Journal of Capital Market Analysis

Volume 3 Issue 3 Online ISSN: 2783-3488

Page: 156-182 https://jcma.aliabad.iau.ir

State Dependent Effects of Monetary Aggregates on Exchange Market Pressure in Iran's Economy

Mohsen Tooti Chobar
Department of economics, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran.
Seyed Yahya Abtahi
Department of economics, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran.
SY.Abtahi@iau.ac.ir
Jalil Totonchi
Department of economics, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran.
Zohreh Tabatabaei nasab
Department of economics, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran.

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
Received: 08 Dec 2023
Accepted: 10 Mar 2024

Keywords:
Base Money, Exchange Market Pressure, Liquidity, Markov Switching GARCH model, Money.

Abstract

The purpose of the present study is to investigate the effects of monetary aggregates on exchange market pressure of Iran's economy using quarterly data and during the period of 2001:02- 2021:04. For this purpose, exchange market pressure index has been calculated by Edwards (2002) and Kumah (2007) approach; The results show that the exchange market pressure index of Iran's Economy follows a nonlinear pattern. After that, using the unit root test of Lee and Strazisich (2003), which is based on the minimum Lagrange coefficient (LM) test, the time series has been confirmed in terms of the structural break point, and then using by the approach proposed by Lee and Strazisich (2003), the residual of the time series has been extracted. The results of Markov Switching GARCH model indicate that in the low regime of exchange market pressure, the monetary base variable with a coefficient of 0.29 has the greatest effect on the pressure of the Iranian currency market, followed by liquidity and money variables respectively with coefficients 0.06 and 0.01 increase the pressure of the currency market, with the switch of the regime and being in the high regime of exchange market pressure, the variables of monetary base, liquidity and money with the coefficients of 0.88, 0.54 and 0.31 lead to pressure in the currency market, therefore, the application of contractionary monetary policy and control of monetary aggregates should be considered as a strategic point for economic policy makers.

© The Authors. Publisher: Islamic Azad Univercity of Aliabad Katoul Branch.

فصلنامه تحلیل بازار سرمایه

شاپا الکترونیک: ۲۷۸۳-۳۴۸۸ سال ۳ شماره ۴

صفحه: ۱۸۲-۱۵۶ https://jcma.aliabad.iau.ir

اثرات وابسته به وضعیت کل‌های پولی بر فشار بازار ارز در اقتصاد ایران

محسن طوطی چوبر

گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران.

سیدیحیی ابطحی (نویسنده مسئول)

گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران.

SY.Abtahi@iau.ac.ir

جلیل توتونچی

گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران.

زهره طباطبایی نسب

گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران.

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:

پژوهشی

تاریخچه مقاله:

تاریخ دریافت: ۱۷آذر ۱۴۰۲

تاریخ پذیرش: ۲۰ اسفندماه ۱۴۰۲

واژگان کلیدی:

پایه پولی، پول، فشار بازار ارز، مدل گارچ، نقدینگی، مدل قیمت-گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای.

چکیده

هدف مطالعه‌ی حاضر بررسی اثرات وابسته به وضعیت کل‌های پولی بر فشار بازار ارز در اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های فصلی و طی بازه‌ی زمانی ۱۳۸۰:۰۱-۱۴۰۰:۰۳ است. بدین منظور ابتدا شاخص فشار بازار ارز در پرتوی رویکرد کوماه[1](۲۰۰۷) محاسبه شده است؛ نتایج نشان می‌دهد که شاخص فشار بازار ارز ایران از الگویی غیرخطی تبعیت می‌کند. پس از آن با استفاده از آزمون ریشه واحد لی و استرازیسیچ[2](۲۰۰۳) پایایی سری‌های زمانی با لحاظ یک نقطه‌ی شکست ساختاری تأیید شده است و سپس با بهره‌گیری از رویکرد پیشنهادی لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳)، پسماند سری‌های زمانی استخراج شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ حاکی از آن است که در رژیم پایین فشار بازار ارز، متغیر پایه پولی (MB) با ضریب ۰/۲۹ بیشترین تأثیر را بر فشار بازار ارز ایران دارد و پس از آن متغیرهای نقدینگی (M2) و حجم پول (M1) به ترتیب با ضرایب ۰/۰۶ و ۰/۰۱ موجب تشدید فشار بازار ارز می‌شوند با چرخش رژیم و قرار گرفتن در رژیم بالای فشار بازار ارز نیز متغیرهای پایه پولی، نقدینگی و حجم پول به ترتیب با ضرایب ۰/۸۸، ۰/۵۴ و ۰/۳۱ منجر به بروز فشار در بازار ارز می‌شوند.

ناشر: دانشگاه آزاد اسلامی واحد علی‌آبادکتول. © نویسندگان.

CC BY NC ND

[1]. Kumah (2007)

[2]. Lee and Strazisich (2003)

۱. مقدمه

اغلب کشورهای درحال توسعه در بازار ارز خارجی با مشکلاتی روبرو هستند؛ بنابراین انتخاب سیاست، جهت ثبات اقتصاد کلان مهم است. سیاست‌های اقتصادی از جمله سیاست‌های پولی بر روابط بین‌المللی کشور تأثیر می‌گذارند. از آنجایی که نوسانات در بازارهای ارز اغلب باعث بی‌ثباتی در تجارت خارجی می‌شوند، در کشورهای درحال توسعه، مقررات پولی منسجمی برای کاهش فشارهای ناشی از بازارهای ارز مورد نیاز است (ویمارک[3]۱۹۹۸). برای تعیین چنین فشارهایی، گیرتون و روپر[4](۱۹۷۶) فشار بازار ارز را به عنوان مجموع کاهش ارزش نرخ ارز اسمی و نرخ تغییر در ذخایر بین‌المللی نسبت به پایه پولی تعریف می‌کنند. درحالیکه رویکرد پولی تراز پرداخت‌ها مبتنی بر نرخ ارز ثابت است، رویکرد پولی برای تعیین نرخ ارز مبتنی بر نرخ ارز کاملاً باکشش است. با این حال، اکثر کشورها رژیم نرخ ارز کاملاً ثابت و یا کاملاً شناور ندارند. برای غلبه بر محدودیت‌های تعیین شده توسط مدل‌های سنتی، معیار فشار بازار ارزی که توسط گیرتون و روپر (۱۹۷۶) توسعه یافته است را می‌توان در سیستم‌های نرخ ارز ثابت، شناور و شناور مدیریت شده بکار برد. در رژیم نرخ ارز شناور، تغییر در ذخایر خارجی بانک مرکزی صفر می‌باشد، در رژیم نرخ ارز ثابت، کاهش ارزش پول داخلی صفر خواهد بود و در رژیم نرخ ارز شناور مدیریت شده، فشار بازار ارز یا با کاهش ارزش نرخ ارز یا با از دست رفتن ذخایر خارجی بانک مرکزی یا ترکیبی از آنها کاهش می‌یابد. بنابراین از فشار بازار ارز می‌توان به عنوان معیاری جهت اندازه‌گیری میزان عدم تعادل بازار پول ناشی از مازاد تقاضا یا عرضه در بازارهای بین‌المللی استفاده شود (کلاسن و جاگر[5]۲۰۱۱). از آنجایی که بحران‌های ارزی اغلب به عنوان دوره‌هایی تعریف می‌شوند که در آن فشارها بر بازار ارز و عدم تعادل ناشی از آن به شدت افزایش می‌یابد، از معیار فشار بازار ارز برای ارزیابی اثربخشی سیاست‌های پولی استفاده می‌شود (سو و کاکیناکا[6]۲۰۱۸). هدف مطالعه‌ی حاضر بررسی اثرات وابسته به وضعیت کل‌های پولی بر فشار بازار ارز کشور ایران در رژیم‌های مختلف فشار بازار ارز

3.Weymark (1998)
4. Girton and Roper (1976)
5. Klassen and Jager (2011)
6. Soe and Kakinaka (2018)

در طی دوره‌ی زمانی ۱۴۰۰:۰۳-۱۳۸۰:۰۱ می‌باشد. مروری بر مطالعات داخلی حاکی از آن است که هادیان و اوجی‌مهر (۱۳۹۳) با استفاده از روش الگو- مستقل، شاخص فشار بازار ارز ایران را محاسبه و با استفاده از مدل خودرگرسیونی با انتقال ملایم (STAR)[۷]به بررسی اثر حجم پول بر فشار بازار ارز ایران پرداخته‌اند؛ همچنین باغجری و همکاران (۱۳۹۳) جهت بررسی تأثیر حجم پول بر شاخص فشار بازار ارز، پس از محاسبه‌ی شاخص مذکور براساس مدل پولی گیرتون و روپر، از مدل خودرگرسیون برداری (VAR)[۸]بهره گرفته‌اند؛ لذا وجه تمایز مطالعه‌ی حاضر با مطالعات گذشته در این است که جهت محاسبه‌ی شاخص فشار بازار ارز از روش کوماه (۲۰۰۷) بهره گرفته شده است و سپس با در نظر گرفتن کل‌های پولی (متغیرهای حجم پول، نقدینگی و پایه پولی) به عنوان ابزار سیاست پولی اثر کل‌های پولی در رژیم‌های مختلف بر فشار بازار ارز در قالب مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ مورد بررسی قرار گرفته است تا مشخص شود کدامیک از کل‌های پولی بیشترین اثر را بر فشار بازار ارز دارند. در ادامه، مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است؛ در بخش دوم، ادبیات نظری و تجربی پیرامون ارتباط سیاست‌های پولی و فشار بازار ارز بیان شده است. در بخش سوم روش‌شناسی تحقیق ارائه گردیده است؛ در ادامه و در بخش چهارم به برآورد مدل پرداخته شده و در نهایت در پخش پنجم، نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی لحاظ شده است.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۲,۱. مدل فشار بازار ارز

نوسانات نرخ ارز یکی از موضوعات مهم سیاستگذاری و یک پارامتر مهم در اقتصاد پولی است. تعیین اندازه‌ی تکانه‌های نرخ ارز یک پیامد مهم سیاستی تقریباً در تمام کشورها، به ویژه در اقتصادهای باز کوچک از جمله ایران داشته است. تغییرات نامنظم نرخ ارز اهداف تثبیت قیمت‌ها، تولید داخلی، جریان سرمایه و سرمایه‌گذاری‌ها را تضعیف می‌کند (صندوق بین‌المللی پول).[۹] به طور

7. Smooth Transition Autoregressive model
8. Vector Autoregressive model
9. International Monetary Fund

کلی، نوسانات نرخ ارز به عدم تعادل بازار پول ناشی از مازاد تقاضا یا عرضه پول ملی اشاره دارد که به اندازه این عدم تعادل، فشار بازار ارز گفته می‌شود. محققان تعاریف زیادی را در رابطه با فشار بازار ارز مطرح کرده‌اند اما وجه مشترک همه‌ی این تعاریف این است که مقدار مثبت شاخص فشار بازار ارز نشان‌دهنده‌ی مازاد تقاضای خالص برای یک ارز خاص است. مثبت بودن ارزش شاخص فشار بازار، منعکس کننده‌ی افزایش ارزش پول داخلی، افزایش ذخایر خارجی، کاهش نرخ بهره داخلی یا ترکیبی از این سه جزء است. بنابراین شاخص فشار بازار ارز نه تنها تغییرات واقعی نرخ ارز را ثبت می‌کند، بلکه منجر به اقدامات جبرانی از طریق تغییرات در ذخایر خارجی و در صورت لزوم، نرخ‌های بهره می‌شود. در پژوهش حاضر با بهره‌گیری از مطالعه کوماه (۲۰۰۷) از شرط تعادل در بازار پول، برابری قدرت خرید[10]؛ برابری نرخ بهره‌ی غیرپوششی[11] و تابع واکنش سیاست‌گذاری پولی جهت تعیین متغیرهای مؤثر بر فشار بازار ارز استفاده شده است.

بنا به نظر کوماه (۲۰۰۷) فشار بازار ارز ماهیتی غیرخطی دارد و به سه نوع فشار افزایش ارزش پول، فشار کاهش ارزش پول و حرکت طبیعی نرخ ارز تقسیم شده است. همانطور که در جدول (۱) مشاهد می‌شود، e_t بیانگر قیمت داخلی یک واحد پول خارجی و R_t نشان‌دهنده‌ی سطح ذخایر خارجی (براساس ذخایر پول داخلی) می‌باشد؛ همچنین Δe_t و ΔR_t به ترتیب بیانگر درصد تغییرات نرخ ارز و درصد تغییرات سطح ذخایر خارجی می‌باشند.

10. Purchasing power parity
11. Uncovered Interest Parity

جدول ۱. ویژگی‌های غیرخطی فشار بازار ارز

$(\Delta e_t \geq 0)$	$(\Delta e_t < 0)$	
تغییرات نرمال نرخ ارز (مدلسازی شده براساس مدل تعادلی سبد دارایی افراد یا یک مدل پولی از تغییرات نرخ ارز)	تقویت ارزش پول ملی (اندازه‌گیری برحسب شاخص برابری قدرت خرید (PPP) و برابری نرخ بهره‌ی غیرپوششی (UIP))	$(\Delta R_t > 0)$ افزایش سطح ذخایر خارجی
تضعیف ارزش پول ملی (اندازه‌گیری برحسب شاخص برابری قدرت خرید (PPP) و برابری نرخ بهره‌ی غیرپوششی (UIP))	تغییرات نرمال نرخ ارز (مدلسازی شده براساس مدل تعادلی سبد دارایی افراد یا یک مدل پولی از تغییرات نرخ ارز)	$(\Delta R_t \leq 0)$ کاهش سطح ذخایر خارجی

منبع: کوماه (۲۰۰۷)

با توجه به مطالعه‌ی کوماه، فرض می‌شود که یک تابع خطی- لگاریتمی بین تقاضای واقعی پول $(m_t^d - p_t)$، درآمد (y_t) و نرخ بهره‌ی داخلی (i_t) به صورت رابطه‌ی (۱) برقرار است:

$$m_t^d - p_t = \alpha y_t - \beta i_t + v_t \qquad (۱)$$

در رابطه‌ی (۱)، کشش درآمدی پول، نیمه کشش بهره‌ی پول و متغیر شوک پیش‌بینی نشده‌ی تقاضای پول به ترتیب با α ، β و v_t نشان داده شده است. با فرض حفظ برابری قدرت خرید مطلق (PPP)، اگر تورم خارجی به قیمت‌های داخلی منتقل شود، می‌توان به جای قیمت داخلی (p_t) عبارت $(e_t + p_t^*)$ را جایگزین نمود، همچنین با در نظر گرفتن برابری نرخ بهره‌ی غیرپوششی (UIP) می‌توان به جای نرخ بهره‌ی داخلی (i_t) معادل آن یعنی $i_t^* + E(\Delta e_{t+1}|I_t)$ را قرار داد. بدین‌ترتیب رابطه‌ی (۱) به صورت زیر بیان می‌گردد:

$$m_t^d = (e_t + p_t^*) + \alpha y_t - \beta\left(i_t^* + E(\Delta e_{t+1}|I_t)\right) + v_t \qquad (۲)$$

در رابطه‌ی (۲)، i_t^* نرخ بهره‌ی خارجی، p_t^* قیمت خارجی، e_t نرخ ارز اسمی و E عملگر انتظارات است، بطوریکه $E(\Delta e_{t+1}|I_t)$ تغییر نرخ ارز آتی را با توجه به اطلاعات دوره جاری بیان می‌کند. با توجه به رابطه‌ی (۳) از حاصل جمع اعتبارات داخلی d_t و ذخایر خارجی r_t با فرض ضریب پولی یک، عرضه‌ی پول داخلی حاصل می‌گردد:

$$m_t = d_t + r_t \qquad (۳)$$

همچنین سیاستگذاران پولی با خرید و فروش ارز، طبق رابطه‌ی (۴) در بازار ارز خارجی دخالت می‌نمایند:

$$\Delta r_t = -\chi \Delta e_t \qquad (۴)$$

در رابطه‌ی (۴)، χ نشان‌دهنده‌ی میزان دخالت بانک مرکزی در بازار ارز است. با دیفرانسیل‌گیری از معادلات (۲) و (۳) تغییرات در تقاضای پول و عرضه‌ی پول به صورت روابط (۵) و (۶) خواهد بود:

$$\Delta m_t^d = \Delta e_t + \Delta p_t^* + \alpha \Delta y_t - \beta E(\Delta e_{t+1}|I_t) + \beta \Delta e_t + \Delta v_t \qquad (۵)$$

$$\Delta m_t^s = \Delta d_t + \Delta r_t \qquad (۶)$$

با استفاده از رابطه‌ی (۴) و با توجه به تعادل در بازار پول، نرخ ارز تعادلی تابعی از متغیرهای کلان اقتصادی و درجه‌ی دخالت بانک مرکزی است و به شکل رابطه‌ی (۷) نشان داده می‌شود:

$$\Delta e_t = \frac{1}{(1+\beta+\chi)}\left(-\Delta p_t^* - \alpha \Delta y_t + \beta \Delta i_t^* - \beta\left(E(\Delta e_{t+1}|I_t)\right) + \Delta d_t - \Delta v_t\right) \qquad (۷)$$

رابطه‌ی (۷) حاکی از آن است که در صورت عدم مداخله‌ی بانک مرکزی و با افزایش سطح تولید داخلی، ارزش پول ملی افزایش می‌یابد؛ همچنین با افزایش نرخ بهره خارجی، سرمایه‌گذاری

خارجی افزایش و در نتیجه ارزش پول ملی کاهش می‌یابد؛ همچنین با توجه به رابطه‌ی (۷) و همانطور که در جدول (۲) مشاهده می‌گردد، تغییرات نرخ ارز تا حد زیادی به ضریب χ بستگی دارد.

جدول ۲. ارتباط بین χ و Δe_t

نتیجه	تغییر در Δe_t	تغییر در χ
تغییرات نرخ ارز از بالا به سمت صفر میل می‌کند بدین معنی که در هنگام تضعیف ارزش پول ملی، بانک مرکزی با فروش ارز خارجی در بازار مداخله می‌کند. این واقعیت در نظام نرخ ارز ثابت رخ می‌دهد.	$\lim_{\chi \to -\infty} \Delta e_t = 0$	$\chi \to -\infty$
تغییرات نرخ ارز از پایین به سمت صفر میل می‌کند بدین معنی که در هنگام افزایش ارزش پول ملی، بانک مرکزی با خرید ارز خارجی در بازار ارز مداخله می‌کند. این واقعیت در نظام نرخ ارز ثابت رخ می‌دهد.	$\lim_{\chi \to +\infty} \Delta e_t = 0$	$\chi \to +\infty$
تغییرات نرخ ارز کاملاً شناور خواهد بود.		$\chi = 0$

منبع: کوماه (۲۰۰۷)

با توجه به مطالعه‌ی ویمارک (۱۹۹۸) و با در نظر گرفتن رابطه‌ی بین دخالت بانک مرکزی و حرکت نرخ ارز، فشار بازار ارز بصورت ترکیب خطی درصد تغییرات نرخ ارز (Δe_t) و درصد تغییرات ذخایر خارجی نسبت به پایه‌ی پولی (Δr_t) در نظر گرفته می‌شود:

$$EMP_t = \Delta e_t + \eta \Delta r_t \qquad (۸)$$

در رابطه‌ی (۸) فرض می‌شود که ضریب η منفی است و کشش $-\frac{\partial \Delta e_t}{\partial \Delta r_t}$ می‌باشد. با توجه به مطالعه‌ی کوماه رابطه‌ی غیرخطی بین η و ضریب مداخله χ وجود دارد که با جایگذاری رابطه‌ی (۴) در رابطه‌ی (۸) بدست می‌آید:

$$EMP_t = (1 - \eta\chi)\Delta e_t \qquad (۹)$$

در رابطه‌ی (۹)، $\eta \in [-1,0)$ و به χ مقادیر مختلفی تعلق می‌گیرد و فشار بازار ارز مطابق با مطالعه‌ی کوماه (۲۰۰۷) به صورت زیر تعریف می‌شود:

جدول ۳. تعیین رژیم‌های مختلف براساس خصوصیات غیرخطی شاخص فشار بازار ارز

تقویت ارزش پول ملی	$EMP < 0, \chi \neq 0, \chi \in (-(1+\beta), \infty), \Delta e_t < 0$
تغییرات نرمال نرخ ارز	$EMP = 0, \chi = 0$
تضعیف ارزش پول ملی	$EMP > 0, \chi \in \left(-\infty, -(1+\beta)\right), \Delta e_t > 0$

منبع: کوماه (۲۰۰۷)

۲,۲. سیاست پولی و فشار بازار ارز

تکانه‌های نرخ ارز یکی از موضوعات مورد توجه بانک‌های مرکزی اکثر کشورها از جمله بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران بوده است زیرا تغییرات نامنظم در نرخ ارز نه تنها هدف ثبات قیمت‌ها را تضعیف می‌کند، بلکه تولید واقعی، تجارت، جریان سرمایه و سرمایه‌گذاری را نیز کاهش می‌دهد (صندوق بین‌المللی پول). این ملاحظات اغلب بانک‌های مرکزی را به مداخله در بازار ارز تشویق می‌کند تا بر تحولات نرخ ارز تأثیر بگذارند. ثبات نرخ ارز یک هدف مهم برای بانک‌های مرکزی است و می‌تواند به عنوان ابزار سیاست پولی برای تثبیت سطح قیمت‌ها مورد استفاده قرار گیرد (خلف[۱۲] ۲۰۱۸). ماهیت و ساختار اقتصاد ایران با سیستم مالی توسعه‌نیافته آن، نرخ ارز خارجی را به ابزار مهم سیاست پولی برای تثبیت و کنترل انتظارات تورمی عوامل اقتصادی و افراد تبدیل کرده است. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در تلاش است تا نرخ ارز خارجی را نظارت و تثبیت کند زیرا این بانک ابزار اصلی برای کنترل عرضه پول و دستیابی به اهداف دیگر است که در آن ابزارهای سنتی سیاست پولی ناکارآمد هستند. در رژیم نرخ ارز شناور آزاد، فشار بازار ارز در تغییرات

12. Khalaf (2018)

مشاهده شده در نرخ ارز منعکس می‌شود. از سوی دیگر، در یک رژیم نرخ ارز ثابت، شرایط بازار ارز کاملاً تحت تأثیر تغییرات ذخایر بین‌المللی است؛ اما در رژیم‌های نرخ ارز مختلط مانند شناور مدیریت شده، فشار بازار ارز به تغییر نرخ ارز و تغییر در ذخایر بین‌المللی بستگی دارد.

برای کشوری که رژیم نرخ ارز شناور مدیریت شده را اتخاذ می‌کند و با فشارهای نرخ ارز مواجه است، گزینه‌های سیاست در کوتاه‌مدت فقط به سیاست پولی محدود می‌شود زیرا برخی راه حل‌های اساسی داخلی مانند تعدیل مالی و اصلاحات بخش مالی ممکن است به زمان نیاز داشته باشند. برای کاهش فشارها و کاهش فشار بازار ارز، بانک مرکزی باید با پذیرش سیاست پولی انقباضی واکنش نشان دهد. دفاع از نرخ بهره اخیراً توسط ادبیات به عنوان محل ممکن برای دفاع از ارز و مقابله با حمله مورد تأکید قرار گرفته و یک راه سنتی‌تر از طریق کنترل اعتبار داخلی است (کاملی و اربیل[۱۳] ۲۰۰۰؛ تانر[۱۴]۲۰۰۰). پاسخ سیاست به فشار بازار ارز تا حد زیادی به موضع سیاست پولی و همچنین میزان استقلال پولی بستگی دارد. هنگامی که فشار بازار ارز ایجاد می‌شود، بانک مرکزی تصمیم می گیرد که آیا از اعتبار داخلی یا نرخ بهره یا ترکیبی از هر دو برای مقابله با چنین فشارهایی استفاده کند[۱]. یک مدل پولی ساده از فشار بازار ارز بیان می‌کند که برای نرخ معینی از رشد قیمت‌های جهانی، درآمد واقعی و ضریب پولی، افزایش اعتبار داخلی (سیاست پولی انبساطی) منجر به از دست دادن ذخایر خارجی یا کاهش ارزش نرخ ارز و یا ترکیبی از هر دو خواهد شد (کیم[۱۵]۱۹۸۵). لذا هدف مطالعه‌ی حاضر بررسی این موضوع است که کل‌های پولی (حجم پول، نقدینگی و پایه پولی) به عنوان ابزار سیاست پولی چه اثری بر فشار بازار ارز در اقتصاد ایران دارند و در چنین شرایطی چه اقدامات سیاستی توسط مقامات پولی اتخاذ می‌گردد.

13. Kamaly and Erbil (2000)
14. Tanner (2000)
15. Kim (1985)

۲,۳. پیشینه پژوهش

باغجری و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی اثر سیاست پولی بر فشار بازار ارز ایران طی بازه زمانی فصل اول ۱۳۶۸ تا فصل چهارم ۱۳۹۱ پرداخته‌اند. پس از محاسبه شاخص فشار بازار ارز با استفاده از مدل پولی گیرتون و روپر (۱۹۷۷)، نتایج حاصل از برآورد مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR)[۱۶]حاکی از آن است که اجرای سیاست پولی انبساطی منجر به افزایش فشار بر نرخ ارز می‌گردد، همچنین تأثیر متغیر ضریب تکاثری پول بر فشار بازار ارز مثبت و تأثیر متغیرهای تولید داخلی و قیمت نفت خام بر فشار بازار ارز منفی بوده است. رفتار شاخص فشار بازار ارز در اقتصاد ایران طی دوره‌ی ۱-۳: ۱۳۷۰-۱۳۹۰ توسط هادیان و اوجی‌مهر (۱۳۹۳) مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از برآورد مدل خودرگرسیون با انتقال ملایم (STAR) حاکی از آن است که تغییرات حجم پول و نرخ تورم در رژیم افزایش فشار بازار ارز، تأثیر مثبت و معناداری بر فشار بازار ارز داشته‌اند؛ اما در رژیم کاهش فشار بازار ارز، ضریب نرخ تورم، منفی و ضریب تغییرات حجم پول، بی‌معنی بوده است. نتایج حاصل از بررسی رفتار نرخ ارز با استفاده از الگوی مارکوف سویچینگ تک متغیره با احتمال انتقال ثابت طی دوره‌ی زمانی ۹۳-۱۳۶۳ توسط ممی‌پور و جعفری (۱۳۹۶) حاکی از آن است نرخ ارز با دو رژیم تقویت و تضعیف ارزش پول ملی با تلاطم بالا و پایین قابل ارزیابی است. همچنین نتایج حاصل از برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ با احتمال انتقال متغیر در طی زمان حاکی از آن است 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. 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. امراللهی و همکاران (۱۳۹۸) با بکارگیری روش ادواردز[۱۷](۲۰۰۲) و کوماه (۲۰۰۷)، شاخص فشار بازار ارز ایران را محاسبه

16. Structural Vector Autoregressive model
17. Edwards (2002)

کرده‌اند. نتایج حاصل از برآورد مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR)[18]در بازه‌ی زمانی ۱۳۹۶:۰۴-۱۳۶۷:۰۴ حاکی از آن است که در رژیم پایین فشار بازار ارز، مقادیر با وقفه‌ی متغیرها اثر معناداری بر فشار بازار ارز ندارند اما با چرخش رژیم و قرار گرفتن در رژیم بالای فشار بازار ارز، با افزایش نقدینگی و تورم، شاخص فشار بازار ارز افزایش می‌یابد. عباسی و همکاران (۱۳۹۹) با مدلسازی فشار بازار ارز در تابع سیاست پولی بانک مرکزی بر اساس الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی ایران، رفتار سیاستگذار در مقابل تکانه‌های نرخ ارز و درآمدهای ارزی ناشی از صادرات نفت مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. 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. برمبنای نتایج بدست آمده در مدل اول در مقایسه با مدل دوم، تکانه نرخ ارز نوسانات کمتری در تورم، تولید، مصرف و سرمایه ایجاد کرده و آثار شوک ارزی در مدت زمان کمتری بر متغیرهای مدل تخلیه می‌شود. بررسی تأثیر نااطمینانی اقتصادی بر رابطه پویای کیفیت سود و بازده در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با رویکرد فشار بازار ارز توسط طباطبایی‌نسب و شاه‌مرادی (۱۴۰۰) مورد بررسی قرار گرفته است. در این پژوهش برای ارزیابی کیفیت سود حسابداری از سه معیار میزان ارزیابی سود ناخالص، میزان تحقق نقدی سود و مدیریت سود واقعی بهره گرفته شده است. همچنین از شاخص فشاربازار ارز برای سنجش بحران ارزی به عنوان شاخصی از نااطمینانی اقتصادی استفاده شده است. بدین منظور نمونه‌ای شامل ۷۷ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار در طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۷ به روش حذف سیستماتیک مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از برآورد مدل گشتاور تعمیم‌یافته (GMM)[19]حاکی از وجود رابطه مثبت مابین معیارهای کیفیت سود و بازده و اثرگذاری معکوس بحران ارزی بر این رابطه بوده است. برات‌پور و همکاران (۱۴۰۱) با استفاده از رهیافت درخت پوشای کمینه، شرکت‌های پیشرو بازار سرمایه ایران را در شرایط بحران

18. Threshold Vector Autoregressive model
19. Generalized Method of Moment

ارزی مورد بررسی قرار داده‌اند. بدین منظور، بازه زمانی ابتدای سال ۱۳۹۵ تا پایان سال ۱۳۹۶ به‌عنوان دوره پیش از رخداد بحران ارزی و با شناسایی زمان وقوع بحران ارزی در ابتدای سال ۱۳۹۷ با بکارگیری الگوی ICSS، بازه زمانی ابتدای سال ۱۳۹۷ تا پایان تیرماه ۱۳۹۹ به‌عنوان دوره بعد از بحران ارزی تعیین گردید. براساس نتایج به‌دست آمده صنایع صادرات محور بعد از بحران نرخ ارزی توانسته است نقش پیشرو خود را حفظ نمایند و صنایع واردات محور نقش پیشرو خود را از دست داده‌اند. اطیابی و همکاران (۱۴۰۲) با بهره‌گیری از رویکرد رگرسیون انتقال ملایم (STAR) به بررسی اثر مداخله بانک مرکزی بر سودآوری بانک‌های تجاری کشور در بازه زمانی ۱۴۰۰-۱۳۷۰ پرداخته‌اند. مطابق با نتایج مدل؛ در ۲۴ سال از ۳۰ سال مورد بررسی، اقتصاد کشور با افزایش فشار بازار ارز مواجه شده است. به عبارت دیگر، در فاصله سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۹ فعالیت‌های مداخله‌ای بانک مرکزی به طور متوسط ۲۴ درصد از فشار بازار ارز را از بین برد. همچنین نتایج برآورد مدل STAR ، نشان از اثرگذاری مثبت متغیر نرخ رشد اقتصادی بر سودآوری بانکی و تأثیرات منفی مداخله بانک مرکزی، نرخ بازدهی سهام، ریسک اعتباری، نرخ تورم و نرخ بهره بر سودآوری بانک‌های تجاری کشور دارند. منفی بودن ضریب شاخص مداخله بانک مرکزی می‌تواند نمایانگر این نکته باشد که بانک مرکزی در مواجهه با افزایش انحرافات مثبت در نرخ ارز کاهش در رشد ذخایر خارجی خود را دنبال می‌نماید. به عبارت دیگر با افزایش بیشتر عرضه ارز در بازار، ارزش آن کاسته شده و نرخ ارز به مسیر بلندمدت خود باز می‌گردد. از طرف دیگر در صورت وجود یک انحراف منفی در نرخ ارز بانک مرکزی با افزایش حجم ذخایر خارجی و کاهش میزان عرضه در بازار ارز می‌تواند این نرخ را افزایش داده و به مسیر بلند مدت آن نزدیک کند که این فرآیند هماهنگ با تئوری‌های موجود در این زمینه می‌باشد. پورحسینی و همکارن (۱۴۰۲) با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری متغیر با زمان (TVSVAR) به تحلیل ارتباط شوک نااطمینانی اقتصادی و عدم نقدشوندگی بازار سهام طی بازه زمانی ۱۳۹۹:۴-۱۳۸۷:۳ پرداخته‌اند. نتایج بدست آمده حاکی از آن است که اثرگذاری شوک نااطمینانی اقتصادی بر عدم نقدشوندگی در بیشتر دوره‌ها و سال‌های مورد بررسی مثبت و افزایشی

بوده است و اثرگذاری شوک رشد حجم نقدینگی بر عدم نقدشوندگی در اکثر دوره‌ها و سال‌ها اثری کاهشی داشته است.

فلدکرچر و همکاران[20] (۲۰۱۴) جهت بررسی عواملی که فشار بازار ارز را در بحران مالی جهانی توضیح می‌دهند از پنل گسترده‌ای از ۱۴۹ کشور و ۵۸ شاخص بهره گرفته‌اند. آنها دریافتند که ثبات قیمت عامل تعیین کننده‌ی مهمی در رابطه با فشار بازار ارز است؛ همچنین در دوره قبل از بحران، افزایش پس‌انداز داخلی در کشورهایی که تورم پایینی دارند، فشار را کاهش می‌دهد. اثرات متغیرهای کلان اقتصادی، عوامل خارجی و قیمت کالاها بر فشار بازار ارز در چهار کشور آمریکای لاتین از فوریه ۱۹۹۲ تا نوامبر ۲۰۱۰ توسط هگرتی[21] (۲۰۰۹) بررسی شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل خودرگرسیون برداری (VAR) نشان می‌دهد که تورم عامل اصلی تعیین‌کننده فشار بازار ارز بوده است، در حالیکه افزایش بدهی عمومی و رشد اعتبار داخلی تأثیر نسبتاً کمی داشته‌اند. پندی[22] (۲۰۱۵) با بهره‌گیری از مدل خودرگرسیون برداری (VAR)، تعامل بین فشار بازار ارز و سیاست پولی در نپال را طی بازه‌ی زمانی ۲۰۰۹-۱۹۷۵ تجزیه و تحلیل کرده است. درحالیکه اثر ضریب افزایش پول و اعتبار داخلی مثبت بوده است، رشد تولید، فشار بازار ارز را کاهش داده است. آیزنمن و بینیچی[23] (۲۰۱۶) به بررسی وضعیت فشار بازار ارز۵۰ کشور عضو OECD و منتخبی از کشورهای نوظهور طی بازه‌ی زمانی ۲۰۱۴:۰۳-۲۰۰۰:۰۱ پرداخته‌اند، نتایج حاصل از برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ (MS)[24] حاکی از آن است که عوامل خارجی نقش مهمی در فشار بازار ارز ایفا می‌کنند، درحالیکه جریان‌های سرمایه‌ی کوتاه‌مدت اثرات قابل‌توجهی بر فشار بازار ارز در کشورهای نوظهور دارند. اوزسلبی[25] (۲۰۲۰) با بهره‌گیری از مدل خودرگرسیون برداری غیرخطی (NVAR)[26] در بازه‌ی زمانی ژانویه ۲۰۱۰ تا فوریه ۲۰۱۶ به بررسی تأثیرات شاخص استرس مالی کشورهای

20. Feldkircher et al. (2014)
21. Hegerty (2009)
22. Panday (2015)
23. Aizenman and Binici (2016)
24. Markov Switching
25. Ozcelebi (2020)
26. Nonlinear Vector AutoRegressive Model

توسعه‌یافته بر شاخص فشار بازار ارز کشورهای نوظهور پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که افزایش شاخص استرس مالی کشور توسعه‌یافته، فشار بر شاخص فشار بازار ارز را در کشورهای نوظهور افزایش می‌دهد. سیکلار و آکچا[۲۷](۲۰۲۰) فشار بازار ارز را با استفاده از مدل پولی گیرتون و روپر (۱۹۷۷) محاسبه کرده و در بازه زمانی ژانویه ۲۰۰۲ تا دسامبر ۲۰۱۸ رابطه‌ی بین سیاست پولی و فشار بازار ارز را در ترکیه مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصل از برآورد مدل خودرگرسیون برداری حاکی از آن است که علّیّت دو طرفه بین تفاوت نرخ بهره و فشار بازار ارز و علّیّت یک طرفه از اعتبار داخلی به فشار بازار ارز وجود دارد. آفتاب و همکاران[۲۸](۲۰۲۱) ارتباط بین ارز و بازارهای سهام را برای اقتصادهای نوظهور آسیایی با استفاده از یک رویکرد جدید که مدیریت نرخ ارز را در نظر می‌گیرد، بررسی کرده‌اند. پس از محاسبه شاخص فشار بازار، ارتباط آن با بازده بازار سهام با استفاده از مدل DCC-GARCH و همچنین آزمون‌های علیت گرنجر بررسی شده است. نتایج حاکی از آن است که بین فشار بازار ارز و بازده بازار سهام رابطه منفی برقرار است؛ علاوه بر این، در بسیاری از موارد بین این متغیرها علیت دو طرفه وجود دارد. ایلهان و همکاران[۲۹](۲۰۲۲) پویایی فشار بازار ارز در ترکیه را با استفاده از مدل تغییر رژیم مارکوف طی بازه‌ی زمانی ژانویه ۲۰۰۶ تا دسامبر ۲۰۱۹ مورد تحلیل قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که دو رژیم کم‌فشار و پرفشار در بازار ارز وجود دارد. تسلط رژیم پرفشار در دوره نمونه نشان می دهد که فشار کاهش ارزش در بازار ارز ترکیه حاکم است. در این رژیم، افزایش تورم، رشد اعتبار و کاهش بدهی‌های خارجی کوتاه‌مدت، فشار را تشدید می‌کند.

آدیمی و همکاران[۳۰](۲۰۲۳) به بررسی رابطه بین عدم قطعیت سیاست اقتصادی (EPU)[۳۱] و فشار بازار مبادله (EMP) در نیجریه با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی رگرسیون چندکی و داده‌های ماهانه از سال ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۹ پرداخته‌اند. در این مطالعه جهت تجزیه و تحلیل دقیق، اثر عدم قطعیت

27. Siklar and Akca (2020)
28. Aftab et al.(2021)
29. Ilhan et al. (2022)
30. Adeyem et al. (2023)
31. Economic Policy Uncertainty

سیاست اقتصادی جهانی و داخلی بر EMP مورد بررسی قرار گرفته است. شواهد حاصل از نتایج نشان می‌دهد که استقلال ساختاری بین EPU جهانی و EMP در نیجریه از یک سو و بین EPU و EMP داخلی از سوی دیگر وجود دارد، به‌ویژه در دوره‌هایی که بازار شرایط نزولی و آرام را تجربه می‌کند. صرفنظر از تأثیرات احتمالی EPU جهانی و داخلی بر EMP، حرکت همزمان EPU و EMP در نیجریه بی‌تأثیر است. با این حال، اثر ارتباط برای چندک‌های بالایی تقویت می‌شود.

۳. روش شناسی پژوهش

۳,۱. الگوی پژوهش

جهت تحلیل اثرات وابسته به وضعیت کل‌های پولی بر شاخص فشار بازار ارز کشور ایران، متغیرهای حجم پول (M1)، نقدینگی (M2)، پایه پولی (MB)، خالص دارایی‌های خارجی (RES)[۳۲] و نرخ ارز غیررسمی (EXR)[۳۳] با بهره‌گیری از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به صورت فصلی و طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۰:۰۱–۱۴۰۰:۰۳ استخراج شده‌اند. شاخص فشار بازار ارز با توجه به مطالعه‌ی کوماه (۲۰۰۷) از جمع وزنی تغییرات متغیرهای نرخ ارز غیررسمی و خالص دارایی‌های خارجی به صورت $\Delta e_t - \frac{M_{\Delta e \Delta e}}{M_{\Delta R \Delta R}} \Delta R_t$ محاسبه شده است که در آن $M_{\Delta e \Delta e}$ و $M_{\Delta R \Delta R}$ به ترتیب بیانگر گشتاور دوم نمونه‌ی مربوط به تغییرات نرخ ارز و گشتاور دوم نمونه‌ی مربوط به تغییرات خالص دارایی‌های خارجی می‌باشند. نتایج حاصل از بررسی شاخص فشار بازار ارز حاکی از آن است که شاخص مذکور در دوره‌ی زمانی مورد مطالعه مقادیری مثبت و منفی دارد و در هیچ زمانی برابر با صفر نبوده است لذا به نظر می‌رسد فشار بازار ارز در کشور ایران از رفتار غیرخطی تبعیت می‌کند و در رژیم‌های مختلف قابل بررسی است. براساس مطالعه‌ی اجد و لام[۳۴] (۲۰۱۷)، متغیرهای کل‌های پولی به صورت لگاریتمی در نظر گرفته شده‌اند (LM1,LM2,LMB) و در طول دوره‌ی مورد بررسی به دلیل برخی تغییرات در ساختار اقتصاد، دچار شکست ساختاری می‌شوند که این شکست ساختاری بر نتایج

32. Reserves Foreign Exchange
33. Nominal Exchange Rate
34. Ojed and Lam (2017)

آزمون‌های ریشه واحد متعارف تأثیر می‌گذارد؛ لذا از آزمون ریشه واحد لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) و با لحاظ یک نقطه‌ی شکست ساختاری در عرض از مبدأ و شیب متغیرهای مورد مطالعه بهره گرفته شده است و هر کدام از کل‌های پولی به صورت مجزا در سیستم رابطه‌ی (۱۰) تصریح و روندزدایی شده‌اند.

$$j = f\ [Constant, TB_i^j, DT(TB_i^j, time\ trend, e_t^j)] \qquad (۱۰)$$

که در آن TB_i^j و $DT(TB_i^j)$ به ترتیب نشان‌دهنده‌ی متغیرهای دامی در عرض از مبدأ و شیب می‌باشند که تا قبل از نقطه‌ی شکست ساختاری مقدار صفر و بعد از آن مقدار یک می‌گیرند. i نشان‌دهنده‌ی نقاط شکست ساختاری و $j = [\mathrm{LM1}, \mathrm{LM2}, \mathrm{LMB}]$ و e_t^j پسماندهای استخراج شده برای هر j می‌باشند. پسماندهای متغیرهای کل‌های پولی به ترتیب با $LM1^{DET}$، $LM2^{DET}$، LMB^{DET} نشان داده می‌شوند. بنابراین به دلیل وقوع شکست ساختاری، مدل‌های سری زمانی با پارامتر ثابت برای توصیف اینگونه تغییرات از کفایت لازم برخوردار نمی‌باشند (پیگر[۳۵]۲۰۰۹) و یک رهیافت مناسب برای مدلسازی چنین رفتارهایی، مدل‌های وابسته به وضعیت می‌باشند که دارای ساختار غیرخطی هستند. مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ از جمله مدل‌های وابسته به وضعیت می‌باشد که در مطالعه‌ی حاضر جهت بررسی اثرات وابسته به وضعیت کل‌های پولی بر فشار بازار ارز مورد استفاده قرار گرفته است. تصریح همزمان کل‌های پولی در معادله‌ی میانگین شرطی منجر به بروز همخطی چندگانه می‌شود لذا متغیرهای پولی به صورت مجزا در معادله‌ی میانگین شرطی وارد شده و مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ در قالب روابط (۱۱) تا (۱۳) تصریح شده است:

$$EMP_t^{(i)} = \mu^{(i)} + \theta^{(i)}\ LMaggregate_t^{DET(i)} + u_t\ .\ i = 0.1 \qquad (۱۱)$$

$$u_t = \sigma_t \varepsilon_t\ .\ \varepsilon_t \sim i.i.d.N(0.1) \qquad (۱۲)$$

$$\sigma_t^{2(i)} = \omega^{(i)} + \alpha^{(i)} u_{t-1}^2 + \beta^{(i)} \sigma_{t-1}^2 \qquad (۱۳)$$

35. Piger (2009)

در معادله‌ی میانگین شرطی، مقدار ثابت μ بین رژیم پایین و بالای فشار بازار ارز چرخش می‌کند و $LMaggregate_t^{DET}$ برداری از کل‌های پولی می‌باشد.

۳,۲. مدل پژوهش

مدل GARCH(1,1) با لحاظ y_t به عنوان شاخص فشار بازار ارز، به صورت ذیل نوشته می‌شود:

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^{k} \theta\, X_t + u_t \qquad (۱۴)$$

$$u_t = \sigma_t \varepsilon_t. \qquad \varepsilon_t \sim i.i.d.N(0.1) \qquad (۱۵)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \qquad (۱۶)$$

با استفاده از معادلات (۱۴) تا (۱۶) میانگین شرطی و واریانس شرطی y_t بدست می‌آید. X_t متغیر برونزا یا درونزا در معادله‌ی میانگین شرطی است. با توجه به رویکرد گری[۳۶] (۱۹۹۶) و دیوکر[۳۷] (۱۹۹۷)، معادلات (۱۷) تا (۱۹) می‌توانند به صورت زیر نوشته شوند:

$$y_t = \mu^{(i)} + \sum_{i=1}^{k} \theta^{(i)}\, {X_t}^{(i)} + u_t \qquad (۱۷)$$

$$u_t = \sigma_t \varepsilon_t. \qquad \varepsilon_t \sim i.i.d.N(0.1) \qquad (۱۸)$$

$$\sigma_t^2(S_t.S_{t-1}.\ldots.S_0) = \omega(S_t) + \alpha(S_{t-1})u_{t-1}^2 + \beta(S_{t-1})\sigma_{t-1}^2(S_{t-1}.\ldots.S_0) \qquad (۱۹)$$

مقدار ثابت $\mu^{(i)}$ در معادله‌ی میانگین شرطی بین دو رژیم چرخش می‌کند:

36. Gray (1996)
37. Dueker (1997)

$$\mu_t = \mu_1 S_t + \mu_0(1 - S_t) \quad (۲۰)$$

$$S_t \in \{0.1\}. \quad \forall t \quad (۲۱)$$

$$\Pr(S_t = 0 | S_{t-1} = 0) = p \quad (۲۲)$$

$$\Pr(S_t = 1 | S_{t-1} = 1) = q \quad (۲۳)$$

S_t زنجیره‌ی پنهان مارکوف از مرتبه‌ی یک می‌باشد. واریانس شرطی σ_t^2 تابعی از متغیر وضعیت است زیرا پارامتر خودرگرسیونی S_{t-1} در معادله واریانس شرطی است (دیوکر ۱۹۹۷؛ کای[38] ۱۹۹۴؛ همیلتون و ساسمل[39] ۱۹۹۴). بطور واضح و مشخص، محاسبه‌ی تمام مقادیر گذشته‌ی متغیر وضعیت دشوار است. برونتی و همکاران[40] (۲۰۰۸)، مطابق با نظر دیوکر (۱۹۹۷)، یک روش تقریبی را اتخاذ کرده‌اند تا مشکلی در ارزیابی تابع درستنمایی ایجاد نشود. این فرآیند دلالت بر این دارد که واریانس شرطی، تابعی از جدیدترین مقادیر متغیر وضعیت است. دیوکر (۱۹۹۷) نشان می‌دهد که در یک مدل GARCH(1.1) فقط باید دو مقدار از جدیدترین متغیر وضعیت در نظر گرفته شود. بنابراین واریانس شرطی σ_t^2 تابعی از S_t و S_{t-1} می‌باشد: $\sigma_t^2(i.j) = \sigma_t^2(S_t = i \,.\, S_{t-1} = j)$. با ادغام S_{t-1}، واریانس شرطی می‌تواند به صورت زیر باشد:

$$\sigma_t^2(i.j) = \omega(S_t = i) + \alpha[u_{t-1}^2] + \beta[\sigma_{t-1}^2(j)] \quad (۲۴)$$

که $\mathrm{u_{t-1}(j)}$ به خطا در زمان $t-1$ در رژیم j اشاره دارد و بطور مشابه $\sigma_{t-1}^2(j)$، واریانس شرطی در زمان $t-1$ در رژیم j می‌باشد.

رابطه‌ی (۲۴) دلالت بر این امر دارد که مقدار ثابت در معادله‌ی واریانس شرطی می‌تواند چرخش کند. در مدل GARCH(1.1) واریانس غیرشرطی به صورت $\frac{\omega}{1-\alpha-\beta}$ محاسبه می‌شود.

38. Cai (1994)
39. Hamilton and Susmel (1994)
40. Brunetti et al. (2008)

۴. یافته‌ها و تحلیل

۴,۱. آزمون ریشه واحد

در صورتیکه در سری‌های زمانی مورد مطالعه به دلیل وقوع شوک‌های اقتصادی و سیاسی، شکست ساختاری رخ دهد، استفاده از آزمون‌های ریشه واحد متعارف باعث از دست رفتن اطلاعات ارزشمند در نقاط شکست ساختاری می‌شود لذا پایایی سری‌های زمانی با در نظر گرفتن یک نقطه‌ی شکست ساختاری در عرض از مبدأ و شیب سری‌های زمانی با بهره‌گیری از آزمون ریشه واحد لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) بررسی شده است.

جدول ۴. آزمون ریشه واحد لی و استرازیسیچ

متغیرها	k	TB	آماره
EMP	۸	۱۳۹۷:۰۲	−۱۵/۰۱**
LM1	۸	۱۳۹۳:۰۲	−۵/۷۹**
LM2	۸	۱۳۹۲:۰۴	−۵/۳۹**
LMB	۸	۱۳۸۹:۰۲	−۴/۱۰*

منبع: یافته‌های پژوهش

K حداکثر تعداد وقفه‌های بهینه و TB نقطه شکست ساختاری در عرض از مبدأ و شیب است.

**،* به ترتیب نشان‌دهنده‌ی سطح معنی‌داری ٪۵ و ٪۱۰

نتایج جدول (۴) حاکی از آن است که متغیرهای حجم پول، نقدینگی و پایه پولی با وجود یک شکست ساختاری در عرض از مبدأ و شیب پایا هستند، لذا با توجه به روند شکست پایا بودن سری‌های زمانی، در پرتوی سیستم رابطه‌ی (۱۰)، سری‌های زمانی روندزدایی شده و پسماند آنها استخراج گردیده است؛ پس از آن با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی– فولر تعمیم‌یافته، پایایی پسماندها بررسی شده است.

جدول ۵. آزمون ریشه واحد دیکی – فولر تعمیم‌یافته

متغیرها	آماره	مقادیر بحرانی
EMP^{DET}	−۹/۳۲	−۱/۹۴
$LM1^{DET}$	−۴/۰۲	−۱/۹۴
$LM2^{DET}$	−۲/۲۳	−۱/۹۴
LMB^{DET}	−۳/۶۱	−۱/۹۴

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج جدول (۵)، مقادیر آماره‌ی آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته بزرگتر از مقادیر بحرانی جدول در سطح پنج درصد می‌باشند لذا پسماندهای سری‌های زمانی مورد مطالعه در سطح پایا می‌باشند.

۴،۲. برآورد مدل

با توجه به هدف مطالعه‌ی حاضر که تحلیل اثرات وابسته به وضعیت کل‌های پولی بر فشار بازار ارز در اقتصاد ایران می‌باشد، جهت جلوگیری از بروز همخطی چندگانه بین کل‌های پولی، هر کدام از متغیرهای پولی ($LM1^{DET}$، $LM2^{DET}$، LMB^{DET}) به صورت مجزا در معادله‌ی میانگین شرطی تصریح و سه مدل $MSGARCH(1,1)$ برآورد شده است و نتایج در جداول (۶)، (۷) و (۸) ارائه شده است.

جدول ۶. نتایج برآورد مدل (۱)− MSGARCH(1,1)

MSGARCH(1,1)-(۱)						
Log likelihood ۲۹۴/۹۶	$\beta^{(0)}$	$\alpha^{(0)}$	$\omega^{(0)}$	$\mathrm{DETLM1}_t^{(0)}$	$\mu^{(0)}$	رژیم صفر
Portmanteau(12) χ^2_{12} =۱۸/۹۸ [۰/۰۸]	۰/۰۱*** (۰/۰۰۱)	۰/۰۲*** (۰/۰۱)	۰/۵۳*** (۰/۰۲)	۰/۰۱*** (۰/۰۰۱)	۰/۸*** (۰/۰۸)	
	$\beta^{(1)}$	$\alpha^{(1)}$	$\omega^{(1)}$	$\mathrm{DETLM1}_t^{(1)}$	$\mu^{(1)}$	رژیم یک
Arch Test F(۱,۶۹) =۰/۰۹ [۰/۷۵]	۰/۰۳*** (۰/۰۰۶)	۰/۰۸*** (۰/۰۰۹)	۰/۹۳*** (۰/۳۹)	۰/۳۱*** (۰/۱)	۰/۳۱*** (۰/۰۴)	

منبع: یافته‌های پژوهش

اعداد داخل () و [] به ترتیب نشان‌دهنده‌ی انحراف معیار و ارزش احتمال است.

*، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده‌ی سطح معنی‌داری ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ است.

جهت بررسی اثر حجم پول بر فشار بازار ارز، مدل (۱)− MSGARCH(1,1) به صورت زیر برآورد شده است:

$$\mathrm{EMP}_t^{(0)} = 0.8 + 0.01\mathrm{DETLM1}_t^{(0)}$$
$$\sigma_t^{2(0)} = 0.53 + 0.02u_{t-1}^{2(0)} + 0.01\sigma_{t-1}^{2(0)}$$

$$\mathrm{EMP}_t^{(1)} = 0.31 + 0.31\mathrm{DETLM1}_t^{(1)}$$
$$\sigma_t^{2(1)} = 0.93 + 0.08u_{t-1}^{2(1)} + 0.03\sigma_{t-1}^{2(1)}$$

با توجه به نتایج مدل، عرض از مبدأ معادله‌ی واریانس شرطی در رژیم صفر ۰/۵۳ و در رژیم یک ۰/۹۳ می‌باشد لذا رژیم صفر، رژیم پایین فشار بازار ارز و رژیم یک، رژیم بالای فشار بازار ارز در نظر گرفته می‌شوند. در هر دو رژیم پایین و بالای فشار بازار ارز ، حجم پول به ترتیب با ضریب ۰/۰۱ و ۰/۳۱ اثر مثبت و معنی‌داری بر فشار بازار ارز دارد.

جدول ۷. نتایج برآورد مدل (۲)– MSGARCH(1,1)

MSGARCH(1,1)–(۲)						
Log likelihood ۲۹۲/۷۳	$\beta^{(0)}$	$\alpha^{(0)}$	$\omega^{(0)}$	$\mathrm{DETLM2}_t^{(0)}$	$\mu^{(0)}$	رژیم صفر
Portmanteau(12) χ^2_{12} =۱۹/۵۳ [۰/۰۷]	۰/۰۲*** (۰/۰۰۱)	۰/۰۲*** (۰/۰۰۱)	۰/۸۴*** (۰/۲۹)	۰/۰۶*** (۰/۰۳)	۰/۳۴*** (۰/۰۹)	
	$\beta^{(1)}$	$\alpha^{(1)}$	$\omega^{(1)}$	$\mathrm{DETLM2}_t^{(1)}$	$\mu^{(1)}$	رژیم یک
Arch Test F(۱,۶۹) =۰/۱۵ [۰/۶۹]	۰/۰۱*** (۰/۰۰۴)	۰/۰۸*** (۰/۰۰۹)	۰/۸۶*** (۰/۳۸)	۰/۵۴*** (۰/۱۹)	۰/۷۱*** (۰/۰۴)	

منبع: یافته‌های پژوهش

اعداد داخل () و [] به ترتیب نشان‌دهنده‌ی انحراف معیار و ارزش احتمال است

*، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده‌ی سطح معنی‌داری ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ است.

مدل (۲)– MSGARCH(1,1)، به منظور بررسی اثر نقدینگی بر فشار بازار ارز به صورت زیر برآورد شده است:

$$\mathrm{EMP}_t^{(0)} = 0.34 + 0.06\ \mathrm{DETLM2}_t^{(0)}$$
$$\sigma_t^{2(0)} = 0.84 + 0.02\ u_{t-1}^{2(0)} + 0.02\sigma_{t-1}^{2(0)}$$

$$\mathrm{EMP}_t^{(1)} = 0.71 + 0.54\mathrm{DETLM2}_t^{(1)}$$
$$\sigma_t^{2(1)} = 0.86 + 0.08\ u_{t-1}^{2(1)} + 0.01\ \sigma_{t-1}^{2(1)}$$

عرض از مبدأ معادله‌ی واریانس شرطی در دو رژیم صفر و یک به ترتیب برابر ۰/۸۴ و ۰/۸۶ می‌باشد، لذا رژیم یک، رژیم بالای فشار بازار ارز محسوب می‌گردد. متغیر نقدینگی در هر دو رژیم اثر مثبت و معنی‌داری بر فشار بازار ارز دارد بطوریکه در رژیم صفر ۰/۰۶ درصد و در رژیم یک ۰/۵۴ درصد فشار بازار ارز را افزایش می‌دهد.

جدول ۸. نتایج برآورد مدل (۳)– MSGARCH(1,1)

MSGARCH(1,1)–(۳)						
Log likelihood ۲۹۵/۰۷	$\beta^{(0)}$	$\alpha^{(0)}$	$\omega^{(0)}$	$\mathrm{DETLMB}_t^{(0)}$	$\mu^{(0)}$	رژیم صفر
Portmanteau(12) χ^2_{12} =۲۰/۱۸ [۰/۰۶]	۰/۰۲*** (۰/۰۱)	۰/۰۴*** (۰/۰۱)	۰/۳۹*** (۰/۰۴)	۰/۲۹*** (۰/۰۹)	۰/۴۹*** (۰/۰۹)	
	$\beta^{(1)}$	$\alpha^{(1)}$	$\omega^{(1)}$	$\mathrm{DETLMB}_t^{(1)}$	$\mu^{(1)}$	رژیم یک
Arch Test F(۱,۶۹) =۰/۱۲ [۰/۷۲]	۰/۰۳*** (۰/۰۰۶)	۰/۰۷*** (۰/۰۰۸)	۰/۹۳*** (۰/۳۹)	۰/۸۸*** (۰/۰۱)	۰/۲۹*** (۰/۰۴)	

منبع: یافته‌های پژوهش

اعداد داخل () و [] به ترتیب نشان‌دهنده‌ی انحراف معیار و ارزش احتمال است.

*، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده‌ی سطح معنی‌داری ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ است.

متغیر پایه پولی به عنوان یکی از ابزارهای سیاست پولی از جمله عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز است و در قالب مدل (۳)– MSGARCH(1,1) به صورت زیر برآورد شده است:

$$\mathrm{EMP}_t^{(0)} = 0.49 + 0.29\ \mathrm{DETLMB}_t^{(0)}$$
$$\sigma_t^{2(0)} = 0.39 + 0.04\ u_{t-1}^{2(0)} + 0.02\ \sigma_{t-1}^{2(0)}$$

$$\mathrm{EMP}_t^{(1)} = 0.29 + 0.88\ \mathrm{DETLMB}_t^{(1)}$$
$$\mathrm{DETLMB}_t^{(1)} = 0.93 + 0.07\ u_{t-1}^{2(1)} + 0.03\ \sigma_{t-1}^{2(1)}$$

با توجه به نتایج مدل، رژیم صفر، رژیم پایین فشار بازار ارز در نظر گرفته می‌شود زیرا عرض از مبدأ معادله واریانس شرطی در رژیم صفر کمتر از مقدار آن در رژیم یک است. همچنین نتایج حاکی از آن است که اگر پایه پولی یک درصد افزایش یابد، در رژیم بالای فشار بازار ارز، ۰/۸۸ درصد و در رژیم پایین آن، ۰/۲۹ درصد فشار بازار ارز افزایش می‌یابد.

در هر سه مدل تصریح شده‌ی (۱)- MSGARCH(1,1)، (۲)- MSGARCH(1,1) و (۳)- MSGARCH(1,1) نتایج حاصل از آزمون‌های عارضه‌یابی شامل آزمون خودهمبستگی (پورتمن تیو)[۴۱]و آزمون واریانس ناهمسانی (آزمون ARCH) حاکی از آن است که اجزاء اخلال مدل‌های برآورد شده فاقد مشکل خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی هستند و نتایج بدست آمده از اعتبار لازم برخوردار می‌باشند.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

در راستای بررسی اثرات وابسته به وضعیت کل‌های پولی بر فشار بازار ارز در اقتصاد ایران از متغیرهای حجم پول، نقدینگی، پایه پولی، خالص دارایی‌های خارجی و نرخ ارز غیررسمی طی بازه زمانی ۱۳۸۰:۰۱-۱۴۰۰:۰۳ بهره گرفته شده است. ابتدا با استفاده از رویکرد کوماه (۲۰۰۷) شاخص فشار بازار ارز از جمع وزنی تغییرات متغیرهای نرخ ارز غیررسمی و خالص دارایی‌های خارجی محاسبه شده است و نتایج حاکی از آن است که شاخص مذکور از الگویی غیرخطی تبعیت می‌کند. با توجه به اینکه وقوع شوک‌های اقتصادی و سیاسی منجر به بروز شکست ساختاری در سری‌های زمانی مورد مطالعه می‌شود لذا پایایی سری‌های زمانی با بهره‌گیری از آزمون ریشه واحد لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) مورد بررسی قرار گرفته است و نتایج حاکی از آن است که سری‌های زمانی با وجود یک شکست ساختاری در عرض از مبدأ و شیب پایا هستند؛ پس از آن با استفاده از رویکرد پیشنهاد شده توسط لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳)، سری‌های زمانی روندزدایی شده و پسماندهای سری-های زمانی استخراج شده‌اند؛ نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته حاکی از آن است که پسماندها در سطح پایا هستند. جهت بررسی اثرات کل‌های پولی بر فشار بازار ارز در اقتصاد ایران و در وضعیت‌های مختلف از مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ بهره گرفته شده است. به منظور جلوگیری از بروز همخطی چندگانه بین کل‌های پولی هر کدام از متغیرهای پولی به صورت جداگانه در مدل تصریح شده‌اند و سه مدل برآورد شده است. نتایج حاصل از برآورد هر سه مدل حاکی از آن است که در رژیم پایین فشار بازار ارز، متغیر پایه پولی با ضریب ۰/۲۹ بیشترین اثر را بر فشار

41. Portmanteau

بازار ارز ایران دارد و پس از آن متغیرهای نقدینگی و حجم پول به ترتیب با ضرایب ۰/۰۶ و ۰/۰۱ موجب تشدید فشار بازار ارز می‌شوند؛ با چرخش رژیم و قرار گرفتن در رژیم بالای فشار بازار ارز نیز به ترتیب متغیرهای پایه پولی، نقدینگی و حجم پول با ضرایب ۰/۸۸، ۰/۵۴ و ۰/۳۱ بر فشار بازار ارز ایران تأثیر می‌گذارند و موجب تشدید آن می‌شوند. نتایج بدست آمده با مطالعات باغجری و همکاران (۱۳۹۳)، هادیان و اوجی‌مهر (۱۳۹۳) و امراللهی و همکاران (۱۳۹۸) مطابقت دارد؛ در مطالعات مذکور نیز سیاست‌های پولی انبساطی منجر به افزایش فشار بازار ارز در اقتصاد ایران شده‌اند. لذا با توجه به نتایج تحقیق مبنی بر اثر کل‌های پولی بر تشدید فشار بازار ارز توصیه می‌گردد مقامات پولی با اعمال سیاست‌های پولی انقباضی این فشار را تعدیل نمایند. همچنین محاسبه‌ی شاخص فشار بازار ارز با استفاده از سایر رویکردها و استفاد از انواع دیگر مدل‌های غیرخطی جهت بررسی اثر کل‌های پولی بر فشار بازار ارز برای تحقیقات آینده پیشنهاد می‌گردد.

منابع

اطیابی، اعظم سادات؛ دقیقی اصل، علیرضا؛ گرایی‌نژاد، غلامرضا. (۱۴۰۲)، بررسی اثر مداخله بانک مرکزی بر سودآوری بانک‌های تجاری کشور: رویکرد رگرسیون انتقال ملایم. *اقتصاد مالی، ۱۷* (۲): ۲۴۷-۲۷۲.

امراللهی بیوکی، الهام؛ ابطحی، سیدیحیی؛ علی‌حیدری بیوکی، طاهره. (۱۳۹۷)، تحلیل غیرخطی رفتار فشار بازار ارز در اقتصاد ایران: رویکرد خودرگرسیون آستانه ای خودمحرک (SETAR). *پژوهش‌های پولی بانکی*، ۱۱(۳۷): ۴۱۳-۴۳۶.

باغجری، محمود؛ حسینی‌نسب، ابراهیم؛ نجارزاده، رضا. (۱۳۹۳)، اثر سیاست پولی بر فشار بازار ارز: مطالعه موردی ایران. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۲ (۷۱): ۵۳-۷۸.

برات‌پور، مصطفی؛ امام‌وردی، قدرت‌الله؛ محمودزاده، محمود؛ سلاطین، پروانه. (۱۴۰۱)، شرکت‌های پیشرو بازار سرمایه ایران در شرایط بحران ارزی: رهیافت درخت پوشای کمینه. *تحلیل بازار سرمایه*، ۲ (۴)، ۲۰۶-۲۳۲.

پورحسینی، سیدحامد؛ شرفی رنانی، حسین؛ دائی کریم‌زاده، سعید. (۱۴۰۲). تحلیل ارتباط شوک نااطمینانی اقتصادی و عدم نقدشوندگی بازار سهام با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری متغیر با زمان TVSVAR. (۱۴۰۲). *تحلیل بازار سرمایه*، ۳ (۲): ۸۴-۱۰۵.

طباطبایی‌نسب؛ زهره، نسیم؛ شاه‌مرادی. (۱۴۰۰). بررسی تأثیر نااطمینانی اقتصادی بر رابطه پویای کیفیت سود و بازده در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با رویکرد فشار بازار ارز. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۱۴ (۴۹)، ۱۳۱-۱۴۸.

عباسی، فرزانه؛ پدرام، مهدی؛ تقی‌پور، انوشیروان. (۱۳۹۹)، مدل‌سازی فشار بازار ارز در سیاست‌پولی اقتصاد ایران با رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۸ (۹۶): ۱۶۳-۲۱۸.

ممی پور، سیاب؛ جعفری، صغری. (۱۳۹۶)، عوامل موثر بر فشار بازار ارز در ایران: در چارچوب الگوی مارکوف سوئیچینگ با احتمال انتقال متغیر. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۲(۲): ۴۲۹-۴۵۷.

هادیان، ابراهیم؛ اوجی‌مهر، سکینه. (۱۳۹۳)، بررسی رفتار شاخص فشار بازار ارز در اقتصاد ایران با استفاده از یک الگوی خودرگرسیو با انتقال ملایم (STAR). *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۳(۱۰): ۲۴۷-۲۶۶.

Adeyemi, F. O., Adedokun, A., Falayi, O. R., & Kumeka, T. (2023). Economic policy uncertainty and exchange market pressure in Nigeria: A quantile regression analysis. *International Journal of Sustainable Economy*, *1*(1), 1. https://doi.org/10.1504/ijse.2023.10044441

Aftab, M., Ali, A., & Hegerty, S. W. (2021). Foreign exchange market pressure and stock market dynamics in emerging Asia. *International Economics and Economic Policy*, *18*(4), 699-719. https://doi.org/10.1007/s10368-021-00501-w.

Aizenman, J., & Binici, M. (2016). Exchange market pressure in OECD and emerging economies: Domestic vs. external factors and capital flows in the old and new normal. *Journal of International Money and Finance*, *66*, 65-87. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2015.12.008.

Brunetti, C., Scotti, C., Mariano, R. S., & Tan, A. H. (2008). Markov switching GARCH models of currency turmoil in Southeast Asia. *Emerging Markets Review*, *9*(2), 104-128. https://doi.org/10.1016/j.ememar.2008.02.005.

Cai, J. (1994). A Markov model of switching-regime ARCH. *Journal of Business & Economic Statistics*, *12*(3), 309-316. https://doi.org/10.2307/1392087.

Dueker, M. J. (1997). Markov switching in GARCH processes and mean-reverting stock-market volatility. *Journal of Business & Economic Statistics*, *15*(1), 26-34. https://doi.org/10.2307/1392070.

Edwards, S. (2002). Does the current account matter? *Preventing Currency Crises in Emerging Markets*, 21-69. https://doi.org/10.7208/chicago/9780226185057.003.0002.

Feldkircher, M., Horvath, R., & Rusnak, M. (2014). Exchange market pressures during the financial crisis: A Bayesian model averaging evidence. *Journal of International Money and Finance*, *40*, 21-41. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2013.08.021.

Girton, L., & Roper, D. E. (1976). A monetary model of exchange market pressure applied to the post-war Canadian experience. *International Finance Discussion Paper*, *1976*(92), 1-32. https://doi.org/10.17016/ifdp.1976.92.

Gray, S. F. (1996). Modeling the conditional distribution of interest rates as a regime-switching process. *Journal of Financial Economics*, *42*(1), 27-62. https://doi.org/10.1016/0304-405x(96)00875-6.

Hamilton, J. D., & Susmel, R. (1994). Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime. *Journal of Econometrics*, *64*(1-2), 307-333. https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)90067-1.

Hegerty, S. W. (2009). Capital inflows, exchange market pressure, and credit growth in four transition economies with fixed exchange rates. *Economic Systems*, *33*(2), 155-167. https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2009.02.001.

Kamaly, A., N. Erbil (2000). A VAR analysis of exchange market pressure: a case study for the MENA region. Working Paper 2025, Economic Research Forum.

Khalaf, A. (2018). Foreign exchange market pressure index and monetary policy in Iraq. *Ekonomski anali*, *63*(219), 61-82. https://doi.org/10.2298/eka1819061k.

Kim, I. (1985). Exchange market pressure in Korean: An application of the Girton-roper monetary model: Note. *Journal of Money, Credit and Banking*, *17*(2), 258. https://doi.org/10.2307/1992339.

Klaassen, F., & Jager, H. (2011). Definition-consistent measurement of exchange market pressure. *Journal of International Money and Finance*, *30*(1), 74-95. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2010.07.003.

Lee, J., & Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *Review of Economics and Statistics*, *85*(4), 1082-1089. https://doi.org/10.1162/003465303772815961.

Ojede, A., & Lam, E. (2017). The impact of changes in monetary aggregates on exchange rate volatility in a developing country: Do structural breaks matter? *Economics Letters*, *155*, 111-115. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2017.03.024.

Ozcelebi, O. (2020). Assessing the impacts of financial stress index of developed countries on the exchange market pressure index of emerging countries. *International Review of Economics & Finance*, *70*, 288-302. https://doi.org/10.1016/j.iref.2020.07.012.

Panday, A. (2015). Impact of monetary policy on exchange market pressure: The case of Nepal. *Journal of Asian Economics*, *37*, 59-71. https://doi.org/10.1016/j.asieco.2015.02.001.

Piger, J. (2009). Econometrics: Models of regime changes. Encyclopedia of Complexity and Systems Science, 2744-2757. https://doi.org/10.1007/978-0-387-30440-3_165.

Siklar, I., & Akca, A. (2020). Exchange market pressure and monetary policy: The Turkish case. *Ekonomika*, *99*(1), 110-130. https://doi.org/10.15388/ekon.2020.1.7.

Soe, T. T., & Kakinaka, M. (2018). Inflation targeting and exchange market pressure in developing economies: Some international evidence. *Finance Research Letters*, *24*, 263-272. https://doi.org/10.1016/j.frl.2017.09.015.

Tanner, E. (2000). Exchange market pressure and monetary policy: Asia and Latin America in the 1990s. IMF Staff Papers, 47(3), 311-333. https://doi.org/10.2307/3867651.

Weymark, D. N. (1998). A general approach to measuring exchange market pressure. *Oxford Economic Papers*, *50*(1), 106-121. https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.oep.a028632.