Journal of Economic Research
Volume 23, Issue 91, Winter 2023, 52-96
joer.atu.ac.ir
https://doi.org/10.22054/joer.2024.78536.1204

Impact of Real Commodity Prices on Foreign Exchange Market Pressure: A Panel Smooth Transition Regression Analysis of Resource-Exporting Countries (1990-2022)

Aso Esmailpour*

Ph.D. in Monetary Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran

Abstract

This study examines how real commodity prices affect foreign exchange market pressure (EMP) in resource-exporting countries using a Panel Smooth Transition Regression (PSTR) approach. Exchange market pressure, characterized by excess demand or supply of domestic currency, often requires monetary policy intervention to stabilize currency values. This research specifically investigates the relationship between EMP and real prices of four commodity categories: food, metals, energy, and raw materials.

Using data from 1990-2022, we first calculated the EMP index using an independent model method. Our findings reveal the non-linear nature of exchange market pressure, with studied countries experiencing continuous fluctuations between appreciation and depreciation pressures throughout the period, never reaching a pressure-free equilibrium.

The PSTR model results demonstrate that real commodity prices have a significant indirect effect on exchange market pressure across the studied countries. The real price index shows a strengthening effect on market pressure in both regimes for all exporting countries, with food-exporting nations particularly exhibiting positive and significant pressure effects across both regimes. Our findings indicate that monetary authority intervention is necessary across all four country groups to achieve target exchange rates and mitigate exchange market pressure.

These results have important implications for monetary policy in resource-exporting countries, suggesting the need for active management of exchange market pressure in response to commodity price fluctuations.

* Corresponding Author: Asoesmailpoor1986@gmail.com
How to Cite: Esmailpour, A. (2024). Impact of Real Commodity Prices on Foreign Exchange Market Pressure: A Panel Smooth Transition Regression Analysis of Resource-Exporting Countries (1990-2022). *Economics Research*, 23(91), 52-96.

eISSN: 6453-2476 ISSN: 1735-210x Received: 29/ 2/2024 Revise: 14/6/2024 Accepted: 21/7/2024 Original Research

Introduction

The collapse of the Bretton Woods fixed exchange rate system marked a fundamental shift in international financial architecture, leading to the emergence of floating, fixed, and intermediate exchange rate systems (Jalal, 2019). Fixed exchange rates encompass currency unions, where one country adopts another's currency or joins a broader monetary union. Floating exchange rates can be either free or managed, with central banks intervening to moderate adverse fluctuations without committing to specific exchange rate levels. Intermediate systems include fixed rates, crawling pegs, currency devaluation, and various hybrid arrangements - all involving central bank intervention to mitigate pressure on domestic currency. Fisher (2001) documents this evolution, noting that countries employing intermediate exchange rates decreased from 98 in 1992 to 63 in 1999, though a significant number maintained these systems.

Exchange rates serve as crucial predictive variables for commodity market movements, offering insights that simple time series models cannot capture and necessitating analysis through comprehensive, mixed-data approaches (Ferraro et al., 2015). As a fundamental indicator of international competitiveness, exchange rates significantly influence national trade and economic performance. Exchange rate fluctuations both reflect and perpetuate economic instability, potentially undermining overall economic performance. Research in developing economies suggests that unmanaged structural changes, combined with inconsistent monetary and fiscal policies, create disparities between actual and equilibrium exchange rates.

While existing literature has predominantly focused on oil price fluctuations' impact on exchange rates in oil-exporting nations, this study addresses a critical research gap by examining how real commodity price index fluctuations affect foreign exchange market pressure. The need to understand exchange rate dynamics and currency market pressure remains crucial for economic policymaking and market stability. Previous domestic studies have largely employed linear models to evaluate factors affecting currency market pressure. However, given the inherently non-linear nature of currency market pressure, non-linear analytical approaches are necessary for more accurate assessment.

This study aims to examine the non-linear relationship between real commodity prices and foreign exchange market pressure across major commodity-exporting countries, categorized into four groups: energy, metals, food, and raw materials exporters. Using a panel smooth transition regression approach for the period 1990-2022, this research extends beyond traditional variables like oil, trade, and GDP to investigate the understudied impact of real commodity price fluctuations on exchange market dynamics.

Methods and Material

The Panel Smooth Transition Regression (PSTR) model is an extension of the standard panel data framework, characterized by two limiting regimes and a transition function. The basic model is defined by equation (1):

$$EMP_{it} = \mu_i + \alpha_0 \sum PE_{it} + \beta_0 \sum FO_{it} + \theta_0 \sum MET_{it} + \gamma_0 AG_{it} + \mu_0 PCPI_{it} + \rho_0 \sum TOT_{it} + \partial_0 \sum BS_{it} + \tau_0 (\alpha_0 \sum PE_{it} + \beta_0 \sum FO_{it} + \theta_0 \sum MET_{it} + \gamma_0 AG_{it} + \mu_0 PCPI_{it} + \rho_0 \sum TOT_{it} + \partial_0 \sum BS_{it}) + (\alpha_0 \sum PE_{it} + \beta_0 \sum FO_{it} + \theta_0 \sum MET_{it} + \gamma_0 AG_{it} + \mu_0 PCPI_{it} + \rho_0 \sum TOT_{it} + \partial_0 \sum BS_{it}) g_1(q_{it}; \gamma_1, c_1) + \tau_0 (\alpha_0 \sum PE_{it} + \beta_0 \sum FO_{it} + \theta_0 \sum MET_{it} + \gamma_0 AG_{it} + \mu_0 PCPI_{it} + \rho_0 \sum TOT_{it} + \partial_0 \sum BS_{it}) + \tau_1 q_{it} (\alpha_0 \sum PE_{it} + \beta_0 \sum FO_{it} + \theta_0 \sum MET_{it} + \gamma_0 AG_{it} + \mu_0 PCPI_{it} + \rho_0 \sum TOT_{it} + \partial_0 \sum BS_{it}) + \cdots + \tau_n q_{it}^n (\alpha_0 \sum PE_{it} + \beta_0 \sum FO_{it} + \theta_0 \sum MET_{it} + \gamma_0 AG_{it} + \mu_0 PCPI_{it} + \rho_0 \sum TOT_{it} + \partial_0 \sum BS_{it}) + u_{it} \quad (1)$$

Results and Discussion

The first step in estimating a soft transition regression model involves testing the null hypothesis of model linearity against the alternative hypothesis that the model includes at least one transition variable. The results of Wald's Lagrange Multiplier (LMw), Fisher's Lagrange Multiplier (LMf), and the Likelihood Ratio (LR) tests confirm, at the 5% significance level, the presence of a soft transition regression model (PSTR) with at least one regime. These findings strongly support the non-linear relationship between the variables under study.

Subsequently, the residuals were examined to verify the non-linear structure and determine the number of transition functions (rr). This process involves testing the null hypothesis of a single soft transition function against the alternative hypothesis of at least two transition functions. If the null hypothesis is rejected, additional hypotheses are tested sequentially (e.g., two functions vs. three functions) until the null hypothesis is accepted. Ultimately, a soft transition regression model with one transition function, corresponding to a two-regime structure, was selected for the analysis.

For food and raw material-exporting countries, the estimated parameters of the two-regime PSTR model reveal the following:

(a)Food-Exporting Countries:

Slope Parameter: 3.594 (indicating the speed of transition between regimes).

Threshold Value: 6.765 for the real food price index.

When the food price index equals 6.765, the relationship between the food price index and currency market pressure changes. If the index exceeds 6.765, the model transitions to the second regime at a transition speed of 3.594. Conversely, if the index falls below this threshold, the first regime applies.

(b) Raw Material-Exporting Countries:

Slope Parameter: 0.876.

Threshold Value: 8.302 for the real raw material price index.

For these countries, when the raw material price index reaches 8.302, a regime change occurs. If the index exceeds this threshold, the model transitions to the second regime at a speed of 0.876. If it remains below the threshold, the first regime applies.

The results highlight the non-linear dynamics of the relationship between real price indices and currency market pressure. The coefficients of variables vary with the transition variable's value (price index) and slope parameters, differing across countries and over time. These findings underscore the need for country-specific and time-sensitive policy interventions to manage currency market pressures effectively.

Conclusion

This study analyzed the impact of real prices for food, raw materials, metals, and energy on foreign exchange market pressure (EMP) in exporting countries during the period 1990–2022, using the soft transition regression (PSTR) approach. The findings reveal significant and varied effects across different export categories and regimes, highlighting the non-linear nature of these relationships:

1. **Metal-Exporting Countries**:
    - The real price index of metals negatively impacts currency market pressure in both regimes.
    - However, the trade balance level exerts a positive influence on EMP in both the linear and non-linear regimes.
2. **Energy-Exporting Countries:**
    - The real price index of energy strengthens EMP in both regimes, indicating heightened sensitivity of currency markets to energy price fluctuations.
    - The trade balance level exerts a negative effect on EMP, demonstrating its stabilizing role in both linear and non-linear contexts.
3. **Food-Exporting Countries:**
    - The real food price index has a positive and significant effect on EMP in both regimes, reflecting increased market pressure with rising food prices.
    - Net foreign assets also contribute positively and significantly to EMP in both linear and non-linear regimes.
    - In contrast, the trade balance equilibrium level mitigates EMP in both regimes.
    - The Balassa-Samuelson effect is found to significantly influence EMP, underscoring the role of productivity differentials in currency market pressures.
4. **Raw Material-Exporting Countries:**
    - Price indices and the trade balance level negatively and significantly affect EMP in both regimes, suggesting that higher raw material prices and stronger trade balances alleviate market pressures.

- Net foreign assets exhibit a dual effect: positively impacting EMP in the first regime but negatively and significantly affecting it in the second regime.
- The real price index of goods and the Balassa-Samuelson effect exert positive and significant influences on EMP in both linear and non-linear regimes.

The findings emphasize the importance of tailored monetary and fiscal policies in addressing foreign exchange market pressures. For instance:

-Policymakers in **metal-exporting countries** should focus on trade balance optimization to counter EMP despite price fluctuations.

-In **energy-exporting countries**, stabilizing energy prices and enhancing the trade balance are critical to managing EMP effectively.

-For **food-exporting countries**, mitigating the adverse effects of rising food prices and leveraging net foreign assets can stabilize currency markets.

-Raw material-exporting countries should consider balancing price dynamics and trade balances while accounting for the dual role of net foreign assets in EMP.

Keywords: Currency market pressure, real food prices, energy, raw materials, metals, soft panel regression

JEL Classification: C23, O23, D24

-- پژوهشنامه اقتصادی ---------
دوره ۲۳، شماره ۹۱، زمستان ۱۴۰۲، ۵۲-۹۶
joer.atu.ac.ir
https://doi.org/10.22054/joer.2024.78536.1204

مقاله پژوهشی
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۲/۱۰
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۳/۲۵
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۴/۳۱
ISSN:۱۷۳۵-۲۱۰X
eISSN:۶۴۵۳-۲۴۷۶

بررسی اثر قیمت واقعی موادغذایی، فلزات، انرژی و مواد اولیه بر فشار بازار ارز با استفاده از رویکرد رگرسیون انتقال ملایم

ئاسو اسماعیل پور* دکتری اقتصاد پولی ، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

چکیده

فشار بازار ارز به عنوان عارضهٔ پولی ناشی از مازاد تقاضا یا عرضه پول داخلی معرفی می‌شود و سیاستگذاران پولی را وادار می‌کند تا از ابزارهای پولی بر تسکین اختلالات افزایش یا کاهش ارزش پولی داخلی استفاده کنند، که به بررسی رابطه بین فشار بازار ارز و قیمت واقعی موادغذایی، فلزات و مواد اولیه در کشورهای صادرکننده فلزات، موادغذایی، مواد اولیه و انرژی می‌پردازد و هدف اصلی این مقاله بررسی اثر قیمت واقعی موادغذایی، قیمت فلزات، قیمت انرژی و قیمت مواد اولیه بر فشار بازار ارز، طی دوره ۲۰۲۲-۱۹۹۰ درکشورهای صادرکننده موادغذایی، فلزات، انرژی و مواد اولیه با رویکرد رگرسیون انتقال ملایم تابلویی، می‌باشد، بدین منظور ابتدا شاخص فشار بازار ارز به کارگیری یک روش الگو مستقل محاسبه گردید، نتایج این برآورد نشان می‌دهد که شاخص فشار بازار ارز، ماهیتی غیرخطی داشته و بازار ارزکشورهای مورد مطالعه طی دوره مورد بررسی همواره با فشار کاهش یا افزایش ارزش پول داخلی مواجه بوده‌اند، علاوه بر این در هیچ دوره‌ای حرکتی یکنواخت و بدون فشار را تجربه نکرده‌اند، از این رو در ادامه با به کارگیری الگوی رگرسیون انتقال ملایم تابلویی، قیمت واقعی مواد غذایی، فلزات، انرژی و مواد اولیه و فشار بازار ارز در کشورهای مورد مطالعه مورد بررسی قرار گرفت.نتایج تحقیق نشان داد که قیمت واقعی مواد غذایی، فلزات، انرژی و مواد اولیه بر فشار بازار ارز تأثیر غیرمستقیم و معنی‌داری را در بین کشورهای مورد مطالعه دارد. از طرفی شاخص قیمت واقعی کالاها در هر دو رژیم موجب تقویت فشار بازار ارز در کشورهای صادرکننده گردیده است، در کشورهای صادرکننده مواد غذایی شاخص قیمت کالاها در دو رژیم تأثیر مثبت و معنی‌داری بر فشار بازار ارز را نشان می‌دهد، همچنین با توجه به نتایج حاصل شده در هر چهارگروه از کشورها، سطحی از مداخله توسط مقامات پولی برای دستیابی به نرخ ارز هدف و جلوگیری از فشار بر بازار ارز لازم است.

کلیدواژه‌ها: فشار بازار ارز، قیمت واقعی موادغذایی، انرژی، مواد اولیه، فلزات، رگرسیون انتقال ملایم تابلویی

طبقه بندی JEL: C23,O23,D24

* نویسنده مسئول: Asoesmailpoor1986@gmail.com

۱. مقدمه

سقوط سیستم نرخ ارز ثابت برتون وود[1] آغاز یک تغییر اساسی در معماری مالی بین المللی بود. سیستم‌های جایگزین معرفی شده شامل نرخ ارز شناور، ثابت[2]و میانه می‌شد (جلال[3]، ۲۰۱۹). نرخ ارز ثابت نیز با عنوان اتحاد ارزی شناخته می‌شود که اشاره به پذیرش ارز یک کشور از سوی کشور دیگر یا به عنوان بخشی از اتحاد ارزی گسترده‌تر و یا دلاری کردن پول رایج کشور با ورود رسمی به اتحاد ارزی اشاره دارد. نرخ ارز شناور می‌تواند به جریان آزاد یا جریان مدیریت شده اشاره داشته باشد، به عبارتی در این سیستم، گرچه یک بانک مرکزی آزادانه در بازار ارز خارجی مداخله می‌کند تا از نوسانات نرخ ارز نامطلوب اجتناب کند، خودش را متعهد به هیچگونه سطح نرخ ارزی نمی‌کند. سیستم نرخ ارز میانه شامل نرخ ارز ثابت، میکوب خزنده[4]، کاهش بهای پول رایج کشور، تغییرات نرخ ارز و تغییرات خزنده[5] می‌شود. همه این ترتیبات نرخ ارز شامل مداخله ارز خارجی بانک مرکزی جهت کاهش فشار بر پول رایج داخلی می‌شوند. فیشر[6] (۲۰۰۱)، نشان می‌دهد که تعداد کشورها با یک نرخ ارز میانه از ۹۸ در ۱۹۹۲ به ۶۳ در ۱۹۹۹ کاهش یافت. علی رغم تعداد نزولی در سال‌های ۱۹۹۰، تعداد قابل توجهی از کشورها با یک سیستم نرخ ارز میانه باقی می‌مانند(صادقی شاهدانی و همکاران، ۱۳۹۲).

تغییرات نرخ ارز دستاوردهای مهمی برای متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان دارد که شامل خروجی داخلی، بیکاری، تورم، و تراز پرداخت‌ها دارد. اگر برابری قدرت خرید برقرار باشد، تغییرات نرخ ارز اسمی کاملاً در تغییرات قیمت داخلی منعکس می‌گردد. این حاکی از این است که یک افزایش نرخ ارز (یا کاهش بهای پول رایج داخلی)، قیمت داخلی کالاهای قابل تجارت را در سبد مصرف‌کننده افزایش می‌دهد. حتی اگر برابری قدرت خرید

1. The Bretton Wood
2. Hard pegs
3. Gilal
4. Crawling pegs

نرخ ارز بر اساس یک رویه قانونی تعیین می شود، نرخ ارز بر اساس نرخ تورم انتظاری یا واقعی که قبلا در قانون تعیین شده تعدیل می گردد. ارزش برابری می تواند با توجه به یک پول واحد یا سبدی از ارزها تعیین شود. در برخی از موارد، رژیم میخکوب خزنده می تواند با رژیم ارزی که نرخ ارز را در دامنه معینی تعیین می کند، ترکیب شود. بر اساس خصوصیات ویژه ای (نظیر درجه تعدیل و طول زمان) بین تعدیلات اینکه سیستم بیشتر شبه رژیم های ثابت با شناور است تعیین می گردد.

5. Crawling band
6. Fischer

برقرار نباشد، ما همچنان می‌توانیم انتظار داشته باشیم برخی تغییرات نرخ ارز به قیمت‌های داخلی منتقل شوند. نرخ ارز اسمی نقش مهمی را در رفتار تعیین قیمت در کشورها با تورم بالا ایفا می‌کند (تیلور[1]، ۲۰۰۰). در یک محیط تورمی بالا، شرکت‌ها افزایش هزینه‌های ناشی از تغییرات نرخ ارز را به مصرف کننده منتقل می‌کنند. این بعلاوه سطح قیمت‌های داخلی را افزایش می‌دهد. علاوه براین، کاهش بهای پول رایج یک کشور منجر به سقوط رژیم نرخ ارز در کشور دوم می‌شود، برای مثال، در بحران‌های پول رایج کشورهای آسیای شرقی. گرلاچ و اسمیت[2] (۱۹۹۵)، استدلال می‌کنند که کاهش در پول رایج کشور، رقابتی بودن آن را در مقابل شرکای تجاری اش افزایش می‌دهد که باعث افزایش کسری تجاری کشور دوم می‌شود، ذخایر ارزی خارجی بانک مرکزی را کاهش می‌دهد و بنابراین بر رژیم نرخ ارز آن فشار می‌آورد تا سقوط کند(ایچنگرین[3]، ۱۹۹۶). دوم اینکه، کاهش بهای پول رایج برای یک کشور، صادرات آن را در کشور دوم ارزان‌تر می‌کند که سطح کلی قیمت‌ها را کاهش می‌دهد و بنابراین تقاضا برای مانده‌های پولی واقعی در کشور دوم را کم می‌کند. با توجه به اینکه عرضه پول ثابت است، این امر باعث می‌شود ساکنان کشور دوم مانده پول بیشتری داشته باشند که با ارز خارجی مبادله کنند که ذخایر ارز خارجی بانک مرکزی کشور دوم را خالی می‌کند و بنابراین آن را از جایی‌که هیچگونه تعادل حمله سوداگرانه ندارد، به جایی منتقل می‌کند که حملات سوداگرانه برای سوداگران سودآور است (جلال، ۲۰۱۹).

برای کشورهایی که بیشتر درآمد آنها از فعالیت‌های صادراتی تأمین می‌شود، نرخ ارز[4] متغیر اساسی در تعیین قابلیت‌های تجاری است. نرخ ارز، ارزش ارز خاص یک کشور خاص را در برابر شرکای اصلی تجاری خود اندازه‌گیری می‌کند. نوسانات نرخ ارز، تصادفی نیست و انتظار می‌رود که به متغیرهای کلان اقتصادی واکنش نشان دهد. با این‌حال، در ادبیات، نظرات مختلفی وجود دارد و هیچ اجماعی در مورد عوامل اصلی مؤثر بر نوسانات نرخ ارز وجود ندارد (مورانا،[5] ۲۰۰۹، فرآرو و همکاران،[6] ۲۰۱۵، بوباکری و همکاران،[7] ۲۰۱۸). تحقیقات تجربی بر روی این موضوع باگذشت زمان تکامل‌یافته و بر اساس رویکردهای

1. Taylor
2. Gerlach & Smets
3. Eichengreen
4. Exchange Rate
5 .Morana
6. Ferraro
7. Boubakr

مختلف به عوامل پولی یا به سایر عوامل مانند نوسانات قیمت‌های جهانی نتایج بسیاری را به خود دیده است (روگوف،[1] ۲۰۰۸، آلکویست و همکاران،[2] ۲۰۱۰، بوباکری و همکاران، ۲۰۱۸). مسی و روگوف[3] (۱۹۸۳)، بیان می‌کنند که مدل حرکت تصادفی نوسانات نرخ ارز، از طیف وسیعی از مدل‌های مبتنی بر اصول تعیین نرخ ارز بر اساس متغیرهای اقتصاد کلان، در افق‌های زمانی مختلف، بهتر عمل می‌کند. بسیاری از مطالعات نشان داده‌اند که اصول کلان اقتصادی، نقشی در نوسانات نرخ ارز ایفا ندارند. علاوه بر این، مطالعات گسترده‌ای نشان داده‌اند که قیمت‌های واقعی کالاها می‌توانند یک توضیح‌دهنده اصلی نوسانات نرخ ارز باشند (آمانو و وانوردن،[4] ۱۹۹۸، جن و روگوف،[5] ۱۹۹۸، کاین و همکاران،[6] ۲۰۱۰، آلکویست و همکاران، ۲۰۱۰). از سوی دیگر راسی (۲۰۰۶) و انگل و همکاران (۲۰۰۷)، نشان دادند که در افق بلندمدت و کوتاه‌مدت مدل‌های پولی می‌توانند در پیش‌بینی نوسانات نرخ ارز مفید باشند، بنابراین نوسانات نرخ‌های ارز از یک حرکت تصادفی پیروی نمی‌کند.

در کنار سایر عوامل مؤثر بر نوسانات نرخ ارز، نوسانات در قیمت واقعی کالاها می‌تواند یک توضیح‌دهنده اصلی در نوسانات نرخ ارز و فشار بازار ارز در کشورهای صادرکننده این کالاها باشد. شاخص قیمت واقعی کالاها[7]، به‌صورت میانگین وزنی از شاخص‌های قیمت کالاهای منتخب، بر اساس قیمت‌های معیار و مشخص‌شده در بازار جهانی است. این شاخص برای گروه‌های کالایی ۴ گانه انرژی، مواد اولیه، مواد غذایی و آشامیدنی و فلزات توسط صندوق بین‌المللی پول ارائه می‌شود که درمجموع شامل ۶۴ کالای اصلی مورد مبادله در بازارهای جهانی است (صندوق بین‌المللی پول، ۲۰۱۹). فرایند انتقال آثار نوسانات قیمت واقعی کالاها بر نوسانات نرخ ارز، مانند تغییرات رابطه مبادله‌ی تجاری است. با افزایش قیمت کالاهای واقعی، نرخ ارز در کشورهای واردکننده افزایش‌یافته و در مقابل، نرخ ارز کشورهای صادرکننده نفت کاهش می‌یابد (ناریان و همکاران،[8] ۲۰۱۸). در مورد کشورهای صادرکننده کالاهای خالص، تا حد زیادی همگی کشورهای درحال‌توسعه هستند و ادبیات گسترده‌ای درزمینه عوامل مؤثر بر نوسانات نرخ ارز در این کشورها متمرکزشده‌اند و

1. Rogoff
2. Alquist
3. Meese and Rogoff
4. Amano and van Norden
5. Chen and Rogoff
6. Cayen
7. Primary Commodity Price Index
8. Narayan

شواهدی ارائه داده‌اند که قیمت‌های واقعی صادرات کالاها، یک فاکتور اصلی در نوسانات نرخ‌های ارز در این کشورهای صادرکننده این کالاها هستند (کاشین و همکاران،[1] ۲۰۲۰). ارتباط بین نوسانات قیمت واقعی کالا و فشار بازار ارز معمولاً بر اساس ماهیت اقتصاد موردنظر، تحلیل و بررسی می‌شود. به‌عنوان‌مثال، در کشور صادرکننده، انتظار می‌رود ارزهای ناشی از صادرات کالاها در پاسخ به افزایش قیمت کالاها و از طریق اثر افزایش عرضه منجر به کاهش قیمت ارز در کشور صادرکننده شوند. به‌عبارت‌دیگر، افزایش تقاضا برای صادرات کالاها به دلیل بهبود فعالیت‌های اقتصادی جهانی احتمالاً ناشی از شرایط مطلوب سرمایه گذاری است، ممکن است سبب فشار بر عرضه جهانی شود و منجر به افزایش قیمت واقعی کالاها شود. ازآنجاکه این کالاها معمولاً با ارزهای خارجی (به‌ویژه دلار آمریکا)، معامله می‌شوند، افزایش قیمت کالاها سبب افزایش درآمدهای دلاری بیشتری برای کشورهای صادرکننده شود و از این طریق عرضه ارز در اقتصاد داخلی نسبت به تقاضا افزایش می‌یابد و منجر به کاهش نرخ ارز می‌شود (سالیسو و همکاران،[2] ۲۰۱۹). در مورد کشورهای واردکننده کالا نیز با افزایش قیمت واقعی کالاها، ارز بیشتری برای واردات لازم خواهد بود و تقاضا برای ارز نسبت به عرضه ارز افزایش می‌یابد و نرخ ارز را به صورتی مثبت تحت تأثیر قرار می‌دهد (فرانکل،[3] ۲۰۱۰).

نرخ ارز یک متغیر پیشران است و اطلاعاتی را درباره حرکات آینده در بازارهای کالاها ارائه می‌دهد که توسط مدل‌های ساده سری زمانی به‌سادگی قابل‌جذب نیست و لازم است که در قالب داده‌های بزرگ و ترکیبی به این موضوع پرداخته شود (فرارو و همکاران،[4] ۲۰۱۵). با توجه به اینکه که نرخ ارز در هر کشور از شاخص‌های اساسی و بنیادین در تعیین درجه رقابت بین‌المللی بوده و نقشی کلیدی در تجارت و نیز عملکرد اقتصادی کشورها دارد، نوسانات در عملکرد این شاخص ازیک‌طرف مبین عدم تعادل در اقتصاد و از سوی دیگر علت بی‌ثباتی بیشتر محسوب می‌شود و این امر تأثیر منفی بر عملکرد اقتصادی دارد. مطالعات انجام‌شده در کشورهای درحال‌توسعه نشان می‌دهد که تغییرات تعدیل نشده در

1. Cashin
2. Salisu
3. Frankel
4. Ferraro

متغیرهای ساختاری به همراه سیاست‌های ناسازگار پولی و مالی دولت‌ها موجب بروز فاصله بین نرخ ارز تحقق‌یافته از مقادیر تعادلی آن می‌گردد.

با توجه به اینکه ادبیات مورد در زمینه عوامل مؤثر بر نوسانات نرخ ارز تا حد زیادی بر تأثیر نوسانات قیمت نفت بر نرخ ارز در کشورهای صادرکننده نفت متمرکز بوده است، این مطالعه درصدد پرکردن خلأ موجود با در نظر گرفتن نقش نوسانات شاخص قیمت واقعی کالاها در فشار بازار ارز می‌باشد. ازاین‌رو تحلیل رفتار نوسانات نرخ ارز و فشار بازار ارز و شناسایی عوامل تعیین‌کننده آن به‌منظور تدوین سیاست‌هایی برای تعدیل و کنترل این شاخص همواره توجه کارشناسان و سیاست‌گذاران اقتصادی را به خود معطوف داشته است. از سوی دیگر بیشتر مطالعات انجام‌گرفته در داخل، از مدل‌های خطی برای ارزیابی عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز استفاده کرده‌اند درحالی‌که به دلیل رفتار غیرخطی فشار بازار ارز، بررسی فشار بازار ارز با استفاده از رویکردهای غیرخطی لازم و ضروری است. با توجه به این موضوع و اینکه بیشتر مطالعات صورت گرفته درزمینه تعیین عوامل مؤثر بر نرخ ارز شامل متغیرهایی مانند نفت، تجارت و تولید ناخالص داخلی متمرکز بوده است و نوسانات قیمت واقعی کالاها کمتر موردبررسی قرارگرفته است، هدف اصلی این مطالعه بررسی رابطه غیرخطی بین قیمت واقعی کالاها و فشار بازار ارز در منتخبی از کشورهای صادرکننده اصلی انرژی، فلزات، و مواد غذایی و مواد اولیه (چهار گروه کالایی)، با رگرسیون انتقال ملایم پانلی[1]، طی دوره زمانی ۱۹۹۰-۲۰۲۲ است.

در ادامه بخش دوم این مطالعه با مروری بر مبانی نظری و تجربی، به ضرورت بررسی فشار بازار ارز و قیمت واقعی کالا می‌پردازد. در بخش سوم الگوی نظری پژوهش بررسی و رابطه فشار بازار ارز و قیمت واقعی کالا استخراج می‌شود. در بخش چهارم، با استفاده از داده‌های سری زمانی در دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۲، مدل در کشورهای صادرکننده موادغذای، مواد اولیه، فلزات و انرژی برآورد می‌شود بخش پایانی نیز ملاحظات سیاستی را براساس نتایج پژوهش ارائه می‌کند.

1. Panel Smooth Transition Regression (PSTR)

۲. مبانی نظری و تجربی

۲-۱. فشار بازار ارز

تغییرات نرخ ارز تأثیر مهمی بر ترازنامه عوامل داخلی به ویژه شرکت‌ها و موسسات مالی دارد. شوک‌های نرخ ارز در اقتصادها با ترازنامه‌های شرکت سالم، خانوار و بخش مالی تبدیل به رکود اقتصادی نمی‌شوند. اقتصادها با ترازنامه‌های ضعیف بیشتر در برابر حمله سوداگرانه که به یک رکود اقتصادی شدید تبدیل می‌شوند، آسیب پذیرتر هستند. بدهی اسمی ارز خارجی شرکت‌ها و موسسات مالی نقش مهمی را در انتقال شوک‌های نرخ ارز ایفا می‌کند. نرخ ارز منفی، بدهی‌های ارزی و خدمات بدهی شرکت‌ها و موسسات مالی را افزایش می‌دهد. این امر ترازنامه شان را خراب می‌کند و منجر به سقوط موسسات مالی و شرکت‌ها می‌شود. این امر منجر به ضرر خروجی و افزایش در نرخ بیکاری می‌گردد(جلال، ۲۰۱۹).

فشار بازار ارز به عدم تعادل بازار ارز خارجی اشاره دارد که از تقاضای مازاد غیرصفر برای پول رایج داخلی در بازار ارز خارجی ناشی می‌گردد. این موضوع در تغییرات نرخ ارز در نبود مداخله بانک مرکزی منعکس می‌گردد، برای مثال از طریق تغییرات در ذخایر ارز خارجی یا نرخ بهره. غالباً، یک بانک مرکزی در بازار ارز خارجی مداخله می‌کند تا از تأثیر نامطلوب تغییرات نرخ ارز بر متغیرهای اقتصاد کلان داخلی اجتناب کند. در چنین موردی، حرکات نرخ ارز واقعی کاملاً منعکس کننده میزان فشار بازار ارز خارجی نیست. مجموع تغییرات نرخ ارز و ذخایر ارز خارجی وقتی بانک مرکزی فقط از تغییرات ذخایر ارز خارجی برای کاهش فشار بر روی پول رایج کشور استفاده می‌کند، بهتر می‌تواند فشار غالب در بازار ارز خارجی را بسنجد. با این حال، وقتی بانک مرکزی با تغییر نرخ بهره با هدف فقط تاثیرگذاری بر فشار بازار به صورت غیرمستقیم مداخله می‌کند، سپس تغییرات نرخ ارز، ذخایر ارز خارجی و نرخ بهره میزان فشار بازار ارز خارجی را بهتر منعکس می‌کنند. یک شاخص مداخله مبتنی بر تعریف فشار بازار ارز داده شده را می‌توان به صورت کسری از فشار تعریف کرد که بانک مرکزی با فروش یا خرید ذخایر ارز خارجی یا تغییر نرخ بهره یا ترکیب آن، آن را کاهش می‌دهد (جلال، ۲۰۱۹).

سنجش فشار بازار ارز به عنوان بخش مهمی از ادبیات تجربی در مورد حملات سوداگرانه و بحران‌های پول رایج کشور باقی مانده است. بلانکو و گاربر[1] (۱۹۸۶)، یک مدل اقتصاد کلان ساختند که شامل تقاضای پول واقعی، برابری قدرت خرید و برابری نرخ بهره آشکار[2] و بکارگیری آن در تجربه مکزیکی تحت یک رژیم نرخ ارز ثابت می‌شود. آنها نشان دادند که کاهش ارزش زمانی رخ می‌دهد که ذخایر ارز خارجی به سطح بحرانی می‌رسند و نرخ ارز کمینه[3] از نرخ ارز ثابت بیشتر می‌شود. ادبیات تجربی فشار بازار ارز و شاخص مداخله از مازاد تقاضا برای پول رایج داخلی برای بررسی نقشی استفاده می‌کند که بانک مرکزی به نیروهای بازار اجازه می‌دهد در تعیین ارزش پول رایج داخلی در بازار ارز خارجی ایفا نمایند. این مطالعات شامل گیرتون و روپر[4] (۱۹۷۷)، روپر و ترنوسکی[5] (۱۹۸۰) و ویمارک[6] (۱۹۹۵) می‌شوند. همه این رویکردها وابسته به مدل هستند چون مولفه‌های فشار بازار ارز با استفاده از مدل اقتصاد کلان استخراج می‌شوند. اینها مزیت تعیین یک چارچوب تحلیلی شفاف را دارند که مبتنی بر نظریه موجود است. در مقابل، فشار بازار ارز ایچنگرین و همکاران (۱۹۹۶)، یک مستقل از مدل است چون نه مولفه‌های فشار بازار ارز و نه وزن‌ها اختصاص داده شده به آنها از هیچگونه مدل اقتصاد کلانی استخراج نمی‌شود. بنابراین، برای مثال، این یک موضوع کاملاً تجربی است که آیا ذخایر ارز خارجی یا نرخ بهره در محاسبه فشار بازار ارز اهمیت دارند یا خیر؟

گیرتون و روپر (۱۹۷۷)، از رویکرد پولی برای موازنه پرداخت‌ها و شاخص فشار بازار ارز استفاده می‌کنند که مجموع ساده نرخ ارز و ذخایر ارز خارجی است. از آنجایی که هر دو تغییرات نرخ ارز و ذخیره ارز خارجی دارای وزن یکسانی هستند، بنابراین، سازه فشار بازار ارز فقط وابسته به مؤلفه‌های شاخص و نیاز به تخمین مدل کلان ندارد. روپر و ترنوسکی (۱۹۸۰)، از سوی دیگر از مدل تعادل بازار پول و بازار کالاها و خدمات[7] استفاده کردند و یک تعادل بهینه بدست آوردند که مقامات پولی[8] با اعتبار داخلی و نرخ ارز موقع تثبیت تولید داخلی روبرو هستند. وزن‌ها اختصاص داده شده به مؤلفه‌ها مبتنی بر پارامترهای تخمین زده

1. Blanco and Garber
2. Uncovered interest rate
3. the shadow exchange rate
4. Girton and Roper
5. Roper and Turnovsky
6. Weymark
7. IS_LM
8. Monetary authorities

شده هستند. ویمارک (۱۹۹۵)، کمک قابل توجهی به نظریه فشار بازار ارز کرد. گرچه فشار بازار ارز وایمارک (۱۹۹۵)، وابسته به تغییرات نرخ ارز واقعی و ذخیره ارز خارجی است، وزن‌ها اختصاص داده شده به تغییرات ذخیره ارز خارجی از یک مدل کلان تخمینی بدست می‌آیند. بنابراین، برای تولید یک شاخص فشار بازار ارز، لازم است مدل باید تخمین زده شود و بنابراین وزن‌ها اختصاص داده شده به مولفه‌های این شاخص را بدست آید. این امر، تغییرات ذخیره ارزی را به واحدهای یکسان نرخ ارز تبدیل می‌کند. بنابراین استفاده از وزن‌ها یکسان اطمینان می‌دهد که شاخص فشار بازار ارز تحت تاثیر ناپایدارترین مولفه نیست (آستریو وهال[1]، ۲۰۲۱).

فشار بازار ارز مستقیماً قابل مشاهده نیست. می‌توان آن را از طریق کانال‌هایی سنجید که برای بازیابی تعادل بازار ارز خارجی مورد استفاده قرار می‌گیرند. در مطالعات گیرتون و روپر (۱۹۷۷)، روپر و ترنوسکی (۱۹۸۰) و ویمارک (۱۹۹۵)، فرض می‌شود که بانک مرکزی از نرخ ارز یا ذخایر ارز خارجی یا هر دو برای بازیابی تعادل بازار ارز خارجی استفاده می‌کند. بنابراین، این مطالعات مداخله مستقیم را فرض می‌کنند که از طریق فروش یا خرید ذخایر ارز خارجی رخ می‌دهد. با این حال، نرخ بهره ابزار سیاسی دیگری است که بانک مرکزی ممکن است برای بازیابی تعادل بازار ارز خارجی استفاده می‌کند (ادیسون[2]، ۱۹۹۳، دومینگوز و کینین[3]، ۱۹۹۲). بنابراین، این مطالعات که شامل نرخ بهره به عنوان مؤلفه‌ای از فشار بازار ارز نمی‌شوند ممکن نیست کاملاً عدم تعادل بازار ارز خارجی را منعکس نمی‌کنند. از آنجایی که بانک مرکزی نرخ بهره را تغییر می‌دهد تا فشار را دفع کند، ایچنگرین و همکارانش (۱۹۹۶)، از نرخ بهره به عنوان یک مؤلفه اضافی شاخص فشار بازار ارز استفاده می‌کند.

در مقابل گریتون و روپر (۱۹۷۷)، روپر و ترنوسکی (۱۹۸۰) و ویمارک (۱۹۹۵)، ایچنگرین و همکاران (۱۹۹۶) از رویکرد واریانس معکوس[4] برای تخصیص وزن‌ها به مؤلفه‌های فشار بازار ارز استفاده می‌کند. این رویکرد مزیت تخصیص وزن کم به مؤلفه‌های دارای نوسان بیشتر را دارد و اطمینان می‌دهد که فشار بازار ارز تحت تأثیر ناپایدارترین

1. Asterio & Hall
2. Edison
3. Dominguez & Kenen
4. Inverse variance approach

شاخص نیست (ایچنگرین و همکاران، ۱۹۹۴). تغییرات ذخیره ارز خارجی چندین بار بیشتر از تغییرات نرخ ارز دارای نوسان است که به نوبه خود دارای نوسان بیشتری نسبت به تغییرات بهره است. بنابراین، شاخص فشار بازار ارز وزن‌دهی نشده با مؤلفه‌های دارای نوسان بیشتر (مثل تغییرات ذخیره ارز خارجی)، بدست خواهد آمد. رویکرد واریانس معکوس بنابراین وزن کمی به مؤلفه دارای نوسان بیشتر اختصاص می‌دهد و وزن برابر برای کلیه مؤلفه‌های شاخص بازار ارز را تضمین می‌کند (اسن[1]، ۲۰۱۶).

گریتن و روپر(۱۹۷۷)، اولین بار مفهوم فشار بازار ارز را مطرح ساختند. این محققان مجموع تغییرات نرخ ارز و ذخایر خارجی را فشار در بازار ارز نامیدند. بویر(۱۹۷۸)، روپر و ترنوفسکی(۱۹۸۰)، در یک مدل اقتصاد باز کوچک به منظور بهبود شاخص فشار در بازار ارز، تابع عکس‌العمل بانک مرکزی را تعریف نمودند. اگر چه در چارچوب معرفی شده، شاخص مذکور ترکیبی خطی از تغییرات در نرخ ارز و ذخایر خارجی بود، اما وزن‌های این ترکیب چندان مشخص نبود. در راستای دستیابی به ترکیب و وزن بهینه در شاخص فشار بازار ارزدر مطالعات دو دهه گذشته سعی شده است با استفاده از مدل‌های آستانه‌ای و غیرخطی و شناسایی متغیرهای گذار سهم تغییرات نرخ ارزو ذخایر خارجی بانک مرکزی در بازا ارز به تفکیک برآورد شود. تغییرات ذخایر خارجی بانک مرکزی در اثر خرید یا فروش ارزتوسط بانک مرکزی با هدف تعدیل نرخ ارز و جبران کاهش یا افزایش فشار بازار ارز بنا بر سیاست‌های ارزی بانک مرکزی صورت می‌گیرد که در این تحقیق از آن عنوان سیاست مداخله بانک مرکزی در بازار ارز نام برده می‌شود. سیاست مداخله ارزی مشخص کننده قاعده رفتاری مقام پولی هر کشور برای مبادله پول ملی با پول‌های خارجی در هر لحظه از زمان مشخص می‌شود.

بانک‌های مرکزی عهده دار اجرای سیاست‌های پولی و ارزی هستند. بانک مرکزی در قالب وظیفه اصلی خود که همان حفظ ارزش پول ملی باشد. مجموعه‌ای از سیاست‌های پولی و ارزی را به عنوان برنامه کاری خویش برای هر دوره زمانی خاص بر می‌گزیند، اما در اقتصادهایی مانند کشورهای در حال توسعه که جدا کردن کامل حرکت‌های پولی و مالی به دلیل وجود درآمدهای ارزی دولت(مانند درآمدهای نفت و گاز)، امکان پذیر نیست، ورود دارایی خارجی به جهت عملیات دولت (دریافت ارز حاصل از صادرات) به ناچار به

1. Assen

افزایش حجم پول می‌انجامد. بنابراین سیاست ارزشیابی پولی ملی هر چه باشد، بانک مرکزی باید برای کنترل پایه پولی ترکیبی از تصمیم‌گیری‌های مربوط به مدیریت ارزی و ریالی(پول ملی)، را در هم بیامیزد.

به این ترتیب بانک مرکزی نمی‌تواند با استقلال کامل عمل کند و تنها می‌تواند به پاره‌ای از آثار نفوذ دولت در شبکه پولی تخفیف ببخشد. در حالتی که بانک مرکزی مجبور می‌شود به جای دولت برخی از عملیات مالی و بودجهای انجام می‌پذیرد. بانک مرکزی با تصور کمک به توسعه اقتصادی وظایف بودجهای را بر عهده می‌گیرد و از این راه پذیرای فشارهایی می‌شود که در واقع منشاء مالی دارد. بنابراین دولت قادر است تحمیلی یک جانبه بر بانک مرکزی و سیاست‌های پولی وارد آورد(عبادی و جهانگرد، ۱۳۹۱).

پیش از مدل ویمارک[1] (۱۹۹۵)، گیرتون و روپر (۱۹۷۷) و روپر و ترنوسکی (۱۹۸۰)، شاخص‌های فشار بازار ارز را تعیین کردند. گیرتون و روپر (۱۹۷۷)، اوزان برابری را به مؤلفه‌های شاخص فشار بازار ارز تخصیص می‌دهند و این مجموع ساده نرخ ارز و تغییرات ذخایر ارز خارجی است. از سوی دیگر، روپر و ترنوسکی (۱۹۸۰)، از مدل تصادفی مدل تعادل بازار پول و بازار کالاها و خدمات[2] برای بدست آوردن اوزان مؤلفه‌های شاخص فشار بازار ارز استفاده می‌کنند. با این حال، هیچکدام از این شاخص‌ها نشان نمی‌دهند که چه کسری از فشار را بانک مرکزی از طریق خرید و فروش ذخایر ارز خارجی کاهش می‌دهد.

ویمارک (۱۹۹۵)، به این مسئله می‌پردازد. براساس شاخص فشار بازار ارز تخمین زده شده، وی شاخص مداخله را تعیین کرد که نشان می‌دهد چه کسری از فشار را بانک مرکزی از طریق خرید و فروش ذخیره ارز خارجی کاهش می‌دهد. فشار بازار ارز وابسته به مدل ویمارک (۱۹۹۵) به صورت زیر داده می‌شود:

$$EMP_t = \Delta s_t + \eta \Delta f_t \qquad (۱)$$

سازه فشار بازار ارز نیازمند تخمین‌های η است. این بعلاوه نیازمند تخمین‌های کشش نرخ بهره تقاضای واقعی پول (b۲) و کشش ارز قیمت داخلی (a۲) می‌باشد. بنابراین سازه شاخص فشار بازار ارز ویمارک (۱۹۹۵)، نیازمند فقط دو تخمین به نام کشش بهره تقاضای

1. Weymark
2. IS_LM

پول (b۲) و کشش نرخ ارز قیمت داخلی (a۲) و سازه‌ها در مدل روپر و ترنوسکی (۱۹۸۰) که نیازمند تخمین شش پارامتر می‌باشد.

تحت نرخ‌های ارز ثابت و شناور، کل فشار با نرخ ارز و تغییرات ذخیره ارز خارجی جذب می‌شود. با این حال، تحت ترتیبات یک نرخ ارز میانه یا شناور مدیریت شده، مقامات پولی باید تصمیم بگیرند چه کسری [1] از فشار را تمایل دارند تا با مداخله ارز خارجی بازیابی کنند. بنابراین تحت یک نرخ ارز شناور مدیریت شده، فشار بازار ارز با تغییرات نرخ ارز ($\frac{\Delta s_t}{EMP_t}$) و بخشی از آن با ذخایر ارز خارجی $\frac{\Delta f_t}{EMP_t}$ بازیابی می‌شود. بنابراین با تقسیم معادله (۲)، حاصل می‌شود:

$$1 = \frac{\Delta s_t}{EMP_t} + \frac{\eta \Delta f_t}{EMP_t} \qquad (۲)$$

ویمارک مداخله بازار ارز را به صورت کسری از فشار تعریف می‌کند که بانک مرکزی از طریق خرید و فروش ذخیره ارز خارجی بازیابی می‌کند و به این صورت داده می‌شود:

$$\omega_t = \frac{\eta(\Delta f_t)}{EMP_t} = \frac{\Delta f_t}{\left(\frac{1}{\eta}\right)\Delta s_t + \Delta f_t} \qquad (۳)$$

شاخص مداخله مقادیری بین $-\infty<w<\infty$ می‌گیرد. در یک رژیم نرخ ارز ثابت $\Delta s_t = 0$ و کل فشار با ذخایر ارز خارجی ($\Delta f_t=EMP_t$) جذب می‌شود. در چنین موردی $w_t=۱$ می‌باشد. از سوی دیگر، تحت یک رژیم نرخ ارز انعطاف پذیر، کل فشار با تغییرات نرخ ارز ($\Delta s_t=EMP_t$) جذب می‌شود و تغییرات ذخیره ارز خارجی ثابت نگه داشته می‌شوند ($\Delta f_t=۰$). تخت یک سیستم نرخ ارز میانه، ضریب متغیر زمان مقادیر بین صفر و بی نهایت $۰ < \bar{p} <\infty$ می‌گیرد و بنابراین شاخص مداخله مقداری بین صفر و یک $۰<w_t<۱$ می‌گیرد.

1. Fraction

۲-۲. نوسانات قیمت کالا: حافظه طولانی، حالت غیرخطی و ویژگی‌های چند منظوره

تانسوچات[1]و همکاران (۲۰۱۹)، بر اساس یافته‌های تحقیق قبلی توسط پون و گرنجر[2] (۲۰۱۳)، اذعان داشته‌اند که نوسانات لزوماً ریسک نیستند. اگر نوسان را به عنوان عدم اطمینان در نظر گرفت، به مؤلفه مهمی در مدیریت سرمایه‌گذاری، ساخت نمونه، قیمت‌گذاری گزینه، و مدیریت ریسک تبدیل می‌شود (تانسوچات و همکاران، ۲۰۱۹). اکثر تحقیقات متمرکز بر نوسانات به دنبال کشف ویژگی‌های سری‌های بازده از قبیل دسته بندی نوسانات، لحظه‌های شرطی تغییر زمانی، ماندگاری حافظه طولانی و الگوهای نامتقارن هستند که به نوبه خود شاهدی بر نقض فرض نرمال بودن هستند (تانسوچات و همکاران، ۲۰۱۹)، تحقیق همبستگی قیمت – ظرفیت در افزایش درک نوسانات بازار که با نوسانات قیمت کالا مرتبط است، بسیار مهم است (چنگ[3] و همکاران، ۲۰۱۳، کیو[4] و همکاران، ۲۰۱۱، هی و چن[5]، ۲۰۱۰، آرنولد و وروگت[6]، ۲۰۰۶). چنگ و همکاران (۲۰۱۳)، یوان[7] و همکاران (۲۰۱۲)، فلمینگ و کربی[8](۲۰۱۱)، هی و چن[9](۲۰۱۱)، پاور و توروی[10](۲۰۱۰) و سرلتیس و آندریادیس[11] (۲۰۲۰)، نشان داده‌اند که درک دقیق مکانیسم قیمت هر نوع بازار کالا در حین نادیده گرفتن تحقیق همبستگی قیمت – ظرفیت امکان پذیر نیست.

پژوهشی توسط آتی (۲۰۱۹)، به بررسی عملکرد متغیر قیمت کالاها با در نظر گرفتن انتظارات منطقی مدل‌های ذخیره سازی رقابتی به عنوان نقطه شروع پرداخت. مدل‌های ذخیره سازی رقابتی فرض می‌کنند که فرایندهای قیمت گذاری غیرخطی، ناشی از عملکرد ذخیره سازی در اقتصاد هستند. این تحقیق قادر به ایجاد پیشرفته‌ترین شبکه‌های عصبی مصنوعی پیشگام بود که دارای قدرت توضیح و پیش بینی بیشتری در مقایسه با مدل‌های استاندارد پیشنهادی برای توضیح پویایی‌های بازار کالاهای فلز پایه بودند (اتی، ۲۰۱۹).

1. Tansuchat
2. Poon and Granger
3. Cheng
4. Qiu
5. He and Chen
6. Arnold and Vrugt
7. Yuan
8. Fleming and Kirby
9. He and Chen
10. Power and Turvey
11. Serletis and Andreadis

برخی از تحقیقات اخیر در مورد فرآیندهای تعیین قیمت کالاها و انتقال قیمت بر اساس روشی به نام تجزیه و تحلیل نوسانات چند منظوره (کاربردهای متعدد)، تعدیل شده داده‌های سری زمانی فراگیر و غیر ثابت حاصل از بازارهای مالی و کالا هستند (کانتلهارت و همکاران، ۲۰۲۰). چنین تحقیقاتی شامل تحلیل تجربی بولگوریان و رائی (۲۰۲۱) در مورد عملکرد معاملات سرمایه گذاران فردی و نهادی است که تجارت خود را در بازار سهام تهران انجام می‌دهند. تجزیه و تحلیل تجربی بولگوریان و رائی (۲۰۲۱)، به اندازه کافی از طریق تجزیه و تحلیل نوسانات چند منظوره تعدیل شده[1]، نشان می‌دهد که برای سرمایه‌گذاران فردی و نهادی، همبستگی طولانی مدت به طور مناسب بیانگر ویژگی چند منظوره بودن است. تحقیق مشابهی که تجزیه و تحلیل نوسان تعدیل شده[2] را به کار گرفت اما تمرکز خاصی بر بازار کشاورزی کره داشت، به شواهد معتبری در مورد همبستگی شدید داده‌های مالی ناپایدار (از جمله شاخص‌های سهام، قیمت کالاها، و نرخ‌های ارز خارجی) در هنگامی که همبستگی در زمان سری‌های برگشتی از همان متغیرها از لحاظ آماری بی معنا بود، دست یافت (کیم و همکاران، ۲۰۲۱). همان تحقیق به شواهدی دست یافت مبنی بر این که قیمت بازارهای کشاورزی کره بیانگر ساختار چند منظوره است (کیم و همکاران، ۲۰۲۱).

چنگ و همکاران (۲۰۱۳)، آزمایشی در مورد ویژگی "حافظه بلند مدت" بین قیمت و حجم معاملات بازارهای آتی فلزات چین را انجام دادند. نتایج تحقیق نشان داد که ویژگی حافظه بلند مدت دوره‌ای وجود داشت که با شواهد حاصل از تجزیه و تحلیل منبع چند منظوره تأیید می‌شود. این تحقیق بر اهمیت تئوری بازار چند منظوره (فراکتال) و سایر تئوری‌های غیرخطی در افزایش درک نحوه رفتار بازارهای آتی فلز تأکید دارد (چنگ و همکاران، ۲۰۱۳). تحقیق انجام شده توسط عبداللهی و همکاران (۲۰۱۴)، که بر مدل‌های گارچ[3] برای تأیید وجود حافظه طولانی در«وست تگزاس اینترمدیت» [4]و معاملات آتی نفت خام برنت متکی بود شواهد معتبری در تأیید وابستگی بلند مدت در بازده برای هر دو بازار در موعدهای مقرر ارائه دهد. همچنین این تحقیق، وجود اثر اهرمی نامتقارن در قیمت‌های

1 . MFDA
2 . DFA
3. GARCH
4. West Texas Intermediate (WTI)

آتی نفت را برای هر دو بازار نفت «وست تگزاس اینترمدیت» و برنت نشان داد و شواهد تجربی وجود الگوی مشابه نوسانات بازده در موعدهای مقرر مختلف را تأیید کرد که ظاهراً فرضیه بازارهای کارآمد[1] را رد می‌کند (عبداللهی و همکاران، ۲۰۱۴).

بلوک و همکاران (۲۰۲۱)، به دنبال درک روابط پویایی بودند که بین تولیدکنندگان نفت اوپک و غیر اوپک با استفاده از روش موجک وجود دارد. مزیت تجزیه تحلیل موجک این است که مجموعه‌ها را به مقیاس‌های مختلف تفکیک می‌کند، بنابراین تجزیه و تحلیل دقیق دفعات فرآیند انتقال نوسانات در بازار نفت را تسهیل می‌کند. یافته اصلی تحقیق این بود که ارتباط بین نوسانات قیمت اوپک و غیر اوپک ثابت نیست بلکه بر دفعات متمرکز است (بلوک و همکاران، ۲۰۲۱). مشخص شد که شواهدی در مورد وجود مکانیسم‌های تنظیم نوسانات وجود داشت زیرا ظاهراً همبستگی موجک در دفعات پایین تر رشد کرده است (بلوک و همکاران، ۲۰۲۱).

الدر و جین (۲۰۱۷)، به دنبال بررسی این موضوع بودند که آیا معاملات آتی کالاهای کشاورزی از طریق برآورد کننده موجک گیویک – پورتر – هوداک (۱۹۸۳)، به صورت چند منظوره ادغام شده‌اند یا خیر. نتایج تجربی آنها این واقعیت را تأیید می‌کند که نوسانات آتی بیانگر ویژگی تشابه ذاتی است که در ادبیات و توضیحات موجود، شواهدی در مورد حافظه بلند مدت با واریانس بی قید و شرط است که محدود است (الدر و جین، ۲۰۱۷). پاور و توروی (۲۰۲۰)، به دنبال تأیید وجود حافظه بلند مدت یا وابستگی بلند مدت در بین ۱۴ کالاهای کشاورزی و قیمت آتی انرژی با استفاده از برآوردگر ضریب هرست (H) بودند. استفاده از برآوردگر ضریب هرست بهبود یافته ((H)) با اطلاعات حاصل از پتانسیل موجک‌ها برای کسب تشابه ذاتی و تسهیل آزمون‌های پایداری H توجیه شد (پاور و توروی، ۲۰۲۰). یافته‌های اصلی این تحقیق این بود که از هر ۱۴ کالا ۹ کالا دارای H غیر ثابت بودند در حالی که تمام ۱۴ کالا وابستگی بلندمدت را نشان می‌دادند که نشانه حافظه بلند مدت یا دوام مجموعه داده‌ها است (پاور و توروی، ۲۰۲۰).

1. EMH

۳-۲.مروری بر مطالعات تجربی

محبوبی و همکاران(۱۴۰۲)، در مطالعهای به بررسی تأثیر شاخص‌های کلان اقتصادی بر نوسانات بازده سهام پرداختند، که قیمت‌گذاری مصنوعی نرخ ارز در سال‌های قبل از بحران و جلوگیری از تعدیل آن متناسب با شرایط اقتصادی یکی از دلایل اصلی بحران ارزی اخیر می‌باشد. همچنین محاسبه شاخص فشار بازار ارز حاکی از آن است که بالاترین اعداد به دست آمده برای این شاخص مربوط به زمانی است که شکاف بین نرخ ارز آزاد با نرخ ارز رسمی زیاد شده است، همچنین براساس نتایج، سیاست مداخله بانک مرکزی نقش موفقی در خنثی ساختن فشار بازار ارز نداشته است. براساس نتایج تخمین مدل خودتوضیح برداری ساختاری، یک تکانه وارده از ناحیه رشد درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت، به اندازه ۶۴ درصد همچنین نتایج نشان داد تأثیر نوسانات نرخ ارز بر نوسانات بازده سهام مثبت و معنادار است که بیانگر آن است که همبستگی بالایی میان بازدهی در بازده سهام و بازار نرخ ارز وجود دارد. همچنین علامت مثبت ضریب بیانگر اثر مثبت و معنی‌دار نرخ بهره بر تغییرپذیری بازده سهام است.

این نتیجه نشان می‌دهد که نرخ بهره بالاتر منجر به نوسانات بیشتر در بازده سهام شده است. در نهایت تولید ناخالص داخلی سرانه در هیچ کدام از سطوح خطای ۱، ۵ و ۱۰ درصد معنادار نبوده است که بیانگر آن است که بر نوسانات بازده سهام اثر معنی‌داری نداشته است.

عارفی و همکاران(۱۴۰۱)، در مطالعه‌ای به بررسی عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. بدین منظور از مدل مارکوف-سوئیچینگ با احتمال انتقال متغیر در طی زمان استفاده شده است. ابتدا رفتار نرخ ارز با استفاده از الگوی مارکوف سوئچینگ تک متغیره با احتمال انتقال ثابت برآورد شده و سپس عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز در چارچوب احتمال انتقالات متغیر در طی زمان مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که رفتار نرخ ارز با دو رژیم تقویت و تضعیف ارزش پول ملی با تلاطم بالا و پایین قابل ارزیابی است و ذخایر ارزی بانک مرکزی جمهوری ایران، تورم و درآمدهای نفتیبه عنوان متغیرهای مؤثر بر فشار بازار ارز در اقتصاد ایران می‌باشند. بدین صورت که تغییرات ذخایر ارزی، احتمال ماندن در رژیم تضعیف ارزش پول ملی را کاهش و احتمال گذار از رژیم تقویت به رژیم تضعیف را افزایش می‌دهد. همچنین افزایش

تورم احتمال ماندن در رژیم تضعیف و احتمال گذار از تقویت به تضعیف را افزایش می‌دهد، یعنی با افزایش نرخ تورم، ارزش پول ملی کاهش یافته و بر فشار بازار ارز افزوده می‌شود. همچنین نتایج نشان می‌دهد که افزایش درآمدهای نفتی از طریق افزایش درآمدهای ارزی بانک مرکزی موجب افزایش مداخله بانک مرکزی در بازار ارز و تقویت ارزش پول ملی شده که با افزایش احتمال گذار به رژیم تقویت ارزش پول ملی و کاهش فشار نرخ ارز همراه شده است.

عباسی، پدرام و تقی پور(۱۳۹۹)، در مطالعه‌ای به مدل سازی فشار بازار ارز در سیاست پولی اقتصاد ایران با رویکرد تعادل عمومی پویا تصادفی پرداختند، تکانه نرخ ارز در دو مدل مورد مقایسه قرار گرفته است. در مدل اول بانک مرکزی سیاست پولی خود را در واکنش به شاخص فشار بازار ارز تنظیم می‌کند و در مدل دوم بر اساس آنچه در مطالعات تجربی اقتصاد ایران در خصوص سیاست‌های پولی ارائه شده است، تابع واکنش سیاست پولی بانک مرکزی نسبت به نرخ ارز اسمی حساسیت دارد. بر مبنای نتایج بدست آمده در مدل اول در مقایسه با مدل دوم تکانه نرخ ارز نوسانات کمتری در تورم، تولید، مصرف و سرمایه گذاری ایجاد کرده و آثار شوک ارزی در مدت زمان کمتری بر متغیرهای مدل تخلیه می‌شود. لذا کارایی سیاست‌های پولی بانک مرکزی از طریق حساسیت نسبت به فشار بازار ارز در مقایسه با نرخ ارز اسمی بیشتر خواهد بود.

صادقی شاهدانی و همکاران(۱۳۹۲)، در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین نرخ ارز و متغیرهای کلان اقتصادی با رویکرد خودرگرسیون برداری بیزی در اقتصاد ایران پرداختند و نتایج نشان داد پیش‌بینی‌های انجام شده با استفاده تابع پیشین[1] در مورد مقدار آتی هر یک از متغیرهای درون‌زای مدل دقیق‌تر از روش حداقل مربعات معمولی و تابع پیشین مینسوتا است . در نهایت، با استفاده از تابع عکس‌العمل آنی اثر شوک‌های وارده بر متغیر نرخ ارز بر سایر متغیرهای کلان اقتصادی برآورد شده است. براساس نتایج به‌دست آمده، کاهش قدرت پول ملی باعث کاهش تولید ناخالص داخلی می‌شود و تأثیر مثبت و پایداری بر شاخص قیمت‌ها دارد.

کواجا(۲۰۲۳)، در مطالعه‌ای برای کشور پاکستان برای دوره ۱۹۹۱ تا ۲۰۲۰ انجام داده است. در این تحقیق به دنبال ارتباط بین متغیرهای پولی با فشار بازار ارز می‌باشد و نتایج

1 . SSVS

نشان داد که در بین متغیرهای پولی، اعتبار داخلی به عنوان مهمترین ابزار سیاسیت مؤثر بر مداخله در بازار ارز می‌باشد و نرخ بهره تأثیر زیادی بر مداخله بانک مرکزی در بازار ارز ندارد. همچنین بیان می‌دارد که جهت تأثیر گذاری نرخ بهره بر مداخله بانک مرکزی در بازار ارز، درجه قابل قبولی از تحرک سرمایه لازم است.

میک[1](۲۰۲۲)، با بهره‌گیری از مدل خودرگسیون برداری ساختاری به بررسی فشار بازار ارز در کشور نپال پرداخته است. بدین منظور از داده‌های فصل استفاده کرده است. نتایج نشان م دهد که رابطه‌ی مثبتی بین فشار بازار ارز و اعتبار داخلی وجود دارد. همچنین رشد تولید نقش مهمی در تعیین فشار بازار ارز ایفا می‌کند، به طوری که رشد تولید و ضریب فزایندهٔ پولی بر فشار بازار ارز اثر منفی دارند.

ناو[2](۲۰۲۱)، به بررسی اثر سیاست پولی بر فشار بازار ارز در بعضی از کشورهای منتخب و در حال توسعه‌ی آفریقا پراخته اند. در این مطالعه این حقیقت وجود دارد که اکثر کشورهای آفریقا اقتصادهای در حال توسعه دارند که دارای موقعیت خالص صادرات منفی هستند. این مطالعه با استفاده از روش پنل پویا و با در نظر گرفتن بیست کشور افریقا به آزمون این فرضیه می‌پردازد که آیا سیاست پولی انقباضی منجر به ارز پرقدرت می‌شود و بالعکس، نتایج نشان دهندهٔ ارتباط منفی و معنادار بین سیاست پولی وفشار بازار ارز می‌باشد به این معنی که با برقراری سیاست پولی انقباضی، فشار بازار ارز کاهش می‌یابد. همچنین یافته‌های این مطالعه نشان دهنده‌ی ارتباط معنادار بین تولید کل، بدهی‌های دولتی، توازن حساب جاری، رابطهٔ مبادله و شاخص فشار بازار ارز می‌باشد.

با توجه به پیشینه‌های تحقیق، مقاله حاضر به لحاظ متغیرها، شیوه اقتصاد سنجی و قلمرو مکانی تحقیق با مطالعات قبلی دارای ابعاد جدیدی است. به طور مشخص در این تحقیق از داده‌های پانل کشورهای صادرکننده موادغذایی، فلزات، انرژی و مواد اولیه طی بازه زمانی ۱۹۹۰-۲۰۲۲ و به کارگیری تخمین زننده رگرسیون انتقال ملایم که قابلیت ویژهای در انتخاب متغیر انتقال از رژیم خطی به غیرخطی دارد، استفاده شده است.

1. Meyk
2. Nav

۳. روش تحقیق

مدل رگرسیون انتقال ملایم داده‌های تابلویی(PSTR)، مدل گسترش انتقال ملایم برای داده‌های تابلویی که مدل پایه‌ای آن با دو رژیم حدی و یک تابع انتقال به صورت معادله (۴)، تعریف می‌شود:

$$y_{it} = \mu_i + B_0' x_{it} + B_1' x_{it} F(q_{it}; y; c) + u_{it} \quad i = 1; \ldots; N \quad t = 1; \ldots; \mathrm{T} \qquad (۴)$$

که در رابطه (۴)، y_{it} متغیر وابسته، x_{it} برداری از متغیرهای برونزا، μ_i اثرات ثابت مقاطع و u_{it} نیز جمله خطا است که به صورت $i.d.iN(0;\ \sigma_e^2)$ در نظر گرفته شده است. تابع انتقال $F(q_{it}; y; c)$ نیز بیانگر یک تابع پیوسته و کراندار بین صفر و یک است که توسط مقدار متغیر آستانه‌ای تعیین می‌شود.

$i = 1; \ldots.; N$ و $t = 1; \ldots; \mathrm{T}$ به ترتیب بیانگر مقاطع و ابعاد زمانی داده‌های تابلویی می‌باشد و به صورت تابع لاجستیکی به صورت رابطه (۵) تصریح می گردد:

$$f(q_{it};\ \gamma, c) = \left[1 + \exp\left(-\gamma \prod_{j=1}^{m} (q_{it} - c_j)\right)\right]^{-1};\ \gamma > 0\ ;\ c_1 \le c_2; \ldots\ldots;\ c_m \qquad (۵)$$

در رابطه (۵)، γ پارامتر شیب و بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر است و q_{it} متغیر انتقال می باشد که براساس مطالعه کولیتاز وهارولین می‌تواند از بین متغیرهای توضیحی، وقفه متغیر وابسته، یا هر متغیر دیگر خارج از مدل که از حیث مبانی تئوریکی در ارتباط با مدل مورد مطالعه بوده و عامل ایجاد رابطه غیرخطی باشد، انتخاب گردد. در این مطالعه نرخ تورم به عنوان متغیر انتقال انتخاب گردیده است که این امر نیز برگرفته از مطالعه چیو و سان (۲۰۱۶) و مبانی نظری است. همچنین $c = (c_1; \ldots.; c_m)'$ یک بردار از پارامترهای حد آستانه‌ای یا مکان‌های وقوع تغییر رژیم است. با توجه به اینکه گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) بیان کرده‌اند که تابع انتقال به طور معمول دارای یک یا دو حد آستانه‌ای (m=۱, m=۲)، است، ویژگی پیوسته و کراندار بودن تابع انتقال بین صفر و یک مورد بحث قرار می‌گیرد. با فرض اینکه m=۱ باشد، یک تابع انتقال با دو رژیم حدی وجود دارد. بدین ترتیب که با میل کردن پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت، در صورتیکه $q_{it} \ge c$ باشد تابع انتقال مقدار عددی یک (G=۱) دارد و در حالتی که $q_{it} < c$ باشد، تابع انتقال مقدار عددی صفر (G=۰) دارد. با فرض m=۲، در صورت میل کردن پارامتر شیب به سمت بی نهایت با یک تابع انتقال سه رژیمی مواجه خواهیم بود که دو رژیم بیرونی آن مشابه و متفاوت از

رژیم میانی است. بدین معنی که برای مقادیر بزرگتر و کوچکتر از متغیر انتقال، تابع انتقال مقدار عددی یک داشته و در غیر اینصورت مقدار عددی صفر خواهد داشت. شایان ذکر است که در صورت میل کردن پارامتر شیب یا سرعت انتقال میان رژیمی به سمت صفر، مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی به یک مدل رگرسیون خطی با اثرات ثابت تبدیل خواهد شد.

با توجه به مطالب فوق برای تابع انتقال مطابق رابطه (۶) داریم:

$$F(q_{it};\ \gamma, c) = \begin{cases} 1 & if\ q_{it} \geq c \\ 0 & \text{سایر} \end{cases} \qquad (۶)$$

در نهایت شکل تعمیم یافته مدل PSTR با بیش از یک تابع انتقال نیز به صورت رابطه (۷) تصریح می شود:

$$y_{it} = \mu_i + B_0' X_{it} + \sum_{j=1}^{r} [B_1' X_{it}]\, F_j\left(q_{it}^{\ j};\ \gamma_j;\ c_j\right) + u_{it} \qquad (۷)$$

که در رابطه (۷)، r بیانگر تعداد توابع انتقال به منظور تصریح رفتار غیرخطی می باشد و سایر موارد از قبل تعریف شده‌اند. قابل ذکر است که مدل رگرسیون انتقال ملایم با حذف اثرات ثابت از طریق حذف کردن میانگین‌های انفرادی و سپس با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی که معادل تخمین زن حداکثر درستنمایی است، برآورد شد. گونزالس و همکاران (۲۰۱۷)، جهت بررسی رابطه میان متغیرهای موجود در مدل مورد مطالعه، مدل رگسیون انتقال ملایم پانلی دو رژیمی با یک تابع انتقال به صورت رابطه(۸)، است. با توجه به این تصریح مدل، ضرایب رگرسیون در کشورهای مختلف، و باگذشت زمان بسته به شاخص قیمت کالاها و متغیر انتقال، می‌تواند متفاوت باشد. این ویژگی مشکل ناهمگنی متعارف در داده‌های تلفیقی را مرتفع می‌کند. به‌طور دقیق‌تر، مشاهدات به دو رژیم تقسیم می‌شوند که توسط یک آستانه مشخص می‌شود که با متغیر انتقال به دست می‌آید و با ضرایب برآوردی که بسته به رژیم در نظر گرفته‌شده تغییر می‌کنند. با استفاده ازاین‌روش، کشورها را می‌توان بر اساس مقدار متغیر انتقال از یکدیگر تفکیک کرد. مدل مورداستفاده در این تحقیق با توجه به تحقیق بوباکری و همکاران (۲۰۱۹)، به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\mathrm{EMP}_{it} = \alpha_{it} + \beta_0' X_{it} + \left[\beta_1' X_{it} * F(q_{it};\gamma, c)\right] + \varepsilon_{it} \qquad (۸)$$

در مدل فوق EMP معیار فشار بازار ارز است. i بیانگر کشور و t بیانگر زمان است. همچنین X_{it} بیانگر برداری از عوامل مؤثر بر نوسانات نرخ ارز است و ازجمله نوسانات

شاخص قیمت واقعی کالاها و خالص دارایی‌های خارجی، وضعیت تجارت کالا و اثر بالاسا- ساموئلسون[1] است. F نیز تابع انتقال و q_{it} متغیر انتقال است. همچنین تابع انتقال $F(q_{it};\gamma,c)$ یک تابع پیوسته از Sit است که بین ۰ و ۱ نرمال‌سازی شده است که به‌صورت لجستیکی تعریف‌شده است (گونزالس و همکاران، ۲۰۱۷):

$$f(q_{it};\ \gamma,c)=\left[1+\exp\left(-\gamma\prod_{j=1}^{m}(q_{it}-c_j)\right)\right]^{-1} \quad (۹)$$

$$\gamma>0,\ c_1\le c_2\le,\dots,\le c_m$$

در تابع فوق، CJ یک بردار m بعدی از مقادیر حدهای آستانه‌ای و γ پارامتر شیب است که نشان‌دهنده سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر است و دارای یک محدودیت بدیهی است. همچنین qit بیانگر متغیر انتقال است. این متغیر انتقال بر اساس مطالعه کولیتاز وهارولین[2] (۲۰۰۶)، می‌تواند از بین متغیرهای مستقل مدل و یا وقفه متغیر وابسته که از لحاظ تئوریکی در ارتباط با مدل موردمطالعه بوده و عامل ایجاد رابطه غیرخطی باشد، انتخاب می‌شود. همچنین با توجه به دیدگاه مکاتب کلاسیک‌ها و نئوکلاسیک‌ها، ارتباط متغیرها در کشورها مورد مطالعه ارزیابی می‌شود. قالب مدل رگرسیون با انتقال ملایم پانل تحقیق به صورت زیر می‌باشد:

$$Emp_{it}=(PE_{it},\ FO_{it},\ MET_{it},\ AG_{it},\ PCPI_{it},TOT_{it},BS_{it}) \quad (۱۰)$$

متغیرهای مورد استفاده در مدل پژوهش به صورت زیر می‌باشند:

Emp_{it} : فشار بازار ارز،

PE_{it}: شاخص قیمت انرژی

FO_{it} : شاخص قیمت مواد غذایی

MET_{it}: شاخص قیمت فلزات

AG_{it} : شاخص قیمت مواد اولیه

$PCPI_{it}$: شاخص قیمت واقعی کالاها

BS_{it}: اثر بالاسا- ساموئلسون

TOT_{it}: وضعیت تجارت کالا

$$EMP_{it}=\mu_i+\alpha_0\sum PE_{it}+\beta_0\sum FO_{it}+\theta_0\sum MET_{it}+\gamma_0 AG_{it}+ \quad (۱۱)$$
$$\mu_0 PCPI_{it}+\rho_0\sum TOT_{it}+\partial_0\sum BS_{it}+\tau_0\left(\alpha_0\sum PE_{it}+\beta_0\sum FO_{it}+\right.$$

1 .Balassa-Samuelson effect

2. Colletaz and Hurlin

$$\theta_0 \sum MET_{it} + \gamma_0 AG_{it} + \mu_0 PCPI_{it} + \rho_0 \sum TOT_{it} + \partial_0 \sum BS_{it}) + (\alpha_0 \sum PE_{it} + \beta_0 \sum FO_{it} + \theta_0 \sum MET_{it} + \gamma_0 AG_{it} + \mu_0 PCPI_{it} + \rho_0 \sum TOT_{it} + \partial_0 \sum BS_{it}) g_1(q_{it}; \gamma_1, c_1) + \tau_0 (\alpha_0 \sum PE_{it} + \beta_0 \sum FO_{it} + \theta_0 \sum MET_{it} + \gamma_0 AG_{it} + \mu_0 PCPI_{it} + \rho_0 \sum TOT_{it} + \partial_0 \sum BS_{it}) + \tau_1 q_{it} (\alpha_0 \sum PE_{it} + \beta_0 \sum FO_{it} + \theta_0 \sum MET_{it} + \gamma_0 AG_{it} + \mu_0 PCPI_{it} + \rho_0 \sum TOT_{it} + \partial_0 \sum BS_{it}) + \cdots + \tau_n q_{it}^n (\alpha_0 \sum PE_{it} + \beta_0 \sum FO_{it} + \theta_0 \sum MET_{it} + \gamma_0 AG_{it} + \mu_0 PCPI_{it} + \rho_0 \sum TOT_{it} + \partial_0 \sum BS_{it}) + u_{it}$$

که:

مءیار فشار بازار ارز (EMP): برای محاسبه فشار بازار ارز از تغیرات نرخ ارز و ذخائر خارجی بانک مرکزی استفاده می‌گردد.بدین منظور شاخص فشار بازار از به پیروی از ادواردز(۲۰۰۲) و کومه(۲۰۱۱)، از جمع وزنی تغییرات نرخ ارز رسمی و تغییرات ذخایر خارجی استفاده شده است. وزن مورد استفاده در این روش، نسبت گشتاور دوم نمونه مربوط به تغییرات نرخ ارز تقسیم بر گشتاور دوم نمونه مربوط به تغییرات ذخایر خارجی می‌باشد، نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که شاخص EMP طی دورهٔ مورد بررسی مقادیری مثبت یا منفی دارد اما با وجود این که در برخی سال‌ها تغییرات نرخ ارز صفر بوده شاخص EMP در هیچ زمانی معادل با صفر نبوده است، در مطالعه کومه(۲۰۱۱)، شاخص EMP دارای سه رژیم فشار افزایش ارزش پول فشار کاهش ارزش پول و حرکت طبیعی نرخ ارز است، اما به نظر می‌رسد فشار بازار ارزی در کشورهای مورد مطالعه فقط تابع دو رژیم فشار افزایش کاهش ارزش پول داخلی یا افزایش ارزش پول داخلی وجود داشته است، پس شاخص EMP در کشورهای مورد مطالعه طی دوره‌ی۲۰۲۲-۱۹۹۰رفتار غیر خطی داشته است.

شاخص قیمت انرژی (PE): برای بخش انرژی از شاخص قیمت انرژی استفاده می‌شود که شامل شاخص‌های نفت خام (نفت)، گاز طبیعی و قیمت ذغال‌سنگ است.

شاخص قیمت مواد غذایی (FO): برای بخش مواد غذایی از شاخص قیمت مواد غذایی و آشامیدنی استفاده می‌شود.

شاخص قیمت فلزات (MET): برای بخش فلزات از شاخص قیمت فلزات استفاده خواهد شد که شامل شاخص‌های قیمت مس، آلومینیوم، آهن، سنگ معدن، قلع، نیکل، روی، سرب و اورانیوم است.

شاخص قیمت مواد اولیه (AG): برای بخش مواد اولیه، فهرست مواد خام کشاورزی انتخاب می‌شود که شامل شاخص‌های قیمت چوب، پنبه، پشم، لاستیک و پوست است.

شاخص قیمت واقعی کالاها[1] (PCPI) برای ۴ گروه کالایی موردبررسی به‌صورت میانگین وزنی از شاخص‌های قیمت کالاهای منتخب، بر اساس قیمت‌های معیار و مشخص‌شده در بازار جهانی است:

$$P_t = \sum_{k=1}^{k=n} p_t^k w_t^k \quad (۱۲)$$

که وزن‌ها (w)، بر اساس سهم جهانی واردات طی یک دوره ۳ ساله محاسبه‌شده است. شاخص‌های قیمت گروه‌های کالایی از بانک داده‌های صندوق بین المللی پول(IMF)، استخراج خواهد شد. همچنین برای محاسبه نوسانات شاخص قیمت واقعی کالاها از تفاضل شاخص‌های محاسباتی یا انحراف معیار آنها استفاده می‌شود.

اثر بالاسا- ساموئلسون (BS): اثر بالاسا- ساموئلسون بیانگر آن است که کشوری که رشد بهره‌وری بالایی در کالاهای قابل‌مبادله نسبت به کالاهای غیرقابل‌مبادله تجربه می‌کند، رشد دستمزدها (در هر دو بخش)، را تجربه خواهد کرد. این امر به‌طور اجتنابناپذیری سبب افزایش قیمت کالاهای غیرقابل‌مبادله خواهد شد. درنتیجه، نرخ واقعی ارز بالا می‌رود. اثر بالاسا-ساموئلسون با استفاده از تولید ناخالص داخلی سرانه اندازه‌گیری شده در برابری قدرت خرید (PPP) نسبت به شرکای تجاری به‌صورت زیر برآورد می‌شود:

$$BS_{i,t} = \frac{pppGDPcapita_{i,t}}{\prod_{j=1,j\neq i}^{137} pppGDPcapita_{j,t}^{(wj)}} \quad (۱۳)$$

وزن wi با توجه به سهم تولید ناخالص داخلی یک کشور نسبت به تولید جهانی محاسبه می‌شود. داده‌های لازم برای این بخش از بانک جهانی و صندوق بین‌المللی پول قابل‌دسترسی است.

خالص داراییهای خارجی (NFA): خالص دارایی‌های خارجی به مجموع ارزش دارایی‌های خارجی که در اختیار مقامات پولی و بانک‌های سپرده‌گذاری قرار دارد، اشاره دارد. این پارامتر به‌صورت نقاط درصدی تولید ناخالص داخلی بیان می‌شود. وضعیت خالص دارایی‌های خارجی، معیار بدهی است و نشان می‌دهد که آیا کشور به‌صورت خالص بدهکار یا بستانکار بقیه جهان است. وضعیت دارایی خارجی می‌تواند موجب تغییر در نرخ ارز شود، زیرا کشوری که با کسری حساب‌جاری رو به رشد مواجه است، باید مازاد تجاری خود را

1 .Primary Commodity Price Index

افزایش دهد، که این امر می‌تواند با کاهش ارزش نرخ ارز انجام شود. داده‌های لازم برای این مطالعه از صندوق بین‌المللی پول و به‌صورت درصدی از GDP محاسبه می‌شود.

وضعیت تجارت کالا (TOT): این متغیر به‌صورت میانگین وزنی قیمت سه کالای اصلی صادرشده توسط یک کشور اندازه‌گیری می‌شود که با مقدار کل واحد تولیدی (MUV) وزن دهی شده است:

$$TOT_{i,t}^{com} = \frac{\sum_{k=1}^{3} share_i^k \times p_t^k}{MUV_t} \quad (۱۴)$$

در رابطه فوق shareki سهم کالای k در بین سه کالای اصلی صادرشده توسط کشور i است. همچنین Pki قیمت کالای k است. داده‌های لازم برای این بخش نیز از صندوق بین‌المللی پول قابل دستیابی و محاسبه است.

همچنین در این مطالعه از دو متغیر نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی نسبت به GDP و همچنین نسبت M2 به GDP به‌عنوان شاخص توسعه مالی برای استحکام و مقاوم نمودن نتایج رگرسیون برآوردی استفاده شد. و کشورهای مورد مطالعه مقاله حاضر در بازه زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۲ شامل امریکا، برزیل، هلند، آلمان، چین، استرالیا، جمهوری دموکراتیک کنگو، ونزوئلا، روسیه، هندوستان، عربستان سعودی، کانادا، ژاپن، کره جنوبی، آلمان، ترکیه بود.

٤. یافته‌های تجربی

براساس روش شناسی تحقیق اولین گام در تخمین یک مدل رگرسیون انتقال ملایم ، آزمون فرضیهٔ صفر خطی بودن مدل در مقابل فرضیهٔ وجود الگوی رگرسیون انتقال ملایم با حداقل یک متغیر انتقال است. با توجه به نتایج آزمون در جدول(۱)،(۲)،(۳) و (۴) آورده شده است. برطبق جداول زیر تمامی آماره‌های ضریب لاگرانژ والد(LMw)، ضریب لاگرانژ فیشر(LMf) و نسبت درستنمایی(LR) برای آزمون یک رژیم در مقابل دو رژیم وجود الگوی PSTR را در سطح معنادار ۵ درصد تأیید می‌کنند. به عبارت دیگر، نتایج بر تبعیت روابط بین متغیرها از یک الگوی غیرخطی رگرسیون انتقال ملایم تأکید می‌کند.

جدول۱. آزمون وجود رابطه غیرخطی برای کشورهای صادرکننده فلزات

	M=1			M=2		
H0:r=0 H1:r=1	Lmw	LMf	LR	Lmw	LMf	LR
	۱۶۱/۶۶۷	۵۱/۳۵۹	۱۸۵/۹۷۵	/۱۷۶/۳۰۵	۲۸/۶۸۷	۲۰۵/۷۷۸
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)
M بیانگر تعداد مکان‌های آستانه‌ای و r بیانگر تعداد توابع انتقال می‌باشد. همچنین مقادیر احتمال مر بوط به هر آماره داخل پرانتز گزارش شده است.						

مأخذ: محاسبات محقق

جدول۲. آزمون وجود رابطه غیرخطی برای کشورهای صادرکننده انرژی

	M=1			**M=2**		
H₀:r=0 **H₁:r=1**	Lm_w	LM_f	LR	Lm_w	LM_f	**LR**
	۱۵۷/۳۴۸	۵۲/۴۹۶	۱۸۵/۳۴۷	۱۸۵/۹۰۸	۳۳/۱۹	۲۲۶/۸۸۲
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	**(۰/۰۰۰)**
M بیانگر تعداد مکان‌های آستانه‌ای و r بیانگر تعداد توابع انتقال می‌باشد. همچنین مقادیر احتمال مر بوط به هر آماره داخل پرانتز گزارش شده است.						

مأخذ: محاسبات محقق

نتایج گزارش شده در جداول (۳) و (۴) به ترتیب برای کشورهای صادرکننده فلزات، انرژی، مواد غذایی و مواد اولیه نشان می‌دهند که تمامی آماره‌های ضریب لاگرانژ والد، ضریب لاگرانژ فیشر و نسبت درست نمایی برای یک و دو حد آستانه ای(M=۲) و (M=۱)، از یک الگوی غیر خطی پیروی می کنند.

جدول۳.آزمون وجود رابطه غیرخطی برای کشورهای صادرکننده مواد غذایی

	M=1			**M=2**		
H₀:r=0 **H₁:r=1**	Lm_w	LM_f	LR	Lm_w	LM_f	**LR**
	۱۴۷/۷۶۵	۵۷/۳۰۹	۱۷۸/۴۳۲	۱۸۷/۸۶۵	۳۵/۲۰	۲۴۳/۱۰۴
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	**(۰/۰۰۰)**
M بیانگر تعداد مکان‌های آستانه‌ای و r بیانگر تعداد توابع انتقال می‌باشد. همچنین مقادیر احتمال مر بوط به هر آماره داخل پرانتز گزارش شده است.						

مأخذ: محاسبات محقق

جدول٤. آزمون وجود رابطه غیرخطی برای کشورهای صادرکننده مواد اولیه

	M=1			M=2		
H_0:r=0 **H_1:r=1**	Lm_w	LM_f	LR	Lm_w	LM_f	**LR**
	١٦١/٠٢٨	٤٨/٢٣١٦	١٨٨/٠٤٣	١٧٨/٤٣٥	٢٩/٣٢١	٢٥٣/٠٥٤
	(٠/٠٠٠)	(٠/٠٠٠)	(٠/٠٠٠)	(٠/٠٠٠)	(٠/٠٠٠)	(٠/٠٠٠)
M بیانگر تعداد مکان‌های آستانه‌ای و r بیانگر تعداد توابع انتقال می‌باشد. همچنین مقادیر احتمال مربوط به هر آماره داخل پرانتز گزارش شده است.						

مأخذ: محاسبات محقق

با توجه به نتایج جداول بالا در حالت دوم مدل نیز آمارهٔ نسبت درستنمایی برای دو حد آستانهای در سطح معناداری پنج درصد بیان می‌کند که رابطهٔ مورد استفاده در این تحقیق از یک الگوی غیرخطی تبعیت می‌کند و این آماره در یک حد آستانهای مدل خطی را نشان می‌دهد.

در مرحله بعد از تایید رابطه غیرخطی میان متغیرهای مورد مطالعه، لازم است وجود رابطه غیر خطی باقیمانده‌ها برای تعیین تعداد توابع انتقال(r)، بررسی شود. بدین ترتیب فرضیهٔ صفر وجود الگوی رگرسیون انتقال ملایم با حداقل دو تابع انتقال آزمون می‌شود و در صورت رد فرضیه صفر لازم است در ادامه فرضیهٔ صفر وجود دو تابع انتقال در مقابل فرضیهٔ وجود حداقل سه تابع انتقال آزمون شود. این فرایند ادامه می‌یابد تا زمانی که فرضیه صفر پذیرفته شود. نتایج به دست آمده با توجه به نتایج جداول(۵) تا (۸)، برای حالت اول مدل نشان می‌دهد.

جدول٥. آزمون وجود رابطه غیرخطی برای کشورهای صادرکننده فلزات

	M=1			M=2		
H_0:r=1 **H_1:r=2**	Lm_w	LM_f	LR	Lm_w	LM_f	**LR**
	١/٦٠٣	٠/٣	١/٦٠٥	٢/٧١٢	٣/٢٨٥	٢/٥١٢
	(٠/٩٠١)	(٠/٩١٣)	(٠/٩٠١)	(٠/٧٣٥)	(٠/١٥٦)	(٠/٦٩٨)

مأخذ: محاسبات محقق

جدول٦. آزمون وجود رابطه غیرخطی برای کشورهای صادرکننده انرژی(مأخذ: محاسبات محقق)

	M=1			M=2		
H_0:r=1 **H_1:r=2**	Lm_w	LM_f	LR	Lm_w	LM_f	**LR**
	٥/٨٢٥	١/٣١٨	٤/٣٠٨	٩/١١٤	١/٠٧٨	٩/١٩١
	(٠/٥٣١)	(٠/٣٢٩)	(٠/٢٦٥)	(٠/٣٣٣)	(٠/٣٧٧)	(٠/٣٢٦)

جدول۷. آزمون وجود رابطه غیرخطی برای کشورهای صادرکننده مواد غذایی

	M=1			M=2		
H_0:r=1 H_1:r=2	Lm_w	LM_f	LR	Lm_w	LM_f	**LR**
	٤/٧٨٠	١/٤٩٠	٤/٩٨٧	٩/٠٤٣	١/٣٥٠	٨/٢٣٠
	(٠/٥١٠)	(٠/٣٥٦)	(٠/٣٦٠)	(٠/٢٣٥)	(٠/٣٩٠)	(٠/٣٤٥)

مأخذ: محاسبات محقق

جدول۸. آزمون وجود رابطه غیرخطی برای کشورهای صادرکننده مواد اولیه

	M=1			M=2		
H_0: r=1 H_1: r=2	Lm_w	LM_f	LR	Lm_w	LM_f	**LR**
	٥/٥٠٩	٢/٤١٣	٣/٧٦٥	٧/٠٩٨	٢/٠٤٣	٧/٠١٢
	(٠/٣٩٣)	(٠/٣١١)	(٠/٣٧٧)	(٠/٣٢٨)	(٠/٤٣٨)	(٠/٣١٠)

مأخذ: محاسبات محقق

پس از حصول اطمینان درباره وجود رابطه غیرخطی میان متغیرهای مورد مطالعه، در ادامه باید رابطه غیرخطی باقیمانده را به منظور تعیین تعداد توابع انتقال مورد بررسی قرار داد. برای این منظور براساس مطالعه گونزالز و همکاران(۲۰۰۵)، و کولیتاز وهارولیت (۲۰۰۶)، فرضیه صفر وجود الگوی رگرسیون انتقال ملایم با یک تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود الگوی رگرسیون انتقال ملایم با حداقل دو تابع انتقال مورد آزمون قرار گرفته که نتایج آن در جدول (۵) و (۶)، برای کشورهای صادرکننده فلزات، انرژی، مواد غذایی و مواد اولیه ارائه شده است. نتایج حاصل از آماره والد، فیشر و نسبت درستنمایی نشان می‌دهند که لحاظ کردن یک تابع انتقال برای تعیین رابطه غیرخطی میان متغیرهای مدل کفایت می‌کند. پس از آنجام مرحله آزمون خطی بودن انتخاب یک تابع انتقال، اکنون باید حالت بهینه میان تابع انتقال با یک یا دو حد آستانه‌ای انتخاب گردد. در پژوهش حاضر بر طبق پیشنهاد کولیتاز وهارولین(۲۰۰۶) و جوید(۲۰۱۰)، دو مدل رگرسیون انتقال ملایم با یک و دو حد آستانه‌ای تخمین زده شده و برای هر کدام از آنها مقایر مجموع مجذور باقیمانده‌ها، معیار شوارتز و آکائیک به عنوان معیارهای تعیین کننده تعداد مکان‌های آستانهای لازم برای تصریح بهترین مدل محاسبه گردیده است. ملاک تعیین تعداد حد آستانه‌ای بدین صورت است که برای هر کدام از حد آستانه‌ای(M=۱) و (M=۲)، حد آستانه‌ای که معیار مجموع مجذور باقیمانده‌های کمتری داشته باشد، به عنوان آستانه انتخاب می‌گردد. در صورتی که این معیار

برای هر دو حد آستانه‌ای هم یکسان باشد، آنگاه معیار انتخاب حد آستانه بهینه حداقل معیار آکائیک می‌باشد.

بعد از تعیین مدل رگرسیون انتقال ملایم با دو رژیم حدی، باید حالت بهینه میان دو رژیم حدی با یک یا دو حد آستانهای انتخاب شود. در این پژوهش طیق پیشنهاد کولیتاز وهارولین(۲۰۰۶)، دو مدل رگرسیون انتقال ملایم با یک و دو حد آستانهای تخمین زده شده و برای هر کدام مقدار مجموع مجذور باقیمانده‌ها، معیارهای شوارتز و آکائیک به عنوان معیارهایی که تعداد مکان‌های آستانهای لازم برای تعیین بهتر مدل محاسبه می‌شود. نتایج این آزمون در جدول(۹)، آورده شده است.

نتایج حاصل از جدول (۹)، حاکی از آن است که براساس معیارهای عنوان شده، مدل PSTR با یک حد آستانه‌ای، مدل بهینهای برای کشورهای صادرکننده فلزات، انرژی، مواد غذایی و مواد اولیه می‌باشد.

جدول۹. تعیین تعداد وقفه بهینه در یک تابع انتقال(مأخذ: محاسبات محقق)

پانل A: کشورهای صادرکننده فلزات					
M=2			M=1		
مجموع مجذور باقیمانده‌ها	معیار آکائیک	معیار شوارتز	مجموع مجذور باقیمانده	معیار آکائیک	معیار شوارتز
٤/١٠٢٥	-٤/٧٦٧٢	-٤/٧٠٨٦	٤/١٠٢٥	-٤/٧٧٣٢	-٤/٧٢٢٩
پانل B: کشورهای صادرکننده انرژی					
مجموع مجذور باقیمانده‌ها	معیار آکائیک	معیار شوارتز	مجموع مجذور باقیمانده‌ها	معیار آکائیک	معیار شوارتز
٢٠/٩١٨٨	-٣/٠٦٠٨	-٢/٩٩٨٧	٢٠/٩١٨٨	-٣/٠٦٧١	-٣/٠١٣٩
پانل C: کشورهای صادرکننده مواد غذایی					
مجموع مجذور باقیمانده‌ها	معیار آکائیک	معیار شوارتز	مجموع مجذور باقیمانده‌ها	معیار آکائیک	معیار شوارتز
١٨/٧٦٥	-٢/٣٤٠	-٢/٠٢١	١٨/٧٦٥	-٢/٣٤٠	-٣/٣٢١
پانل D: کشورهای صادرکننده مواد اولیه					
مجموع مجذور باقیمانده‌ها	معیار آکائیک	معیار شوارتز	مجموع مجذور باقیمانده‌ها	معیار آکائیک	معیار شوارتز
١٥/٥٤٦	-٢/١٣١	-٣/٠٣٩	٢٠/٤٣٢	-٤/٣٦٧	-٣/٧٤٣

پس از انتخاب مدل رگرسیون انتقال ملایم با یک تابع انتقال و یک حد آستانه‌ای که بیانگر یک مدل دو رژیمی است، در ادامه به برآورد مدل برای کشورهای صادرکننده فلزات، انرژی، مواد غذایی و مواد اولیه پرداخته می‌شود.

پس از تعیین تعداد تابع انتقال و حدآستانهای بهینه یک مدل دو رژیمی برآورد می‌شود. نتایج این مدل در جدول(۱۰)، آورده شده است. باتوجه به معیارهای شوارتز و اکاؤسک تعداد حد بهینه آستانهای تعیین می‌شود. یک مدل رگرسیون انتقال ملایم با یک رژیم حدی(تابع انتقال) و یک حد آستانه‌ای برای بررسی رفتار غیرخطی میان متغیرهای پژوهش انتخاب می‌شود.

جدول۱۰. نتایج برآورد مدل PSTR برای کشورهای صادرکننده فلزات و انرژی[1]

نتایج براورد مدل PSTR برای کشورهای صادرکننده فلزات				**نتایج براورد مدل PSTR برای کشورهای صادرکننده انرژی**			
قسمت غیر خطی مدل	متغیر	قسمت خطی مدل	متغیر	قسمت غیر خطی مدل	متغیر	قسمت خطی مدل	متغیر
-۰/۰۱۲ (-۸/۳۱۲)	$INexpric_1$	-۰/۰۰٤ (٥/۹۱۲)	$INexpric_0$	-۰/۰۸۲ (-۳/٦٦۲)	$INexpric_1$	۰/۰٦۱ (۲/۸۳۲)	$INexpric_0$
-۰/۰۰۱ (-٥/۰٤۳)	Pe1	۰/۰۰۷ (٦/٥۳۲)	Pe0	-۰/۰۰٤ (-۷/۳٤٤)	Pe1	۰/۰۰۸ (۳/۷۳۲)	Pe0
۰/۰۰۲ (٥/۰٦٤)	PCPI1	۰/۳۱۲ (۸/۱۲۱)	PCPI0	۰/٦۱۲ (۳/۲۱۱)	PCPI1	۲/۳۲۱ (-۲/۷۲۱)	PCPI0
-۰/۱٤۱ (-٤/۲۲۱)	TOT1	-۰/۸۱۲ (-۱/۷۷۸)	TOT0	-۰/٥۱۲ (-۱/۷۳۱)	TOT1	-۱/۱۲ (-٤/٤۱۱)	TOT0
۰/۰۰۹ (٥/٤۳۱)	BS1	۰/۱۱۲ (۸/۱۱۲)	BS0	۰/۰۰٦ (۸/٤۳۱)	BS1	۰/۰۰۲ (۷/٦۱٦)	BS0
مکان وقوع تغییر رژیم C=7/991 ضریب تعدیل (سرعت تعدیل) ý=3/123				مکان وقوع تغییر رژیم C=11/254 ضریب تعدیل (سرعت تعدیل) ý=0/342			

مأخذ: محاسبات محقق

۱. مقادیر داخل پرانتز نشان دهنده آماره t می باشد

نتایج حاصل از تخمین مدل رگرسیون انتقال ملایم دو رژیمی در جدول (۱۰)، گزارش شده است. پارامتر شیب که بیانگر سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر است، برای کشورهای صادرکننده فلزات و انرژی به ترتیب ۳/۱۱، ۰/۳۴۲ برآورد شده است. همچنین حد آستانه‌ای شاخص قیمت واقعی کالا برای کشورهای صادرکننده فلزات و انرژی نیز برابر با ۷/۹۹ و ۱۱/۲۵۴ می‌باشد. به عبارت دیگر در کشورهای صادرکننده فلزات، زمانی که مقدار شاخص قیمت فلزات برابر با ۷/۹۹ هست، جهت و یا شدت تأثیرگذاری شاخص قیمت فلزات بر فشار بازار ارز تغییر می‌کنند به بیان دیگر با سرعتی معادل ۳/۱۱ تغییر رژیم اتفاق می‌افتد.

جدول۱۱. نتایج برآورد مدل PSTR برای کشورهای صادرکننده مواد غذایی و مواد اولیه

نتایج براورد مدل PSTRبرای کشورهای صادرکننده مواد غذایی				**نتایج براورد مدل PSTR برای کشورهای صادرکننده مواد اولیه**			
قسمت غیر خطی مدل	متغیر	قسمت خطی مدل	متغیر	قسمت غیر خطی مدل	متغیر	قسمت خطی مدل	متغیر
−۰/۰۲۳ (−۶/۳۰۳)	$INex\ pric_1$	−۰/۰۱٤ (۵/۹۳۲)	$INex\ pric_0$	۰/۰۷۵ (۳/۰۹۲)	$INex\ pric_1$	۰/۰۳٤ (۲//۳۷۸)	$INexpric_0$
−۰/۰۰۳۲ (−٤/۰٤۲)	Pe1	۰/۰۰۸ (۵/٦۱۲)	Pe0	۰/۰۰۵ (۳/۱٦۷)	Pe1	۰/۰۰٦ (۲/۰۹۲)	Pe0
۰/۰۰۵ (٤/۰۲۳)	PCPI1	۰/۳٦٤ (۷/۲۰۱)	PCPI0	۲/۷٦٦ (−۳/٦۳۳)	PCPI1	۳/۱۸۷ (−٤/۷٦۹)	PCPI0
−۰/۲۳۱ (−۳/٤۲۱)	TOT1	−۰/٦۵۹ (−۲/۳۹۲)	TOT0	−۲/٤٤ (−۳/۱۱۳)	TOT1	−۲/٤۳ (−٤/۵٦٤)	TOT0
۰/۰۰۱۱ (٦/۰۹۸)	BS1	۰/٤۵٦ (٦/۲۳۹)	BS0	۰/۰۰۳ (۵/۱۳٦)	BS1	۰/۰۰٤ (٦/۸۰۹)	BS0
مکان وقوع تغییر رژیم C=6/765 **ضریب تعدیل (سرعت تعدیل) ý=3/594**				مکان وقوع تغییر رژیم C=8/302 ضریب تعدیل (سرعت تعدیل) ý=0/876			

مأخذ: محاسبات محقق

لذا در صورتی که مقدار شاخص قیمت فلزات از ۷/۹۹ تجازو کند، رفتار متغیرها مطابق رژیم دوم خواهد بود و در صورت کمتر بودن آن از حد آستانه‌ای فوق در رژیم اول قرار خواهد گرفت.در حالی که برای کشورهای صادرکننده انرژی زمانی که مقدار شاخص قیمت انرژی برابر با ۱۱/۲۵۴ هست، با سرعتی معادل ۰/۳۴۲ تغییر رژیم اتفاق می‌افتد. لذا در صورتی که مقدار شاخص قیمت از ۱۱/۲۵۴ تجاوز کند، رفتار متغیرهای مطابق رژیم دوم خواهد بود و در صورت کمتر بودن آن از حد آستانه‌ای فوق در رژیم اول قرار خواهد گرفت.

نتایج حاصل از تخمین مدل رگرسیون انتقال ملایم دو رژیمی در جدول (۱۱)، گزارش شده است. پارامتر شیب که بیانگر سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر است، برای کشورهای صادرکننده مواد غذایی و مواد اولیه به ترتیب ۳/۵۹۴ و ۰/۸۷۶ برآورد شده است. همچنین حد آستانه‌ای شاخص قیمت واقعی کالا برای کشورهای صادرکننده مواد غذایی و مواد اولیه نیز برابر با ۶/۷۶۵ و ۸/۳۰۲ می‌باشد. به عبارت دیگر در کشورهای صادرکننده مواد غذایی، زمانی که مقدار شاخص قیمت مواد غذایی برابر با ۶/۷۶۵ هست، جهت و یا شدت تأثیرگذاری شاخص قیمت مواد غذایی بر فشار بازار ارز تغییر می‌کنند به بیان دیگر با سرعتی معادل ۳/۵۹۴ تغییر رژیم اتفاق می‌افتد. لذا در صورتی که مقدار شاخص قیمت مواد غذایی از ۶/۷۶۵ تجازو کند، رفتار متغیرها مطابق رژیم دوم خواهد بود و در صورت کمتر بودن آن از حد آستانه‌ای فوق در رژیم اول قرار خواهد گرفت.

در حالی که برای کشورهای صادرکننده مواد اولیه زمانی که مقدار شاخص قیمت مواد اولیه برابر با ۸/۳۰۲ است، با سرعتی معادل ۰/۸۷۶ تغییر رژیم اتفاق می‌افتد. لذا در صورتی که مقدار شاخص قیمت از ۸/۳۰۲ تجاوز کند، رفتار متغیرهای مطابق رژیم دوم خواهد بود و در صورت کمتر بودن آن از حد آستانه‌ای فوق در رژیم اول قرار خواهد گرفت. از آنجا که ضرایب متغیرهای با توجه به مقدار متغیر انتقال (شاخص قیمت) و پارامتر شیب تغییر می‌یابند و برای کشورهای مختلف و در طول زمان یکسان نمی باشند، نمی‌توان مقدار عددی ضرایب ارائه شده در جدول(۱۰) و (۱۱)، را به طور مستقیم تفسیر نمود و صرفا باید علامت‌ها را مورد تجزیه و تحلیل قرار داد. به منظور ارائه درک واضح تر نتایج به دست آمده دو رژیم حدی موجود برای کشورهای صادرکننده فلزات، انرژی، مواد غذایی و مواد اولیه مورد بررسی قرار می‌گیرند.

برای کشورهای صادرکننده فلزات داریم:

۱-رژیم حدی اول متناسب با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی نهایت میل کند و مقدار متغیر انتقال (شاخص قیمت)، کمتر از حد آستانه‌ای باشد که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی صفر دارد و به صورت رابطه (۱۵) تصریح می‌گردد:

$$EX = C - 0.004index\ price + 0.007Pe + 0.312Pcpi - 0.812TOT + 0.112BS \quad (۱۵)$$

۲-رژیم حدی دوم متناسب با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی نهایت میل کند، اما مقدار متغیر انتقال (شاخص قیمت) بزرگتر از حد آستانهای باشد، در این حالت تابع انتقال مقدار عددی یک دارد و به صورت رابطه (۱۶) تصریح می‌گردد:

$$EX = C - 0.012index\ price + 0.001Pe + 0.002PCPI - 0.141TOT + 0.009BS \quad (۱۶)$$

همچنین نتایج به دست آمده دو رژیم حدی برای کشورهای صادرکننده انرژی به صورت زیر می‌باشد:

$$EX = C + 0.061index\ price + 0.008Pe + 2.321PCPI - 1.12TOT + 0.002BS \quad (۱۷)$$

$$EX = C - 0.082indexprice - 0.004Pe + 0.612PCPI - 0.512TOT + 0.006BS \quad (۱۸)$$

همانطور که مشاهده می‌گردد متغیر شاخص قیمت در کشورهای صادرکننده انرژی در هر دو رژیم تأثیر منفی بر فشار بازار ارز دارد. با توجه داشت که در کشورهای صادره کننده انرژی شاخص قیمت در حدود ۲ الی ۳ درصد نه تنها مضر نیست بلکه باعث ایجاد انگیزه‌های اقتصادی و در نتیجه رشد می‌شود. از طرف دیگر فرهنگ تولید به واسطه فشار بازار ارز توسعه می‌یابد. به عبارتی دیگر شاخص قیمت تا حدی انگیزه‌های برای سرمایه گذاران می‌باشد. اثر منفی شاخص قیمت بر فشار بازار ارز با مطالعات ریکاردو و گالرو(۲۰۰۱)، لی(۲۰۰۴)، آیدین و همکاران (۲۰۱۶) و جعفری صمیمی و همکاران(۱۳۸۶) همسو می‌باشد.

سایر نتایج نشانگر آن است که با افزایش در سطح تعادل تجاری در رژیم اول فشار بازار ارز به اندازه ۱/۱۲ و در رژیم دوم به اندازه ۰/۵۱۲ کاهش داشته است. به عبارتی با افزایش در سطح تعادل تجاری فشار بازار ارز کاهش می‌یابد. بنابراین سطح تعادل تجاری در رژیم حدی اول و دوم تأثیر منفی بر فشار بازار دارد. زیرا صادرات و واردات به واسطه تخصص‌گرایی، انتقال دانش و تکنولوژی می‌توانند بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت داشته باشند و باعث کاهش فشار بازار ارز شود.

با افزایش در شاخص قیمت واقعی کالاها در هر دو رژیم اول و دوم افزایش می یابد. همچنین به ازای افزایش در خالص دارایی‌های خارجی در رژیم خطی به اندازه ۰/۰۰۸ افزایش و در غیرخطی به اندازه ۰/۰۰۴ کاهش می‌یابد به طوری که در رژیم دوم از کاهش در فشار بازار ارز کاسته شده است. نهایتاً با افزایش در دارایی‌های خارجی، فشار بازار ارز در رژیم دوم کاهش و در رژیم اول افزایش می‌یابد.

از طرف دیگر همانطور که مشاهده می‌گردد، در کشورهای صادرکننده انرژی اثر بالاسا- ساموئلسون در رژیم حدی اول و دوم تأثیر مثبت بر فشار بازار ارز دارند. این نتیجه با مطالعات لی(۲۰۰۴)، ریکاردو و گالرو (۲۰۰۱) و فلاحی و همکاران (۱۳۹۱)، سازگار می باشد. از طرف دیگر با دیدگاه کالکی-کینزی سازگار می باشد، به طورکلی نتایج حاصل از بررسی‌های تجربی صورت گرفته، حاکی از آن است که وجود اثر بالاسا- ساموئلسون موجب افزایش قیمت کالاهای غیر مبادله مانند دستمزدها می‌شود و موجب افزایش فشار بازار ارزی می‌شود.

۵.نتیجه گیری و توصیه‌های سیاستی

در این تحقیق اثرات قیمت واقعی مواد غذایی، مواد اولیه، فلزات و انرژی بر فشار بازار در کشورهای صادر کننده موادغذایی، فلزات، مواد اولیه و انرژی برای دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۲ با رویکرد رگرسیون انتقال ملایم مورد تحلیل و بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل نشان داد که در کشورهای صادرکننده فلزات متغیر شاخص قیمت در هر دو رژیم تأثیر منفی بر فشار بازار ارز دارد. همچنین سطح تعادل تجاری در رژیم حدی اول و دوم تأثیر مثبت بر فشار بازار ارز دارد. از طرفی شاخص قیمت واقعی کالاها در هر دو رژیم موجب تقویت فشار بازار ارز در کشورهای صادرکننده انرژی گردیده است و سطح تعادل تجارت نیز در هر دو رژیم خطی و غیر خطی اثر منفی بر فشار بازار ارز دارد.

در کشورهای صادرکننده مواد غذایی شاخص قیمت کالاها در دو رژیم تأثیر مثبت و معنی داری بر فشار بازار ارز را نشان می‌دهد، که خالص دارایی خارجی نیز در هر دو رژیم خطی و غیر خطی تاثیر مثبت و معنی داری دارد و سطح تعادل تجارت در دو رژیم خطی و غیرخطی اثر منفی بر فشار بازار ارز دارد و اثر بالاسا- ساموئلسون در دو رژیم کشورهای صادرکننده مواد غذایی اثر معنی‌داری بر فشار بازار ارز دارد.

در کشورهای صادرکننده مواد اولیه شاخص‌های قیمت‌ها و سطح تعادل تجارت در دو رژیم اول و دوم اثر منفی و معنی‌داری بر فشار بازار ارز دارد، از طرفی دیگر خالص دارایی‌های خارجی در رژیم اول اثر مثبت و در رژیم دوم اثر منفی و معنی‌داری بر فشار بازار ارز دارد و شاخص قیمت واقعی کالاها و اثر بالاسا – ساموئلسون در دو رژیم خطی و غیرخطی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر فشار بازار ارز در کشورهای صادرکننده مواد اولیه دارد و این نتایج با نتایج مطالعات بوباکری و همکاران(۲۰۱۸)، ناو(۲۰۲۱)، عباسی، پدرام و تقی پور(۱۳۹۹)، و میک(۲۰۲۲) همخوانی دارد.

براساس نتایج یادشده، توصیه‌های سیاستی این تحقیق موارد زیر را شامل می‌شود:

از آنجا که بحران ارزی می‌تواند به بحران اقتصادی منتهی شود و به منظور جلوگیری از وقوع بحران‌های ارزی، تأثیر عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز قبل از اعمال هر گونه سیاستی در اقتصاد بررسی و تحلیل شود تا از وقوع چنین بحران‌هایی جلوگیری گردد. زیرا کشورهایی که این بحران را تجربه کرده اند، ممکن است در آینده نزدیک با شوک دیگری مواجه شوند به این دلیل که این کشورها آسیب پذیری نسبت شوک‌ها پیدا کرده اند. به طوری که حتی با اعمال سیاست‌های صحیح زمان زیادی برای عبور از این بحران لازم است. بنابراین طراحی سیستم‌های هشدار دهنده سریع و همچنین شناسایی عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز امری ضروری است و به سیاست گذار این امکان را می‌دهد تا سیاست‌های اقتصادی مناسب را به کار گیرد.

در کل نتایج این تحقیق اهمیت کاربرد سیاست گذاری‌ها را نشان می‌دهد در کشورهای صادر کننده انرژی شاخص قیمت انرژی و خالص دارایی خارجی را بر فشار بازار ارز اشکار می‌کند و در کشورهای صادرکننده فلزات که بیشتر از سایر کشورها در معرض فشار بازار ارز هستند و متغیرهای تحقیق با اثر مثبت خود می‌توانند باعث افزایش فشار بر بازار ارز گردند.از این سیاست گذاران باید هنگام اعمال چنین سیاست‌هایی بسیار محتاط عمل نمایند تا بتوانند دوره بحران را مدیریت کنند و با موفقیت آن را پشت سر گذارند.همچنین با توجه به نتایج حاصل شده در گروه کشورهای صادرکننده فلزات، انرژی، مواد غذایی و مواد اولیه سطحی از مداخله توسط مقامات پولی برای دستیابی به نرخ ارز هدف و جلوگیری از فشار بر بازار ارز لازم است.

جهت کاهش فشار بازار ارز، متناسب با تفاوت تورم ایران با تورم جهانی، نرخ ارز رسمی سالانه تعدیل گردد تا از بروز شوک‌های ارزی جلوگیری شود. هم‌چنین بر مبنای نتایج به دست آمده و هم‌خوانی بسیار بالای شاخص فشار بازار ارز با تحولات ارزی، می‌توان بیان نمود که شاخص فشار بازار ارز، شاخص بسیار مطلوب جهت تحلیل تحولات ارزی می‌باشد و از این شاخص می‌توان به عنوان یک شاخص پیش‌بینی‌کننده احتمال شوک‌های ارزی استفاده نمود.

در مورد تأثیر متقارن نرخ ارز برتولید می‌توان گفت شدت سیاست ارزی انبساطی و انقباظی در مقابل این ارز متفاوت نیست و دولت کشورهای مورد مطالعه می‌توانند بدون توجه به تفاوت تأثیرگذاری آنهای سیاست‌های ارزی را برای مقاصد تثبیت اقتصادی و قیمت واقعی موادغذایی، مواد اولیه، انرژی و فلزات اتخاذ کند.

تعارض منافع

تعارض منافعی ندارم.

سپاسگزاری

از اساتید دانشکده اقتصاد دانشگاه تبریز بابت حمایت‌های معنوی از این پژوهش تقدیر می‌شود.

ORCID

Aso Esmailpour https://orcid.org/ 0000-0001-7428-1448

منابع

آرمن، سید عزیز.، شهریور، بهاره و بابعالی، وحید. (۱۳۹۳). بررسی رابطه بلندمدت بین نرخ ارز و قیمت نفت خام در ایران با استفاده از رهیافت آزمون کرانه. رشت، اولین کنفرانس بین‌المللی اقتصاد، مدیریت، حسابداری و علوم اجتماعی.

آقایی،کیومرث.، جباری،امیر و کریمی، محمد. (۱۳۸۶). بررسی منابع کلان اقتصادی ایران با تأکید بر نرخ واقعی ارز طی سال‌های ۸۳-۱۳۴۹. فصلنامه *پژوهش‌های اقتصادی*،۲، ۶۱-۴۱.

Doi: http://ecor.modares.ac.ir/article-18-9958-fa.html

بزازان،فاطمه.، علی نژاد مهربانی،فرهاد و صیدی زاد، مهناز. (۱۳۸۸). بررسی رابطه بلندمدت قیمت نفت خام و نرخ ارز واقعی دلار آمریکا، به دو روش جوهانسون- جوسیلیوس و ARDL . فصلنامه *مطالعات اقتصاد انرژی*، ۶(۲۲) .

Doi: https://sid.ir/paper/۹۹۵۳۹/fa

ترکی، لیلا و فراهانی، مریم. (۱۳۹۰). ارزیابی اثر تغییرات قیمت نفت بر بی‌ثباتی نرخ ارز در کشورهای عضو اوپک (۲۰۰۹-۱۹۸۲) . فصلنامه *اقتصاد محیط‌زیست و انرژی*، ۲ ، ۷۱-۵۹.

ختایی، محمود.، شاه‌حسینی، سمیه و مولانا، حامد. (۱۳۸۶) . بررسی اثر تغییرات درآمدهای نفتی بر نرخ ارز حقیقی. *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره۷: ۱۳۰-۱۰۳.

Doi: https://sid.ir/paper/۴۰۴۷۹۶/fa

دایی کرم زاده، سعید، سامتی، مجید و زید یحیایی، شاهین. (۱۳۹۲). بررسی رابطه بین نرخ ارز واقعی و قیمت نفت و وقوع بیماری هلندی در ایران بر اساس رهیافت M-TAR.، اصفهان، اولین همایش الکترونیکی ملی چشم‌انداز اقتصاد ایران با رویکرد حمایت از تولید ملی.

Doi: https://sid.ir/paper/۲۲۹۰۲۷/fa

سجودی، احمد، دائی کریم زاده، سعید. (۱۳۹۸). تأثیر تکانه مخارج مصرفی دولت بر حساب‌جاری و نرخ ارز مؤثر واقعی در کشورهای درحال‌توسعه نفتی و غیرنفتی: رهیافت Panel VAR، فصلنامه *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، (۳)، ۷۲-۴۹.

Doi: https://sid.ir/paper/۳۸۳۶۷۳/fa

سلمانی، بهزاد.، بهبودی، داوود و ممی پور،سیاب. (۱۳۹۰). نقش کیفیت نهادی در رابطه نرخ واقعی ارز باقیمت نفت مطالعه موردی:اقتصادهای نفتی. *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*،۴ .

Doi: http://jemr.khu.ac.ir/article-1-166-fa.html

صادقی شاهدانی، مهدی، صاحب هنر، حامد، طاهری فرد، علی، نخلی، سید رضا(۱۳۹۲). بررسی رابطه بین نرخ ارز و متغیرهای کلان اقتصادی(با استفاده از رهیافت BVARبا تابع پیشینSSVS): مطالعه موردی ایران، فصلنامه *پژوهشنامه اقتصادی*،۱۳ (۴۹)، ۴۸-۱.

صمدی، سعید.، یحیی‌آبادی، ابوالفضل و معلمی، نوشین. (۱۳۸۸). تحلیل تأثیر شوک‌های قیمتی نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۵۲، ۲۶-۵.

Doi: http://qjerp.ir/article-۳۰۷-۱-fa.html

عوض پور، فهیمه، یحیی‌آبادی، ابوالفضل و قاسمی، محمدرضا. (۱۳۹۱). تحلیل تأثیر نوسانات قیمت جهانی نفت خام بر نرخ واقعی ارز در کشورهای منتخب عضو اوپک. اولین همایش بین‌المللی اقتصادسنجی، روش‌ها و کاربردها، سنندج، دانشگاه آزاد اسلامی واحد سنندج.

Doi: https://civilica.com/doc/176164/

محبوبی،هادی، دامن کشیده، مرجان، مومنی وصالیان، هوشنگ، نصابیان، شهریار(۱۴۰۲). تأثیر شاخص‌های کلان اقتصادی بر نوسانات بازده سهام. *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، *۱۵* (۵۹).

Doi: https://doi.org/۱۰.۳۰۴۹۵/faar.۲۰۲۳.۱۹۵۷۸۵۴.۳۴۸۲

محبوبی،هادی، مومنی وصالیان، هوشنگ، دامن کشیده، مرجان، نصابیان، شهریار(۱۴۰۱). تأثیر پویایی مدیریت ذخایر ارزی و ساختار مداخلات بانک مرکزی بر تثبیت بازار ارز با بکارگیری نظریه گیرتون و روپر. فصلنامه *اقتصاد مالی*، *۱۶* (۱).

Doi .۳Doi: https://sanad.iau.ir/journal/ecj/Article/۶۹۱۵۰۹?jid=۶۹۱۵۰۹

مظهری آوا، مریم، فتاحی، شهرام، سهیلی، کیومرث(۱۳۹۸). بررسی عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته: رویکرد پنل کوانتایل. فصلنامه پ*ژوهش‌های و سیاست‌های اقتصادی*، ۹۲(۲۷)، ۲۵۶-۲۲۷. Doi: http://qjerp.ir/article-1-2476-fa.html

ممی‌پور، سیاب، جعفری، صغری. (۱۳۹۶). عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز در ایران: در چارچوب الگوی مارکوف- سوئیچینگ با احتمال انتقال متغیر، مجله *تحقیقات اقتصادی*، شماره (۲): ۴۵۶-۴۲۷. Doi: 10.22059/jte.2017.61860

هاشم‌پور، زینب. (۱۳۹۱). برآورد نرخ حقیقی ارز در کشورهای عمده صادرکننده نفت (۲۰۰۵-۱۹۷۰). *برنامه‌ریزی و بودجه*،۳، ۱۰۸-۸۵ Doi: http://jpbud.ir/article-1-409-fa.html

References

Aghaei, K., Jabari, A & Karimi, Mohammad. (2006). Investigating Iran's macroeconomic resources with an emphasis on the real exchange rate during the years 1349-83. *Economic Research Quarterly*, *2*, 41-61. [In Persian].

Ahmad, A. H., & Moran Hernandez, R. (2013). Asymmetric adjustment between oil prices and exchange rates: Empirical evidence from major oil producers and consumers. *Journal of International Financial Markets. Institutions and Money*, *27*, 306-317.

Ahmad, M. H., & Ping, P. Y. (2014). Modelling Malaysian Gold Using Symmetric and Asymmetric GARCH Models. *Applied Mathematical Sciences*, *8*(17), 817-822.

Aloui, R., Ben Aïssa, M. S., & Nguyen, D. K. (2013). Conditional dependence structure between oil prices and exchange rates: A copula-GARCH approach. *Journal of International Money and Finance*, *32*, 719-738.

Amano, R., van Norden, S. (1998). Exchange rates and oil prices. *Rev. Int. Econ.*, *6* (4), 683–694.

Awadpour, F, Yahyaabadi, A & Ghasemi, M. (2011). Analysis of the effect of global crude oil price fluctuations on the real exchange rate in selected OPEC member countries. The first international conference on econometrics, methods and applications, Sanandaj, Islamic Azad University, Sanandaj branch. [In Persian].

Basher, S. A., Haug, A. A., & Sadorsky, P. (2012). Oil prices, exchange rates and emerging stock markets. *Energy Economics*, *34*(1), 227-240.

Bazazan, F, Alinejad Mehrabani, F & Seidizad, Mahnaz. (2008). Investigating the long-term relationship between crude oil prices and the real exchange rate of the US dollar, using Johanson-Jusilius and ARDL methods. *Quarterly Journal of Energy Economy Studies*, *6*(22), 117-93. [In Persian].

Beckmann, J., & Czudaj, R. (2013). Oil prices and effective dollar exchange rates. *International Review of Economics & Finance*, *27*, 621-636.

Boubakri, S; Guillaumin, C; Silanine, A. (2019). Non-linear relationship between real commodity price volatility and real effective exchange rate: The case of commodity-exporting countries, *Journal of Macroeconomics*, *60*, PP 212–228.

Cashin, P; Céspedes, L; Sahay, R. (2004). Commodity currencies and the real exchange rate. *J. Dev. Econ*., *75* (1), 239–268.

Chang, H. F., Huang, L. C., & Chin, M. C. (2013). Interactive relationships between crude oil prices, gold prices, and the NT–US dollar exchange rate—A Taiwan study. *Energy Policy*, *63*, 441-448.

Colletaz, G. and Hurlin, C. (2006). Threshold Effects of the Public Capital Prod uctivity: An International Panel Smooth Transition Approach. Working p aper,1/2006, LEO, University d Orleans. 1-39.

Dai Karamzadeh, S, Sameti, M & Zaid Yahyai, Sh. (2012). Investigating the relationship between the real exchange rate and the price of oil and the occurrence of Dutch disease in Iran based on the M-TAR approach., Isfahan, the first national electronic conference on Iran's economic outlook with the approach of supporting national production. [In Persian].

Deaton, A., Laroque, G., (1992). On the behavior of commodity prices. *Rev. Econ. Stud. 59*, 1–23.

Engle, C.M., Nelson, C.M. and Kenneth, D.W. (2007). Exchange rate models are not as bad as you think. NBER Working Paper 13318, *National Bureau of Economic Research.*

Ferraro, D., Rogoff, K., Rossi, B. (2015). Can oil prices forecast exchange rates? An empirical analysis of the relationship between commodity prices and exchange rates. *J. Int. Money Finance*, *54* (C), 116–141.

Frankel, J.A. (2010). The Natural Resource Curse: A Survey. HKS Faculty Research Working Paper Series No. RWP10-005.

Fratzscher, M.; Schneider, D. and Van Robays, I. (2014). Oil prices, exchange rates and asset prices. Working Paper Series, No 1689. European Central Bank.

Ghosh, S. (2011). Examining crude oil price–Exchange rate nexus for India during the period of extreme oil price volatility. *Applied Energy, 88*(5), 1886-1889.

González, A., Teräsvirta, T., van Dijk, D. (2005). Panel Smooth Transition Regression Models. Quantitative Finance Research Centre, University of Technology Research Paper, 165.

González, A., Teräsvirta, T., van Dijk, D., Yukai, Y. (2017). Panel Smooth Transition Regression Models. Department of Economics and Business Economics. Aarhus University CREATES Research Paper 36.

Hashempour, Z. (2011). Estimation of real exchange rate in major oil exporting countries (1970-2005). *Planning and Budget*, *3*, 85-108. [In Persian].

Karel Bruna, Quang Van Tran (2020) The central banks' ability to control variability of money market interest rates: The case of inflation targeting countries, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 176, 384-402

Khataei, M., Shahhosseini, S & Molana, Hamed. (1386). Investigating the effect of changes in oil revenues on the real exchange rate. *Economic Journal*, No. *7*: 103-130. [In Persian].

Korhonen, I., & Juurikkala, T. (2009). Equilibrium exchange rates in oil-exporting countries. *Journal of Economics and Finance*, *33*(1), 71-79.

Lizardo, R. A., & Mollick, A. V. (2010). Oil price fluctuations and US dollar exchange rates. *Energy Economics*, *32*(2), 399-408.

Mahboubi, H, Daman Kasheh, M, Momeni, W & Nasabian, Sh (1402). The effect of macroeconomic indicators on the volatility of stock returns. *Financial accounting and auditing researches*, *15*(59), 218-199. [In Persian].

Mahboubi, H, Momeni W, Houshang, Daman Kashe, M & Nasabian, Sh (1401). The effect of the dynamics of foreign exchange reserves management and the structure of the central bank's interventions on the stabilization of the foreign exchange market using Girton and Roper's theory. *Financial Economics Quarterly*, *16*(1), 256-233. [In Persian].

Mazhari Ava, M, Fatahi, Sh & Sohaili, K. (2018). Investigating factors affecting the pressure of the foreign exchange market in developing and developed countries: the quantile panel approach. *Economic Policy and Research Quarterly*, *92*(27), 256-227. [In Persian].

Meese, R.A., Rogoff, K. (1983). Empirical exchange rate models of the seventies: do they fit out of sample?. *J. Int. Econ. 14*, 3–24.

Memipour, S & Jafari, S. (2016). Factors influencing foreign exchange market pressure in Iran: in the framework of Markov-switching model with variable transfer probability, *Journal of Economic Research*, No. (*2*): 456-427. [In Persian].

Morana, C. (2009). On the macroeconomic causes of exchange rate volatility. *Int. J. Forecast*, *25* (2), 328–350.

Narayan, P., Phan, D., Sharma, S. (2018). Does Islamic stock sensitivity to oil prices have economic significance?. *Pac. Basin Finance J.* , *53*, 497–512.

Narayan, P.K., Sharma, S.S. (2011). New evidence on oil price and firm returns. *J. Bank. Finance*. *35* (12), 3253–3262.

Reboredo, J. C. (2012). Modelling oil price and exchange rate co-movements. *Journal of Policy Modeling*, *34*(3), 419-440.

Reboredo, J. C., Rivera-Castro, M. A., & Zebende, G. F. (2014). Oil and US dollar exchange rate dependence: A detrended cross-correlation approach. *Energy Economics*, *42*, 132-139.

Rogoff, K.S. and Stavrakeva, V. (2008). The Continuing Puzzle of Short-horizon Exchange Rate Forecasting. NBER Working Paper 14071, National Bureau of Economic Research.

Rossi, B. (2006). Are exchange rates really random walks?. *Macroecon. Dyn*. *10* (1), 20–38.

Sadeghi Shabhani, M, Sahibhonar, H, Taheri Fard, A & Nakhli, S. (2012). Investigating the relationship between exchange rate and macroeconomic variables (using BVAR approach with SSVS prior function): a case study of Iran, *Economic Journal Quarterly*, *13*(49), 1-48. [In Persian].

Salisu, A.A., Swaray, R., Oloko, T.F. (2019). Improving the predictability of the oil-USstock nexus: the role of macroeconomic variables. *Econ. Modell*, *76* (C), 153–171.

Salmani, B., Behbodi, D & Memipour, S. (2010). The role of institutional quality in the relationship between the real exchange rate and the oil balance, a case study: oil economies. *Economic Modeling Research*, *4*, 121-103. [In Persian].

Samadi, S, Yahyaabadi, A & Moalemi, Noushin. (2008). Analysis of the impact of oil price shocks on macroeconomic variables in Iran. *Economic research and policies*, *52*, 5-26. [In Persian].

Seyed Aziz.,A., Bahare.,Sh & Babaali, V. (2013). Investigating the long-term relationship between the exchange rate and the price of crude oil in Iran using the edge test approach. Rasht, the first international conference on economics, management, accounting and social sciences. [In Persian]

Sojodi, A & Dai Karimzadeh, S. (2018). The impact of government consumption spending impulse on current account and real effective exchange rate in oil and non-oil developing countries: Panel VAR approach, *Applied Economics Quarterly*, (*3*), 49-72. [In Persian].

Turhan, I., Hacihasanoglu, E., & Soytas, U. (2013). Oil prices and emerging market exchange rates. *Emerging Markets Finance and Trade*, *49*, 21-36.

Turki, L & Farahani, M. (1390). Evaluating the effect of oil price changes on exchange rate instability in OPEC member countries (1982-2009). *Environmental and Energy Economics Quarterly*, *2*, 59-71. [In Persian].

Uddin, G. S., Tiwari, A. K., Arouri, M., & Teulon, F. (2013). On the relationship between oil price and exchange rates: A wavelet analysis. *Economic Modelling*, *35*, 502-507.

استناد به این مقاله: اسماعیل‌پور، ئاسو. (۱۴۰۳). رویکرد غیرخطی فشار بازار ارز و قیمت واقعی مواد غذایی، فلزات، انرژی و مواد اولیه در کشورهای صادرکننده موادغذایی، فلزات، انرژی و مواد اولیه : رویکرد رگرسیون انتقال ملایم تابلویی. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۲۳(۹۱)، ۵۲-۹۶.

Journal of Economic Research is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.