نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال یازدهم، شماره بیست و یکم، بهار و تابستان ۱۳۹۸

مقاله پژوهشی

تحلیل رفتار فشار بازار ارز در اقتصاد ایران: رویکرد مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR)[۱]

الهام امراللهی بیوکی[۲]
سید یحیی ابطحی[۳]
طاهره علی حیدری بیوکی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۶/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۳/۱۵

چکیده

قدرت تأثیر تغییرات نرخ ارز بر قیمت‌های داخلی نقش کلیدی در طراحی و اجرای سیاست‌های اقتصاد کلان ایفا می‌کند. بنابراین درک فشار بازار ارز در جهت مدیریت مؤثر اقتصاد کلان، به ویژه برای اقتصادهای در حال توسعه بسیار مهم است. این مطالعه درصدد است تا به بررسی و تحلیل رفتار شاخص فشار بازار ارز در اقتصاد ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۶:۴-۱۳۶۷:۴ بپردازد. بدین منظور، با بکارگیری روش ادواردز (۲۰۰۲) و کوماه (۲۰۰۷)، شاخص فشار بازار ارز محاسبه گردیده است. با توجه به ماهیت غیر خطی رفتار شاخص فشار بازار ارز در ایران، نتایج بکارگیری مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR) در این خصوص نشان می‌دهد 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. در نتیجه، اعمال سیاست‌های پولی انقباضی و سیاست کنترل تورم در دوران افزایش فشار بازار ارز، می‌تواند این فشار را تعدیل نماید.

واژگان کلیدی: سیاست پولی، فشار بازار ارز، مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای.

Keywords: Monetary Policy, Exchange Market Pressure, Threshold Vector Autoregressive Model.
JEL Classification: C32, E52, F31, F41.

---

۱. مقاله مستخرج از پایان نامه کارشناسی ارشد می‌باشد.

۲. گروه اقتصاد، مدیریت و حسابداری، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران
bs.elhamamrollahi@iauyazd.ac.ir
۳. گروه اقتصاد، مدیریت و حسابداری، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران (نویسنده مسئول)
abtahi@iauyazd.ac.ir
۴. گروه مهندسی صنایع، واحد تهران غرب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران t.aliheidary@gmail.com

۱- مقدمه

بدنبال وقوع بحران‌های ارزی در آسیای جنوب شرقی، آرژانتین، مکزیک و روسیه، اقتصاددانان با استفاده از مدل‌های مختلف تئوری و تجربی به تجزیه و تحلیل فشار بازار ارز (EMP) پرداخته‌اند (کوماه[1]، ۲۰۰۷). تعابیر مختلفی برای بحران ارزی وجود دارد اما در مجموع می‌توان گفت، بحران ارزی به صورت 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[2]، 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[3] (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 نظر گرفتند. 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[4] (۱۹۸۰) و ترنوفسکی[5] (۱۹۸۵) توسعه یافت؛ آن‌ها مدل اقتصادی باز کوچک را به کار گرفتند و مدل عمومی را با جایگزین کردن رویکرد پولی ساده بر اساس چارچوب IS-LM و با در نظر گرفتن حرکت کامل سرمایه توسعه دادند و بر خلاف روش گیرتن و روپر وزن یکسانی را به مؤلفه‌های شاخص فشار بازار ارز اختصاص ندادند. مهم‌ترین مطالعات انجام شده درباره‌ی شاخص فشار بازار ارز توسط ویمارک (۱۹۹۵، ۱۹۹۷a، ۱۹۹۷b، ۱۹۹۸) انجام شده است. وی شاخص فشار بازار ارز را به عنوان جمع وزنی تغییرات نرخ ارز و مداخله در بازار ارز در نظر گرفته است. مطابق با رویکرد ایچن گیرین و همکاران[6] (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 می‌گردد. مطالعه‌ی فشار بازار ارز، دلالت‌های مهمی برای سیاست‌گذاری اقتصادی دربردارد. نخست آنکه، شاخص فشار بازار ارز به عنوان ابزاری برای

1. Kumah (2007)
2. Weymark (1995)
3. Girton and Roper (1977)
4. Roper and Turnovsky (1980)
5. Turnovsky (1985)
6. Eichengreen (1994 & 1995)

تعیین مسیر آینده‌ی تورم، برای بانک‌های مرکزی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. چنانچه درجه‌ی عبور نرخ ارز بالا باشد، تغییرات نرخ ارز مستقیماً به قیمت‌های داخلی اصابت می‌کند و نرخ‌های ارز اسمی می‌توانند منجر به تورم بالاتر شوند؛ از آن‌جا که مدیریت تورم یکی از اساسی‌ترین بخش‌های سیاست‌گذاری مدیریت اقتصاد کلان بشمار می‌رود لذا برآورد شاخص فشار بازار ارز در گردآوری اطلاعات دقیق جهت پیش‌بینی تورم لازم است. دوم، درجه‌ی شاخص فشار بازار ارز، در میزان اثرگذاری شوک‌های بین‌المللی بر اقتصاد داخلی، نقش کلیدی دارد. سوم، دانش سیاست‌گذاران راجع به میزان شاخص فشار بازار ارز به عنوان یکی از ابزارهای لازم و مؤثر برای دخالت مقامات پولی در خصوص میزان و نحوه‌ی مداخله در بازار ارز به شمار می‌رود که می‌تواند در بهبود تراز تجاری کشورها مفید باشد. از این رو، مطالعه‌ی حاضر درصدد است تا با استفاده از یک الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای به بررسی و تجزیه و تحلیل رفتار شاخص فشار بازار ارز در اقتصاد ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۶:۴-۱۳۶۷:۴ بپردازد. این مطالعه در پنج بخش ارائه می‌گردد. در ادامه و در بخش دوم به ادبیات موضوع و کارهای تجربی انجام شده اشاره خواهد داشت. بخش سوم به تصریح مدل می‌پردازد. بخش چهارم نتایج ناشی از برازش مدل را ارائه می‌کند و بالأخره بخش پنجم به نتیجه‌گیری و ارائه توصیه‌های سیاستی بر اساس نتایج مدل اختصاص دارد.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری فشار بازار ارز

فشار بازار ارز به عنوان عارضه‌ی پولی ناشی از مازاد تقاضا یا عرضه‌ی پول داخلی معرفی می‌گردد که به سیاست‌گذاران پولی فشار وارد می‌نماید تا از ابزارهای پولی جهت 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 تقسیم شده است. مطابق با جدول (۱)، e_t بیان‌گر قیمت داخلی یک واحد پول خارجی و R_t نشان‌دهنده‌ی سطح ذخایر خارجی (بر اساس ذخایر پول داخلی) می‌باشد؛ همچنین Δe_t و ΔR_t به ترتیب درصدی از تغییرات نرخ ارز و درصدی از تغییرات سطح ذخایر خارجی را نشان می‌دهند.

جدول ۱: خصوصیات غیر خطی فشار بازار ارز

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

منبع: Kumah (2008)

بنابراین با توجه به جدول (۱) می‌توان نتیجه گرفت که فشار بازار ارز دارای ماهیتی غیر خطی است و باید از روش‌های غیر خطی اقتصادسنجی جهت تجزیه و تحلیل آن استفاده نمود؛ بر این اساس، در این مطالعه جهت بررسی فشار بازار ارز از مدلی که مبتنی بر کار کوماه می‌باشد، بهره گرفته شده است. فرض کنید تقاضای واقعی برای پول $\left(m_t^d - p_t\right)$ به صورت یک تابع خطی- لگاریتمی از درآمد (y_t) و نرخ بهره‌ی داخلی (i_t) باشد:

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

در معادله‌ی (۱)، α کشش درآمدی پول، β نیمه کشش بهره‌ی پول و v_t متغیر شوک پیش‌بینی نشده‌ی تقاضای پول می‌باشند. فرض انتقال کامل از تورم خارجی به قیمت‌های داخلی از طریق نرخ ارز (قیمت پول داخلی برحسب پول خارجی) ایجاب می‌کند که فرض برابری قدرت خرید مطلق (PPP) حفظ شود و همچنین تصمیمات کارگزاران برای انتخاب سبد دارایی افراد از فرض برابری نرخ بهره‌ی غیر پوششی (UIP) تبعیت کند. با در نظر گرفتن فرض برابری قدرت خرید می‌توان به جای قیمت داخلی (p_t) عبارت $(e_t + p_t^*)$ را جایگزین نمود و همچنین با مد نظر قرار دادن فرض برابری نرخ بهره‌ی غیر پوششی (UIP) می‌توان به جای نرخ بهره‌ی داخلی (i_t) معادل آن یعنی $\left(i_t^* + \mathrm{E}(\Delta e_{t+1}|\mathrm{I}_t)\right)$ را قرار داد. بدین‌ترتیب معادله‌ی (۱) به صورت زیر بیان می‌شود:

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

که در آن، 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، به گونه‌ای که $\mathrm{E}(\Delta e_{t+1}|\mathrm{I}_t)$ تغییر نرخ ارز در آینده را با توجه به اطلاعات دوره جاری بیان می‌کند. عرضه‌ی پول داخلی از حاصل جمع اعتبارات داخلی d_t و ذخایر خارجی r_t تشکیل شده که با فرض ضریب پولی یک، در معادله‌ی (۳) نشان داده شده است:

$$m_t^s = d_t + r_t \qquad (۳)$$

همچنین فرض می‌شود که سیاست‌گذاران پولی با خرید و فروش ارز، طبق قانون 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 به صورت فشار افزایش یا کاهش ارزش پول (مطابق با جدول شماره (۱)) می‌باشد، با خرید و فروش ارز خارجی در بازار ارز خارجی مداخله می‌کنند. تحت نظام نرخ ارز کاملاً شناور، χ برابر صفر می‌باشد 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 به صورت معادلات (۵) و (۶) خواهد بود:

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

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

با توجه به اینکه تعادل در بازار پول از برابر قرار دادن معادلات (۵) و (۶) حاصل می‌شود و همچنین با استفاده از معادله‌ی (۴)، نرخ ارز تعادلی به صورت تابعی از متغیرهای کلان اقتصادی و درجه‌ی دخالت بانک مرکزی به صورت معادله (۷) خواهد بود:

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

با توجه به معادله‌ی (۷) در غیاب مداخله‌ی بانک مرکزی یعنی زمانی که $\chi = 0$ باشد، سطح قیمت‌های خارجی و سطح تولید داخلی ارتباط مستقیم با ارزش پول ملی دارند به گونه‌ای که با افزایش سطح قیمت‌های خارجی، ارزش پول ملی افزایش می‌یابد و همچنین با افزایش سطح تولید داخلی، تقاضا برای ارز خارجی کاهش یافته و از این طریق ارزش پول ملی افزایش پیدا می‌کند؛ اما نرخ بهره‌ی خارجی ارتباط معکوسی با ارزش پول ملی دارد بدین معنی که با افزایش نرخ بهره‌ی خارجی، سرمایه‌گذاری خارجی افزایش می‌یابد و در نتیجه ارزش پول ملی کاهش می‌یابد.
همچنین بر اساس معادله‌ی (۷)، تغییرات نرخ ارز تا حد زیادی به ضریب مداخله‌ی بانک مرکزی (χ) بستگی دارد: ۱. اگر این ضریب به سمت بی‌نهایت (مثبت یا منفی) میل کند، تغییرات نرخ ارز صفر خواهد بود $\left(\lim_{\chi\to\pm} \Delta e_t = 0\right)$ که این واقعیت در نظام نرخ ارز ثابت اتفاق می‌افتد. ۲. اگر ضریب مداخله صفر باشد $(\chi = 0)$، تغییرات نرخ ارز کاملاً شناور خواهد بود. ۳. اگر ضریب مداخله‌ی بانک مرکزی مقادیری بین صفر تا بی‌نهایت را اختیار کند، دلالت بر مداخله‌ی میانه و نظام شناور مدیریت شده دارد.
با مد نظر قرار دادن رابطه‌ی بین دخالت بانک مرکزی و حرکت نرخ ارز، می‌توان فشار بازار ارز را به پیروی از ویمارک (۱۹۹۸) به صورت ترکیب خطی تغییرات درصدی نرخ ارز (Δe_t) و تغییرات ذخایر خارجی نسبت به پایه‌ی پولی (Δr_t) به صورت معادله (۸) در نظر گرفت:

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

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.
با جای‌گذاری معادله‌ی (۴) در معادله‌ی (۸) رابطه‌ی غیر خطی بین η و ضریب مداخله χ بدست می‌آید:

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

در معادله‌ی (۹)، $\eta \in [-1,0)$ که کشش نرخ ارز نسبت به ذخایر خارجی $\left(\eta = -\frac{\partial \Delta e_t}{\partial \Delta r_t}\right)$ را نشان می‌دهد و χ درجه‌ی دخالت بانک مرکزی است که می‌تواند مقادیرمختلفی را اختیار کند. معادله‌ی (۹) حاکی از ارتباط غیر خطی بین درجه‌ی دخالت بانک مرکزی (χ) و کشش نرخ ارز

نسبت به ذخایر خارجی (η) در معادله‌ی فشار بازار ارز می‌باشد؛ بنابراین در جدول (۲) خصوصیات غیر خطی فشار بازار ارز مشخص شده است:

جدول ۲: تعیین رژیم‌های مختلف بر اساس خصوصیات غیر خطی شاخص فشار بازار ارز

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

منبع: Kumah (2007)

۲-۲- مروری بر مطالعات انجام شده

برد و ماندیلارس[1] (۲۰۰۶) ارتباط بین عدم تعادل مالی و نوسان‌های نرخ ارز را در کشورهای آمریکای لاتین و آسیای شرقی طی بازه‌ی زمانی ۲۰۰۰- ۱۹۷۰ و با استفاده از شاخص وزنی فشار بازار ارز مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش مذکور، حاکی از آن است که در آمریکای لاتین عدم تعادل مالی اثر معناداری بر فشار بازار ارز داشته است در حالی که در آسیای شرقی این گونه نبوده است.

دی‌ماکدو و همکاران[2] (۲۰۰۹) تلاش نموده‌اند تا فشار بازار ارز را در پنج کشور آفریقایی طی سال‌های ۲۰۰۵- ۱۹۹۶ مقایسه نمایند؛ شاخص فشار بازار ارز محاسبه شده در این مطالعه به روش ایچن‌گیرین و همکاران می‌باشد. این محققان با بکارگیری الگوی EGARCH-M به این نتیجه دست یافتند که انبساط پولی با شاخص فشار بازار ارز بالاتر همراه است در حالی که کاهش ارزش نرخ ارز واقعی منجر به کاهش شاخص فشار بازار ارز می‌گردد.

لستانو[3] (۲۰۱۰) با بهره‌گیری از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری به بررسی فشار بازار ارز در کشور اندونزی پرداخته است. بدین منظور از داده‌های فصلی طی دوره‌ی ۲۰۰۴:۴-۱۹۸۱:۴ استفاده کرده است. نتایج نشان می‌دهد 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 فزاینده‌ی پولی بر فشار بازار ارز اثر منفی دارند.

1. Bird and Mandilaras (2006)
2. De Macedo (2009)
3. Lestano (2010)

کمه و لیاکر[1] (۲۰۱۱) با استفاده از روش گیرتن و روپر (۱۹۷۷) شاخص فشار بازار ارز را محاسبه نموده و سپس با بکارگیری داده‌های ماهانه‌ی ۲۰۰۶- ۱۹۹۵ جمهوری چک در دو الگوی VAR به این نتیجه دست یافتند که نرخ رشد اعتبار داخلی در الگوی اول که مربوط به رژیم ثابت نرخ ارز می‌باشد، بی‌معنی اما در الگوی دوم که در آن نرخ ارز دارای نظام شناور مدیریت شده است، مثبت و معنادار است. همچنین نرخ بهره‌ی تفاضلی در رژیم ثابت، معنادار و در رژیم شناور مدیریت شده بی‌معنی است.

گیلال[2] (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای با استفاده از روش ویمارک (۱۹۹۵) شاخص فشار بازار ارز را برای کشور پاکستان، طی سال‌های ۲۰۰۵-۱۹۷۶ محاسبه نموده است، علاوه بر این با محاسبه‌ی مجدد شاخص با روش ایچن‌گیرین و همکاران طی همین دوره، عوامل تعیین کننده‌ی فشار بازار ارز را در ده کشور مورد بررسی قرار داد و به این نتیجه دست یافت که باز بودن تجاری، باز بودن سرمایه و درآمد واقعی داخلی به خوبی شاخص فشار بازار ارز را توضیح می‌دهند.

پندی[3] (۲۰۱۲) در تحقیقی به بررسی اثر سیاست پولی بر فشار بازار ارز در کشور نپال پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که اعتبار داخلی علامت خلاف انتظار دارد، در حالی که علامت ضریب تکاثری موافق نظریه بوده است و دیگر متغیرها بی‌معنا شده‌اند. نتایج بدست آمده از داده‌های فصلی مؤید معناداری متغیرها بویژه اعتبار داخلی و ضریب تکاثری پول می‌باشد.

ضیایی[4] (۲۰۱۲) با استفاده از روش ایچن‌گیرین و همکاران به محاسبه‌ی شاخص فشار بازار ارز در ایران طی ۲۰۱۰- ۲۰۰۵ پرداخته 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 مصرف کننده 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 می‌باشد.

گیلال و همکاران[5] (۲۰۱۳) با بهره‌گیری از روش ویمارک (۱۹۹۵) به محاسبه‌ی شاخص فشار بازار ارز و شاخص مداخله برای کشور پاکستان، طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۵- ۱۹۷۶ پرداختند. نتایج

---

1. Kemme and Lyakir (2011)
2. Gilal (2011)
3. Pandy (2012)
4. Ziaei (2012)
5. Gilal (2013)

حاکی از آن است که تقاضا برای پول واقعی و معادله‌ی قیمت، ناپایدار است. در نتیجه از رویکرد فیلتر-کالمن برای ارزیابی تغییرات ساختاری استفاده شده است. شواهد نشان می‌دهد که فشار بازار ارز پایین و شاخص مداخله بانک مرکزی فعال است.

فرانکو و همکاران[1] (۲۰۱۴) با استفاده از یک ابزار عملیاتی به تجزیه و تحلیل فشار بازار ارز در آنگولا پرداخته‌اند. اقتصاد آنگولا دارای یک حساب مالی بسته، حساب جاری تقریباً کنترل شده، یک اقتصاد بر پایه‌ی دلار می‌باشد. این ویژگی‌ها یک اثر مستقیم بر روی تقاضای پول خارجی دارد و مدل خاصی برای آنگولا ایجاد می‌کند. این مدل به طور 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[2] (۱۹۹۴) و کلاسن و جاگر[3] (۲۰۱۱) محاسبه شده است.

فایدورا و بایک‌پی[4] (۲۰۱۵) به بررسی اثر سیاست پولی بر فشار بازار ارز در بعضی از کشورهای منتخب و در حال توسعه‌ی جنوب صحرای آفریقا پرداخته‌اند. در این مطالعه این حقیقت وجود دارد که اکثر کشورهای جنوب صحرای 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 جنوب صحرای آفریقا طی دوره‌ی ۲۰۱۰- ۱۹۹۱، به آزمون این فرضیه می‌پردازد که آیا سیاست پولی انقباضی منجر به ارز پرقدرت می‌شود و بالعکس. نتایج نشان‌دهنده‌ی ارتباط منفی و معنادار بین سیاست پولی و فشار بازار ارز می‌باشد به این معنی که با برقراری سیاست پولی انقباضی، فشار بازار ارز کاهش می‌یابد. همچنین یافته‌های این مطالعه نشان‌دهنده‌ی ارتباط معنادار بین تولید کل، سطح بدهی‌های دولتی، توازن حساب جاری، رابطه‌ی مبادله و شاخص فشار بازار ارز می‌باشد.

گیلال و بایرن[5] (۲۰۱۵) با در نظر گرفتن پنلی از چهل کشور طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۰- ۱۹۹۷، پیامدهای آزادسازی تجاری مالی بر شاخص فشار بازار ارز را مورد بررسی قرار داده‌اند. بدین منظور از دو روش ایچن‌گیرین و همکاران و گیرتن و روپر برای محاسبه‌ی شاخص فشار بازار ارز استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که باز بودن حساب سرمایه در اقتصادهای پیشرفته، به دو

1. Franco (2014)
2. Eichengreen Rose and Wyplosz (1994)
3. Klassen and Jager (2011)
4. Fiador and Biekpe (2015)
5. Gilal and Byrne (2015)

شاخص محاسبه‌ی فشار بازار ارز و در بازارهای ضروری، به روش گیرتن و روپر وابسته است. اختلافی که در بازبودن حساب سرمایه برای اقتصادهای پیشرفته و بازارهای ضروری وجود دارد، ممکن است به دلیل توسعه‌ی بخش‌های مالی باشد.

هادیان و اوجی‌مهر (۱۳۹۲) با استفاده از یک الگوی خودرگرسیونی 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 بکارگیری یک روش الگو- مستقل محاسبه شده 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 ۱۳۹۱:۴-۱۳۶۸:۱واکنش نشان داده‌اند، پرداختند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تئوری سنتی فشار بازار ارز در مورد ایران نیز صادق می‌باشد، به این معنا که اجرای سیاست انبساطی 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 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 ۱۳۹۱:۴-۱۳۶۸:۱ 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 جوهانسن- 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 ۱۳۹۳-۱۳۶۳ 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 اسلامی ایران، تورم و درآمدهای نفتی به 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.

۳- روش‌شناسی تحقیق

۳-۱- مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR)

مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR) دارای رژیم‌هایی است که توسط متغیر قابل مشاهده‌ی w_{t-d} و تابع انتقال $\mathrm{F}(w_{t-d})$ تعریف می‌شوند. در این مدل، y_t یک بردار $\mathrm{K}\times 1$ از متغیرهای درون زا و $y_t=(y_{1t},y_{2t},\dots,y_{Kt})'$ می‌باشد همچنین c یک بردار $\mathrm{K}\times 1$ از مقادیر ثابت، $\mathrm{A}_{i,j}$ ماتریس $\mathrm{K}\times\mathrm{K}$ از ضرایب رژیم i در وقفه j، s تعداد رژیم‌ها با پارامترهای خودرگرسیون متفاوت با $i=1,\dots,\mathrm{s}$ و p مرتبه خودرگرسیون با $j=1,\dots,p$ می‌باشد. به این ترتیب یک مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای به صورت معادله (۱۰) نوشته می‌شود:

$$y_t = c_i + \sum_{j=1}^{p} \mathrm{A}_{i,j} y_{t-j} + \varepsilon_{t,i} \qquad if \quad r_{i-1} < w_{t-d} \leq r_i \tag{۱۰}$$

در مدل (۱۰)، $\varepsilon_{t,i}$ یک بردار $\mathrm{K} \times 1$ از فرایند اختلالات با میانگین صفر و واریانس برابر با $\sum$ و $\mathrm{E}(\varepsilon_t \varepsilon_l') = 0$ برای $l \neq t$ می‌باشد. متغیر انتقال w یکی از متغیرهای بردار y_t می‌باشد. این مدل چند متغیره‌ی غیرخطی فرض می‌کند که p برای هر متغیر و رژیمی یکسان بوده و تابع انتقال برای هر معادله مشابه می‌باشد. مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای دو رژیمه به صورت مدل (۱۱) نوشته می‌شود:

$$y_t = \left(c_1 + \mathrm{A}_{1,1} y_{t-1} + \cdots + \mathrm{A}_{1,p} y_{t-p}\right)\left(\mathrm{I}(w_{t-d} \leq r)\right) + \left(c_2 + \mathrm{A}_{2,1} y_{t-1} + \cdots + \mathrm{A}_{2,p} y_{t-p}\right)\left(1 - \mathrm{I}(w_{t-d} \leq r)\right) + \varepsilon_t \tag{۱۱}$$

در مدل (۱۱)، $\mathrm{I}(0)$ تابع شاخص می‌باشد.

۳-۲- برآورد مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR)

فرض کنید که $\mathrm{Y}_k = (y_{k1}, \ldots, y_{k\mathrm{T}})$ برداری از متغیر درون زای k^{th} با اندازه‌ی نمونه‌ی T باشد، همچنین $\varepsilon_k = (\varepsilon_{k1}, \ldots, \varepsilon_{k\mathrm{T}})$ بردار پسماند معادله‌ی متغیر درون‌زای k^{th} و $\mathrm{X}_{i,t-1} = \left(1, y_{t-1}, \ldots, y_{t-p}\right)$ ماتریس متغیرهای توضیحی در زمان t برای هر رژیم با پارامترهای خودرگرسیونی متفاوت باشد. بنابراین یک ماتریس $(1 \times (\mathrm{skp} + \mathrm{s}))$ برای تمام رژیم‌های $i = 1, \ldots, \mathrm{s}$ وجود دارد؛ در نتیجه برای کل نمونه، ماتریس $\mathrm{X}_{\mathrm{t}-1} = \left(\mathrm{X}_{1,t-1}, \ldots, \mathrm{X}_{\mathrm{s},t-1}\right)$ متغیر توضیحی عبارت از $\mathrm{X} = (\mathrm{X}_0, \ldots, \mathrm{X}_{\mathrm{T}-1})$ است. بردار پارامترهای معادله‌ی k^{th} برابر با $\theta_k = \left(\beta_{k,L}, \beta_{k,NL}\right)'$ است، که $\beta_{k,L}$ بردار $(1 \times (\mathrm{sKp} + \mathrm{s}))$ از مقادیر ثابت و پارامترهای خودرگرسیونی و $\beta_{k,NL}$ یک بردار از پارامترهای تابع غیر خطی می‌باشد.

در یک VAR آستانه‌ای دو رژیمه، $\beta_{k,NL} = [d, \mathrm{T}_k]$ است که به دلیل حضور VAR، بردار پارامترها در تابع انتقال برای هر معادله یکسان می‌باشد، برای تمام $l, m = 1, \ldots, \mathrm{K}$ داریم، $\beta_{l,NL} = \beta_{m,NL}$. بنابراین یک VAR غیر خطی به صورت ماتریس (۱۲) نوشته می‌شود:

$$\begin{bmatrix} \mathrm{Y}_1 \\ \mathrm{Y}_2 \\ \vdots \\ \mathrm{Y}_K \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} m_1(\mathrm{X}, \theta_1) \\ m_2(\mathrm{X}, \theta_2) \\ \vdots \\ m_K(\mathrm{X}, \theta_{\mathrm{K}}) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_{\mathrm{K}} \end{bmatrix} \tag{۱۲}$$

در ماتریس (۱۲)، $m_i(0)$ یک تابع غیر خطی از X و θ_i به مثابه $m_i(0)$ یک بردار $(T \times 1)$ است. این سیستم برای این که در شکل خلاصه‌شده‌ای مانند زیر نوشته شود، بردارسازی شده است:

$$y = m(x, \theta) + u \qquad (۱۳)$$

در فرم فشرده‌ی (۱۳)، $y, m(x, \theta)$ و u بردارهای $(TK \times 1)$ و x یک ماتریس $TK \times (sKp + s)$ است و داریم $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_K)'$. بنابراین ماتریس کوواریانس پسماندهای $\sum$ برابر با تابع مجموع مجذور پسماندها می‌باشد.

$$S(\theta) = \big(y - m(x, \theta)\big)' \left(\widehat{\sum}^{-1} \otimes \mathrm{I_T}\right) \big(y - m(x, \theta)\big) \qquad (۱۴)$$

و برآوردکننده‌ی حداقل مربعات عبارت است از:

$$\hat{\theta} = arg \min_{\theta \epsilon \ominus} \det(\widehat{\sum}(\theta)) \qquad (۱۵)$$

به طوری که در رابطه‌ی (۱۵)، $\widehat{\sum}(\theta)$ به صورت $1/\mathrm{T} \sum_{\mathrm{i}=1}^{\mathrm{T}} \varepsilon_t \varepsilon_t'$ محاسبه می‌شود که معادل برآوردکننده‌ی حداکثر درست‌نمایی[1] فرض شده است که در آن پسماندها به صورت نرمال توزیع شده‌اند (گلنت[2]، ۱۹۸۷). مشروط به اینکه پارامترهای توابع انتقال به صورت $\theta_{NL} = \big(\beta_{1,NL}, \dots, \beta_{K,NL}\big)$ باشند، مسئله، برآورد خطی است. بنابراین، تابع مجموع مجذور پسماندها را می‌توان بر حسب θ_{NL} نوشت:

$$S(\theta_L | \theta_{NL}) = (y - \theta_L'(\theta_{NL})x)' \left(\widehat{\sum}^{-1} \otimes \mathrm{I_T}\right) (y - \theta_L'(\theta_{NL})x) \qquad (۱۶)$$

مدل‌های خودرگرسیون برداری آستانه‌ای با ارزیابی $\det(\widehat{\sum}(\theta))$ برای هر مقدار ممکن از آستانه در حالت مدل‌های دو رژیمه تخمین زده می‌شوند که برای همه‌ی موارد $\theta_{NL} \in \ominus$ می‌باشد. آنگاه، $\hat{\theta}$ بردار پارامترهایی است که $det(\widehat{\sum}(\theta_L | \theta_{NL}))$ را برای $\theta_{NL} \in \ominus$ به حداقل می‌رساند.

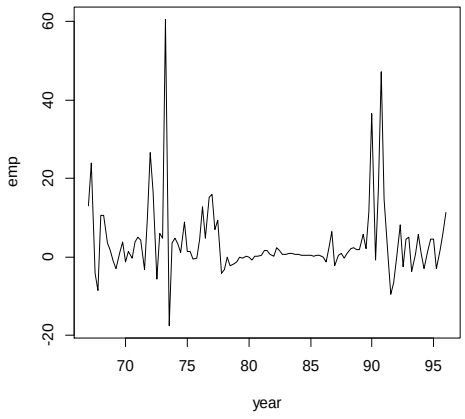
[1]. Maximum Likelihood Estimation
[2]. Gallant (1987)

تی‌سی[1] (۱۹۹۸) پیشنهاد کرد که $tr(\widehat{\sum}(\theta_L|\theta_{NL}))$ را به حداقل برسانیم، همچنین نشان داد که برآورد کننده ثابت بوده و برآوردهای θ_L به صورت مجانبی نرمال می‌باشند.

۴- یافته‌های تحقیق

۴-۱- بررسی متغیرهای تحقیق

در این مطالعه، ابتدا با بهره‌گیری از آمار بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، داده‌های فصلی متغیرهای نرخ ارز غیر رسمی[2]، ذخایر خارجی[3] (R)، نقدینگی (M) و شاخص قیمت مصرف کننده[4] (CPI) مربوط به دوره زمانی ۱۳۹۶:۴-۱۳۶۷:۴ استخراج شده است. جهت برآورد شاخص فشار بازار ارز به پیروی از ادواردز[5] (۲۰۰۲) و کوماه (۲۰۰۷)، جمع وزنی تغییرات نرخ ارز غیررسمی و تغییرات ذخایر خارجی در نظر گرفته شده است. بر این اساس، شاخص فشار بازار ارز 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 تغییرات نرخ ارز و گشتاور دوم تغییرات ذخایر خارجی می‌باشند. نمودار (۱) سری زمانی شاخص فشار بازار ارز را نشان می‌دهد.



نمودار ۱: شاخص فشار بازار ارز

منبع: محاسبات تحقیق

[1]. Tsay (1998)
[2]. Non - Official Rate
[3]. Foreign Reserves
[4]. Consumer Price Index
[5]. Edwards (2002)

نتایج حاصل از محاسبه‌ی شاخص فشار بازار ارز در نمودار (۱) نشان می‌دهد که شاخص مذکور طی دوره‌ی مورد بررسی از میانگین ۳/۷۲۸ و انحراف معیار ۹/۵۳۹ و به ترتیب از مقادیر حداقل و حداکثر ۱۷/۴۱۷- و ۶۰/۴۵۷ برخوردار بوده است. با وجود اینکه در برخی از دوره‌ها، تغییرات نرخ ارز، نزدیک به صفر بوده است اما این امکان وجود دارد که شاخص فشار بازار ارز دارای رفتاری غیرخطی باشد و برای تجزیه و تحلیل آن بتوان از الگوی غیرخطی بهره گرفت. جهت تجزیه و تحلیل فشار بازار ارز از تفاضل لگاریتمی متغیرهای نقدینگی و شاخص قیمت مصرف‌کننده استفاده شده است.

وضعیت ایستایی شاخص فشار بازار ارز، نرخ رشد نقدینگی و تورم با استفاده از آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF)، فیلیپس- پرون (PP) و کوویت‌کووسکی- فیلیپس- اشمیت- شین (KPSS) در جدول (۳) نشان داده شده است.

جدول ۳: نتایج آزمون ریشه واحد

EMP	t-statistic	Test critical values (5%)
ADF	-۸/۴۵۰۸۶۳	-۱/۹۴۳۶۱۲
PP	-۸/۹۵۹۵۲۹	-۱/۹۴۳۶۱۲
	LM-stat	Asymptotic critical values
KPSS	۰/۱۰۶۶۲۹	۰/۴۶۳۰۰۰
LM	t-statistic	Test critical values (5%)
ADF	-۴/۲۹۳۴۷۳	-۲/۸۸۷۴۲۵
PP	-۵/۴۵۰۰۵۷	-۱/۹۴۳۶۱۲
	LM-stat	Asymptotic critical values
KPSS	۰/۰۵۶۵۳۷	۰/۴۶۳۰۰۰
INF	t-statistic	Test critical values (5%)
ADF	-۳/۶۲۶۴۰۲	-۲/۸۸۷۴۲۵
PP	-۳/۳۶۶۴۷۵	-۱/۹۴۳۶۱۲
	LM-stat	Asymptotic critical values
KPSS	۰/۱۸۹۷۷۳	۰/۴۶۳۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

با در نظر گرفتن نتایج جدول (۳) که نشان‌دهنده‌ی نتایج آزمون ریشه واحد می‌باشد و با توجه به اینکه قدر مطلق مقادیر آماره‌ی دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) و فیلیپس- پرون (PP) محاسباتی بزرگتر از مقدار بحرانی جدول در سطح ۵٪ می‌باشد، فرضیه‌ی صفر مبنی بر وجود ریشه واحد و ناایستا بودن متغیرها، رد شده و متغیرهای مذکور ایستا می‌باشند. این موضوع با توجه به کوچکتر بودن مقادیر محاسباتی آماره‌ی KPSS برای متغیرهای مورد مطالعه، نیز مورد تأیید قرار می‌گیرد.

بعد از بررسی ایستایی شاخص فشار بازار ارز و متغیرهای نرخ رشد نقدینگی و تورم با استفاده از آزمون‌های غیر خطی کینان[1]، تی‌سی[2] و بروک- دیکرت- شاینکمن[3]، به تحلیل امکان تبعیت شاخص فشار بازار ارز از یک رفتار غیر خطی پرداخته می‌شود. بر این اساس نتایج حاصل از آزمون‌های غیر خطی کینان و تی‌سی در جدول (۴)، نشان داده شده است.

جدول ۴: آزمون‌های غیر خطی کینان و تی‌سی- شاخص EMP

	آماره *t*	*p-value*	مرتبه خودرگرسیونی
کینان (۱۹۸۵)	۱۴/۹۵	./۰۰۰۱	۱
تی‌سی (۱۹۸۶)	۱۲/۸	۰/۰۰۰۵	۱

منبع: محاسبات تحقیق

همان طور که در جدول (۴) نشان داده شده است، مرتبه‌ی خودرگرسیونی شاخص فشار بازار ارز (EMP) با توجه به معیار اطلاعاتی آکائیک ۱ می‌باشد؛ همچنین با توجه به این‌که *p-value* مربوط به آزمون کینان و تی‌سی نزدیک به صفر می‌باشد، نتایج آزمون کینان و تی‌سی با رد فرضیه‌ی صفر بیان می‌کنند که شاخص مذکور از یک الگوی غیر خطی پیروی می‌نماید.

آزمون BDS که توسط بروک- دیکرت و شاینکمن معرفی شده است، در تعیین این‌که آیا سری زمانی مورد مطالعه از یک فرآیند خطی یا غیر خطی پیروی می‌کند، به کار می‌رود. در واقع این آزمون، تبعیت داده‌ها از یک فرآیند *i.i.d* را بررسی می‌کند. چنانچه آماره‌ی BDS یک عدد بزرگ و معنادار باشد، سری زمانی مورد نظر غیر خطی است. نتایج این آزمون با ترکیبات مختلف m و δ و با فرض این‌که m=۲ و δ به طور پیش فرض دارای ارزش‌های (۲، ۱/۵، ۱، ۰/۵) باشد، در جدول (۵) نشان داده شده است.

جدول ۵: آزمون غیر خطی BDS- شاخص EMP

←δ For close points ↓m	[۴/۷۶۹۵]	[۹/۵۳۹]	[۱۴/۳۰۸۵]	[۱۹/۰۷۸]
[۲]	۶/۵۱۱ (۰)	۵/۶۳۵۹ (۰)	۴/۴۷۳۸ (۰)	۱/۱۰۶۲ (۰/۰۲)

توضیح: اعداد داخل براکت در ردیف نشان‌دهنده δ برای اعداد نزدیک و عدد داخل براکت در ستون نشان‌دهنده ابعاد تعبیه شده (m) هستند. اعداد داخل جدول، آماره‌های آزمون BDS و اعداد اخل پرانتز p-value آزمون هستند.

منبع: محاسبات تحقیق

[1]. Keenan
[2]. Tsay
[3]. BDS

نتایج آزمون BDS در خصوص شاخص فشار بازار ارز نیز نشان می‌دهد که این شاخص از یک فرایند غیر خطی تبعیت می‌کند.

۴-۲- تعیین طول وقفه‌ی بهینه

به منظور تخمین مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR)، ابتدا باید با بهره‌گیری از یک مدل خودرگرسیون برداری خطی (LVAR)، طول وقفه‌ی بهینه‌ی مدل مشخص شود. از بین معیارهای اطلاعاتی، برای تعیین طول وقفه‌ی بهینه از معیار اطلاعاتی آکائیک[1] (AIC) استفاده شده است. بر این اساس، با حداقل‌سازی معیار اطلاعاتی آکائیک، وقفه‌ی بهینه مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای برابر ۷ می‌باشد.

جدول ۶: وقفه‌ی بهینه‌ی مدل LVAR

طول وقفه	AIC
۱	۵۷۲/۵۰۹۳
۲	۵۱۵/۱۰۷۴
۳	۴۹۵/۰۶۱۱
۴	۴۷۳/۲۱۵
۵	۴۵۰/۷۹۴۹
۶	۴۴۶/۵۹۴
۷	۴۴۰/۱۸۸۱
۸	۴۴۸/۴۹۹۷

منبع: محاسبات تحقیق

۴-۳- تعیین تعداد رژیم

با در نظر گرفتن شاخص فشار بازار ارز (EMP) به عنوان متغیر آستانه، رفتار مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR) بررسی می‌شود. در صورتی که EMP، متغیر آستانه باشد و شاخص فشار بازار ارز پایین‌تر از مقدار آستانه باشد، مشاهدات در رژیم پایین فشار بازار ارز قرار دارند و اگر شاخص فشار بازار ارز بالاتر از مقدار آستانه باشد، بیانگر رژیم بالای فشار بازار ارز می‌باشد.
برای آزمون فرضیه‌ی صفر که بیانگر رفتار خطی شاخص فشار بازار با وجود یک رژیم (m=۱) می‌باشد در مقابل فرضیه‌ی وجود انواع رفتارهای غیر خطی با وجود دو یا سه رژیم (m=۲،۳)، از

[1]. Akaike Information Criterion

بسط چند متغیره‌ی آزمون هانسن (۱۹۹۹) و لو و زیووت[1] (۲۰۰۱) استفاده شده است. در واقع با بهره‌گیری از آزمون LR، تعداد رژیم‌ها تعیین شده است. با در نظر گرفتن شاخص فشار بازار ارز به عنوان متغیر آستانه، نتایج مربوط به آزمون LR در جدول (۷) نشان داده شده است. با آزمون یک مدل VAR خطی در مقابل مدل VAR آستانه‌ای دو رژیمه و سه رژیمه و با در نظر گرفتن *p-value*، فرضیه‌ی صفر که بیان‌کننده‌ی رفتار خطی مدل می‌باشد رد می‌شود و با انجام آزمون VAR آستانه‌ای دو رژیمه در برابر VAR آستانه‌ای سه رژیمه، فرضیه‌ی صفر آزمون که مبنی بر دو رژیمه بودن مدل VAR آستانه‌ای می‌باشد، پذیرفته می‌شود.

جدول ۷: نتایج آزمون LR- شاخص فشار بازار ارز به عنوان متغیر آستانه

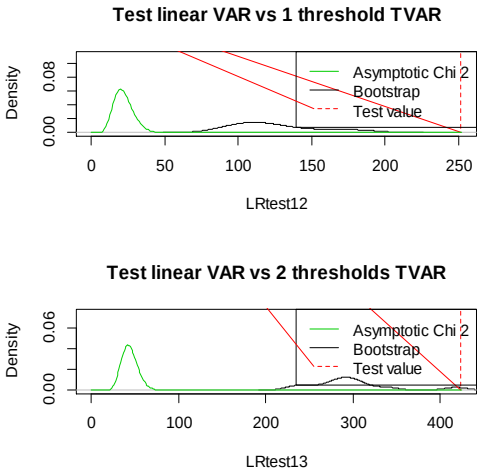
آزمون LR	
VAR خطی در مقابل VAR آستانه‌ای دو رژیمه	
آماره LR	۱۶۵/۰۷۹۸
	[۰/۰۰۰۰]
VAR خطی در مقابل VAR آستانه‌ای سه رژیمه	
آماره LR	۲۵۷/۳۸۹۷
	[۰/۰۰۰۰]
VAR آستانه‌ای دو رژیمه در مقابل VAR آستانه‌ای سه رژیمه	
آماره LR	۹۲/۳۰۹۹۲
	[۰/۱]

منبع: محاسبات تحقیق

مقادیر داخل کروشه بیانگر (*p-value*) می‌باشد.

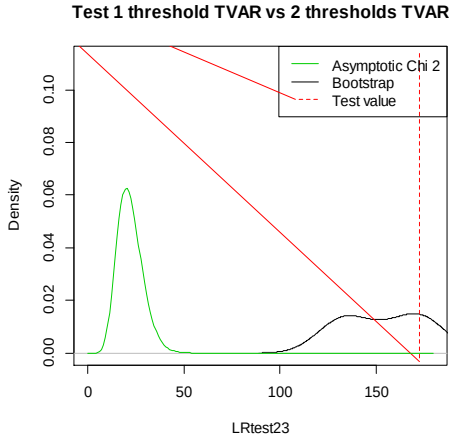
نتایج آزمون LR جهت بررسی وجود یک آستانه (مدل دو رژیمه) یا دو آستانه (مدل سه رژیمه) در مدل VAR تصریح شده در دو نمودار (۲) و (۳) ارائه شده است.

[1] .Lo and Zivot (2001)



نمودار ۲: آزمون LR جهت بررسی VAR خطی در مقابل TVAR با یک آستانه و دو آستانه

منبع: محاسبات تحقیق



نمودار ۳: آزمون LR جهت بررسی TVAR یک آستانه‌ای در مقابل TVAR دو آستانه‌ای

منبع: محاسبات تحقیق

۴-۴- برآورد مدل

با توجه به طول وقفه‌ی بهینه‌ی تعیین شده توسط مدل خودرگرسیون برداری خطی و نتایج حاصل از آزمون LR که طول وقفه‌ی متغیر آستانه را برابر یک تعیین کرده است، مدل VAR آستانه‌ای دو رژیمه برآورد و نتایج در جدول (۸) بیان شده است.

جدول ۸: نتایج برآورد مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR)

	EMP(-1)≤٤/٦٤٤: رژیم پایین	EMP(-1)>٤/٦٤٤: رژیم بالا
Constant	۱/۳۳۵۵ (۴/۲۲۲۶)	-۳۲/۷۲۰۸** (۱۴/۸۳۹۷)
LM(-۱)	۰/۰۵۵۴ (۰/۷۴۱۹)	۴/۹۳۳۴ (۳/۶۶۹۰)
INF(-۱)	-۱/۰۳۸۹ (۱/۰۸۶۲)	-۱۲/۳۱۷۱*** (۳/۷۱)
EMP(-۱)	۰/۲۵۶۲ (۰/۲۸۹۷)	-۰/۷۷۴۱*** (۰/۲۲۸۸)
LM(-۲)	-۰/۹۳۴۸ (۰/۸۰۱۱)	۱/۴۸۳۶ (۲/۴۶۱۰)
INF(-۲)	۰/۹۵۵۸ (۱/۰۱۵۶)	۳۴/۲۱۲۴*** (۷/۰۴۶۱)
EMP(-۲)	۰/۱۵۱۰ (۰/۱۰۴۷)	۰/۳۵۲۸ (۰/۴۵۹۲)
LM(-۳)	-۰/۵۰۲۳ (۰/۷۱۴۱)	۱۹/۳۳۳۶*** (۴/۱۸۷۳)
INF(-۳)	۰/۱۷۶۷ (۱/۰۱۵۳)	۷/۴۱۸۴** (۳/۲۸۵۲)
EMP(-۳)	-۰/۰۶۵۰ (۰/۰۹۸۴)	۰/۸۲۹۳*** (۰/۲۷۶۳)
LM(-٤)	۰/۲۷۶۸ (۰/۶۸۶۳)	-۱۳/۰۹۱۲*** (۳/۱۳۶۸)
INF(-٤)	۰/۴۳۴۸ (۱/۰۴۰۳)	۰/۷۳۴۸ (۶/۰۹۱۳)
EMP(-٤)	-۰/۰۷۴۵ (۰/۱۲۵۸)	-۰/۰۹۷۵ (۰/۲۲۳)
LM(-۵)	۰/۱۴۴۹ (۰/۷۶۱۳)	-۴/۳۹۵۱*** (۱/۶۳۸۶)
INF(-۵)	۱/۰۰۴ (۰/۸۷۷۸)	-۱۷/۵۴۸۴*** (۵/۵۶۶۶)
EMP(-۵)	-۰/۰۶۴۹ (۰/۰۸۹۵)	-۰/۱۱۹۹ (۰/۵۰۶۷)
LM(-٦)	۰/۰۹۲۹ (۰/۷۱۶۴)	۹/۷۱۹۳** (۴/۳۴۲۸)
INF(-٦)	-۰/۲۲۱۸ (۰/۹۶۳۹)	-۰/۹۶۱۰ (۶/۲۸۴۳)
EMP(-٦)	-۰/۰۲۴۱ (۰/۰۷۴۹)	-۰/۴۴۸۶ (۰/۶۹۷۷)
LM(-۷)	۰/۳۷۹۰ (۰/۷۲۲۴)	-۱/۱۴۱۸ (۲/۵۱۷۶)
INF(-۷)	-۰/۱۸۰۵ (۰/۷۶۲۴)	-۸/۸۳۹۳** (۳/۵۸۲۹)
EMP(-۷)	-۰/۰۷۲۸ (۰/۱۰۶۸)	۰/۲۳۲۸ (۰/۶۰۹۵)

منبع: محاسبات تحقیق

***، **، * به ترتیب بیانگر معنی‌داری ضرایب در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ می‌باشند.

مقادیر داخل پرانتز بیانگر انحراف معیار است.

با توجه به جدول (۸)، متغیر شاخص فشار بازار ارز با یک وقفه (EMP_{t-1}) به عنوان متغیر آستانه در نظر گرفته شده است و با توجه به نتایج تخمین مدل TVAR، مقدار متغیر آستانه ۴/۶۴۴ برآورد شده است. بر این اساس، ۷۶/۴٪ مشاهدات در رژیم پایین و ۲۳/۶٪ مشاهدات در رژیم بالا قرار گرفته‌اند.

نتایج حاصل از برآورد مدل TVAR با در نظر گرفتن شاخص فشار بازار ارز به عنوان متغیر آستانه نشان می‌دهد که در رژیم پایین فشار بازار ارز (رژیم افزایش ارزش پول داخلی)، مقادیر با وقفه‌ی متغیر وابسته، تورم و نرخ رشد نقدینگی اثر معناداری بر شاخص فشار بازار ارز ندارند.

در رژیم بالای فشار بازار ارز (رژیم کاهش ارزش پول داخلی)، وقفه‌ی اول، پنجم و هفتم متغیر تورم ($INF(-7)$، $INF(-5)$، $INF(-1)$) اثر منفی و معناداری بر EMP دارند. وقفه‌ی چهارم و پنجم نرخ رشد نقدینگی، به عنوان یکی از ابزارهای سیاست پولی اثر منفی و معناداری بر EMP دارند اما سایر مقادیر با وقفه‌ی شاخص فشار بازار ارز، تورم و نرخ رشد نقدینگی اثر مثبت و معناداری بر EMP دارند به گونه‌ای که افزایش فشار بازار ارز را تشدید می‌کنند به این معنی که باعث کاهش ارزش پول داخلی می‌شوند. بنابراین، اگرچه در اقتصاد ایران طی دوره‌ی مورد مطالعه، ۷۶/۴٪ از مشاهدات در رژیم پایین قرار گرفته‌اند ولی ارتباط متغیرهای تورم و رشد نقدینگی با فشار بازار ارز در اقتصاد ایران معنادار نیست؛ اما با چرخش رژیم فشار بازار ارز و قرار گرفتن در رژیم بالا، متغیرها اثر معناداری بر شاخص فشار بازار ارز دارند به گونه‌ای که باعث افزایش یا کاهش فشار بازار ارز می‌شوند.

۵- نتیجه‌گیری و ارائه توصیه‌های سیاستی

هدف مطالعه‌ی حاضر تحلیل فشار بازار ارز در اقتصاد ایران می‌باشد. بدین منظور، ابتدا به پیروی از ادواردز (۲۰۰۲) و کوماه (۲۰۰۷)، شاخص فشار بازار ارز 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 از میانگین ۳/۷۲۸ و انحراف معیار ۹/۵۳۹ و به ترتیب از مقادیر حداقل و حداکثر ۱۷/۴۱۷- و ۶۰/۴۵۷ برخوردار بوده است. نتایج حاصل از آزمون‌های غیر خطی کینان، تی‌سی، بروک و همکاران نشان می‌دهد که شاخص فشار بازار ارز در اقتصاد ایران از رفتاری غیر خطی تبعیت می‌کند. نتایج حاصل از برآورد مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای با در نظر گرفتن شاخص فشار بازار ارز به عنوان متغیر آستانه نشان می‌دهد که در

رژیم پایین فشار بازار ارز، مقادیر با وقفه‌ی متغیر وابسته، تورم و نرخ رشد نقدینگی اثر معناداری بر شاخص فشار بازار ارز ندارند اما با چرخش رژیم فشار بازار ارز و قرار گرفتن در رژیم بالا، متغیر تورم اثر مثبت و معناداری بر شاخص فشار بازار ارز دارد به این معنی که در رژیم بالای فشار بازار ارز با افزایش تورم، شاخص فشار بازار ارز افزایش و ارزش پول داخلی کاهش می‌یابد، بنابراین سیاست کنترل تورم در ثبات فشار بازار ارز از اولویت بالایی برخوردار است. همچنین در رژیم بالا، نقدینگی اثر مثبت و معناداری بر شاخص فشار بازار ارز دارد و باعث کاهش ارزش پول داخلی می‌شود. در نتیجه، اعمال سیاست‌های پولی انقباضی در دوران افزایش فشار بازار ارز، می‌تواند این فشار را تعدیل کند. بنابراین متغیرهای تورم و رشد نقدینگی تنها در رژیم‌های بالای فشار بازار ارز می‌توانند بر این شاخص اثرگذار باشند. در نتیجه کنترل تورم و اعمال سیاست‌های پولی تنها در رژیم‌های بالای فشار بازار ارز در اقتصاد ایران اثرگذار است.

منابع و مآخذ

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

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

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

4. Bird, G. and Mandilaras, A. (2006). "Regional Heterogeneity in the Relationship between Fiscal Imbalances and Foreign Exchange Market Pressure". Journal of World Development **34**(7): 1171-1181.
5. De Macedo J. Pereira, L. and Reis, A. (2009). "Comparing Exchange Market Pressure across Five African Countries". Journal of Open Econ Rev **20**: 645-682.
6. Edwards, S. (2002). "Does the Current Account Matter?". National Bureau of Economic Research 21-76.
7. Franco, F. Delgado J. Monteiro S. and Silva P. (2014). "Exchange Rate Pressure in Angola, Nova Africa Center for Business and Economic Development Working Paper Series". Working Paper N0. 1502.
8. Gallant, A. R. (1987). *Nonlinear Statistical Models*, John Wiley, New York.
9. Gilal, M. A. (2011). *Exchange Market Pressure and Monetary Policy: A Case Study of Pakistan*, University of Glasgow.
10. Gilal, M. A. and Byrne J. P. (2015). "Foreign Exchange Market Pressure and Capital Controls". International Financial Markets Institutions and Money **37**: 42-53.
11. Gilal, M. A. and Chandio R. (2013). "Exchange Market Pressure and Intervention Index for Pakistan: Evidence from a Time-Varying Parameter Approach". GSTF Journal on Business Review (GBR) **2**(4).
12. Girton, L. D. & Roper, E. (1977). "A Monetary Model of Exchange Market Pressure Applied to the Postwar Canadian Experience". American Economic Review **67**(4): 537-548.
13. Hansen, B. (1999). "Testing for Linearity". Journal of Economic Surveys **13**: 551-576.
14. Kemme, D.M. & Lyakir, G. (2011). "From Peg to Float: Exchange Market Pressure and Monetary Policy Pressure in the Czech Republic". Review of International Economics **19**(1): 93-108.

15. Kumah, A.Y. (2007). "A Markov-Switching Approach to Measuring Exchange Market Pressure". International Journal of Finance and Economics **16**: 114-130.
16. Lestano, (2010). "A Structural VAR Model of Exchange Rate Market Pressure: The Case of Indonesia". Majalah Ekonomi **20**(1).
17. Lo, M.C. & Zivot, E. (2001). "Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment to the Law of One Price". Macroeconomic Dynamics **5**: 533-76.
18. Pandy, A. (2012). "Impact of Monetary Policy on Exchange Market Pressure: The Case of Nepal". Journal of Asian Economics **37**:59-71.
19. Tsay R. S. (1998). "Testing and Modeling Multivariate Threshold Models". Journal of American Statistical Association **93**: 1188-1202.
20. 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.
21. Weymark, D.N. (1998). "A General Approach to Measuring Exchange Market Pressure". Oxford Economic Papers **50**(1): 106-121.
22. 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 Universiti Teknologi Malaysia (UTM). Journal of Basic and Applied Scientific Research **3**(11): 304-309.