Economic Research
University of Tehran Press
Online ISSN: 2588-6118
Homepage: https://jte.ut.ac.ir

The Role of Nominal Exchange Rate and Relative Prices in Reversion Purchasing Power Parity in Iran

Abdulnaser Hemmati[1]✉, **Alireza Mobasherpour**[2]

1. Department of Economics, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran, ahemmati@ut.ac.ir
2. Department of Economics, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran, amobashepour@gmail.com

Article Info

Article type:
Research Article

Article history: 2023-10-26
Received: 2023-11-11
Received in revised
Accepted: 2023-12-03
Published online:
2023-12-09

Keywords:
Convergence Rate, Impulse Response Functions, Purchasing Power Parity, Vector Error Correction Model

JEL Classification:
C32, F31

ABSTRACT

This paper investigates the relative contributions of nominal exchange rates and relative price adjustments toward PPP in a VECM framework in Iran. In conducting empirical tests, annual time series data were used covering the period of 1357 to 1401. The cointegration test indicates the existence of a long-run cointegrating relationship between the nominal exchange rate and relative price. Also, the adjustment speed coefficient of the real exchange rate resulting from the difference in the adjustment speeds of the variables of the VECM model is around -0/2. This value indicates the slow adjustment process in such a way that it is expected that 80% of the current period's deviation from purchasing power parity will remain for the next year. On the other hand, the evidence from impulse response functions shows that relative price shocks lead to much longer real exchange rate deviations than nominal exchange rate shocks. Also, the nominal exchange rate in response to the relative price impulse is slowly on its long-term equilibrium path; While the relative price reacts to the impulse of the nominal exchange rate, it is placed on the path of its long-term equilibrium at a faster rate. In general, it can be said that to establish purchasing power parity, the relative price will play a more important role than the nominal exchange rate. Thus, Iranian policymakers must pay attention to price stabilization and the reduction of high inflation rates through appropriate macroeconomic policy.

Hemmati, A; Mobasherpour, A. (2023). The Role of Nominal Exchange Rate and Relative Prices in Reversion Purchasing Power Parity in Iran. *Journal Economic Research*, 58 (3), 529-542.

© The Author(s).
Publisher:The University of Tehran Press.
DOI: 10.22059/JTE.2023.367210.1008867

تحقیقات اقتصادی
شاپا الکترونیکی: ۶۱۱۸-۲۵۸۸
Homepage: https://jte.ut.ac.ir
انتشارات دانشگاه تهران

نقش نرخ اسمی ارز و قیمت‌های نسبی در بازگشت برابری قدرت خرید در ایران

عبدالناصر همتی[۱]، علیرضا مباشرپور[۲] ✉

۱. گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران، ahemmati@ut.ac.ir

۲. گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران، amobashepour@gmail.com

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:
مقالهٔ پژوهشی

تاریخ دریافت: ۰۴-۰۸-۱۴۰۲
تاریخ بازنگری: ۲۰-۰۸-۱۴۰۲
تاریخ پذیرش: ۱۲-۰۹-۱۴۰۲
تاریخ انتشار: ۱۸-۰۹-۱۴۰۲

کلیدواژه‌ها:
برابری قدرت خرید، توابع واکنش آنی، مدل تصحیح خطای برداری، نرخ همگرایی

طبقه‌بندی JEL:
C22 ،I31 O17

چکیده

در این مطالعه نقش نرخ اسمی ارز و قیمت نسبی در جهت برقراری برابری قدرت خرید با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری در اقتصاد ایران مورد بررسی قرارگرفته است. بدین‌منظور از داده‌های سالانه برای دوره‌ی ۱۳۵۷ – ۱۴۰۱ استفاده شده است. نتایج، وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت را میان نرخ اسمی ارز و قیمت نسبی مورد تأیید قرار می دهند. به عبارت دیگر فرضیه برابری قدرت خرید به‌عنوان شرط تعادلی بلندمدت تأیید شده است. هرچند که با توجه به پایین بودن ضرایب، تعدیل حرکت از کوتاه مدت به بلندمدت به کندی صورت می گیرد. نتایج همچنین نشان می‌دهد که نیمه‌عمر انحرافات برابری قدرت خرید در حدود ۳ سال می باشد. از سوی دیگر شواهد حاصل از توابع واکنش آنی نشان می دهد که تکانه های قیمت نسبی منجر به انحرافات بسیار طولانی تر نرخ حقیقی ارز نسبت به تکانه‌های نرخ اسمی ارز می‌شوند. همچنین نرخ اسمی ارز در واکنش به تکانه‌ی قیمت نسبی به کندی در مسیر تعادل بلندمدت خود قرار می‌گیرد؛ به‌طوری‌که قیمت نسبی در واکنش به تکانه‌ی نرخ اسمی ارز با سرعت بیشتری در مسیر تعادل بلندمدت خود قرار می گیرد. در مجموع می‌توان گفت که در جهت برقراری برابری قدرت خرید، قیمت نسبی نقش مهم تری را نسبت به نرخ اسمی ارز بازی خواهد کرد.

همتی، عبدالناصر؛ مباشرپور، علیرضا (۱۴۰۲). نقش نرخ اسمی ارز و قیمت‌های نسبی در بازگشت برابری قدرت خرید در ایران، *تحقیقات اقتصادی*، ۵۸(۳)، ۵۲۹-۵۴۲.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

© نویسندگان.

DOI: 10.22059/JTE.2023.367210.1008867

۱- مقدمه

برابری قدرت خرید[1] یکی از قدیمی‌ترین و مهم‌ترین نظریه‌های اقتصاد است. اولین و مهم‌ترین مدل انحرافات بلندمدت از برابری قدرت خرید توسط بالاسا[2] (۱۹۶۴) و ساموئلسون[3] (۱۹۶۴) ارائه شده است. آنها استدلال کرده‌اند که از نظر تجربی، زمانی که سطح قیمت همه کشورها به دلار با نرخ اسمی ارز رایج تبدیل می‌شود، کشورهای ثروتمند تمایل دارند سطوح قیمتی بالاتری نسبت به کشورهای فقیر داشته باشند. در بسیاری از اقتصادهای باز، برابری قدرت خرید به‌عنوان یک شرط تعادلی بلندمدت در مدل‌های اقتصاد کلان تحمیل می‌شود. در این مدل‌ها، برابری قدرت خرید به‌عنوان تعیین‌کننده نرخ‌های ارز خارجی در بین کشورها در نظر گرفته می‌شود. مدل‌های مرسوم انتظارات عقلایی مبتنی بر چسبندگی قیمت، نرخ‌های همگرایی یکسانی را برای قیمت‌های نسبی و نرخ ارز در نظر می‌گیرند. در چنین مدل‌هایی، درصورتی‌که قیمت‌های اسمی به‌صورت تدریجی تعدیل شوند، انحرافات نرخ حقیقی ارز ماندگار خواهد بود. اگرچه همان‌طور که راگف[4] (۱۹۹۶) بیان کرده است، ماندگاری انحرافات نرخ حقیقی ارز به‌طور قابل ملاحظه‌ای به‌وسیله این قبیل چسبندگی‌های اسمی توضیح داده می‌شوند.

بسیاری از محققان آزمون‌های تجربی را به‌منظور اعتبار فرضیه برابری قدرت خرید به کار برده‌اند. هرچند که نتایج تجربی این مطالعات در بیشتر مواقع پیچیده و برخلاف یکدیگر بوده‌اند. بسیاری از این مطالعات از روش‌های نامناسب اقتصادسنجی و یا از دوره‌های زمانی کوتاه‌مدت با دوره‌ی تناوب بالا برای مطالعه رابطه‌ی بلندمدت برابری قدرت خرید و پویایی‌های کوتاه‌مدت آن استفاده کرده‌اند. در این مطالعه تلاش شده‌است که از روش‌های مناسب اقتصادسنجی متناسب با داده‌ها استفاده شود.

ساختار این مقاله شامل پنج بخش می‌باشد. در بخش دوم مقاله، مطالعات تجربی انجام گرفته در رابطه با موضوع، ارائه شده است. در بخش سوم، مدل اقتصادسنجی معرفی شده و نتایج آن محاسبه می‌شود. در بخش چهارم بررسی داده‌ها و تحلیل‌های هم انباشتگی ارائه شده است. در بخش پنجم تحلیل پویای نرخ حقیقی ارز با استفاده از توابع واکنش آنی مورد بررسی قرارگرفته و در نهایت نتایج ارائه شده است.

1. Purchasing Power Parity
2. Balassa
3. Samuelson
4. Rogoff

۲- مطالعات تجربی

در صورت نبود هزینه‌های حمل و نقل، تعرفه‌ها و دیگر موانع تجاری و آزاد بودن تجارت، کالاهای مشابه هزینه‌های یکسانی در سرتاسر مرزهای بین‌المللی خواهند داشت. در این حالت بازارها از یک قیمت پیروی می‌کنند، زیرا کسب سود سبب می‌شود برای کالاهای مشابه، قیمت‌ها به‌سمت یکسانی میل پیدا کنند. اگرچه انحراف کوتاه‌مدت از برابری قدرت خرید ممکن است، اما برقراری برابری قدرت خرید در بلندمدت مورد انتظار می‌باشد. شواهد تجربی بر روی برابری قدرت خرید در بلندمدت تا حدودی پیچیده می‌باشد. بسیاری از مطالعات[1] شواهدی به‌دست آورده‌اند که با فرضیه‌ای که بر اساس آن انحراف از برابری قدرت خرید از یک فرآیند گام تصادفی پیروی می‌کند، سازگار می‌باشد. به عبارت دیگر انحرافات از برابری قدرت خرید انباشته و دائمی می‌باشد؛ به‌گونه‌ای که برابری قدرت خرید برقرار نمی‌شود. وجود بخش‌های غیرتجاری و به‌طور ویژه تغییرات نامتوازن در نسبت قیمت بخش‌های غیرتجاری به تجاری امکان انحراف از برابری قدرت خرید را میسر می‌کنند. اسلام و احمد[2] (۱۹۹۹)، فرضیه برابری قدرت خرید را با استفاده از آزمون‌های هم انباشتگی و علیت برای قیمت‌های نسبی و نرخ ارز دو کشور آمریکا و کره جنوبی مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصل از داده‌های فصلی دوره‌ی ۱۹۷۱ – ۱۹۹۷، وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت را بین نرخ ارز کره جنوبی و قیمت‌های نسبی دو کشور تأیید نموده‌اند. همچنین تخمین پویایی‌های کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که نرخ ارز، تابعی پایدار از سطح قیمت نسبی بوده و سرعت تعدیل به سمت بلندمدت ۲۴ درصد در سال می‌باشد. همچنین آزمون‌های علیت نشان می‌دهند که یک ارتباط علی از سمت نرخ ارز به قیمت‌های نسبی برقرار می‌باشد. در مطالعه مشابه دیگری، چیونگ و دیگران[3] (۲۰۰۴)، یک مدل تصحیح خطای برداری[4] (VECM) شامل نرخ اسمی ارز و قیمت‌های نسبی را به کار برده‌اند. نتایج حاصل از داده‌های ماهانه برای پنج کشور توسعه یافته نشان داده است که در برقراری فرضیه برابری قدرت خرید تعدیل نرخ اسمی ارز نقش برجسته‌تری نسبت به تعدیل قیمت‌های اسمی ایفا می‌کند. این نتایج با دیدگاه مرسوم اقتصاددانان مبنی بر نقش برتر قیمت‌های نسبی در مغایرت می‌باشد. برای نمونه مطالعات استاکمن[5] (۱۹۸۷)، راگف (۱۹۹۶)، آبستفلد[6] و راگف (۲۰۰۰)، در

1. Edwards (1989), Intal Jr. (1992), Officer (1982), Roll (1979), Frenkel (1981, 1986), Pippenger (1982), and Frenkel and Mussa (1986)
2. Islam and Ahmed
3. Cheung et al.
4. Vector Error Correction Model
5. Stockman
6. Obstfeld

این زمینه قابل بررسی می‌باشد. نجیب[1] (۲۰۰۸)، فرضیه برابری قدرت خرید را طی دوره‌ی ۱۹۶۰ – ۲۰۰۲ برای یازده کشور[2] آفریقایی که به‌طور نسبی دارای تورم بالا و رژیم نرخ ارز ثابت بوده اند، مورد بررسی قرار داده است. وی با استفاده از آزمون هم انباشتگی تابلویی[3] (ارائه شده توسط پدرونی، لارسن و دیگران[4]) نشان داده است که فرضیه برابری قدرت خرید را می‌توان به‌عنوان یک الگوی مناسب جهت توصیف رفتار بلندمدت نرخ ارز برای بیشتر کشورهای آفریقایی مورد بحث در این مقاله در نظر گرفت. در مجموع نتایج به دست آمده از این مقاله نشان می‌دهد که شرط همزمان تقارن و تناسب[5] (رابطه‌ی یک به یک بین نرخ اسمی ارز و قیمت نسبی) برای تمام کشورهای مورد بحث این مقاله رد می‌شود. همچنین آزمون برون‌زایی ضعیف[6] نشان می‌دهد که برای بیشتر کشورهای آفریقایی، به‌جز زامبیا و زیمباوه، علیت به‌طور اساسی از سوی قیمت‌ها به طرف نرخ اسمی ارز خواهد بود. از سوی دیگر سرعت‌های تعدیل نرخ اسمی ارز برای همه کشورها پایین بوده و بین ۰/۱۳- تا ۰/۴۳- قرار دارند. کیم[7] (۲۰۰۷)، با تقسیم‌بندی مطالعات خود در دو بخش و استفاده از داده‌های سالیانه ۱۱ کشور توسعه یافته اثبات کرده است که داده‌هایی با افق زمانی کوتاه و دوره تناوب بالا برای استفاده در مدل‌های تصحیح خطای برداری مناسب نیستند؛ حتی زمانی که همه‌ی متغیرهای سیستم برون‌زای ضعیف نباشند. با در نظر گرفتن نرخ اسمی ارز برحسب دلار آمریکا، نتایج، بیانگر نقش مهم تعدیل قیمت نسبی در پویایی‌های نرخ حقیقی ارز می‌باشد. همچنین شواهد نشان می‌دهد زمانی که یک تکانه در قیمت‌های نسبی اتفاق می‌افتد، قیمت‌های نسبی بیشتر با سرعت خیلی کمتری نسبت به نرخ‌های اسمی ارز همگرا می‌شوند. از سوی دیگر یافته‌ها نشان می‌دهد که نرخ‌های اسمی ارز درصد کمی از تغییرات قیمت‌های نسبی را توضیح می‌دهند؛ درحالی‌که قیمت‌های نسبی درصد بیشتری از تغییرات نرخ‌های اسمی ارز را در میان‌مدت و بلندمدت تشریح می‌کنند. نام[8] (۲۰۱۱)، نقش نرخ اسمی ارز و قیمت‌های نسبی در برقراری قدرت برابری خرید را با استفاده از یک مدل تصحیح خطای برداری استان‌های[9] دو متغیره مورد بررسی قرار داده است. نتایج تجربی نشان

1. Nejib
2. Algeria, Cameroon, Egypt, Cote d'Ivoire, Morocco, Niger, Ghana, Tunisia, Senegal, Zambia and Zimbabwe
3. Panel
4. Pedrroni, Larsson et al.
5. Symmetry/Proportionality
6. Weak Exogeneity
7. Kim
8. NAM
9. Threshold

می‌دهد که یک ارتباط هم انباشتگی استان‌های بین نرخ اسمی ارز و قیمت‌های نسبی برقرار می‌باشد؛ اگرچه هر دو متغیر نقش‌های متفاوتی در برقراری قدرت برابری خرید بازی می‌کنند. به‌عبارت دیگر در داخل مرز آستانه، برابری قدرت خرید به‌طور عمده از طریق تعدیلات در قیمت‌های نسبی برقرار می‌شود؛ درحالی‌که فقط در خارج از مرز آستانه، تعدیلات نرخ اسمی ارز به برقراری برابری قدرت خرید کمک می‌کنند. هیونگ وو [1](۲۰۱۲)، نقش تعدیل نسبی قیمت‌ها در برقراری قدرت برابری خرید را مورد بررسی قرار داده است. نتایج حاصل از این بررسی نشان می‌دهد، زمانی که تکانه‌های واقعی در اقتصاد اتفاق می‌افتد قیمت نسبی نقش بسیار مهمی در برقراری قدرت برابری خرید، ایفا می‌کنند. همچنین زمانی که تکانه‌ی قیمت نسبی رخ می‌دهد، واکنش‌های کوهانی شکل نرخ حقیقی ارز که به‌طور مکرر مشاهده می‌شوند، طولانی‌مدت می‌شود. از سوی دیگر تکانه‌های نرخ اسمی ارز واکنش کوهانی شکل با نوسانات خیلی کمتری را ایجاد می‌کنند. زنون ویشنیفسکی[2] (۲۰۲۱)، وجود یک رابطه بلندمدت بین قیمت و نرخ ارز را مانند آنچه از تئوری برابری قدرت خرید ناشی می‌شود، مورد بررسی قرار داده است. بدین‌منظور از داده‌های سه ماهه‌ی یک دوره‌ی چهل ساله شامل نرخ دلار آمریکا، پوند انگلیس و ین ژاپن استفاده کرده است. برای تمامی نرخ‌های ارز مورد بررسی، وجود رابطه هم انباشتگی نشان داده نشده است. با وجود این واقعیت که این مطالعه از داده‌های مربوط به یک دوره زمانی چهل ساله استفاده می‌کند، چرخه‌های انحراف از مسیر تعادل بیش از حد طولانی است تا بتواند ثابت بودن باقیمانده‌ها را در تحلیل هم انباشتگی نشان دهد. این نتایج به‌طور فرضی برابری قدرت خرید را به یک رابطه بسیار بلندمدت تبدیل می‌کند که در کوتاه‌مدت و میان‌مدت در معرض اختلال نسبتاً قوی قرار می‌گیرد. در نهایت این مقاله رابطه بلندمدت شناخته شده‌ی برابری قدرت خرید را تجزیه و تحلیل و به‌طور تجربی تأیید می‌کند.

۳- مدل اقتصادسنجی

فرض کنید e_t لگاریتم نرخ اسمی ارز بوده و به‌صورت قیمت یک واحد پول خارجی برحسب پول داخلی تعریف شده باشد. همچنین $\tilde{p}_t$ لگاریتم قیمت نسبی $(p_{dt} - p_{ft})$ بوده؛ به‌طوری‌که p_{dt} و p_{ft} به‌ترتیب لگاریتم قیمت‌های داخلی و خارجی باشند. در این صورت لگاریتم نرخ حقیقی ارز را می‌توان به‌صورت زیر تعریف کرد:

$$s_t = e_t - \tilde{p}_t$$

1. Hyeongwoo Kim
2. Zenon Wiśniewski

زمانی که e_t و $\tilde{p}_t$ به‌طور جداگانه انباشته از مرتبه‌ی اول، اما با بردار هم انباشتگی $[1 \quad -1]$ هم انباشته شده باشند، بر اساس تئوری انگل و گرنجر[1]، نمایش مدل تصحیح خطای برداری به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\begin{bmatrix}\Delta e_t \\ \Delta\tilde{p}_t\end{bmatrix} = a + \begin{bmatrix}\rho_1 \\ \rho_2\end{bmatrix} s_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \begin{bmatrix}\beta_{11,j} & \beta_{12,j} \\ \beta_{21,j} & \beta_{22,j}\end{bmatrix} \begin{bmatrix}\Delta e_{t-j} \\ \Delta\tilde{p}_{t-j}\end{bmatrix} + c \begin{bmatrix}u_t^e \\ u_t^{\tilde{p}}\end{bmatrix} \qquad (۱)$$

به‌طوری‌که a بردار ضرایب ثابت، s_{t-1} جمله‌ی تصحیح خطا[2] و ρ_s نرخ‌های همگرایی e_t و $\tilde{p}_t$ را نشان می‌دهند. همچنین c بیانگر ماتریس همزمان تکانه‌ها می‌باشد. حال اگر رابطه‌ی (۱) به‌طور فشرده‌تر در نظر گرفته شود خواهیم داشت:

$$\Delta y_t = a + \rho\beta' y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \beta_j \Delta y_{t-j} + cu_t \qquad (۲)$$

به‌طوری‌که $\beta' = [1 \quad -1]$ به‌عنوان بردار هم انباشتگی شناخته می‌شود.لازم به یادآوری است که رابطه‌ی (۱) اجازه می‌دهد که نرخ‌های متفاوت همگرایی برای e_t و $\tilde{p}_t$ در جهت میل به برابری قدرت خرید وجود داشته باشد؛ درحالی‌که روش معادلات تک متغیره شامل نرخ حقیقی ارز به‌طور ضمنی فرض می‌کنند که نرخ‌های همگرایی یکسانی برای e_t و $\tilde{p}_t$ موجود باشد. ($\rho_1 = \rho_2 = \rho$)

به‌طور نمونه تک معادله‌ی زیر را در نظر بگیرید:

$$\Delta s_t = a + \rho s_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \beta_j \Delta s_{t-j} + u_t \qquad (۳)$$

به‌طوری‌که u_t تکانه‌ی نرخ حقیقی ارز است که ترکیبی از تکانه‌های u_t^e و u_t^p در رابطه‌ی (۱) می‌باشد. منافع چنین تعمیم یافتگی زمانی است که e_t و یا $\tilde{p}_t$ برون‌زای ضعیف هستند.

۴- بررسی داده‌ها و تحلیل‌های هم انباشتگی

تجزیه و تحلیل‌های هم‌انباشتگی موکول به تعیین خواص سری زمانی متغیرهای الگو می‌باشد. لذا قبل از تحلیل‌های هم انباشتگی، ابتدا با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد به بررسی مانایی داده‌های سالانه نرخ اسمی ارز در بازار آزاد ($\log e_t$) و لگاریتم قیمت‌های نسبی ($\log\tilde{p}_t$) برای دوره‌ی ۱۳۵۷ - ۱۴۰۱پرداخته می‌شود. در این مقاله برای انجام آزمون‌های ریشه واحد از روش دیکی فولر تعمیم‌یافته[3] ADF استفاده شده است. به این منظور، ابتدا آزمون بالا بر روی هر کدام از متغیرها، انجام می‌گیرد. در صورتی‌که قدرمطلق آماره ADF از قدرمطلق ارزش‌های بحرانی ارائه شده در سطح معنی‌داری ۵٪ کوچک‌تر باشد، سری زمانی مورد بررسی در سطح

1. Engle and Granger
2. Error Correction Term
3. Augmented Dickey-Fuller

داده‌ها غیرمانا است. در این صورت آنها یک‌بار تفاضل‌گیری شده و آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته روی تفاضل داده‌ها اجرا می‌شود. اگر قدر مطلق آماره دیکی فولر تعمیم‌یافته محاسبه شده برای سری یک‌بار تفاضل‌گیری شده، از قدر مطلق ارزش‌های بحرانی در سطوح معنی‌داری ۵٪ بزرگ‌تر باشد، در آن صورت پذیرفته می‌شود که سری مربوطه مانا شده و یک سری انباشته از درجه یک می‌باشد.

جدول ۱. آزمون ریشه واحد

متغیرها	$\ln e_t$	$\ln \tilde{p}_t$	$\Delta \ln e_t$	$\Delta \ln \tilde{p}_t$
آماره آزمون ADF	۰/۰۵۰۱۰۸	-۱.۶۳۵	-۱.۶۰۷۲۱	-۴.۵۹۷۱
کمیت بحرانی در سطح ۵٪	-۲.۹۳	-۳.۵۱	-۲.۹۳	-۳.۵۱

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طورکه در جدول (۱) ملاحظه می‌شود، مطابق آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته، متغیرهای الگو در سطح معنی‌داری ۵٪ غیر مانا و انباشته[1] از درجه واحد می‌باشند. نتیجه مذکور حکایت از آن دارد که سطح این متغیرها تحت تأثیر تکانه‌های دائمی قرار داشته است، به‌طوری‌که پس از هر تغییری گرایش برای بازگشت به‌سمت روند خطی مشخصی را ندارند. با توجه به اینکه متغیرهای الگو انباشته از مرتبه یک هستند، با استفاده از آزمون جوهانس[2] می‌توان وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت را بین متغیرهای الگو آزمون کرد. همچنین ازآنجاکه نتایج آزمون هم انباشتگی وابستگی زیادی به تعداد وقفه‌های وارد شده در مدل VECM دارد؛ لازم است در مورد تعیین وقفه‌ی بهینه مدل دقت کافی به عمل آید، عمومی‌ترین روش برای تعیین وقفه بهینه عبارت است از تخمین یک مدل اتورگرسیو برداری با استفاده از سطح داده‌ها و سپس استفاده از آزمون‌های طول وقفه که در مدل VAR[3] مورد استفاده قرار می‌گیرد. برای تعیین وقفه‌ی بهینه سیستم، لگاریتم نرخ ارز اسمی و لگاریتم قیمت‌های نسبی به‌عنوان متغیرهای درون‌زا و متغیر عرض از مبدأ و متغیر مجازی D91 و D97 به‌عنوان متغیر مجازی در سیستم وارد شده است. با توجه به تحریم بانک مرکزی و صادرات نفت کشور متغیر مجازی D91 برای سال ۱۳۹۱ عدد یک و برای مابقی سال‌ها عدد صفر در نظر گرفته شده است. همچنین با در نظر گرفتن خروج آمریکا از برجام و تکانه‌های اقتصادی حاصل از آن متغیر مجازی D97 برای سال‌های

1. Integrated
2. Johansen
3. Vector Autoregressive

۱۳۹۷ –۱۴۰۱، عدد یک و برای سال‌های قبل از آن عدد صفر در نظر گرفته شده است. به‌منظور بررسی معنی‌دار بودن وجود متغیرهای مجازیD91 و D97 در مدل، از آماره‌ی نسبت درستنمایی استفاده شده است.

جدول ۲. آزمون وجود متغیرهای مجازی در مدل

آزمون نسبت درستنمایی			
فرض صفر	**فرض رقیب**	**آماره آزمون**	**مقدار بحرانی در سطح ۵٪**
D91=0	D91≠0	۴.۰۵۶	**۵.۹۸**
D97=0	D97≠0	۱۹.۴۷	**۵.۹۸**

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج جدول (۲)، وجود متغیر مجازی D91 در مدل، رد و وجود متغیر مجازی D97 در مدل تأیید می‌شود. در ادامه معیارهای اطلاعاتی آکائیک[1] (AIC)، شوارز[2] (SC)، حنان کوئین[3] (HQ)، و همچنین آزمون نسبت درستنمایی تعدیل‌شده[4] (LR) تا چهار وقفه برای سیستم محاسبه شده، که در جدول (۳) آورده شده است. هر چهار معیار اطلاعاتی وقفه‌ی بهینه‌ی یک را برای سیستم پیشنهاد می‌کنند. در مرحله‌ی بعد، آزمون هم انباشتگی بین متغیرهای مذکور با استفاده از متدلوژی جوهانسن آزمون می‌شود.

جدول ۳. تعیین وقفه بهینه مدل VECM

متغیرهای درون‌زا : LOG (E) LOG (PD/PF)					
متغیرهای برون‌زا : D97 C					
دوره زمانی : 1357 1401					
Lag	**LogL**	**LR**	**AIC**	**SC**	**HQ**
۰	–۹۸.۹۷۷	**NA**	۴.۵۷۶۷۸۹	۴.۷۳۷۳	۴.۶۳۶۶
۱	۷۵.۴۳۴	۳۱۷.۸۱*	–۲.۹۹۷۰*	–۲.۶۷۵۹*	–۲.۸۷۷۳*
۲	۷۷.۷۵۶	۴.۰۲۴۳	–۲.۹۲۲۵	–۲.۴۴۰۷	–۲.۷۴۲۹
۳	۷۹.۵۱۹	۲.۸۹۸۵	–۲.۸۲۳	–۲.۱۸۰۶	–۲.۵۸۳۵
۴	۸۴.۹۵۰	۸.۴۴۸۸	–۲.۸۸۶۶	–۲.۰۸۳۷	–۲.۵۸۷۳
*** indicates lag order selected by the criterion**					

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Akaike
2. Schwarz
3. Hannan - Quinn
4. sequential modified LR test statistic

نتایج آزمون در جدول (۴) ارائه شده است. مقادیر آماره‌های λ_{trace} و $\lambda_{\max e}$ به‌گونه‌ای است که فرض صفر عدم وجود رابطه‌ی هم انباشتگی در سطح ۵ درصد برای آزمون تریس و آزمون حداکثر مقدار ویژه رد می‌شود. به‌عبارت دیگر آزمون جوهانسن وجود یک رابطه‌ی تعادلی بلندمدت را میان متغیرهای مذکور مورد تأیید قرار می‌دهد. همچنین بردار هم انباشتگی نرمال شده نشان می‌دهد که کشش بلندمدت نرخ اسمی ارز نسبت به قیمت نسبی در حدود ۰/۸۵ درصد می‌باشد. به‌عبارت دیگر ۱۰ درصد افزایش در نسبت قیمت‌های داخلی به خارجی در بلندمدت، ۸/۵ درصد نرخ ارز اسمی را افزایش می‌دهد. همچنین شرط همزمان تقارن و تناسب (رابطه‌ی یک به یک بین نرخ اسمی ارز و قیمت نسبی) رد می‌شود. با توجه به این اینکه بردار هم انباشتگی نسبت به ضریب نرخ اسمی ارز نرمال شده است، می‌توان ضرایب سرعت تعدیل (جملات تصحیح خطا) در هر معادله را استخراج کرد. هر یک از ضرایب سرعت تعدیل، عکس‌العمل متغیر نسبت به انحراف از رابطه‌ی تعادلی بلندمدت را اندازه‌گیری می‌کند. ضرایب سرعت تعدیل بر اساس رابطه‌ی (۱) در جدول (۵) ارائه شده‌اند. ضرایب سرعت تعدیل برای هر دو معادله پایین می‌باشد. در رابطه با ضریب سرعت تعدیل نرخ اسمی ارز می‌توان گفت که در هر سال در حدود ۱۵ درصد انحراف از مسیر بلندمدت تصحیح می‌شود. همچنین ضریب سرعت تعدیل نرخ حقیقی ارز حاصل از تفاضل سرعت‌های تعدیل متغیرهای الگوی VECM در حدود ۰/۲۰- می‌باشد[۱].

جدول ٤. تعیین تعداد بردارهای هم انباشتگی بر اساس آزمون تریس و حداکثر مقدار ویژه

آزمون حداکثر مقدار ویژه			
فرض صفر	فرض رقیب	آماره آزمون	مقدار بحرانی ۵٪
$r=0$	$r=1$	۱۸/۹۹۱	۱۴/۲۶۴۶
$r\leq 1$	$r=2$	۰/۱۶۷	۳/۸۴۱
آزمون تریس			
فرض صفر	فرض رقیب	آماره آزمون	مقدار بحرانی ۵٪
$r=0$	$r=1$	۱۹/۱۵۸	۱۵/۴۹۴۷
$r\leq 1$	$r=2$	۰/۱۶۷	۳/۸۴۱
بردار هم انباشتگی نرمال شده			
متغیرها	LOG (E(-1))	LOG (PD(-1)/PF(-1))	جمله ثابت
ضرایب	۱	-۰.۸۵۳۰۸	-۹.۰۳۸۸۸
آماره‌های t	--	[-۱۴.۰۶۳۸]	----

منبع: یافته‌های پژوهش

۱. بر اساس مطالعه کیم (۲۰۰۷) مقدار ($\rho_1-\rho_2$) برای استرالیا، بلژیک، فنلاند، فرانسه، آلمان، ایتالیا، هلند، نروژ، اسپانیا، سوئد و انگلیس به‌ترتیب ۰/۰۸۱-، ۰/۱۸۹-، ۰/۴۴۷-، ۰/۱۵-، ۰/۰۸۳-، ۰/۲۲۳-، ۰/۰۸-، ۰/۱۳۴-، ۰/۱۳۱-، ۰/۱۷۳- و ۰/۱۱۹- محاسبه شده است.

این مقدار بیانگر فرآیند کند تعدیل می‌باشد، به‌گونه‌ای که انتظار می‌رود، ۸۰ درصد از انحراف دوره‌ی جاری از برابری قدرت خرید برای سال بعد باقی بماند. آماره‌ی χ^2 مرتبط با این فرض برابر با ۱۳/۲۲ بوده و مقدار بحرانی این آماره در سطح ۵ درصد برابر ۳/۸۴ می‌باشد، بنابراین نتیجه حاصل از این تفاضل از نظر آماری معنی‌دار است. با استخراج ضرایب سرعت تعدیل تخمین‌های نیمه عمر قابل استخراج هستند.

جدول ۵. سرعت‌های تعدیل و تخمین‌های نیمه عمر

معادلات	سرعت تعدیل	مقدار	آماره‌ی t	آماره کای دو	نیمه‌عمر
نرخ اسمی ارز	ρ_1	-۰/۱۵	-۲.۲۵	----	۴،۰۲
قیمت نسبی	ρ_2	۰/۰۵۰	۱.۶۵	----	۱۴،۱
نرخ حقیقی ارز	ρ_1-ρ_2	-۰.۲۰	-----	۱۳.۲۲	۲،۹۶

منبع: یافته‌های پژوهش

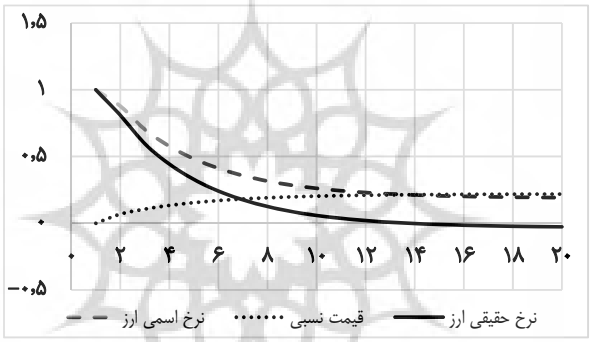
نیمه‌ی عمر به‌عنوان زمان مورد نیاز برای اینکه نیمی از اثرات شوک یک واحدی ناپدید شود، تعریف می‌گردد. در ادبیات نرخ حقیقی ارز نیمه عمر به‌عنوان تعداد سال‌های مورد نیاز برای اینکه انحراف برابری قدرت خرید به ۵۰ درصد کاهش یابد تفسیر و تخمین‌های تقریبی از نیمه‌عمر در جدول (۵) ارائه شده‌است. نتایج تخمین نیمه عمر[۱] نشان می‌دهد که به‌طور تقریبی در حدود ۳ سال طول می‌کشد تا نیمی از اثر شوکی به میزان یک واحد بر روی نرخ حقیقی ارز از بین برود.

۵- تحلیل پویای نرخ حقیقی ارز

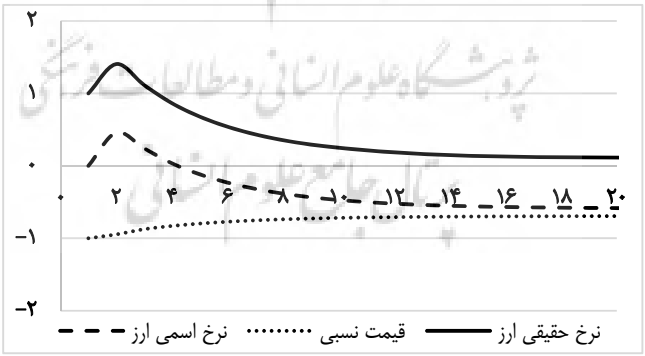
با توجه به تأیید برقراری رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو، با استفاده از رابطه (۱)، می‌توان واکنش نرخ اسمی ارز و قیمت نسبی را نسبت به تکانه یک واحدی نرخ اسمی ارز و قیمت نسبی استخراج کرد. اگر تابع واکنش آنی قیمت نسبی از تابع واکنش آنی نرخ اسمی ارز تفاضل گرفته شود، تابع واکنش آنی نرخ حقیقی ارز استخراج می‌گردد. اثر تکانه‌ی یک واحدی نرخ اسمی ارز و تکانه‌ی منفی یک واحدی قیمت‌های نسبی بر روی توابع واکنش آنی نرخ اسمی و حقیقی ارز و قیمت نسبی به‌ترتیب در نمودار (۱) و (۲) نمایش داده شده است. بر اساس نمودار (۱) و (۲)، تابع واکنش نرخ حقیقی ارز بر اثر تکانه یک واحدی نرخ اسمی ارز و قیمت نسبی در طول زمان به‌سمت صفر همگرا شده است. این همگرایی بیانگر وجود رابطه‌ی برابری قدرت

۱. براساس مطالعه کیم (۲۰۰۷) مقدار نیمه عمر نرخ حقیقی ارز برای استرالیا، بلژیک، فنلاند، فرانسه، آلمان، ایتالیا، هلند، نروژ، اسپانیا، سوئد و انگلیس به ترتیب ۸/۲۰۵، ۳/۳۰۸، ۱/۱۷۰، ۴/۲۶۵، ۷/۹۹۹، ۲/۷۴۷، ۸/۳۱۲، ۴/۸۱۷، ۴/۹۳۶، ۳/۶۴۹ و ۵/۴۷ سال محاسبه شده است.

خرید می‌باشد؛ هرچند همگرایی نرخ حقیقی ارز به کندی صورت گرفته است. همچنین به دلیل بالاتر بودن نرخ همگرایی نرخ اسمی ارز نسبت به قیمت‌های نسبی، نرخ بازگشت کند نرخ حقیقی ارز به‌طور عمده به تعدیل آهسته قیمت‌های نسبی برمی‌گردد که مطابق با مدل‌های چسبندگی قیمت می‌باشد. به‌عبارت دیگر می‌توان نتیجه گرفت که تکانه‌های قیمت نسبی، منجر به انحرافات بسیار طولانی‌تر نرخ حقیقی ارز نسبت به تکانه‌های نرخ اسمی ارز می‌شوند. از سویی نمایش توابع واکنش آنی نشان می‌دهد که نرخ اسمی ارز در واکنش به تکانه‌ی قیمت نسبی به کندی در مسیر تعادل بلندمدت خود قرار می‌گیرد؛ درحالی‌که قیمت نسبی در واکنش به تکانه‌ی نرخ اسمی ارز با سرعت بیشتری در مسیر تعادل بلندمدت خود قرار می‌گیرد. در مجموع می‌توان گفت که در جهت برقراری برابری قدرت خرید، قیمت نسبی نقش مهم‌تری را نسبت به نرخ اسمی ارز بازی خواهد کرد.



نمودار ۱. واکنش به تکانه‌ی یک واحدی نرخ اسمی ارز



نمودار ۲. واکنش به تکانه‌ی یک واحدی قیمت نسبی

۵- نتایج

در این مطالعه نقش تعدیلات نرخ اسمی ارز و قیمت نسبی در جهت برقراری برابری قدرت خرید با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری (VECM) مورد بررسی قرارگرفته است. با توجه به اینکه مطابق نظر کیم، داده‌هایی با افق زمانی کوتاه و دوره تناوب بالا برای استفاده در مدل‌های تصحیح خطای برداری مناسب نیستند؛ (حتی زمانی که همه‌ی متغیرهای سیستم برون‌زای ضعیف نیستند)، بدین‌منظور از داده‌های سالانه نرخ اسمی ارز، شاخص قیمت‌های داخل و شاخص قیمت‌های آمریکا برای دوره‌ی ۱۳۵۷-۱۴۰۱ استفاده شده و آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته، برای بررسی نامانایی داده‌ها به کار رفته است. نتایج آزمون نشان می‌دهند که متغیرهای الگو غیر مانا و انباشته از درجه واحد می‌باشند. در ادامه روش هم انباشتگی جوهانسن برای تعیین وجود رابطه‌ی بلندمدت نرخ اسمی ارز بر حسب دلار آمریکا و قیمت نسبی (شاخص قیمت ایران به شاخص قیمت آمریکا) به کار برده شده‌است. نتایجم وجود یک رابطه‌ی تعادلی بلندمدت را میان متغیرهای مذکور مورد تأیید قرار می‌دهد. به‌عبارت دیگر فرضیه برابری قدرت خرید به‌عنوان شرط تعادلی بلندمدت تأیید شده است. همچنین بردار هم انباشتگی نرمال شده نشان می‌دهد که کشش بلندمدت نرخ اسمی ارز نسبت به قیمت نسبی، در حدود ۰/۸۵ درصد می‌باشد، هرچند که با توجه به پایین بودن ضرایب تعدیل حرکت از کوتاه‌مدت به بلندمدت به کندی صورت می‌گیرد. همچنین ضریب سرعت تعدیل نرخ حقیقی ارز حاصل از تفاضل سرعت‌های تعدیل متغیرهای الگوی VECM در حدود ۰/۲- است، که این مقدار بیانگر فرآیند کند تعدیل می‌باشد، به‌طوری‌که انتظار می‌رود ۸۰ درصد از انحراف دوره‌ی جاری از برابری قدرت خرید برای سال بعد باقی بماند. نتایج تخمین نیمه عمر نیز نشان می‌دهد که به‌طور تقریبی ۳ سال طول می‌کشد تا نیمی از اثر شوکی به میزان یک واحد بر روی نرخ حقیقی ارز از بین برود. از سوی دیگر شواهد حاصل از توابع واکنش آنی نشان می‌دهد که تکانه‌های قیمت نسبی منجر به انحرافات بسیار طولانی‌تر نرخ حقیقی ارز نسبت به تکانه‌های نرخ اسمی ارز می‌شوند. همچنین نرخ اسمی ارز در واکنش به تکانه‌ی قیمت نسبی به کندی در مسیر تعادل بلندمدت خود قرار می‌گیرد؛ درحالی‌که قیمت نسبی در واکنش به تکانه‌ی نرخ اسمی ارز با سرعت بیشتری در مسیر تعادل بلندمدت خود قرار می‌گیرد. در مجموع می‌توان گفت که به‌منظور برقراری برابری قدرت خرید، قیمت نسبی، نقش مهم‌تری را نسبت به نرخ اسمی ارز ایفا خواهد کرد. این نتایج با دیدگاه مرسوم اقتصاددانان مبنی بر نقش برتر قیمت‌های نسبی سازگار می‌باشد، لذا توصیه می‌گردد با یک سیاست اقتصاد کلان مناسب در جهت تثبیت قیمت‌ها و کاهش نرخ تورم حرکت شود.

منابع

۱. بانک مرکزی ایران، شاخص‌های قیمت و نرخ ارز، سال‌های مختلف.

۲. بانک جهانی، آمارهای اقتصادی آمریکا، شاخص‌های قیمت.

۳. همتی، عبدالناصر و مباشرپور، علیرضا (۱۳۹۰). منابع نوسان‌های نرخ‌های اسمی و حقیقی ارز در یک اقتصاد متکی به نفت: مورد ایران. *فصلنامه اقتصاد انرژی*، ۸ (۲۸)،۱۵۱– ۱۳۵

4. Anisul, M. Islam & Ahmed, Syed M. (1999).The Purchasing Power Parity Relationship: Causality and Cointegration Tests Using Korea-U.S. Exchange Rate and Prices. *Journal of Economic Development*, 24(2), 95-111.
5. Cheung, Y.-W., Lai, K. S., & Bergman, M. (2004). Dissecting the PPP Puzzle: The Unconventional Roles of Nominal Exchange Rate and Price Adjustments. *Journal of International Economics*, 64, 135–150.
6. Chambers, M.J. (2004). The purchasing power parity puzzle, temporal aggregation, and half- life estimation. *Economics Letters*, 86, 193-198.
7. Deokwoo, N. (2011), The Roles of Nominal Exchange Rate and Relative Price Adjustments in PPP Reversion. *Journal of Money*, Credit and Banking, 43(4), 775–785.
8. Engel, C., & Morley, J. C. (2001). The Adjustment of Prices and the Adjustment of the Exchange Rate. *NBER Working Paper*, No. 8550.
9. Enders, W. (2004). Applied Econometric Time Series. John Wiley & Sons, Inc.
10. Froot, K. A., & Rogoff, K. (1995). Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates, in Handbook of International Economics. Vol.III, ed. by G. M. Grossman, and K. Rogoff, 1647–1688.
11. Hyeongwoo, K. (2012). VECM Estimations of the PPP Reversion Rate Revisited: The Conventional Role of Relative Price Adjustment Restored. *Journal of Macroeconomics*, 34(1), 223–238.
12. Johansen, S., Juselius, K. (1992). Testing Structural hypothesis in a Multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK. *Journal of Econometrics*, 53: 211-244.
13. Mussa, Michael L. (1982), A model of exchange rate dynamics, *Journal of Political Economy*, 90: 74-104.
14. Niu, H., Chu, X., & Ma, Y. (2016). Study on the Fluctuation of Purchasing Power Parity. *Open Journal of Business and Management*, 4, 67-68.
15. Nejib, H. (2008). The Purchasing Power Parity and the Symmetry, Proportionality Conditions: Panel Cointegration Evidence from Some

African Countries. *International Research Journal of Finance and Economics*, Issue 16.
16. Rogoff, K. (1996). The Purchasing Power Parity Puzzle, *Journal of Economic Literature*, 34,647–668.
17. Wiśniewski, Z (2021). Long-Term Relationship Between Prices and Exchange Rates. *European Research Studies Journal*, Volume XXIV, Issue 1.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی