فصلنامه پژوهش‌های پولی- بانکی
سال یازدهم، شماره ۳۷، پاییز ۱۳۹۷
صفحات ۴۱۳ ـ ۴۳۶

تحلیل غیرخطی رفتار فشار بازار ارز در اقتصاد ایران: رویکرد خودرگرسیون آستانه‌ای خودمحرک (SETAR)

الهام امراللهی بیوکی [*]
طاهره علی حیدری بیوکی [‡]
سید یحیی ابطحی [†]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۱/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۹/۰۶

چکیده

فشار بازار ارز به‌عنوان عارضه‌ی پولی ناشی از مازاد تقاضا یا عرضه‌ی پول داخلی معرفی می‌شود و سیاست‌گذاران پولی را وادار می‌کند تا از ابزارهای پولی برای تسکین اختلالات افزایش یا کاهش ارزش پول داخلی استفاده کنند. در این مقاله رفتار شاخص فشار بازار ارز (EMP) در اقتصاد ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۶:۴ـ۱۳۶۹:۲، با به‌کارگیری الگوی خودرگرسیون آستانه‌ای خودمحرک (SETAR) سه رژیمه مورد تحلیل قرار گرفته است. نتایج حاصل از این مطالعه با توجه به ماهیت غیرخطی رفتار این شاخص نشان می‌دهد که رژیم پایین فشار بازار ارز درصد کمتری از مشاهدات دوره‌ی موردنظر را نسبت به رژیم بالا در بر گرفته است؛ بنابراین، فشار بازار ارز در ایران دارای رفتاری نامتقارن است. از طرف دیگر، شروع رژیم بالای فشار بازار ارز از دهه‌ی نود و تکرار آن در دوره‌های مختلف در این دهه نشان می‌دهد که در دهه‌ی نود نیز مانند دهه‌ی هفتاد، اقتصاد ایران به دوره‌ی رژیم بالای فشار بازار ارز وارد شده و تجربه‌ی بروز فشارهای بالای بازار ارز مجدداً تکرار شده است، بنابراین تحولات اخیر در اقتصاد ایران مبنی بر کاهش شدید ارزش پول ملی و فشار بالای بازار ارز قابل پیش‌بینی بوده است.

واژه‌های کلیدی: اقتصاد ایران، فشار بازار ارز،خودرگرسیون آستانه‌ای خودمحرک (SETAR)
طبقه‌بندی JEL: C32، F31

* دانشجوی دکتری دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات تهران، گروه اقتصاد ، تهران، ایران؛ amrollahi_elham@yahoo.com
† استادیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد یزد، گروه اقتصاد، یزد، ایران (نویسنده مسئول)؛ abtahi@iauyazd.ac.ir
‡ دکتری مهندسی صنایع، دانشکده مهندسی، واحد تهران غرب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران؛ t.aliheidary@gmail.com

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.37.1.4]

۱ مقدمه

به دنبال وقوع بحران‌های ارزی در آسیای جنوب شرقی، آرژانتین، مکزیک و روسیه، اقتصاددانان با استفاده از مدل‌های مختلف تئوری و تجربی به تجزیه‌وتحلیل فشار بازار ارز[1] پرداخته‌اند (کوماه[2]، ۲۰۰۷). تعابیر مختلفی برای بحران ارزی وجود دارد اما درمجموع می‌توان گفت، بحران ارزی به‌صورت حمله‌ی سوداگری به ارزش پول داخلی تعریف می‌گردد که ممکن است منجر به کاهش شدید ارزش پول داخلی یا حمایت قوی مسئولین پولی از ارزش پول داخلی از طریق فروش ذخایر ارزی یا افزایش نرخ بهره‌ی داخلی گردد (ویمارک[3]، ۱۹۹۵). یکی از شاخص‌های مهمی که در مطالعات مرتبط با بحران‌های ارزی از آن استفاده می‌شود، شاخص فشار بازار ارز می‌باشد.

مفهوم اصلی شاخص فشار بازار ارز برای اولین بار توسط گیرتن و روپر[4] (۱۹۷۷) مطرح گردید. این محققان، مجموع تغییرات نرخ ارز و تغییرات ذخایر خارجی را فشار بازار ارز نامیدند و وزن یکسانی را برای این دو مؤلفه در نظرگرفتند. در واقع، گیرتن و روپر، فشار بازار ارز را با استفاده از یک مدل پولی ساده از تعادل تراز پرداخت‌ها، ارائه نمودند. سپس شاخص مذکور توسط روپر و ترنوفسکی[5] (۱۹۸۰) و ترنوفسکی[6] (۱۹۸۵) توسعه یافت؛ آن‌ها مدل اقتصادی باز کوچک را به کارگرفتند و مدل عمومی را با جایگزین کردن رویکرد پولی ساده براساس چارچوب IS-LM و با در نظرگرفتن حرکت کامل سرمایه توسعه دادند و برخلاف روش گیرتن و روپر وزن یکسانی را به مؤلفه‌های شاخص فشار بازار ارز اختصاص ندادند. مهم‌ترین مطالعات انجام‌شده درباره‌ی شاخص فشار بازار ارز توسط ویمارک (۱۹۹۵، ۱۹۹۷a، ۱۹۹۷b، ۱۹۹۸) انجام شده است. وی شاخص فشار بازار ارز را به‌عنوان جمع وزنی تغییرات نرخ ارز و مداخله در بازار ارز در نظرگرفته است. مطابق با رویکرد ایچن‌گیرین و همکاران[7] (۱۹۹۴، ۱۹۹۵)، شاخص فشار بازار ارز، ترکیبی خطی از تفاضل نرخ بهره، درصد تغییرات در نرخ ارز و درصد تغییرات در ذخایر خارجی می‌باشد که برخلاف رویکرد ویمارک، با توجه به واریانس نمونه‌ی هر سه مؤلفه، شاخص فشار بازار ارز محاسبه می‌شود.

---

[1] Exchange Market Pressure
[2] Kumah
[3] Weymark
[4] Girton and Roper
[5] Roper and Turnovsky
[6] Turnovsky
[7] Eichengreen et al

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.37.1.4]

مطالعه‌ی حاضر درصدد است تا با استفاده از یک الگوی خودرگرسیون آستانه‌ای خودمحرک به بررسی و تجزیه‌وتحلیل رفتار شاخص فشار بازر ارز در ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۶:۴-۱۳۶۹:۲ بپردازد. این مطالعه در پنج بخش ارائه می‌گردد. بخش دوم به ادبیات موضوع و کارهای تجربی صورت گرفته اشاره خواهد داشت. بخش سوم به روش‌شناسی تحقیق می‌پردازد. بخش چهارم نتایج ناشی از برازش مدل را ارائه می‌کند و بالأخره بخش پنجم به نتیجه‌گیری و ارائه توصیه‌های سیاستی براساس نتایج مدل اختصاص دارد.

۲ ادبیات موضوع

۱.۲ مبانی نظری فشار بازار ارز

فشار بازار ارز در مطالعات مختلف، به شیوه‌های گوناگونی تعریف شده است اما بیشتر مطالعات، فشار بازار ارز را به‌عنوان عارضه‌ی پولی ناشی از مازاد تقاضا یا عرضه‌ی پول داخلی معرفی کرده‌اند که به سیاست‌گذاران پولی فشار وارد می‌نماید تا از ابزارهای پولی برای تسکین اختلالات افزایش یا کاهش ارزش پول داخلی استفاده کنند (کوماه، ۲۰۰۷). از نظر کوماه (۲۰۰۷)، فشار بازار ارز به سه نوع فشار مجزا یعنی فشار افزایش ارزش پول، فشار کاهش ارزش پول و حرکت طبیعی نرخ ارز تجزیه شده است بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که فشار بازار ارز دارای ماهیتی غیرخطی است و باید از روش‌های غیرخطی اقتصادسنجی برای تجزیه‌وتحلیل آن استفاده نمود.

کوماه (۲۰۰۷) برای نشان دادن این مسأله، الگویی را به‌صورت معادله‌ی (۱) ارائه نموده است؛ فرض کنید توازن پول واقعی $(m_t^d - p_t)$ به‌صورت یک تابع خطی- لگاریتمی از درآمد (y_t) و نرخ بهره‌ی داخلی (i_t) باشد:

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

در معادله‌ی (۱)، α و β و v_t به ترتیب، کشش درآمدی پول، کشش بهره‌ی پول و متغیر شوک پیش‌بینی‌نشده‌ی تقاضای پول می‌باشند، با فرض انتقال کامل از تورم خارجی به قیمت‌های داخلی از طریق نرخ ارز، (که در اینجا به‌عنوان قیمت پول داخلی برحسب پول خارجی تعریف شده است) بطوریکه برابری قدرت خرید مطلق (PPP) حفظ شود، می‌توان به جای قیمت داخلی p_t عبارت $(e_t + p_t^*)$ را جایگزین نمود، همچنین با در نظر گرفتن

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.37.1.4]

برابری نرخ بهره‌ی غیرپوششی[1] (UIP) در تصمیمات انتخاب سبد دارایی افراد، می‌توان به جای نرخ بهره‌ی داخلی i_t معادل آن یعنی $(i_t^* + \mathrm{E}(\Delta e_{t+1}|\mathrm{I}_t))$ را قرار داد. بدین ترتیب معادله‌ی (۱) به‌صورت زیر بیان می‌گردد:

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

که در آن، عبارت اولین پرانتز نشان‌دهنده‌ی برابری قدرت خرید مطلق (PPP) و پرانتز دوم منعکس‌کننده‌ی برابری نرخ بهره‌ی غیرپوششی (UIP) است؛ p_t^* قیمت خارجی و i_t^* نرخ بهره‌ی خارجی، e_t نرخ ارز اسمی (قیمت پول داخلی برحسب پول خارجی) و E عملگر انتظارات است، به‌گونه‌ای که $\mathrm{E}(\Delta e_{t+1}|\mathrm{I}_t)$ تغییر نرخ ارز آتی را با توجه به اطلاعات دوره جاری بیان می‌کند. عرضه‌ی پول داخلی که از حاصل جمع اعتبارات داخلی d_t و ذخایر خارجی r_t با فرض ضریب پولی یک به دست می‌آید؛ در معادله‌ی (۳) نشان داده شده است:

$$m_t = d_t + r_t \qquad (۳)$$

علاوه بر این، فرض می‌شود که سیاست‌گذاران پولی با خریدوفروش ارز، طبق قاعده‌ی زیر در بازار ارز خارجی دخالت می‌نمایند:

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

در معادله‌ی (۴)، پارامتر χ میزان دخالت بانک مرکزی در بازار ارز را نشان می‌دهد؛ بنابراین، سیاست‌گذاران پولی با توجه به تغییرات نرخ ارز که به‌صورت فشار افزایش یا کاهش ارزش پول می‌باشد، با خریدوفروش ارز خارجی در بازار ارز خارجی مداخله می‌کنند. اگر χ برابر صفر باشد به این معناست که نظام نرخ ارز کاملاً شناور است و نرخ ارز فقط از طریق تغییرات در عوامل اقتصادی تغییر می‌کند. با گرفتن اولین تفاضل از معادلات (۲) و (۳) و با توجه به اینکه $\mathrm{E}(\Delta e_{t+1}|\mathrm{I}_t)$ همان $\mathrm{E}(e_{t+1}|\mathrm{I}_t) - e_t$ می‌باشد، تغییرات در تقاضا و عرضه‌ی پول به‌صورت زیر خواهد بود:

[1] Uncovered Interest Rate Parity

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.37.1.4]

$$\Delta m_t^d = \Delta e_t + \Delta p_t^* + \alpha \Delta y - \beta \mathrm{E}(\Delta e_{t+1} | \mathrm{I}_t) + \beta \Delta e_t + \Delta v_t \quad (۵)$$

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

با برابر قرار دادن معادلات (۵) و (۶) برای تعادل در بازار پول و با استفاده از معادله‌ی (۴)، نرخ ارز تعادلی به‌صورت تابعی از متغیرهای کلان اقتصادی و درجه‌ی دخالت بانک مرکزی به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\Delta e_t = \frac{1}{(1+\beta+\chi)}(-\Delta p_t^* - \alpha \Delta y_t + \beta \Delta i_t^* - \beta(E(\Delta e_{t+1} | \mathrm{I}_t)) + \Delta d_t - \Delta v_t) \quad (۷)$$

با مدنظر قرار دادن رابطه‌ی بین دخالت بانک مرکزی و حرکت نرخ ارز، می‌توان فشار بازار ارز را به پیروی از ویمارک (۱۹۹۸) به‌صورت ترکیب خطی تغییرات درصدی نرخ ارز Δe_t و تغییرات ذخایر خارجی نسبت به پایه‌ی پولی Δr_t به‌صورت معادله (۸) در نظر گرفت؛ از نظر ویمارک (۱۹۹۸)، فشار بازار ارز، به‌صورت مازاد تقاضا برای پول ملی در بازار ارز خارجی تعریف می‌شود.

$$\mathrm{EMP}_t = \Delta e_t + \eta \Delta r_t \quad (۸)$$

ضریب η، بنا به فرض منفی است. در کشوری که سیاست‌گذاران پولی در بازار ارز خارجی مداخله می‌کنند، شاخص فشار بازار ارز با استفاده از معادله‌ی (۸) تعریف می‌شود که به خصوصیات ارائه‌شده در جدول (۱) بستگی دارد.

با جایگذاری معادله‌ی (۴) در معادله‌ی (۸) رابطه‌ی غیرخطی بین η و ضریب مداخله χ به دست می‌آید:

$$\mathrm{EMP}_t = (1 - \eta\chi)\Delta e_t \quad (۹)$$

در معادله‌ی (۹)، $\eta \in [-1,0)$ و کشش نرخ ارز نسبت به ذخایر خارجی را $\eta = -\frac{\partial \Delta e_t}{\partial \Delta r_t}$ نشان می‌دهد و χ درجه‌ی دخالت بانک مرکزی است که می‌تواند مقادیر مختلفی را اختیار

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.37.1.4]

کند. عدم پیوستگی زمانی در فشار بازار ارز که ناشی از طبیعت غیرخطی آن به دلیل تغییرات گسسته در فرایند نرخ ارز می‌باشد، بیانگر شرایط تعیین انواع رژیم است. بنابراین برخلاف روش‌های خطی که فشار بازار ارز را با استفاده از معادله‌ی (۸) معرفی می‌کنند، در این مطالعه، خصوصیت غیرخطی فشار بازار ارز مطابق با آنچه کوماه (۲۰۰۷) اشاره کرده است، به‌صورت جدول ۱ تعریف می‌شود:

جدول ۱

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	$EMP > 0, \chi \in (-\infty, -(1+\beta)), \Delta e_t > 0$

مأخذ: کوماه (۲۰۰۷)

۲.۲ مطالعات تجربی

هادیان و اوجی‌مهر (۱۳۹۲)، با استفاده از یک الگوی خودرگرسیون با انتقال ملایم (STAR) به بررسی رفتار شاخص فشار بازار ارز (EMP) در اقتصاد ایران طی دوره‌ی ۱۳۹۰:۳–۱۳۷۰:۱ پرداخته‌اند. بدین منظور، ابتدا شاخص فشار بازار ارز با به‌کارگیری یک روش الگوـ مستقل محاسبه گردیده است. نتایج این برآورد نشان می‌دهد که شاخص فشار بازار ارز، ماهیتی غیرخطی داشته و بازار ارز ایران طی دوره‌ی مورد بررسی همواره با فشار کاهش یا افزایش ارزش پول داخلی مواجه بوده است. باغجری و همکاران (۱۳۹۳)، ضمن معرفی شاخص فشار بازار ارز به بررسی اینکه چگونه مقامات پولی ایران نسبت به فشار بازار ارز، طی دوره‌ی ۱۳۹۱:۴-۱۳۶۸:۱ واکنش نشان داده‌اند، پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تئوری سنتی فشار بازار ارز در مورد ایران نیز صادق می‌باشد، به این معنا که اجرای سیاست انبساط پولی 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 می‌باشد. خیابانی و غلجه‌ای (۱۳۹۳)، به بررسی رژیم‌های ارزی و فشار بازار ارز در یک اقتصاد صادرکننده‌ی نفت پرداخته‌اند. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که افزایش درآمد صادرات نفت موجب افزایش مداخله‌ی بانک مرکزی در بازار ارز و افزایش ارزش پول ملی شده که با افزایش احتمال گذار به رژیم تقویت ارزش پول ملی و کاهش فشار نرخ ارز همراه شده است. در حالی که کاهش درآمدهای نفتی با افزایش احتمال گذار به رژیم تضعیف ارزش پول

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.37.1.4]

ملی و افزایش فشار نرخ ارز همراه بوده است. باغجری و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای به بررسی فشار بازار ارز و اندازه‌گیری درجه دخالت دولت در این بازار، طی دوره زمانی ۱:۱۳۶۸ـ ۱۳۹۱:۴ پرداخته‌اند. در این مطالعه شاخص فشار بازار ارز بر مبنای رویکرد ویمارک (۱۹۹۵) محاسبه شده است. تکنیک استفاده شده جهت برآورد فشار بازار ارز، تکنیک همجمعی با استفاده از روش جوهانسن‌ـ جوسیلیوس می‌باشد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که طی سال‌های مورد بررسی، فشار بر نرخ ارز جهت کاهش ارزش پول داخلی وجود داشته است. طی این سال‌ها ذخایر ارز خارجی حدود ۴۴ درصد از فشار وارد بر بازار ارز را جذب کرده است و ۵۶ درصد مابقی از طریق تغییرات در نرخ ارز جذب شده است. ممی‌پور و جعفری (۱۳۹۶)، 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 سویچینگ تک متغیره با احتمال انتقال ثابت طی دوره‌ی زمانی ۹۳ـ۱۳۶۳ برآورد شده و سپس عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز در چارچوب احتمال انتقالات متغیر در طی زمان مورد تجزیه‌وتحلیل قرارگرفته 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 اسلامی ایران، تورم و درآمدهای نفتی به‌عنوان 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.

کوماه (۲۰۱۱) نیز نشان داده است که شاخص فشار بازار ارز در کشور قرقیزستان طی سال‌های ۲۰۰۵ـ۱۹۹۶ رفتاری غیرخطی داشته است، این محقق پس از محاسبه‌ی شاخص شاخص فشار بازار ارز با استفاده از روش ویمارک (۱۹۹۵) با بهره‌گیری از الگوی مارکوف سوئیچینگ، پویایی‌های آن را در پاسخ به رشد پول و تورم طی سه رژیم مختلف بررسی نموده است. نتایج حاکی از اثر کاهشی سیاست انقباض پولی بر فشار بازار ارز در دوره‌ی فشار افزایش

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.37.1.4]

ارزش پول می‌باشد. ضیایی[1] (۲۰۱۲)، با استفاده از روش ایچن‌گیرین و همکاران به محاسبه‌ی شاخص فشار بازار ارز در ایران طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۰ـ ۲۰۰۵ پرداخته است و با بهره‌گیری از روش SVAR اثرات این شاخص را بر قیمت مصرف‌کننده، کسری بودجه و اعتبارات بخش خصوصی تحلیل نموده است. نتایج حاصل از تجزیه‌ی واریانس و توابع عمل و عکس‌العمل، حاکی از آن است که هرگونه شوک ناگهانی به شاخص فشار بازار ارز باعث افزایش قیمت مصرف‌کننده و کسری بودجه و کاهش اعتبارات داخلی می‌گردد. همچنین با وجود اینکه تأثیر شاخص فشار بازار ارز بر اعتبار داخلی ضعیف است اما اثر اعتبار داخلی بر فشار بازار ارز قابل ملاحظه است. گیلال و کاندیو[2] (۲۰۱۳)، با استفاده از روش ویمارک (۱۹۹۵) به محاسبه‌ی شاخص فشار بازار ارز و شاخص مداخله برای کشور پاکستان پرداخته‌اند. مدل رگرسیونی برآورد شده نشان می‌دهد که تقاضا برای پول واقعی و معادله‌ی قیمت، ناپایدار است. در نتیجه از رویکرد فیلترـ کالمن برای ارزیابی اثرات تغییرات ساختاری استفاده شده است. شواهد نشان می‌دهد که فشار بازار ارز پایین و شاخص مداخله بانک مرکزی فعال است. همچنین نتایج، دلالت بر این دارد که فشار بازار ارز برای نیمه‌ی اول نمونه نسبت به نیمه‌ی دوم نمونه‌ی پیشنهادی بالاتر است. فرانکو و همکاران[3] (۲۰۱۴)، با استفاده از یک ابزار عملیاتی به تجزیه‌وتحلیل فشار بازار ارز در آنگولا پرداخته‌اند. اقتصاد آنگولا دارای یک حساب مالی بسته، حساب جاری تقریباً کنترل شده و یک اقتصاد بر پایه‌ی دلار می‌باشد. این ویژگی‌ها اثر مستقیمی بر روی تقاضای پول خارجی دارند و مدل خاصی برای آنگولا ایجاد می‌کنند. این مدل به‌طور منطقی شاخصی را برای فشار بازار ارز فراهم می‌کند که شاخص مذکور شامل تغییرات صادرات، تغییرات واردات، نرخ بهره‌ی خارجی و تورم و تغییر در ذخایر خارجی است. در این مطالعه، شاخص فشار بازار ارز با استفاده از روش ایچن‌گیرین رز و ویپلز[4] (۱۹۹۴) و کلاسن و جاگر[5] (۲۰۱۱) محاسبه شده است. گیلال و بایرن[6] (۲۰۱۵)، به بررسی ارتباط بین شاخص فشار بازار ارز و کنترل سرمایه با درنظرگرفتن پنلی از چهل کشور طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۰ـ ۱۹۹۷ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که باز بودن حساب سرمایه برای اقتصادهای پیشرفته با دو شاخص محاسبه‌ی فشار بازار ارز یعنی روش ایچن‌گیرین و همکاران و گیرتن و روپر ارتباط دارد و برای بازارهای ضروری، باز بودن حساب

[1] Ziaei
[2] Gilal and Chandio
[3] Franco et al
[4] Eichengreen Rose and Wyplosz
[5] Klassen and Jager
[6] Gilal and Byrne

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.37.1.4]

سرمایه به روش گیرتن و روپر وابسته است. این اختلاف ممکن است به دلیل توسعه‌ی بخش‌های مالی باشد.

۳ مدل خودرگرسیون آستانه‌ای خودمحرک (SETAR)

مدل خودرگرسیون آستانه‌ای خودمحرک[1] (SETAR) به‌عنوان یکی از فرایندهای خاص مدل خودرگرسیون آستانه‌ای، برای اولین بار توسط تونگ[2] (۱۹۸۳) مطرح شد. در مدل SETAR تغییر رژیم و انتقال از یک مدل خطی به مدل خطی دیگر به وضعیت متغیر آستانه بستگی دارد (تونگ، ۱۹۹۰؛ چان[3]، ۱۹۹۳؛ چان و تی‌سی[4]، ۱۹۹۸). در این مدل‌ها، متغیر آستانه یک متغیر باوقفه‌ی درون‌زا از خود سری می‌باشد.

در صورتی که متغیر x_{t-d} به‌عنوان یک متغیر آستانه با پارامتر تأخیر d $(d>0)$ در نظر گرفته شود و همچنین تعداد مراتب خودرگرسیونی در تمام رژیم‌ها یکسان باشد، مدل خودرگرسیون آستانه‌ای خودمحرک m رژیمه به‌صورت زیر تعریف می‌شود (استیگلر[5]، ۲۰۱۰):

(۱۰)

$$y_t=\begin{cases}\mu_1+\rho_{1,1}y_{t-1}+\ldots+\rho_{1,p1}y_{t-p1}+\varepsilon_t & if \quad x_{t-d}\geq\theta_{m-1}\\ \mu_2+\rho_{2,1}y_{t-1}+\ldots+\rho_{2,p2}y_{t-p2}+\varepsilon_t & if \quad \theta_{m-1}\geq x_{t-d}\geq\theta_{m-2}\\ \ldots \quad if \quad \theta_{\ldots}\geq x_{t-d}\geq\theta_{\ldots}\\ \mu_m+\rho_{m,1}y_{t-1}+\ldots+\rho_{m,pm}y_{t-pm}+\varepsilon_t & if \quad \theta_1\geq x_{t-d}\end{cases}$$

متغیرها و پارامترهای مدل (۱۰) عبارتند از:

m : تعداد رژیم‌ها، $\mu_1,\ldots\ldots,\mu_m$: پارامترهای ثابت در هر رژیم، $p_{j,1},\ldots\ldots,p_{j,m-1}$: تعداد وقفه‌ها در هر رژیم، $\theta_1,\ldots\ldots,\theta_{m-1}$: پارامترهای آستانه d : پارامتر تأخیر متغیر انتقال یا پارامتر تأخیر متغیر آستانه، x_{t-d} : متغیر انتقال یا متغیر آستانه

[1] Self-Exciting Threshold Autoregressive
[2] Tong
[3] Chan
[4] Tsay
[5] Stigler

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.37.1.4]

یک مدل SETAR دو رژیمه با مراتب خودرگرسیونی p_1 و p_2 و با پارامتر تأخیر یک $d=1$ به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Y_t = \begin{cases} \phi_{1,0} + \phi_{1,1} Y_{t-1} + \ldots + \phi_{1,p1} Y_{t-p1} + \sigma_1 e_t & if \quad Y_{t-1} \le c \\ \phi_{2,0} + \phi_{2,1} Y_{t-1} + \ldots + \phi_{2,p1} Y_{t-p2} + \sigma_2 e_t & if \quad Y_{t-1} > c \end{cases} \qquad (۱۱)$$

در مدل (۱۱)، ϕ پارامترهای ثابت، σ انحرافات استاندارد جمله اخلال، e_t نوفه سفید، Y_{t-1} متغیر آستانه با پارامتر تأخیر یک و c پارامتر آستانه می‌باشند. در مدل‌های خودرگرسیون آستانه‌ای خودمحرک دو رژیمه با مراتب خودرگرسیونی p_1 و p_2 ، در صورتی که شرایط $\left|\phi_{1,1}\right| + \ldots + \left|\phi_{1,p}\right| < 1$ و $\left|\phi_{2,1}\right| + \ldots + \left|\phi_{2,p}\right| < 1$ برقرار باشند، مدل SETAR یک مدل ارگادیک[1] بوده و به‌طور مجانبی ایستا می‌باشد.

۴ یافته‌های تحقیق

۱.۴ بررسی شاخص فشار بازار ارز

در مطالعه‌ی حاضر، ابتدا با بهره‌گیری از آمار بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، داده‌های فصلی متغیرهای نرخ ارز غیررسمی[2] و ذخایر خارجی[3] (R) مربوط به دوره زمانی ۱۳۹۶:۴ـ ۱۳۶۹:۲ استخراج شده است. جهت برآورد شاخص فشار بازار ارز به پیروی از ادواردز[4] (۲۰۰۲) و کوماه (۲۰۰۷)، جمع وزنی تغییرات نرخ ارز غیررسمی و تغییرات ذخایر خارجی در نظرگرفته شده است. بر این اساس، شاخص فشار بازار ارز به‌صورت $\Delta e_t - \frac{M_{\Delta e \Delta e}}{M_{\Delta R \Delta R}} \Delta R_t$ 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 ذخایر خارجی می‌باشند. نتایج حاصل از محاسبه‌ی شاخص فشار بازار ارز نشان می‌دهد که باوجوداینکه در برخی از سال‌ها، تغییرات نرخ ارز، نزدیک به صفر بوده است اما شاخص مذکور طی دوره‌ی مورد بررسی مقادیری مثبت

---

[1] Ergodic
[2] Non - official Rate
[3] Foreign Reserves
[4] Edwards

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.37.1.4]

یا منفی دارد و در هیچ زمانی معادل با صفر نبوده است. پس به نظر می‌رسد که رفتار فشار بازار ارز در ایران در رژیم‌های مختلف قابل بررسی است. بنابراین، این امکان وجود دارد که شاخص فشار بازار ارز دارای رفتاری غیرخطی باشد و برای تجزیه‌وتحلیل آن بتوان از الگویی غیرخطی بهره گرفت.

وضعیت ایستایی شاخص فشار بازار ارز با بهره‌گیری از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) در جدول (۲) نشان داده شده است

جدول ۲

نتایج آزمون ریشه واحد

شاخص فشار بازار ارز	آماره t	سطح معنی‌داری (۵٪)
آماره دیکی فولر تعمیم‌یافته	-۸/۳۱۹۱۵۳	-۱/۹۴۳۷۶۸

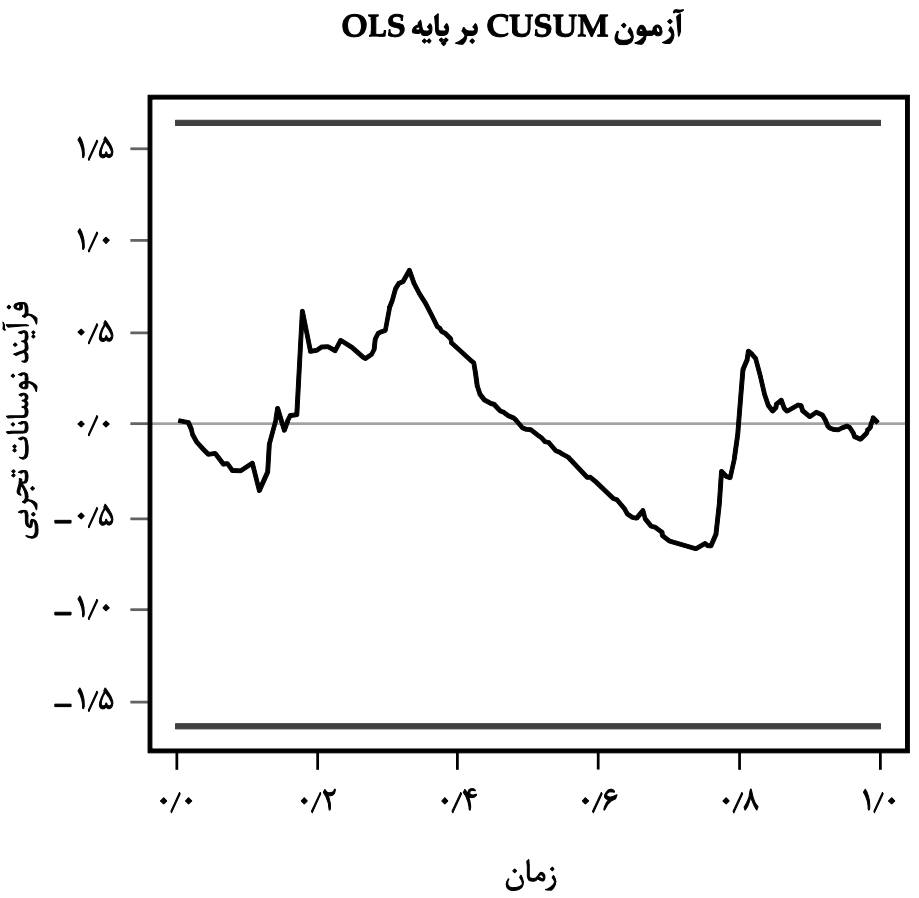
مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۲)، نشان می‌دهد که قدر مطلق مقادیر آماره‌ی دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) محاسباتی بزرگ‌تر از مقدار بحرانی جدول در سطح ۵٪ می‌باشد، لذا فرضیه‌ی صفر مبنی بر وجود ریشه واحد و ناایستا بودن، رد شده و شاخص فشار بازار ارز ایستا می‌باشد.

برای آزمون وجود تغییرات ساختاری در متغیر فشار بازار ارز، ابتدا فرایند OLS مبنی بر CUSUM مطابق معادله‌ی $w_n^0(t) = \frac{1}{\hat{\sigma}\sqrt{n}} \sum_{i=1}^{[nt]} \hat{u}_i, (0 \le t \le 1)$ بکار برده می‌شود. اوج و فرود فرایند نوسان بر اساس OLS مبنی بر CUSUM در سطح معناداری ۹۵٪، برای سری زمانی شاخص فشار بازار ارز که در شکل (۱) نشان داده شده است، بیانگر آن است که در سری مورد نظر شکست ساختاری اتفاق نیفتاده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.37.1.4]



شکل ۱. آزمون CUSUM ـ OLS ـ شاخص EMP

۲.۴ آزمون‌های غیرخطی و تعیین مرتبه‌ی خودرگرسیونی

بعد از بررسی ایستایی شاخص فشار بازار ارز، با استفاده از آزمون‌های غیرخطی کینان[1] (۱۹۸۵)، تی‌سی[2] (۱۹۸۶) و بروک، دیکرت و شاینکمن[3] (۱۹۸۷، ۱۹۹۶)، به تعیین مرتبه‌ی خودرگرسیونی با استفاده از معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC)، می‌پردازیم؛ همچنین با استفاده

[1] Keenan
[2] Tsay
[3] Brock, Dechert & Scheinnkman

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.37.1.4]

از آزمون‌های مذکور، می‌توانیم خطی یا غیرخطی بودن سری زمانی را مشخص کنیم. فرضیه‌ی صفر این آزمون‌ها مبنی بر خطی بودن سری زمانی می‌باشد. نتایج حاصل از آزمون‌های غیرخطی کینان و تی‌سی در جدول (۳) نشان داده شده است.

جدول ۳

آزمون‌های غیرخطی کینان و تی‌سی_ شاخص EMP

	آماره t	*p-value*	مرتبه خودرگرسیونی
کینان (۱۹۸۵)	۴/۳۱	۰/۰۴۰۳	۴
تی‌سی (۱۹۸۶)	۳/۳۹	۰/۰۰۰۸	۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همانطور که در جدول (۳) نشان داده شده است، مرتبه‌ی خودرگرسیونی شاخص فشار بازار ارز (EMP) با توجه به معیار اطلاعاتی آکائیک ۴ می‌باشد؛ همچنین *p-value* مربوط به آزمون کینان و تی‌سی به ترتیب برابر ۰/۰۴۰۳ و ۰/۰۰۰۸ می‌باشد، بنابراین آزمون کینان و آزمون تی‌سی با رد فرضیه‌ی صفر بیان می‌کنند که شاخص مذکور از یک الگوی غیرخطی پیروی می‌کند.

آزمون BDS که توسط بروک_ دیکرت و شاینکمن معرفی شده است، در تعیین اینکه آیا سری زمانی مورد مطالعه از یک فرایند خطی یا غیرخطی پیروی می‌کند، بکار می‌رود. فرضیه‌ی صفر این آزمون مبنی بر این است که داده‌ها از یک فرایند i.i.d تبعیت می‌کنند به این معنی که سری زمانی باید دارای توزیع مستقل و یکسان باشد. چنانچه آماره‌ی BDS یک عدد بزرگ و معنادار باشد، سری زمانی مورد نظر غیرخطی است. در این آزمون دو پارامتر وجود دارد که m «ابعاد تعبیه شده» و δ مقدار کوچک و دلخواه بوده که به‌صورت ضریبی از انحراف استاندارد سری زمانی انتخاب می‌گردد و بین ۰/۵ و دو برابر انحراف معیار داده‌ها می‌باشد.ترکیبات مختلف m و δ با فرض m= ۴ و اینکه δ به‌طور پیش فرض دارای ارزش‌های (۰/۵ ,۱ ,۱/۵ ,۲) باشد، در نظرگرفته شده و شاخص فشار بازار ارز در این حالات محاسبه شده است. نتایج مربوطه در جدول (۴) نشان داده شده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.37.1.4]

جدول ۴

آزمون غیرخطی BDS ـ شاخص EMP

←δ For close Points m↓	[۴/۷۸۱۳]	[۶/۳۷۵]	[۷/۹۶۸۸]	[۹/۵۶۲۵]
[۲]	۵/۵۲۴۵ (۰)	۵/۲۱۷۹ (۰)	۴/۳۰۴۷ (۰)	۳/۹۵۸۲ (۰/۰۰۰۱)
[۳]	۷/۰۴۸۱ (۰)	۶/۷۵۲۶ (۰)	۵/۶۴۶۸ (۰)	۵/۰۹۵۹ (۰)
[۴]	۸/۳۵۷۵ (۰)	۷/۵۸۴۶ (۰)	۶/۱۸۹۱ (۰)	۵/۳۲۱۷ (۰)

توضیح: اعداد داخل براکت در ردیف‌ها نشان دهنده‌ی δ برای اعداد نزدیک بوده و اعداد داخل براکت در ستون‌ها نشان دهنده‌ی ابعاد تعبیه شده (m) هستند. اعداد داخل جدول آماره‌های آزمون BDS و اعداد داخل پرانتز p-value آزمون هستند. مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون BDS نشان می‌دهد که *p-value* مربوط به شاخص فشار بازار ارز برابر صفر می‌باشد. بنابراین آزمون BDS فرضیه‌ی صفر مبنی بر خطی بودن سری‌های زمانی را رد می‌کند و سری مورد نظر غیرخطی می‌باشد.

بنابراین درمجموع نتایج آزمون‌های کینان، تی‌سی و بروک‌ـ دیکرت‌ـ شاینکمن بیان می‌کنند که شاخص فشار بازار ارز از یک فرایند غیرخطی تبعیت می‌کند و برای تجزیه‌وتحلیل آن می‌توان از الگوی غیرخطی خودرگرسیون آستانه‌ای خودمحرک (SETAR) استفاده نمود.

۳.۴ آزمون نسبت درست‌نمایی (LR)

با استفاده از آزمون LR فرضیه‌ی صفر که مبنی بر خطی بودن مدل می‌باشد در برابر فرضیه‌ی مقابل که بیان‌کننده‌ی یک مدل خودرگرسیون آستانه‌ای خودمحرک m رژیمه با مرتبه خودرگرسیونی p می‌باشد مورد آزمون قرار می‌گیرد. جدول (۵) بیانگر نتایج آزمون LR برای شاخص فشار بازار ارز می‌باشد.

جدول ۵

آزمون LR ـ شاخص EMP

d	۱	۲	۳	۴	۵
آماره *t*	۳۳/۴۱۲	۶۵/۹۸۵	۱۷/۹۲۹	۲۶/۵۱۹	۱۳/۵۸۷
p-value	۰	۰	۰/۰۴۱	۰/۰۰۲	۰/۱۵۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.37.1.4]

با در نظر گرفتن نتایج جدول (۵)، آزمون LR با پارامترهای تأخیر $d = ۱,۲,\ldots,۵$ و با مدنظر قرار دادن پارامتر آستانه در فاصله‌ی $a = ۰/۲۵$ تا $b = ۰/۷۵$ برای شاخص مذکور انجام شده است. با توجه به *p-value*، آماره‌ی t در $d = ۲$ به بزرگترین مقدار رسیده است و در نتیجه فرضیه‌ی صفر رد شده و مدل غیرخطی می‌باشد.

۴.۴ آزمون بک، بن‌سالم و کاراسکو (BBC)

جهت تجزیه‌وتحلیل شاخص فشار بازار ارز با بهره‌گیری از یک مدل خودرگرسیون آستانه‌ای خودمحرک، ایستایی شاخص مذکور از طریق آزمون BBC انجام می‌شود.

جدول ۶
آزمون BBC ـ شاخص EMP

BBC	آماره t	سطح معنی‌داری (٪۵)
Wald		
minPerc	۷۷/۰۳۸۷۹	۱۸/۴
minObs	۷۷/۰۳۸۷۹	۱۸/۴
LM		
minPerc	۴۵/۳۰۷۵۴	۱۷/۶۳
minObs	۴۵/۳۰۷۵۴	۱۷/۶۳
LR		
minPerc	۵۸/۳۹۱۹۲	۱۷/۸۹۸
minObs	۵۸/۳۹۱۹۲	۱۷/۸۹۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای انجام آزمون BBC، دو شبکه‌ای که به ترتیب نشان‌دهنده‌ی حداقل درصد مشاهدات[1] (minPerc) و حداقل مشاهدات[2] (minObs)می‌باشند و باید در مدل اعمال شوند را در نظر می‌گیریم و آزمون مذکور را با سه رویکرد Wald، LM و LR انجام می‌دهیم. آماره‌ی t نشان می‌دهد که در هر رویکرد، دو شبکه‌ی minPerc و minObs منجر به نتایج یکسانی شده‌اند. نتایج جدول (۶) نشان می‌دهد که مقادیر آماره‌ی t محاسباتی بزرگ‌تر از مقدار بحرانی جدول در سطح ٪۵ می‌باشند، لذا فرضیه‌ی صفر مبنی بر ناایستا بودن شاخص فشار بازار ارز در قالب یک مدل SETAR، رد شده و مدل ایستا می‌باشد.

[1] Minimal number of percentage (minPerc)
[2] Minimal number of observations (minObs)

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.37.1.4]

۵.۴ تعیین تعداد رژیم در مدل خودرگرسیون آستانه‌ای خودمحرک

به منظور برآورد شاخص فشار بازار ارز در اقتصاد ایران با بهره‌گیری از مدل خودرگرسیون آستانه‌ای خودمحرک (SETAR)، از آزمون هانسن جهت تعیین تعداد رژیم استفاده می‌شود. نتایج آزمون هانسن در جدول (۷) نشان داده شده است.

جدول ۷

آزمون هانسن- شاخص EMP

آزمون هانسن	
مدل خطی در مقابل SETAR دو رژیمه	
آماره محاسباتی	۶۶/۶۳۲۹۴
	[۰/۰۱]
مدل خطی در مقابل SETAR سه رژیمه	
آماره محاسباتی	۱۳۵/۵۴۲۷۶
	[۰]
SETAR دو رژیمه در مقابل SETAR سه رژیمه	
آماره محاسباتی	۴۲/۶۱۶۶
	[۰]

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر. مقادیر داخل کروشه بیانگر (p-value) می‌باشد.

نتایج جدول (۷) نشان می‌دهد که با آزمون مدل خطی در مقابل مدل SETAR دو رژیمه و سه رژیمه و با در نظرگرفتن *p-value* که برابر صفر می‌باشد، فرضیه‌ی صفر که بیان‌کننده‌ی رفتار خطی متغیر می‌باشد رد می‌شود. همچنین با انجام آزمون SETAR دو رژیمه در برابر SETAR سه رژیمه و با مدنظر قرار دادن *p-value*، فرضیه‌ی صفر آزمون که مبنی بر دو رژیمه بودن مدل خودرگرسیون آستانه‌ای خودمحرک می‌باشد، رد می‌شود. بنابراین با توجه به نتایج، برای بررسی رفتار شاخص فشار بازار ارز در اقتصاد ایران، باید مدل خودرگرسیون آستانه‌ای خودمحرک سه رژیمه را در نظرگرفت.

۶.۴ تعیین مراتب خودرگرسیونی و پارامتر تأخیر

کرایر و چان[1] (۲۰۰۸)، براساس تابع لگاریتم درستنمایی یا حداقل مربعات شرطی، تخمین مدل خودرگرسیون آستانه‌ای خودمحرک را توضیح می‌دهند. در حقیقت، نیازی نیست که

[1] Cryer & Chan

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.37.1.4]

مراتب خودرگرسیونی در دو رژیم یکسان و مشخص باشند اما شناسایی روشی کارامد که مرتبه‌های خودرگرسیونی هر رژیم را تخمین بزند ضروری است. در مدل‌های SETAR با فرض ثابت بودن پارامتر آستانه (r) و پارامتر تأخیر (d) باید دو مدل خودرگرسیونی (AR) با مراتب p_1 و p_2 تخمین زده شوند. در اینجا معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC) برای تعیین مرتبه‌ی خودرگرسیونی هر رژیم به‌صورت زیر بکار برده می‌شود:

$$AIC(p_1, p_2, r, d) = -2\log(\max likelihood, r, d) + 2(p_1 + p_2 + 2) \qquad (۱۲)$$

با توجه به معیار اطلاعاتی آکائیک، تعداد پارامترها در مدل خورگرسیون آستانه‌ای خودمحرک، به‌استثنای (r,d,σ_1,σ_2) برابر $(p_1 + p_2 + 2)$ می‌باشد. با حداقل‌سازی معیار اطلاعاتی آکائیک، پارامترها تخمین زده می‌شوند و پارامتر آستانه در فواصلی که هر رژیم داده‌ی کافی برای تخمین دارد، مورد بررسی قرار می‌گیرد.

جدول ۸

معیار اطلاعاتی آکائیک مدل SETAR ـ شاخص EMP

$\hat{p}_2$	$\hat{p}_1$	$\hat{r}_2$	$\hat{r}_1$	AIC	d
۴	۴	۴/۹۱۲	ـ۱/۲۶۳	۴۶۰	۱
۲	۲	۵/۷۵۳	۲/۰۱۳	۴۹۳	۲
۳	۳	۶/۸۷۲	۲/۰۱۳	۴۹۵	۳
۲	۲	۵/۳۱۹	ـ۰/۲۷۱	۵۰۳	۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول (۸)، ارزش معیار اطلاعاتی آکائیک را برای $۱ \le d \le ۴$ نشان می‌دهد. با توجه به اینکه ماکزیمم مرتبه‌ی خودرگرسیونی برای شاخص فشار بازار ارز برابر ۴ می‌باشد، زمانی که پارامتر تأخیر ۱ باشد (d=۱)، معیار اطلاعاتی آکائیک، به کم‌ترین ارزش خود می‌رسد و برابر ۴۶۰ می‌شود. بنابراین با توجه به این معیار، در رژیم پایین، میانی و بالا، مرتبه‌ی خودرگرسیونی ۴ می‌باشد. همچنین با مدنظر قرار دادن پارامتر تأخیر (d=۱)، ارزش متغیر آستانه‌ی $\hat{r}_1$ و $\hat{r}_2$ به ترتیب برابر ۱/۲۶۳ـ و ۴/۹۱۲ می‌باشد.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.37.1.4]

۴/۷ برآورد مدل خودرگرسیون آستانه‌ای خودمحرک

با توجه به پارامتر تأخیر (d) و معیار اطلاعاتی آکائیک، پارامتر آستانه $\hat{r}_1$ و $\hat{r}_2$ و مراتب خودرگرسیونی $\hat{p}_1$ و $\hat{p}_2$ و $\hat{p}_3$ در هر سه رژیم مشخص می‌شوند؛ سپس هر کدام از مدل‌های خودرگرسیونی در رژیم‌های پایین، میانی و بالا، براساس تعداد داده‌هایی که در هر رژیم قرار می‌گیرند با روش OLS تخمین زده می‌شوند. نتایج تخمین شاخص فشار بازار ارز که به‌صورت مدل SETAR(۴،۴،۴،۳) با d=۱ می‌باشد، در جدول (۹) نشان داده شده است.

جدول ۹

مدل SETAR(۴،۴،۴،۳) ـ شاخص EMP

	مقادیر ثابت	انحراف معیار	آماره t	p-value
$\hat{d}$	۱			
$\hat{r}_1$	ـ۱/۲۶۳			
$\hat{r}_2$	۴/۹۱۲			
رژیم پایین (۱۷/۵۹٪ درصد از مشاهدات)				
$\hat{\varphi}_{1,0}$	ـ۰/۶۱۴	۲/۷۶۵	ـ۰/۲۲۲	۰/۸۲۴
$\hat{\varphi}_{1,1}$	۱/۴۴۴	۰/۴۷۶	۳/۰۳۰	۰/۰۰۳***
$\hat{\varphi}_{1,2}$	ـ۰/۸۳۱	۰/۴۷۳	ـ۱/۷۵۴	۰/۰۸۲*
$\hat{\varphi}_{1,3}$	ـ۰/۲۱۰	۰/۱۵۴	ـ۱/۳۶۲	۰/۱۷۶
$\hat{\varphi}_{1,4}$	ـ۰/۱۹۹	۰/۲۶۱	ـ۰/۷۶۱	۰/۴۴۸
رژیم میانی (۵۸/۳۳٪ درصد از مشاهدات)				
$\hat{\varphi}_{2,0}$	۰/۷۴۱	۱/۱۸۰	۰/۶۲۷	۰/۵۳۱
$\hat{\varphi}_{2,1}$	۱/۰۲۵	۰/۲۲۲	۴/۶۰۴	۰/۰۰۰۰۱***
$\hat{\varphi}_{2,2}$	ـ۰/۷۹۰	۰/۶۲۳	ـ۱/۲۶۷	۰/۲۰۷
$\hat{\varphi}_{2,3}$	۰/۶۰۶	۰/۱۵۳	۳/۹۳۹	۰/۰۰۰۱***
$\hat{\varphi}_{2,4}$	۰/۱۰۲	۰/۰۸۹	۱/۱۴۷	۰/۲۵۴
رژیم بالا (۲۴/۰۷٪ درصد از مشاهدات)				
$\hat{\varphi}_{3,0}$	۸/۶۱۷	۲/۴۹۲	۳/۴۵۷	۰/۰۰۰۸***
$\hat{\varphi}_{3,1}$	ـ۰/۲۰۷	۰/۸۶۵	ـ۲/۳۹۹	۰/۰۱۸**
$\hat{\varphi}_{3,2}$	۰/۰۳۹	۰/۱۰۹	۰/۳۶	۰/۷۱۹
$\hat{\varphi}_{3,3}$	ـ۰/۶۳۶	۰/۱۳۳	ـ۴/۷۵۷	۰/۰۰۰۰۰۶***
$\hat{\varphi}_{3,4}$	۰/۶۰۳	۰/۱۵۱	۳/۹۸۶	۰/۰۰۰۱***
AIC	۴۶۰			

***، **، * به ترتیب بیانگر معنی‌داری ضرایب در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ می باشند. مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.37.1.4]

نتایج حاصل از برآورد نشان می‌دهد که ۱۷/۵۹٪ مشاهدات در رژیم پایین، ۵۸/۳۳٪ مشاهدات در رژیم میانی و ۲۴/۰۷٪ مشاهدات در رژیم بالا قرار گرفته‌اند. مدل SETAR(۴،۴،۴،۳) به‌صورت مدل سه رژیمه زیر بیان می‌شود:

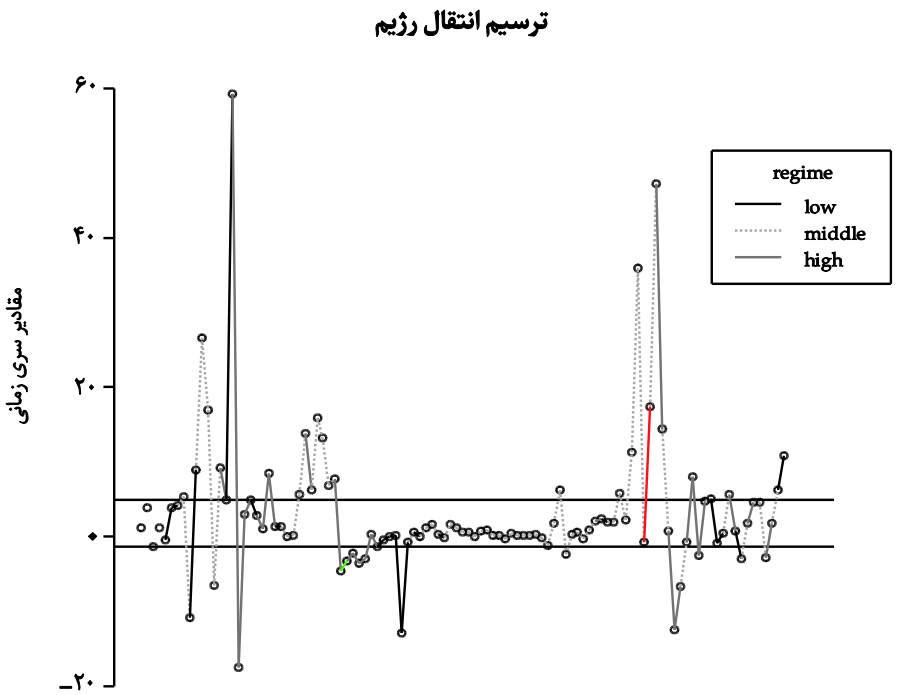
$$EMP_t = \quad (۱۳)$$

$$\begin{cases} -۰/۶۱۴+۱/۴EMP_{t-۱}-۰/۸۳۱EMP_{t-۲}-۰/۲۱۰EMP_{t-۳}-۰/۱۹۹EMP_{t-۴}+\varepsilon_t & \text{if } EMP_{t-۱} \le -۱/۲۶۳ \\ ۰/۷۴۱+۱/۰۲۵EMP_{t-۱}-۰/۷۹EMP_{t-۲}+۰/۶۰۶EMP_{t-۳}+۰/۱۰۲EMP_{t-۴}+\varepsilon_t & \text{if } -۱/۲۶۳ \le EMP_{t-۱} \le ۴/۹۱۲ \\ ۸/۶۱۷-۰/۲۰۷EMP_{t-۱}+۰/۰۳۹EMP_{t-۲}-۰/۶۳۶\ EMP_{t-۳}+۰/۶۰۳EMP_{t-۴}+\varepsilon_t & \text{if } EMP_{t-۱} > ۴/۹۱۲ \end{cases}$$

نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد که در رژیم پایین فشار بازار ارز (رژیم فشار افزایش ارزش پول داخلی)، شاخص فشار بازار ارز در وقفه‌ی اول و دوم به‌عنوان متغیر توضیحی، اثر معناداری بر EMP_t دارند، در رژیم میانی فشار بازار ارز در وقفه‌ی اول و سوم اثر معناداری بر شاخص فشار بازار ارز دارد و در رژیم بالای فشار بازار ارز (رژیم فشار کاهش ارزش پول داخلی)، تمام وقفه‌های فرایند خودرگرسیونی به جزء وقفه‌ی سوم در سطوح مختلف از معنی‌داری بالایی برخوردار هستند.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.37.1.4]



شکل ۲. تغییر رژیم شاخص EMP

شکل (۲) رژیم‌های فشار بازار ارز را در اقتصاد ایران طی دوره‌ی مورد بررسی نمایش می‌دهد، همان‌گونه که مشاهده می‌شود نتایج حاکی از برآورد مدل خودرگرسیون آستانه‌ای خودمحرک نشان می‌دهد که درصد بیشتری از مشاهدات در رژیم‌های میانی و بالا قرارگرفته‌اند و رژیم پایین فشار بازار ارز درصد کمتری از مشاهدات دوره‌ی موردنظر را نسبت به رژیم بالا در برگرفته است؛ بنابراین، فشار بازار ارز در ایران دارای رفتاری نامتقارن است. از طرف دیگر، همان‌گونه که توزیع داده‌های فشار بازار ارز در رژیم‌های مختلف نشان می‌دهد تا قبل از سال ۱۳۷۲ رژیم‌های پایین و میانی فشار بازار ارز در اقتصاد ایران حاکم بوده است اما از سال ۱۳۷۲ زمینه‌های بروز فشار بالای ارز شروع شده است و در این دهه، طی دو دوره یعنی از سال ۱۳۷۲ تا سال ۱۳۷۴ و همچنین از سال ۱۳۷۶ تا سال ۱۳۷۸ رژیم بالای فشار بازار ارز در اقتصاد ایران پدیدار شده است. بنابراین دهه‌ی ۱۳۷۰ برای اقتصاد ایران، دهه‌ی فشار بالای بازار ارز بوده است. شکل (۲) نشان می‌دهد که زمینه‌های بروز فشار بالای ارز دوباره از ابتدای دهه‌ی نود در اقتصاد ایران آشکار شده است و در این دهه تا پایان دوره‌ی مورد مطالعه،

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.37.1.4]

اقتصاد ایران دوره‌های بالای فشار بازار ارز را مجدداً تجربه کرده است؛ این موضوع نشان می‌دهد که رژیم بالای فشار بازار ارز در ایران از پایداری بالایی برخوردار است و شروع رژیم بالای فشار بازار ارز از دهه‌ی نود و تکرار آن در دوره‌های مختلف در این دهه نشان می‌دهد که در دهه‌ی نود نیز مانند دهه‌ی هفتاد، تجربه‌ی بروز فشارهای بالای بازار ارز مجدداً تکرار شده است، بنابراین تحولات اخیر در اقتصاد ایران مبنی بر کاهش شدید ارزش پول ملی و فشار بالای بازار ارز قابل پیش‌بینی بوده است.

۵ نتیجه‌گیری

هدف مطالعه‌ی حاضر تحلیل فشار بازار ارز در اقتصاد ایران می‌باشد. بدین منظور، ابتدا شاخص فشار بازار ارز به پیروی از ادوارز (۲۰۰۲) و کوماه (۲۰۰۷)، از جمع وزنی تغییرات نرخ ارز غیررسمی و تغییرات ذخایر خارجی محاسبه شده است. نتایج حاصل از محاسبه‌ی شاخص فشار بازار ارز نشان می‌دهد که شاخص مذکور، طی دوره‌ی مورد بررسی مقادیری مثبت یا منفی دارد و در هیچ زمانی معادل با صفر نبوده است. نتایج حاصل از آزمون‌های غیرخطی کینان، تی‌سی، بروک و همکاران نشان می‌دهد که شاخص فشار بازار ارز از رفتاری غیرخطی تبعیت می‌کند. با در نظر گرفتن مدل خودرگرسیون آستانه‌ای خودمحرک (SETAR) سه رژیمه به بررسی رفتار شاخص فشار بازار ارز در اقتصاد ایران پرداخته شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل SETAR(۴،۴،۴،۳) نشان می‌دهد که مقدار آستانه‌ی شاخص فشار بازار ارز با یک وقفه (EMP_{t-1}) مقادیر ۱/۲۶۳ــ و ۴/۹۱۲ می‌باشد؛ همچنین، ۱۷/۵۹٪ از مشاهدات در رژیم پایین فشار بازار ارز (رژیم فشار افزایش ارزش پول داخلی)، ۵۸/۳۳٪ مشاهدات در رژیم میانی و ۲۴/۰۷٪ مشاهدات در رژیم بالا که به‌عنوان رژیم افزایش فشار بازار ارز (رژیم فشار کاهش ارزش پول داخلی) تعریف می‌شود، قرار گرفته‌اند؛ بدین معنی که درصد بیشتری از مشاهدات در رژیم‌های میانی و بالا قرار گرفته‌اند و رژیم پایین فشار بازار ارز درصد کمتری از مشاهدات دوره‌ی موردنظر را نسبت به رژیم بالا به خود اختصاص داده است؛ بنابراین، فشار بازار ارز در ایران دارای رفتاری نامتقارن است. از طرف دیگر، با توجه به توزیع داده‌های فشار بازار ارز در رژیم‌های مختلف، در دهه‌ی ۱۳۷۰ رژیم بالای فشار بازار ارز در اقتصاد ایران پدیدار شده است و زمینه‌های بروز فشار بالای ارز دوباره از ابتدای دهه‌ی نود در اقتصاد ایران آشکار شده است و در این دهه تا پایان دوره‌ی مورد مطالعه، اقتصاد ایران دوره‌های بالای فشار بازار ارز را مجدداً تجربه کرده است؛ این موضوع نشان می‌دهد که رژیم بالای فشار بازار ارز در ایران از پایداری بالایی برخوردار است؛ بنابراین تحولات اخیر در اقتصاد ایران مبنی بر کاهش شدید ارزش پول ملی و فشار بالای بازار ارز قابل پیش‌بینی بوده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.37.1.4]

فهرست منابع

ممی‌پور، س.، و جعفری، ص. (۱۳۹۶). عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز در ایران: در چارچوب الگوی مارکوف- سوئیچینگ با احتمال انتقال متغیر. *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، شماره ۲، دوره ۵۲، ۴۲۷-۴۵۶

باغجری، م.، حسینی‌نسب، ا.، و نجارزاده، ر. (۱۳۹۴). بررسی فشار بازار ارز و اندازه‌گیری درجه دخالت دولت در این بازار با استفاده از روش هم جمعی: مطالعه موردی ایران. *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۳، دوره ۹، ۱۰۲-۸۳.

باغجری، م.، حسینی‌نسب، ا.، و نجارزاده، ر. (۱۳۹۳). اثر سیاست پولی بر فشار بازار ارز: مطالعه موردی ایران. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۲، ۷۸-۵۳.

خیابانی، ن.، و غلجه‌ای، ن. (۱۳۹۳). رژیم‌های ارزی و فشار بازار ارز در یک اقتصاد صادرکننده نفت (مورد ایران). *فصلنامه علمی-پژوهشی*، (۳)۱۹ :۲۲-۳.

هادیان، ا.، و اوجی‌مهر، س. (۱۳۹۳). بررسی رفتار شاخص فشار بازار ارز در اقتصاد ایران با استفاده از یک الگوی خودرگرسیون با انتقال ملایم (STAR). *فصلنامه علمی-پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، (۱۰)۳، ۲۶۶-۲۴۷.

Brock, W., Dechert, W. D., & Scheinkman, J. A. (1987). *A Test for Independence Based on the Correlation Dimension*. Working paper, Department of Economics, University of Wisconsin, Madison, USA.

Brock, W., Dechert, W. D., & Scheinkman, J. A., & B.LeBaron. (1996). A Test for Independence Based On the Correlation Dimension. *Econom Rev,* 15, 197–235.

Chan, K. S., & Tsay, R. S. (1998). Limiting Properties of the Conditional Least Squares Estimator of a Continuous TAR Model. *Biometrika*, 85,413–426.

Chan, K. S. (1993). Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model. *The Annuals of Statistics*, 21, 520-533.

Cryer, J. D., Chan, K. S. (2008). *Time Series Analysis with Applications in R*, 2nd edn. Springer texts in statistics. New York: Springer.

Edwards, S. (2002). *Does the Current Account Matter?* In: Edwards, S. and J. A. Frankel (eds), Preventing Currency Crises in Emerging Markets, The University of Chicago Press, Chicago and London.

Eichengreen, B. J., Rose, A. K. & Wyplosz, C. (1994). *Speculative Attacks on Pegged Exchange Rates: an Empirical Exploration with Special Reference to the European Monetary System*, NBER Working Paper, No. 4898.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.37.1.4]

Eichengreen, B. J., Rose, A. K. & Wyplosz, C. (1995). Exchange Market Mayhem: The Antecedents and Aftermath of Speculative Attacks. *Economic Policy*, 10(21), 249-312.

Franco, F., Delgado, R., Monteiro, C., & Silva, C. (2014). *Exchange Rate Pressure in Angola*. Nova Africa Center for Business and Economic Development Working Paper Series, Working Paper N0.1502.

Gilal, M. A., & Byrne, J. P. (2015). Foreign Exchange Market Pressure and Capital Controls. *International Financial Markets Institutions and Money*, 37, 42–53.

Gilal, M. A., & Chandio, R. A. (2013). Exchange Market Pressure and Intervention Index for Pakistan: Evidence from a Time-Varying Parameter Approach. *GSTF Journal on Business Review* (GBR), 2(4).

Girton, L., & Roper, D. E. (1977). A Monetary Model of Exchange Market Pressure Applied to the Postwar Canadian Experience. *American Economic Review*, 67(4), 537-548.

Keenan, D. M. (1985). A Tukey Nonadditivity-Type Test for Time Series Nonlinearity. *Biometrika*, 72, 39–44.

Klassen, F., & Jager, H. (2011). Definition-Consistent Measurement of Exchange Market Pressure. *Journal of International Money and Finance*, 30, 74-95.

Kumah, A. Y. (2007). A Markov-Switching Approach to Measuring Exchange Market Pressure. *International Journal of Finance and Economics*, 16, 114-130.

Kumah, A. Y. (2011). A Markov-Switching Approach to Measuring Exchange Market Pressure International. *Journal of Finance and Economics*, 16, 114-130.

Roper, D. E., & Turnovsky, S. J. (1980). Optimal Exchange Market Intervention in a Simple Stochastic Macro Model. *Canadian Journal of Economics*, 13(2). 296-309.

Stigler, M. (2010). Threshold cointegration: overview and implementation in R.*R package version 0.7-2.*

Tong, H. (1983). *Threshold Models in Non-Linear Time Series Analysis*. New York: Springer.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.37.1.4]

Tong, H. (1990). Non-Linear Time Series: A Dynamical System Approach. Oxford: Clarendon Press.

Tsay, R. S. (1986). Nonlinearity Test for Time Series. *Biometrika*, 73, 461–466.

Turnovsky, S. J. (1985). *Optimal Exchange Market Intervention: Two Alternative Classes of Rules*, In: Bhandari, J. S. (ed) Exchange Rate Management Under Uncertainty. Cambridge: MIT Press

Weymark, D. N. (1995). Estimating Exchange Market Pressure & the Degree of Exchange Market Intervention for Canada. *Journal of International Economics*, 39(3-4), 273-295.

Weymark, D. N. (1997a). Measuring the Degree of Exchange Market Intervention in a Small Open Economy. *Journal of International Money and Finance*, 16(1), 55-79.

Weymark, D. N. (1997b). Measuring Exchange Market Pressure and Intervention in Interdependent Economy: A Two-Country Model, *Review of International Economics*, 5(1), 72-82.

Weymark, D. N. (1998). A General Approach to Measuring Exchange Market Pressure. *Oxford Economic Papers*, 50(1):106-121.

Ziaei, S. M. (2012). Evaluating the Market Exchange Rate Pressure in Inflation Condition (An Empirical Evidence of Iran), Lecturer in Economics Faculty of Management and Human Resource Development UniversitiTeknologi Malaysia (UTM).

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.37.1.4]