگاریتم نقدینگی، اختلاف لگاریتم بهره‌وری بخش تجاری، اختلاف نرخ بهره اسمی

و اختلاف لگاریتم تولید ناخالص داخلی در نوسانات نرخ ارز افزایش یافته است، لیکن همچنان متغیر تاثیرگذار بر نرخ ارز، خود متغیر نرخ ارز است. در سال‌های سوم تا دهم متغیر اختلاف نقدینگی بعد از متغیر نرخ ارز، بیشترین توانایی برای توضیح دادن نرخ ارز را دارد. به عبارتی، در سال دهم، حداکثر ۱۲/۲۴ درصد نوسانات نرخ ارز به وسیله اختلاف لگاریتم بهره‌وری بخش تجاری توضیح داده می‌شود.

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

جدول ۷. تجزیه واریانس متغیر نرخ ارز

Period	S/E/	ϵ	$\gamma_t - \gamma_t^*$	$g_{st} - g_{st}^*$	$i_t^l - i_t^s$	$\bar{m} - \bar{m}^*$	P_{oil}	$\frac{prod^l - prod^s}{prod^l + prod^s}$	$i_t^s - i_t^{ss}$
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	۷/۲۱۱۰۲۳	۲/۳۲۹۱۴۷
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	۱/۰۲۷۳۳۹	۷۷/۴۳۱۶۰	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 رابطه کوتاه‌مدت (الگوی Error correction model/ECM)

آنچه که در معادله کوتاه‌مدت ECM مورد توجه و دارای اهمیت اساسی است، 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. همان گونه که در جدول

عوامل تعیین کننده رفتار نرخ ارز در ایران ... (علی جمالی و دیگران) ۶۳

(۸) مشخص است، ضریب برآوردی (-1) ECM در حدود ۰/۱۶- است که نشان می دهد در هر دوره ۰/۱۶ از عدم تعادل نرخ ارز برطرف می شود. به طور کلی کوچک بودن ضریب این متغیر در مدل برآورد شده، حاکی از کندی نسبی سرعت تصحیح خطاست.

جدول ۸. نتایج الگوی ECM

متغیر	ضرایب	آماره 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
$D(\bar{m} - \bar{m}^*(-1))$	-۰/۰۷	-۰/۰۴
$D(i_t^s - i_t^{s*}(-1))$	-۰/۰۳	-۰/۴۲
$\overline{D}(\overline{prod}^T - \overline{prod}^{*T}(-1))$	-۱/۸۸	-۲/۷۶
D(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: یافته های پژوهش

۵. نتیجه گیری

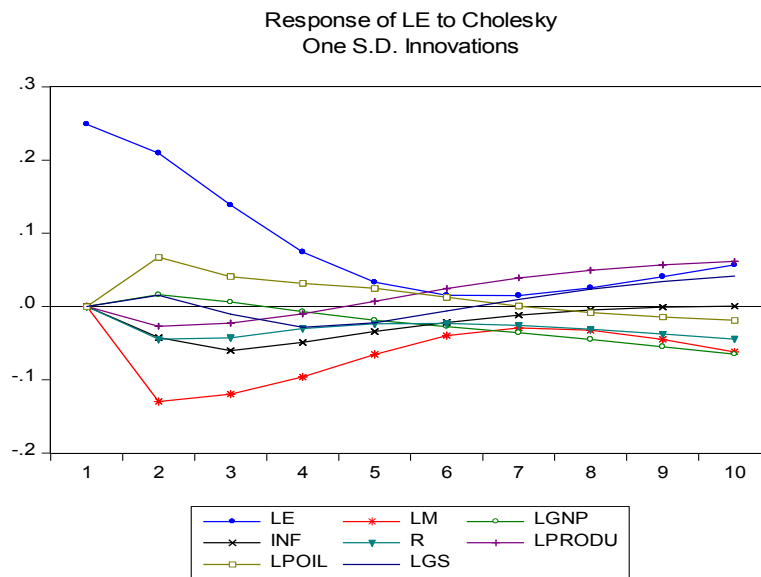
در این پژوهش به بررسی اثر عوامل تعیین کننده رفتار نرخ ارز در ایران با استفاده از مدل پولی ترکیبی در دوره زمانی ۱۳۵۸-۱۳۹۸ پرداخته شد. برای این منظور از رویکرد اقتصادسنجی همگرایی یوهانسون استفاده شد. نتایج پژوهش نشان داد تأثیر اختلاف لگاریتم نقدینگی بر نرخ ارز مثبت است. این نتیجه منطبق با نتایج تحقیقات منافی انور (۱۳۹۴)، کیا (۲۰۱۳)، هانتر و منلا علی (۲۰۱۴) است و با نتایج مطالعه ابریشمی و رحیمی (۱۳۸۳) مغایرت دارد. از آنجایی که تغییرات نقدینگی، به منزله اعمال سیاست پولی است و اعمال سیاست پولی انبساطی باعث افزایش نرخ ارز می شود، بایستی سیاست های مناسبی از سوی دولت و بانک مرکزی در جهت کنترل نقدینگی طراحی و اجرا گردد. ملاحظه شد که

اختلاف نرخ تورم نیز اثر مثبت بر نرخ ارز دارد که با نتایج مطالعات هانتر و منلا علی (۲۰۱۴) و کازرونی (۱۳۹۸) مطابقت دارد. لذا لازم است سیاست‌گذاران جهت جلوگیری از کاهش ارزش پول، سیاست‌های ضدتورمی اعمال نمایند. اختلاف تولید ناخالص داخلی واقعی در بلندمدت تأثیر منفی بر نرخ ارز دارد که با تحقیقات تقوی و سعیدی (۱۳۷۹)، کیا (۲۰۱۳)، کازرونی (۱۳۹۱) و هانتر و منلا علی (۲۰۱۴) همخوانی دارد. بنابراین لازم است دولت سیاست‌های لازم جهت تقویت بخش تولید به ویژه بخش صادرات غیر نفتی اتخاذ نماید و وابستگی خود را به درآمدهای نفتی کاهش دهد. علامت مثبت ضریب اختلاف لگاریتم بهره‌وری بخش تجاری داخلی نسبت به کشور خارجی با نرخ ارز، مویرد نظریه بالاسا - ساموئلسون است. در توضیح رد این اثر باید عنوان کرد که بر اساس نتایج پژوهش، به علت پایین بودن بهره‌وری بخش تجاری ایران نسبت به سایر کشورها به ویژه آمریکا، رشد بهره‌وری تجاری ایران نمی‌تواند ارزش پول ملی را تقویت کند. تأثیر مثبت اختلاف بهره‌وری بخش تجاری بر نرخ ارز با تحقیقات کارارا و رستوت (۲۰۰۸)، لیم و استین (۱۹۹۵)، درگاهی و گچلو (۱۳۸۰) و انصاری نسب (۱۳۹۹) همخوانی و با مطالعات طیبی و رزی حسینی (۱۳۹۰)، هانتر و منلا علی (۲۰۱۴) و حقیقت و جرکانی (۱۳۸۵) مغایرت دارد. بنابراین لازم است سیاست‌گذاران جهت تقویت ارزش پول، توجه خاصی به رشد بهره‌وری بخش تجاری نیروی کار نمایند. با توجه به نتایج به دست آمده در این پژوهش، می‌توان عنوان نمود که بهره‌وری به عنوان یک عامل طرف عرضه نمی‌تواند در کنار عوامل طرف تقاضا در حفظ ارزش پول ملی به کار گرفته شود. اثر اختلاف لگاریتم سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی بر نرخ ارز مثبت است و می‌توان بدین صورت تفسیر نمود، در صورت افزایش مخارج دولت، تقاضا افزایش یافته و باعث افزایش واردات شده و در نتیجه نرخ ارز افزایش می‌یابد. تأثیر مثبت اختلاف سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی بر نرخ ارز با مطالعات ابریشمی و رحیمی (۱۳۸۳) و هانتر و منلا علی (۲۰۱۴) مطابقت دارد. لذا پیشنهاد می‌شود دولت از سیاست‌های مالی انبساطی فاصله بگیرد. تأثیر لگاریتم قیمت واقعی نفت خام بر نرخ ارز مثبت است. این نتیجه را می‌توان بدین صورت تفسیر نکرد که دولت از افزایش قیمت نفت به منظور اعمال سیاست‌های انبساطی و نیز افزایش واردات استفاده کرده و باعث افزایش نرخ ارز شده است. به عبارتی در دوره مورد بررسی از افزایش قیمت نفت در جهت افزایش توان تولیدی کشور استفاده نشده است. نتایج تحقیقات درگاهی و گچلو (۱۳۸۰)، صباغ کرمانی و شقاقی شهری (۱۳۸۴)،

عوامل تعیین کننده رفتار نرخ ارز در ایران ... (علی جمالی و دیگران) ۶۵

هانتر و منلا علی (۲۰۱۴) و منافی انور (۱۳۹۴) تاثیر مثبت قیمت واقعی نفت خام بر نرخ ارز را تایید کردند. لذا کشور بایستی به سمت کاهش وابستگی به درآمد نفت حرکت کند تا علاوه بر حمایت از تولید داخلی، از تاثیر تکانه‌های نفتی بر نرخ ارز جلوگیری کند.

پیوست



توابع واکنش ضربه‌ای. شکل ۱

کتابنامه

انصاری نسب، مسلم، فرزاد، وحید و اصغری نژاد، اعظم (۱۳۹۹)، "بررسی فرضیه بالاسا-ساموئلسون با تاکید بر فراوانی نسبی نیروی کار ماهر و غیرماهر: کاربردی از رویکرد مارکوف-سوئیچینگ"، فصلنامه نظریه های کاربردی اقتصاد، سال هفتم، شماره ۲، تابستان ۱۳۹۹، ۵۲-۲۷.

جلائی، عبدالمجید، حری، حمیدرضا و ایرانی کرمانی، فاطمه (۱۳۸۵)، "برآورد رفتار نرخ ارز حقیقی در ایران"، پژوهشنامه اقتصادی شماره ۲۲، ۱۳۸۵.

- جعفری صمیمی، احمد، علیمردی، محمد، بیات، ندا، علمی، سیامک (۱۳۸۹)، "هزینه های مبادله و تعدیل غیرخطی نرخ ارز حقیقی با استفاده از الگوی (STAR) (مطالعه موردی ایران)"، فصلنامه پژوهش ها و سیاست های اقتصادی، شماره ۵۳، ۲۴-۵.
- حقیقت، جعفر، جرکانی، حسن (۱۳۸۵)، "اثرات بهره وری نسبی و شوک های تقاضا بر نرخ حقیقی ارز"، فصلنامه اقتصادی، جلد ۲، شماره ۱، ۱۷۸-۱۶۱.
- حقیقت، جعفر، لاریجانی، ریحانه (۱۳۹۴)، "بررسی تجربی نظریه برابری قدرت خرید در ایران با لحاظ شکست ساختاری"، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۷۴، ۱۵۴-۱۳۳.
- خلیلی عراقی، منصور، گودرزی فراهانی، یزدان (۱۳۹۳)، "برابری قدرت خرید و بهره وری تولید با رویکرد مدل بالاسا-ساموئلسون در کشورهای منتخب"، پژوهشنامه بازرگانی، ۲۱۵-۱۸۵.
- درگاهی، حسن و گچلو، جعفر (۱۳۸۰)، "بررسی رفتار کوتاه مدت و بلندمدت نرخ حقیقی ارز در اقتصاد ایران (با استفاده از روش همگرایی خود توضیح با وقفه های توزیعی)"، پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۲۱، ۶۰-۲۱.
- شیرازی، همایون و نصرالهی، خدیجه (۱۳۹۲)، "مدل های پولی و پیش بینی نرخ ارز در ایران: از تئوری تا شواهد تجربی"، فصلنامه سیاست های مالی و اقتصادی، سال اول، شماره ۴، زمستان ۱۳۹۲، ۲۴-۵.
- صباغی کرمانی، مجید و شفاقی شهری، وحید (۱۳۸۴)، "عوامل مؤثر بر نرخ ارز واقعی در ایران (رهیافت خودرگرسیون برداری)"، پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۱۶، ۷۶-۳۷.
- طیبی، سید کمیل. اسماعیلی رزی، حسین (۱۳۹۱)، "تاثیر بهره وری بخشی بر نرخ واقعی مؤثر ارز در اقتصاد ایران (آزمون اثر بالاسا-ساموئلسون)"، مجله تحقیقات اقتصادی، ۶۰-۴۱.
- قوبدل، صالح، فتح آبادی، مهدی و رادفر، حمیده (۱۳۹۵)، "بررسی اثر بالاسا ساموئلسون در ایران"، فصلنامه پولی و مالی، شماره ۱۱، بهار و تابستان ۱۳۹۵.
- کازرونی، علیرضا، اصغرپور، حسین، محمدپور و سیاوش، بهاری، صابر (۱۳۹۱)، "اثرات نامتقارن نوسانات نرخ واقعی ارز بر رشد اقتصادی در ایران: رهیافت مارکوف - سوئیچینگ"، بررسی مسائل و سیاست های اقتصادی، شماره ۱۲، ۲۶-۵.
- مرزبان، حسین، اکبریان، رضا و جواهری، بهنام (۱۳۸۴)، "یک مقایسه بین مدل های اقتصادسنجی ساختاری، سری زمانی و شبکه عصبی برای پیش بینی نرخ ارز"، مجله تحقیقات اقتصادی، ۲۱۶-۱۸۱.

عوامل تعیین کننده رفتار نرخ ارز در ایران ... (علی جمالی و دیگران) ۶۷

منافی انور، وحید، خداداد کاشی، فرهاد و بیابانی، جهانگیر (۱۳۹۴)، "عوامل موثر بر تغییرات نرخ ارز حقیقی و تاثیر آن بر شاخص رقابت پذیری در اقتصاد ایران (۱۳۹۲-۱۳۵۸)", فصلنامه علوم اقتصادی، شماره ۳۳، ۵-۷.

- Amano, R. A, van Norden, S., (1998), "Oil prices and the rise and fall of the USA real exchange rate", *Journal of International Money Finance*, vol 17 (2), 299-316.
- Balassa, B., (1964), "The purchasing power parity doctrine: A reappraisal", *Journal of Political Economics*, vol 72 (6), 1252-1271.
- Bilson, J.F.O., (1978), "The monetary approach to the exchange rate: some empirical evidence", vol 25 (1), 48-75.
- Boswijk, H.P., (1996), "Testing identifiability of co-integrating vectors", *Journal of Business Economics*, vol 14 (2), 153-160.
- Carrera, Jorge & Restout, Romain (2008), "The Long Run Determinants of Real Exchange Rates in Latin America", GATE Grouped Analyzed.
- Cashin, P, Cespedes, L. F, & Shahy, R. (2004), "Commodity Currencies and Real Exchange Rates", *Journal of Development Economics*, vol 75, 231-238.
- Chinn, M. D, (1997), "Whither the yen? Implications of an Intertemporal model of the dollar/yen rate", *Journal of Economics*, vol 11 (2), 228-246.
- Clements, K.W., Frenkel, J.A., (1980), "Exchange rates, money, and relative prices: The dollar-pound in the 1920s", *Journal of International Economics*, vol 10 (2), 249-262.
- Eichenbaum, M. & Evans, C. (1995), "Some empirical evidence on the effects of shocks to monetary policy on exchange rates", *Quarterly Journal Economics*, vol 110, 975-999.
- Hendry, D.F, Ericsson, N.R, (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", vol 81 (1), 8-38.
- John Hunter, Faek, Menla Ali (2014), "Money demand instability and real exchange rate persistence in the monetary model of USD-JPY exchange rate", *Economic Modelling*, 42-51.
- 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, 136-178.
- Lam, L & fung, L. & Yu, I.W (2008), "Comparing forecast performance of exchange rate models", Hong Kong Monetary authority.
- LIM, Guy C and Stein Jerome, L. (1995), "The Dynamics of Real Exchange Rate and Current Account in a Small Open Economy Australia", In J. L. Stein, P. R. Ale (ed) *Fundamentals Determinants of Exchange Rates*.

- Lojschova, Adriana (2003), "Estimating the Impact of the Balassa-Samuelson Effect in Transition Economies", Institute for Advanced Studies, Vienna.
- MacDonald, R., Nagayasu, J., (1998), "On the Japanese yen-U.S. dollar exchange rate: a structural econometric model based on real interest differentials", *Journal of Japan International Economics*, vol 12 (1), 75-102.
- Mohamed, S., Abdullah, M., Noh, M. K. A., Isa, M. A. M., Hassan, S. S., Ibrahim, W. M. F. W., & Nasrul, F (2021), "Impact of Economic Factors towards Exchange Rate in Malaysia", *International Journal of Academic Research in Economics and Management and Sciences*, vol 10(1), 81-91.
- Ravn, M, Schmitt-Grohe, S. & Uribe, M (2007), Explaining the Effects of Government Spending Shocks on Consumption and Real Exchange Rate. NBER Working Paper 13328, National Bureau of Economic Research.
- Wang, P, Dunne, P, (2003), "Real exchange rate fluctuations in East Asia: generalized impulse-response analysis", *Journal of Asian Economics*, vol 17 (2), 185-203.