فصلنامهٔ پژوهش‌های پولی_بانکی
سال چهاردهم، شمارهٔ ۴۷، بهار ۱۴۰۰
صفحات ۱۰۷_۱۵۴

کانال پولی فشار بازار ارز و مداخلهٔ بانک مرکزی در این بازار با رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی

فرزانه عباسی [*] **مهدی پدرام** [†]
انوشیروان تقی‌پور [‡]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۰/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۳/۰۱

چکیده

مدیریت نوسانات نرخ ارز از موضوعات چالش‌برانگیز در سیاست‌گذاری اقتصادی است. سیاست‌گذار با ابزارهای سیاستی مناسب، تغییرات نرخ ارز را در یک دامنهٔ مطلوب مدیریت می‌کند. تحت نظام نرخ ارز شناور مدیریت‌شده، مازاد عرضه یا تقاضای ارز معمولاً با ترکیبی از تغییرات نرخ ارز و ذخایر خارجی تعدیل می‌شود که با عنوان فشار بازار ارز شناخته می‌شود. در این مقاله، با تعبیهٔ کانال پولی شاخص فشار بازار ارز در تابع سیاستی بانک مرکزی در الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی، رفتار سیاست‌گذار در مقابل تکانه‌های ارزی تجزیه‌وتحلیل می‌شود. براین‌اساس، تکانهٔ نرخ ارز در دو تابع سیاستی الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی ساخته‌شده برای اقتصاد ایران مورد مقایسه قرار گرفته است. در مدل اول، سیاست پولی در واکنش به شاخص فشار بازار ارز تنظیم شده و در مدل دوم حساسیت نسبت به نرخ ارز حقیقی در تابع واکنش سیاست پولی تعبیه شده است. طبق نتایج، تورم، تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری در تکانهٔ نرخ ارز در مدل اول نسبت به مدل دوم نوسانات کمتری دارد و اقتصاد در مدت‌زمان کمتری به تعادل می‌رسد. لذا، اثربخشی سیاست‌های پولی از طریق حساسیت نسبت به فشار بازار ارز در مقایسه با حساسیت نسبت به نرخ ارز حقیقی بیشتر خواهد بود.

واژه‌های کلیدی: مداخلهٔ غیرخنثی در بازار ارز، الگوی **E**STR، تکانهٔ نرخ ارز، فشار بازار ارز.
طبقه‌بندی JEL: C61، E620، E420

---

[*] دکتری علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، (نویسندهٔ مسئول)؛ abasi.farzane4@gmail.com
[†] استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا؛ mehdipedram@alzahra.ac.ir
[‡] دکتری اقتصاد، معاون امور اقتصادی سازمان برنامه و بودجهٔ کشور، ایران؛ arya216@gmail.com
این مقاله برگرفته از پایان‌نامه دکتری نویسنده اول با عنوان «مدل‌سازی مداخلهٔ بانک مرکزی در بازار ارز و فشار بازار ارز در اقتصاد ایران با رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا» در دانشگاه الزهرا(س) است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

۱ مقدمه

نوسانات ارزی مشخص‌کنندهٔ قاعدهٔ رفتاری عاملان اقتصادی و در مقابل، پاسخ مقام پولی هر کشور برای مبادلهٔ پول ملی با پول خارجی است. فشار بازار ارز (EMP)[1] و مداخلهٔ بانک مرکزی در این بازار از شاخص‌های اصلی رفتار مقام پولی در نظام‌های مختلف ارزی کشورها به‌منظور مدیریت نوسانات ارزی است که مطالعات نظری و تجربی گسترده‌ای در حوزهٔ اقتصاد بین‌الملل را به خود اختصاص داده است. البته، عمدهٔ مطالعات خارجی و داخلی در این حوزه تلاشی در راستای محاسبه و اندازه‌گیری فشار بازار ارز بوده و کمتر به استفاده از آن در بعد سیاست‌گذاری توجه شده است.

دو سؤال اصلی که این پژوهش در پی پاسخ به آن است بدین شرح است:

۱ــ آیا تنظیم مداخلهٔ بانک مرکزی در بازار ارز از طریق شاخص فشار این بازار، آثار بی‌ثباتی تکانه‌های خارجی را در متغیرهای اقتصادی کمتر خواهد کرد؟

۲ــ آیا تنظیم قاعدهٔ پولی بانک مرکزی براساس شاخص فشار بازار ارز، در کنار سایر اهداف بانک مرکزی در این قاعده، به بهبود واکنش مقام پولی در نتیجهٔ ایجاد تکانه‌های خارجی منجر خواهد شد؟

ساختار این پژوهش بدین شرح است که در بخش ۲، ادبیات اقتصادی، مطالعات تجربی فشار بازار ارز، رفتار غیرخطی فشار بازار ارز براساس مدل‌های خانوادهٔ رگرسیون انتقال[2] (TR) با استفاده از نرم‌افزار JMulTi، مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش ۳، روش‌شناسی تحقیق برحسب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی مبتنی بر ویژگی‌های اقتصاد ایران و حل خطی مدل، نتایج اخذشده برحسب کالیبراسیون، برآورد بیزین و شبیه‌سازی با استفاده از نرم‌افزار متلب و داینر (۲۰۲۰) ارائه می‌شود که در این بخش ضمن بررسی مقایسه‌ای دو مدل از سیاست‌های پولی متعارف برای کنترل نوسانات نرخ ارز و سیاست پولی برحسب فشار بازار ارز، نوسانات متغیرهای اقتصادی ناشی از تکانه‌های نرخ ارز، درآمدهای ارزی ناشی از صادرات نفت و تکانهٔ سیاست پولی ارزیابی خواهد شد و در نهایت در بخش ۴، جمع‌بندی از نکات کلیدی تحقیق ارائه می‌شود و نتایج احصاشده از نمودارهای واکنش آنی مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد.

---

[1] Exchange Market Pressure

[2] Transition Regression

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

۲ مبانی نظری و مطالعات تجربی

مهم‌ترین اتفاقی که با مداخلات ارزی در بازار ارز به‌وقوع می‌پیوندد تغییر در عرضه و تقاضای ارز در این بازار است که خود بیش‌ترین اثر را در تغییرات نرخ ارز دارد.

براساس روش پولی تعدیل تراز پرداخت‌ها، فرض می‌شود که دارایی‌های داخلی و خارجی جانشین کامل هستند. بنابراین، تقاضاکنندگان نسبت به اوراق داخلی و خارجی تازمانی‌که بازده یکسانی دارند، بی‌تفاوت‌اند. ترازنامهٔ بانک مرکزی می‌تواند برای تبیین چگونگی اثرگذاری این مداخلات استفاده شود. مداخلات ارزی در نگهداری دارایی‌های خارجی ترازنامه تغییر ایجاد می‌کند. هرگاه دارایی‌های داخلی (به‌عنوان مثال، در عملیات بازار باز) و یا خارجی بانک مرکزی تغییر یابد، در طرف دیگر به همان میزان پایهٔ پولی و در نتیجه حجم پول تغییر می‌کند. هنگام مداخلهٔ بانک مرکزی در بازار ارز، دارایی‌های خارجی با یک بدهی بانک مرکزی مبادله می‌شود. اگر بانک مرکزی اقدام به خرید دارایی‌های خارجی بانک‌های تجاری کند، این مبادله دارایی‌های خارجی را افزایش می‌دهد و ذخایر بانک‌های تجاری نیز افزایش می‌یابد. ازاین‌رو، مداخله در بازار ارز منجر به تغییر در عرضهٔ نسبی دارایی‌های داخلی و خارجی، نرخ بهره، و انتظارات بازار (همانند یک سیاست پولی) می‌شود. بنابراین، بانک مرکزی با خرید ارز سبب افزایش حجم پول شده و از این طریق باعث کاهش نرخ‌های بهرهٔ کوتاه‌مدت در بازارهای پولی داخلی و همچنین افزایش ارزش پول خارجی می‌شود. تغییرات ناشی از این سیاست را در ترازنامهٔ بانک مرکزی در شکل زیر ملاحظه می‌کنید.

دارایی‌ها	بدهی‌ها
خالص دارایی‌های خارجی ↑	پایه پولی
دارایی‌های داخلی	سکه و اسکناس در گردش
	ذخایر بانک‌های تجاری ↑

(۱)

دارایی‌ها	بدهی‌ها
خالص دارایی‌های خارجی ↑	پایه پولی
دارایی‌های داخلی ↓	سکه و اسکناس در گردش
	ذخایر بانک‌های تجاری

(۲)

شکل ۱. ترازنامهٔ بانک مرکزی در عملیات عدم خنثی‌سازی مداخله (۱) و خنثی‌سازی مداخله (۲)
منبع: بررسی تحقیق

کانال پولی وقتی عمل می‌کند که بانک مرکزی تصمیم می‌گیرد اثر مداخله در سطح ذخایر بانک‌های داخلی را به‌طور کامل جبران نکند و بنابراین حجم پول تغییر کند. هنگامی که بانک مرکزی به خرید (فروش) اوراق قرضهٔ خارجی در مقابل پول داخلی اقدام می‌کند، میزان بدهی مقامات پولی افزایش (کاهش) می‌یابد، و این حجم پول را

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

افزایش (کاهش) می‌دهد. این مبادله به‌خودی‌خود نرخ ارز را به همان روش معمولی عملیات بازار باز تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. بااین‌حال، بیشتر بانک‌های مرکزی عملیات ارزی خود را با جبران مبادلهٔ اوراق داخلی، در جهت عکس و به همان میزان مبادلات اوراق خارجی «خنثی‌سازی»[1] می‌کنند، به‌طوری‌که عرضهٔ پول ثابت بماند؛ اما، شواهد تجربی از اقتصاد ایران گویای عدم خنثی‌سازی مداخلهٔ ارزی بانک مرکزی است.

کانال پولی تنها وقتی اثرگذار است که مداخله در بازار خنثی‌سازی نشود. در این حالت، هزینه بانک مرکزی برای مداخله در بازار، تغییر حجم پول است. برای مثال، درصورتی‌که بانک مرکزی به خرید دارایی‌های خارجی بپردازد، پایهٔ پولی در شرایط نبود خنثی‌سازی، افزایش می‌یابد. بدین‌سبب سطح قیمت‌ها بالا می‌رود. برای جلوگیری از این تغییرات، باید بانک مرکزی برای جذب نقدینگی به همان میزان اوراق داخلی را در بازار عرضه کند. اثر این سیاست در ترازنامهٔ بانک مرکزی در شکل شماره (۱) ارائه شده است (محمدحسن، ۲۰۰۹، صص. ۱۱ـ۱۴).

تحت نظام نرخ ارز شناور مدیریت‌شده، مازاد عرضه یا تقاضا برای پول رایج کشور معمولاً با ترکیبی از تغییرات نرخ ارز و ذخایر خارجی تعدیل می‌شود. محققان کوشیده‌اند با استفاده از مفهوم فوق، شاخصی را معرفی کنند که به‌خوبی نمایانگر این تعدیلات باشد. در این راستا، گریتن و روپر[2] (۱۹۷۷)، برای اولین‌بار در ادبیات اقتصادی مفهوم فشار بازار ارز را با نگرش پولی تراز پرداخت‌ها مطرح کردند. این شاخص را بویر[3] (۱۹۷۸)، روپر و ترنوفسکی[4]، آیشن‌گرین و همکاران[5] (۱۹۹۵)، ویمارک[6] (۱۹۹۷)، استاوارک[7] (۲۰۰۷)، و کوماه[8] (۲۰۰۹) بسط و گسترش داده‌اند. شواهد تجربی بیانگر این است که فشار بازار ارز ماهیت غیرخطی دارد و تغییرات ذخایر خارجی خود تابعی از تغییرات نرخ ارز خواهد بود و لذا این رفتار، الگویی را ترسیم می‌کند که در آن مقام پولی در بازار ارز خارجی با خرید و فروش ارز خارجی طبق قانون زیر مداخله می‌کند:

---

[1] Sterilized
[2] Girton & Roper
[3] Boyer
[4] Roper & Turnovsky
[5] Eichengreen et al.
[6] Weymark
[7] Stavarek
[8] Kumah

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

$$\Delta FR_t = -\xi \Delta ex_t \qquad (۱)$$

مطابق این قانون، اگر مقام پولی تغییرات نرخ ارز را به‌صورت تقویت (تضعیف) پول ملی ببیند، با خرید (فروش) ارز خارجی در بازار ارز خارجی مداخله می‌کند. البته، تحت نظام نرخ ارز کاملاً شناور، ξ دقیقاً برابر با صفر است و فرض می‌شود که نرخ ارز فقط از طریق تغییرات در عوامل اقتصادی تغییر می‌کند.

فشار بازار ارز (EMP) به‌صورت ترکیب تغییرات درصدی نرخ ارز (Δex_t) و درصد تغییرات ذخایر خارجی (fr_t) نسبت به پایهٔ پولی (m_t) $(\Delta FR_t = \Delta(\frac{fr_t}{m_t}))$ تعریف می‌شود:

$$EMP_t = \Delta ex_t + \gamma \Delta FR_t \qquad (۲)$$

که در آن γ ، کشش $-\frac{\partial \Delta ex_t}{\partial \Delta FR_t}$ است و می‌تواند مقادیر $\gamma \in [-1,0]$ را اختیار کند. البته، این فرمول فقط زمانی به‌کار می‌رود که مقام پولی هیچ‌گونه خنثی‌سازی روی اثر مداخلهٔ بازار ارز خارجی در پایهٔ پولی اعمال نکند.

الیاس سیکلر و عایشه‌گل آکجا[1] (۲۰۲۰) سیاست پولی را نسبت به فشار بازار ارز در قالب مدل VAR برا ی اقتصاد ترکیه، لیزا گوسمانیتا، نوری افندی و رودی کورنیاوان[2] (۲۰۲۰) هدف‌گذاری تورمی با فرض وجود فشار نرخ ارز برای کشورهای آسه‌آن با داده‌های تابلویی[3] و سوجین لی و یانگ مین[4] (۲۰۲۰) رفتار غیرخطی فشار بازار ارز را در قالب مدل زنجیرهٔ مارکوف برای کرهٔ جنوبی بررسی کرده‌اند. در ایران نیز در خصوص مداخلهٔ بانک مرکزی در بازار ارز و مسئلهٔ فشار بازار ارز، مطالعاتی در دوره‌های مختلف زمانی صورت گرفته است که عمدهٔ آن‌ها مطالعهٔ ویمارک (۱۹۹۷) و کوماه (۲۰۰۹) و روش مورداستفادهٔ ایشان را الگوی مطالعهٔ خود قرار داده‌اند؛ به‌عنوان مثال، طباطبایی‌نسب و افشاری (۱۳۹۱) با بهره‌گیری از روش 3SLS؛ عبادی و جهانگرد (۱۳۹۱) الگوی مداخله در بازار ارز را از طریق شبیه‌سازی مونت‌کارلو؛ هادیان و اوجی‌مهر (۱۳۹۲) و همچنین هادیان و عزیزی (۱۳۹۱) با بهره‌گیری از الگوهای

[1] Ilyas Siklar & Aysegul Akca
[2] Lisa Gusmanita, Nury Effendi & Rudi Kurniawan
[3] Panel Data
[4] Seojin Lee & Young Min Kim

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

غیرخطی فشار بازار ارز؛ خیابانی و غلجه‌ای (۱۳۹۳) با استفاده از الگوی مارکوف سوئیچینگ خودرگرسیون برداری؛ مروستی، سلمانی، و همکاران (۱۳۹۷) با رویکرد متوسط‌گیری بیزین؛ و امرالهی بیوکی، ابطحی، و حیدری بیوکی (۱۳۹۷) با به‌کارگیری الگوی خودرگرسیون آستانه‌ای خودمحرک (ESTAR)[1] فشار بازار ارز و رفتار مداخلهٔ بانک مرکزی در بازار ارز ایران را مورد بررسی و محاسبه قرار داده‌اند. در این مطالعات، فشار بازار ارز با روش‌های مختلف آماری و طی دوره‌های زمانی مختلف محاسبه و برآورد شده است؛ اما در همهٔ این مطالعات جنبه‌ها و نتایجی که فشار بازار ارز بر واکنش بانک مرکزی در سیاست‌های پولی نسبت به آن داشته و همچنین آثاری که فشار ارزی در متغیرهای کلان اقتصادی داشته، مغفول مانده است. لذا ما در این مطالعه، تلاش می‌کنیم با هدف توسعهٔ مطالعات پیشین، تابع سیاست پولی بانک مرکزی را از طریق حساسیت نسبت به شاخص فشار بازار ارز تنظیم و بررسی کنیم که آیا در صورت بروز تکانهٔ ارزی، واکنش تابع سیاست پولی دربردارندهٔ فشار بازار ارز، منجر به کاهش نوسانات متغیرهای اقتصادی خواهد شد.

در پاسخ به این سؤال، محاسبهٔ فشار بازار ارز و بررسی آثار آن در بستر اقتصاد کلان نیازمند مدل‌سازی این مهم با رویکرد مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی است، زیرا به‌دلیل جامعیت مدل‌سازی و بهینه‌سازی‌های موجود، واکنش متغیرها را به‌خوبی نمایان می‌سازد. در این مدل برخلاف مدل‌های ایستای آماری، تأثیرات هم‌زمان متغیرها در بازارهای مختلف در تصمیم‌گیری عاملان اقتصادی اعمال شده و سپس آثار مداخلهٔ ارزی بانک مرکزی در متغیرهای اقتصادی مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. این رویکرد منجر به شکل‌گیری تحلیل متناسب‌تری نسبت به واقعیت موجود خواهد شد. در این راستا، می‌توان به مطالعات موجود شامل مطالعهٔ کلاسن و ماورومتیس[2] (۲۰۱۹) برای یک اقتصاد متعارف و سعادت‌نژاد و همکاران (۱۳۹۸) برای اقتصاد ایران اشاره کرد.

در خصوص الگوی مدل‌سازی تعادل عمومی تصادفی پویا برای یک اقتصاد کوچک و باز و دارای ابعاد متغیرهای اقتصادی ایران که آثار تکانه‌های خارجی را مورد ارزیابی قرار دهد، می‌توان به مطالعهٔ سعادت‌نژاد و همکاران (۱۳۹۸)، یاوری و همکاران (۱۳۹۶)، توکلیان و افضلی ابرقویی (۱۳۹۵)، محمدی و میرابی‌زاده (۱۳۹۵)، منظور و

[1] Self-Exciting Threshold AutoRegressive (SETAR)

[2] Klaassen & Mavromatis

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

تقی‌پور (۱۳۹۴)، خیابانی و امیری (۱۳۹۳)، و... اشاره کرد. در این مطالعات، عمدتاً چهارچوبی مشابه برحسب مطالعهٔ آدلسفون و همکاران[1] (۲۰۰۷) برای فرض خانوار، بنگاه، دنیای خارج، دولت و بانک مرکزی ارائه شده است، درحالی‌که سیاست پولی و ابزارهای مقام پولی برای واکنش به تکانه‌های اقتصادی دارای جزئیات متفاوتی است.
نکته‌ای که مناسب است در اینجا به آن اشاره شود این است که تفاوت بارز پژوهش ما نسبت به مطالعات پیشین در اقتصاد ایران نظیر مطالعهٔ سعادت‌نژاد و همکاران (۱۳۹۸) و سایر مطالعات تعادل عمومی مذکور که حاوی سیاست‌های ارزی بوده و همچنین مطالعهٔ هادیان و عزیزی (۱۳۹۱)، که مداخلهٔ بهینهٔ بانک مرکزی را استخراج کرده‌اند، از یک طرف مربوط به محاسبهٔ فشار بازار ارز به‌عنوان یکی از شاخص‌های مطرح در حوزهٔ مداخلهٔ ارزی است و از طرفی دیگر، تعبیهٔ این شاخص در سیاست پولی کشور با توجه به ویژگی عدم خنثی‌سازی مداخله در اقتصاد ایران است. بنابراین، به‌نظر می‌رسد با ورود فشار بازار ارز در سیاست پولی بانک مرکزی، علاوه‌براینکه مدل تعادل عمومی تطابق بیشتری با واقعیت مکانیسم‌های اقتصادی کشور دارد، اثر مداخله با دقت بیشتر مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد.

بنابراین در این مقالهٔ با لحاظ حساسیت بانک مرکزی نسبت به فشار بازار ارز در تابع سیاست پولی، آثار مداخلهٔ ارزی در پاسخ به تکانه‌های خارجی مورد بررسی قرار گیرد. بدین‌منظور، الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی اقتصاد ایران مدنظر قرار می‌گیرد. ازآنجایی‌که تعبیهٔ فشار بازار ارز در تابع سیاست پولی بانک مرکزی در اقتصاد ایران به‌نوعی برای اولین‌بار در این مقاله ارائه می‌شود، نیاز است که پیش از ورود به الگوی تعادل عمومی، پارامتر موردنظر محاسبه و برآورد شود. لذا در ادامه، ضمن تشریح مبانی نظری ارتباط فشار بازار ارز و سیاست پولی، الگوی غیرخطی فشار بازار ارز برآورد شده است.

۲. ۱ ارتباط فشار بازار ارز و سیاست پولی از طریق مداخلهٔ مقام پولی در بازار ارز

در بسیاری از کشورها ازجمله ایران، امکان انعطاف‌پذیری نرخ ارز وجود دارد؛ اما سیاست‌گذاران پولی به‌دلیل ترس از شناوری[2] با خرید و فروش ذخایر ارزی در بازار ارز

---

[1] Adolfson, Laseen, Linde & Vill

[2] Fear of Floating

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

دخالت می‌کنند و مانع از نوسانات قابل‌ملاحظه در این نرخ، ناشی از تغییرات عرضه و تقاضا، می‌شوند. بنابراین تحت یک رژیم نرخ ارز شناور مدیریت‌شده، EMP را به‌صورت تفاوت بین نرخ‌های رشد عرضه و تقاضای پول داخلی نشان می‌دهند که در نرخ دادوستد ارزی مربوط به ذخایر خارجی منعکس می‌شود. برای توضیح این مطلب، مدل سادهٔ پولی زیر را براساس مطالعهٔ تانر[1] (۲۰۰۱) در نظر می‌گیریم. از طرف تقاضا، رشد پایهٔ پولی حقیقی (m_t) به این صورت است:

$$m_t = \frac{\Delta M_t}{M_{t-1}} - \pi_t \qquad (۳)$$

که در آن M_t پایهٔ پول اسمی در زمان t و π_t نرخ تورم است. نرخ تورم با تورم جهانی π_t^* از طریق میزان نرخ ارز اسمی ex_t و برابری قدرت خرید رابطه دارد (واحد پول رایج کشور طبق دلار امریکا):

$$ex_t = \pi_t - \pi_t^* + z_t \qquad (۴)$$

که در آن z_t انحراف از برابری قدرت خرید است. در طرف عرضه، F_t بیانگر ذخایر خارجی بانک مرکزی و D_t بیانگر اعتبارات داخلی است. بنابراین، رابطهٔ زیر را خواهیم داشت:

$$\frac{\Delta M_t}{M_{t-1}} = \frac{(\Delta F_t + \Delta D_t)}{M_{t-1}} = r_t + \delta_t \qquad (۵)$$

که در آن $r_t = \frac{\Delta F_t}{M_{t-1}}$ و $\delta_t = \frac{\Delta D_t}{M_{t-1}}$ (این عبارات به‌ترتیب دلالت بر سهم ذخایر خارجی در پایهٔ پولی و سهم اعتبارات داخلی در پایهٔ پولی دارند) است. با فرض اینکه برابری قدرت خرید برقرار بوده و تورم جهانی صفر باشد ($\pi_t^* = z_t = 0$)، معادلات (۳) و (۴) را در (۵) جای‌گذاری کرده و رابطهٔ زیر را خواهیم داشت:

$$EMP_t = ex_t - r_t = \delta_t - m_t \qquad (۶)$$

براساس معادلهٔ اخیر، تفاوت نرخ ارز و تغییرات ذخایر خارجی برابر است با رشد اعتبارات داخلی (δ_t) و تقاضای پول (m_t)؛ بنابراین تحت یک رژیم نرخ ارز ثابت $= ex_t$

[1] Tanner, E.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

0 و در شرایط رژیم نرخ ارز شناور $r_t = 0$ می‌باشد و با توجه به اینکه نظام ارزی در ایران یک سیستم نرخ ارز شناور مدیریت‌شده است، بنابراین رابطهٔ زیر را داریم:

$$ex_t - r_t = \delta_t - m_t \qquad (۷)$$

براساس معادلهٔ فوق، رابطهٔ بین فشار بازار ارز (EMP_t) و سیاست پولی قابلِ‌ارزیابی است. δ_t سهم پایهٔ پولی کنترل‌شده توسط سیاست‌گذاران پولی را نشان می‌دهد. اگر تقاضای واقعی پول ثابت باشد ($m_t = 0$)، EMP و δ_t باید در یک جهت حرکت کنند. البته، بانک مرکزی ممکن است برای کنترل δ_t، نرخ‌های بهره را کنترل و تنظیم کند. سیاست پولی انقباضی تفاضل بین نرخ بهرهٔ داخلی و خارجی را افزایش خواهد داد، جریان سرمایه به داخل را ترغیب و تشویق می‌کند، و بنابراین EMP_t را کاهش می‌دهد. با توجه به محدودیت جریان سرمایه بین ایران با سایر کشورها، بخش مؤثر سیاست پولی از طریق تفاوت‌های نرخ بهرهٔ داخلی و خارجی بر فشار بازار ارز در اقتصاد ایران قابلِ‌ارزیابی نیست و لذا سیاست پولی و فشار بازار ارز را فقط از طریق تغییر اعتبارات داخلی و ذخایر خارجی می‌توان ارزیابی کرد.

۲. ۲ محاسبهٔ میانگین موزون نرخ ارز اسمی

با عنایت به وجود فضای چندنرخی در بازار ارز کشور طی سال‌های گذشته، مسلّم است که درنظرگرفتن یک نرخ ارز، در پژوهش‌های حوزهٔ بین‌الملل برای اقتصاد ایران، تجزیه و تحلیل و نتایج تحقیق را دچار انحراف کند. لذا در این مطالعه، تلاش می‌شود میانگین وزنی نرخ‌های عرضهٔ (فروش) ارز مختلف به‌منظور تخصیص تقاضای (خرید) ارز در بازار استخراج شود.[۱] به‌عبارتی، میانگین موزون دو نرخ اصلی بازار ارز شامل نرخ رسمی و غیررسمی (آزاد) برحسب میزان تقاضا محاسبه می‌شود. وزن‌های اختصاص‌یافته به نرخ ارز رسمی و بازار آزاد در محاسبات، براساس سهم کالاهای مختلف وارداتی (سمت تقاضای ارز) در تخصیص ارز صورت می‌گیرد.

---

[۱] در اینجا، ممکن است برای خواننده نرخ مذکور با نرخ میانگین وزنی ارز محاسبه‌شدهٔ بانک جهانی (WDI) اختلاط ایجاد شود که به‌منظور روشن‌شدن موضوع، می‌توان اذعان داشت که نرخ موزون ارز محاسبه‌شده توسط بانک جهانی مربوط به نرخ ارز مؤثر در اقتصادهای مختلف است که در آن وزن CPI لحاظ‌شدهٔ خارجی به‌جای یک نرخ CPI کشور امریکا، موزون شاخص قیمت مصرفی اصلی‌ترین شرکای تجاری هر کشور به‌صورت سهم تجاری دو طرف محاسبه می‌شود. بنابراین، با حالتی که ما در اینجا نرخ موزون ارز (در حالت ارز چندنرخی) را محاسبه می‌کنیم، متفاوت است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

واقعیت ارزی اقتصاد ایران بیانگر این است که در سال‌هایی که نظام چندگانهٔ نرخ ارز در اقتصاد کشور به اجرا درآمده است، مسئولان امر همواره برحسب ضرورت نیاز کالاها در چرخهٔ تولید و بعضاً مصرف، نرخ را تعیین کرده‌اند. به‌عبارت دیگر، پایین‌ترین نرخ ارز مربوط به بازار رسمی است که به کالاهای اساسی تخصیص می‌یابد. مصادیق این کالاها عمدتاً در کمیته‌ای با عنوان تنظیم بازار تعیین می‌شود. طی سال‌های گذشته، مصادیق کالاهای اساسی عمدتاً نهاده‌های تولید نظیر ذرت دامی، کنجالهٔ سویا، لاستیک خودروهای سنگین، مواد اولیه تولید دارو، خمیرکاغذ و غیره بوده است. ارز بازار آزاد نیز عمدتاً به کالاهای مصرفی و کالاهای مشابه تولید داخل تخصیص می‌یابد. بنابراین با تشخیص نوع کاربری کالاها و اندازه‌گیری سهم آن‌ها در واردات کشور، به‌راحتی می‌توان وزن موردنیاز متقاضی برای نرخ ارز رسمی و غیررسمی را احصا کرد. با توجه به منابع اطلاعاتی کمیسیون آمار سازمان ملل[1] (UNSC)، طبقه‌بندی برحسب رده‌های عمدهٔ اقتصادی[2] (BEC) قابلیت تفکیک نوع کاربری کالاها را خواهد داشت که کالاها را به سه بخش مصرفی، واسطه‌ای، و سرمایه‌ای طبقه‌بندی می‌کند. ازآنجایی‌که کالاهای تجاری ایران برحسب طبقه‌بندی نظام هماهنگ تولید و کدگذاری کالا[3] (HS) تنظیم می‌شوند، نیاز است که ضمن تعیین ارتباط بین این دو طبقه‌بندی، خروجی کالاهای تجاری برحسب این سه گروه (مصرفی، واسطه‌ای، و سرمایه‌ای) به‌دست آید. این مهم در نرم‌افزار TCCSystem[4] قابلیت دسترسی خواهد داشت.

بنابراین، سهم واردات کالاهای نهاده‌ای (واسطه‌ای و سرمایه‌ای) از کل واردات و سهم واردات کالاهای مصرفی از کل واردات به‌ترتیب به‌عنوان وزن نرخ ارز رسمی و وزن نرخ بازار آزاد در میانگین موزون این نرخ لحاظ شده است که نتایج این محاسبات برای داده‌های فصلی نرخ ارز از سال ۱۳۷۰ تا سال ۱۳۹۶ در پیوست (ب) ارائه شده است.

۲. ۳ شناسایی رفتار شاخص فشار بازار ارز در اقتصاد ایران

در این مطالعه، ابتدا شاخص فشار بازار ارز برای داده‌های فصلی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۶ محاسبه شده است. به‌منظور برآورد شاخص فشار بازار ارز به پیروی از کوماه (۲۰۰۹) و محاسبات

---

[1] United Nations Statistical Commission

[2] Broad Economic Categories

[3] Harmonized Commodity Description & Coding System

[4] این نرم‌افزار با هدف تبدیل (convert) اطلاعات HS کالاهای تجاری به سایر طبقه‌بندی‌های اقتصادی نظیر (CPC، SITC، ISIC، BEC) در وزارت اقتصاد طراحی شده است.

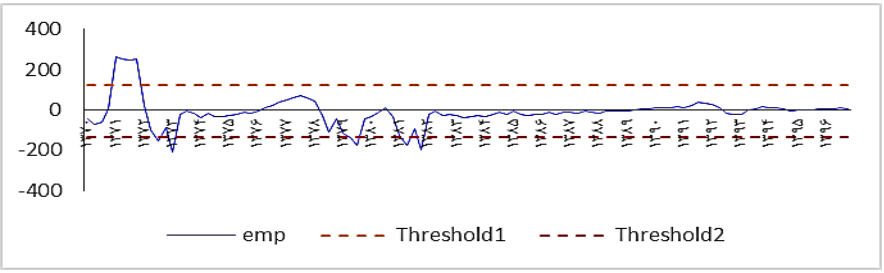
[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

صندوق بین‌المللی پول، از جمع وزنی تغییرات نرخ ارز و تغییرات ذخایر خارجی به‌صورت زیر استفاده شده است:

$$EMP_t = dex_t - \frac{\sigma_{ex}}{\sigma_f} dF_t \qquad (۸)$$

که در آن، dex_t تغییرات نرخ ارز اسمی[۱]، dF_t تغییرات دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، و $\frac{\sigma_{ex}}{\sigma_f}$ وزن ذخایر خارجی در فشار بازار است که از نسبت گشتاور دوم نمونهٔ مربوط به تغییرات نرخ ارز تقسیم بر گشتاور دوم نمونهٔ مربوط به تغییرات دارایی‌های خارجی حاصل شده است. نتایج به‌دست‌آمده (که در شکل ۲ ترسیم شده است) نشان می‌دهد که شاخص EMP در برخی سال‌های دو دههٔ ۱۳۷۰ و ۱۳۸۰ از مقادیر آستانه[۲] فراتر رفته و حالت بحرانی به خود گرفته است.[۳] فشار بازار ارز طی دورهٔ موردنظر مقادیر مثبت یا منفی دارد. شایان توجه است که در مطالعهٔ کوماه (۲۰۰۹) شاخص EMP دارای سه حالت فشار افزایش ارزش پول ملی، فشار کاهش ارزش پول ملی، و حرکت طبیعی نرخ ارز بوده که به‌نظر می‌رسد در ایران نیز تغییرات حالت (رژیم) فشار بازار ارز مشاهده می‌شود (خارج‌شدن اندازهٔ فشار بازار ارز از حد آستانه‌ای خود در شکل ۲) و رفتاری غیرخطی برای فشار بازار ارز در اقتصاد ایران قابلِ‌تصور است.



شکل ۲. محاسبهٔ فشار بازار ارز

---

[۱] نرخ ارز اسمی استفاده‌شده در این رابطه، میانگین موزون نرخ ارز رسمی و غیررسمی دلار است که در پیوست (ب) ارائه شده است.

[2] Threshold

[۳] اندازهٔ آستانهٔ محاسبه‌شده براساس گزارش‌های صندوق بین‌المللی پول است که برابر با دو انحراف معیار بیشتر و کمتر از میانگین فشار بازار ارز به‌صورت ($\mu \pm 2\sigma$) است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

منبع: محاسبات تحقیق

ازآنجایی‌که هدف اصلی این مطالعه مدل‌سازی فشار بازار ارز در سیاست پولی است، لذا پیش از ورود به مباحث تعادل عمومی، لازم است به‌منظور تجزیه و تحلیل رفتار این متغیر در برابر سیاست‌های پولی، از الگوهای غیرخطی خانوادهٔ خودرگرسیون انتقال ملایم[1] STR برای مشاهدهٔ واقعیت موجود در اقتصاد ایران استفاده کرد؛ که در ادامه، ضمن معرفی مفاهیم این الگو، برآورد رفتار غیرخطی فشار بازار ارز ارائه خواهد شد.

۲. ۴ الگوی خودرگرسیون با انتقال ملایم فشار بازار ارز در برابر سیاست پولی (مداخلهٔ بانک مرکزی)

الگوی خودرگرسیون آستانه‌ای[2] (TR) که تی‌سی[3] (۱۹۸۹) معرفی کرد، الگوی خودرگرسیون آستانه‌ای با انتقال ملایم (STR) که لوککنون و همکاران[4] (۱۹۸۸) ارائه کردند، و الگوی چرخش مارکوف[5] که هامیلتون[6] (۱۹۸۹) معرفی کرده است، از معروف‌ترین الگوهای غیرخطی‌اند که دربرگیرندهٔ تغییر رژیم است. الگوهای خودرگرسیون آستانه‌ای و چرخش مارکوف انتقال ناگهانی بین رژیم‌ها را مشخص می‌کنند، درحالی‌که پویایی‌های الگوی STR باعث انتقال ملایم بین دو رژیم می‌گردد (کیم و باتاچاریا[7]، ۲۰۰۹، ص. ۴۴۶).

مدل STR یک مدل سری زمانی غیرخطی است که می‌توان آن را شکل توسعه‌یافته از مدل رگرسیونی تغییر وضعیت[8] تلقی کرد. این مدل در حالت کلی به‌صورت زیر معرفی می‌شود:

---

[1] Smooth Transition Autoregressive Model
[2] Threshold Autoregressive Model
[3] Tsay
[4] Luukkonen et al.
[5] Markov Switching Model
[6] Hamilton
[7] Kim and Bhattacharya
[8] Switching Regression

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

$$y_t = \pi' w_t + (\theta' w_t) F(s_t, \gamma, c) + u_t \quad (۹)$$
$$w_t = (1, y_{t-1}, \dots, y_{t-p}, x_{t-1}, \dots, x_{t-p}) \quad (۱۰)$$

y_t : متغیر درون‌زا، x_t متغیر برون‌زا، θ و π بردار پارامترها، s_t متغیر انتقال[1] است که تغییرات آن باعث تغییر ضریب متغیرهای برآوردگر می‌شود. این متغیر می‌تواند وقفهٔ متغیر درون‌زا و یا ازجمله متغیرهای برون‌زا باشد؛ همچنین، می‌تواند متغیر سومی خارج از این چهارچوب همانند متغیر روند باشد.

تابع $F(s_t, \gamma, c)$، تابع انتقال[2] نامیده می‌شود که مقدار آن می‌تواند بین صفر و یک باشد. براین‌اساس، ضرایب مدل STR بین π و $\pi + \theta$ در نوسان خواهد بود. تابع انتقال شامل پارامترها شیب[3] γ و پارامتر موقعیت[4] c است. پارامتر شیب سرعت انتقال را بین دو الگوی حدی مشخص می‌کند و پارامتر موقعیت تعیین‌کنندهٔ حد آستانه بین این رژیم‌هاست. مقدار متغیر انتقال و مقدار تابع انتقال متناظر با آن $F(.)$، تعیین‌کنندهٔ الگوی حاکم در هر دورهٔ t خواهد بود. در ادبیات موجود، فرم تابعی معمول که برای تابع انتقال در نظر گرفته شده است، به‌صورت لجستیک[5] می‌باشد. براین‌اساس، فرم تابع انتقال به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$F(s_t, \gamma, c) = \{1 + \exp[-\gamma \prod_{j=1}^{J}(s_t - c_t)]\}^{-1} \quad , \gamma > 0 \quad (۱۱)$$

در تخمین الگو، معمولاً دو حالت j=1 (LSTR1) و (LSTR1) j=2 در نظر گرفته می‌شود. در حالت j=1، پارامترهای $\pi + \theta F(s_t, \gamma, c)$ به‌صورت یکنوا[6] از s_t ، بین π و $\pi + \theta$ تغییر می‌یابند. در حالت j=2، پارامترهای $\pi + \theta F(s_t, \gamma, c)$ به‌صورت متقارن[7] حول مقدار میانی $\frac{c_1 + c_2}{2}$ تغییر می‌یابد. در مورد مدل LSTR2 در صورت برابری دو مقدار موجود برای پارامترهای

[1] Transition Variable
[2] Transition Function
[3] Slope Parameter
[4] Location Parameter
[5] Logistic
[6] Monotonic Function
[7] Symmetric

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

موقعیت ($c_1 = c_2$)، تابع انتقال حالت نمایی دارد و به آن تابع خودرگرسیون انتقال ملایم نمایی[1] (ESTR) گفته می‌شود (تراسویرتا، ۱۹۹۸).

در این مقاله، مدل فشار بازار ارز در چهارچوب این روش و براساس تابع حداکثر درست‌نمایی شرطی[2] و توسط الگوریتم نیتون-رافسون[3] برآورد می‌گردد. مدل فشار بازار ارز در چهارچوب این روش به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$emp_t = \pi' w_t + (\theta' w_t) F(s_t, \gamma, c) + u_t \quad (۱۲)$$

$$w_t = (mb_t) \quad (۱۳)$$

که در آن، emp_t فشار بازار ارز و mb_t تغییرات پایهٔ پولی است. در این رابطه، پارامتر شیب γ سرعت انتقال رژیم ۱ به ۲ را نشان می‌دهد. نتایج حاصل از این برآورد، به شرح ذیل است:[4]

$$emp_t = 7.9cons + 1.02emp_{t-1} - 0.3emp_{t-2} - 0.7\Delta mb_t - e^{[-1.15(emp_{t-1}+158.3)^2]} + u_t \quad (۱۴)$$

نتایج حاکی از این است که تغییرات حجم پول در دورهٔ مورد بررسی با فشار بازار ارز رابطهٔ معکوس و معناداری داشته است. همان‌طور که در قسمت قبل نیز تشریح شد، یکی از محاسن مهم روش رگرسیون انتقال ملایم درنظرگرفتن این تغییر ضرایب در الگو، براساس شرایط حاکم بر آن است.

بنابراین، می‌توان مانند مطالعهٔ کوماه (۲۰۰۹) بیان داشت که تغییرات ذخایر خارجی خود تابعی از تغییرات نرخ ارز است؛ به‌طوری‌که مقام پولی در بازار ارز خارجی با خرید و فروش ارز خارجی طبق قانون زیر مداخله می‌کند:

---

[1] Exponential Smooth Transition Regression

[2] Conditional Maximum Likelihood Function

[3] Newton-Raphson Method

[۴] خوانندگان علاقه‌مند به محاسبهٔ جزئیات آماری الگوی غیرخطی فشار بازار ارز، می‌توانند از طریق ایمیل نویسندگان، محاسبات مربوطه را درخواست کنند.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

$$\Delta F_t = -\xi \Delta ex_t \qquad (۱۵)$$

که در آن، ξ پارامتر دخالت مقام پولی در بازار ارز را نشان می‌دهد. به‌عبارت دیگر، مطابق این قانون اگر مقام پولی تغییرات نرخ ارز را به‌صورت تقویت (تضعیف) پول ملی ببیند، با خرید (فروش) ارز، در بازار مداخله می‌کند. پارامتر مداخلهٔ ارزی بانک مرکزی در نظام‌های ارزی مختلف متغیر خواهد بود. فشار بازار ارز در این مطالعه براساس رابطهٔ بین مداخلهٔ بانک مرکزی و حرکت ارز به‌صورت زیر احصا شده است:

$$EMP_t = \Delta ex_t + \eta \Delta F_t \;\rightarrow\; EMP_t = (1 - \eta\xi)\Delta ex_t \qquad (۱۶)$$

در معادله اخیر، (ξ) درجهٔ دخالت بانک مرکزی در بازار ارز است. با توجه به اینکه این پارامتر خود یک پارامتر سیاستی و برحسب درجهٔ حساسیت بانک مرکزی نسبت به تغییرات نرخ ارز به‌دست می‌آید و می‌تواند ارقام مختلفی داشته باشد، با توجه به برآورد الگوی غیرخطی فشار بازار ارز و سیاست پولی بانک مرکزی در رابطهٔ (۱۴)، به‌نظر می‌رسد در دورهٔ مورد بررسی (داده‌های فصلی سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۶) برای عملکرد بانک مرکزی ایران در این خصوص رقمی برابر با منفی ۰/۷ درصد برآورد شده است.

(η) کشش نرخ ارز نسبت به ذخایر خارجی را در معادلهٔ فشار بازار ارز نشان می‌دهد که در آن با توجه به مطالعهٔ کوماه (۲۰۰۹) و سایر مطالعات تجربی $\eta \in [-1,0]$ بیان شده و ما نیز در این پژوهش براساس رابطهٔ (۸) این رابطه را که به‌عنوان کشش تغییرات نرخ ارز نسبت به تغییرات ذخایر خارجی معرفی می‌شود، به‌منظور محاسبهٔ فشار بازار ارز در رویکرد الگو ـ مستقل، رقمی در حدود ۰/۵۷ ـ محاسبه کرده‌ایم.

۳ مدل‌سازی الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی

در این بخش، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) اقتصاد باز بر پایهٔ آموزه‌های اقتصاد کینزین جدید برای اقتصاد ایران با فرض وجود چسبندگی در قیمت‌ها و دستمزد ارائه می‌شود. این مدل شامل بخش خانوار، بخش بنگاه‌های تولیدکنندهٔ کالاهای نهایی در قالب بازار رقابت انحصاری و قیمت‌گذاری با لحاظ چسبندگی قیمت کالوو (۱۹۸۳)، تولیدکنندگان کالاهای سرمایه‌ای، صادرکنندگان و واردکنندگان، دولت به‌عنوان بخش مالی، و بانک مرکزی به‌عنوان نهاد پولی و بخش خارجی خواهد بود. در این مقاله، مدل‌سازی تعادل عمومی پویای تصادفی براساس چهارچوب معادلات

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

آدلسفون و همکاران (۲۰۰۷)، گلین و کولیکو[1] (۲۰۰۹) اقتباس شده است.[2] هدف اصلی این مقاله شناسایی سیاست مقام پولی با لحاظ حساسیت تابع سیاست‌گذاری نسبت به فشار بازار ارز است؛ موضوعی که مقامات پولی در عمل بیشتر از مباحث نظری بر آن تأکید داشته‌اند.

۳. ۱ بخش خانوار

ارزش حال مطلوبیتی که خانوار نماینده در طول دوران زندگی خود به‌دست می‌آورد، به‌شکل زیر است:

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{1}{1-\sigma_c}\left(C_t^i - hC_{t-1}\right)^{1-\sigma_c} - \frac{1}{1+\sigma_l}\left(L_t^i\right)^{1+\sigma_l} + \frac{1}{1-\sigma_M}\left(\frac{M_t^i}{P_t^C}\right)^{1-\sigma_M}\right) \quad (۱۷)$$

در این رابطه، β عامل تنزیل زمانی است. خانوار از مصرف کالاها (C_t^i) و نگهداری مانده‌های حقیقی پول (M_t^i) مطلوبیت کسب می‌کند و با ارائهٔ کار بیشتر (L_t^i) از مطلوبیتش کاسته می‌شود، زیرا فراغت وی کاهش می‌یابد. h بیانگر آن است که مصرف‌کننده تا چه میزانی تمایل دارد سطح مصرف خود را نسبت به متوسط مصرف سرانهٔ دورهٔ گذشته هموار کند.[3] پارامتر σ_l بیانگر عکس کشش عرضهٔ نیروی کار نسبت به دستمزد واقعی و σ_M عکس کشش ماندهٔ حقیقی پول در گردش در دست اشخاص نسبت به نرخ بهره را نشان می‌دهد.

در معادلهٔ (۱۷)، کالاهای مصرفی (C_t^i) از ترکیب تعداد زیادی کالای مصرفی متفاوت تشکیل شده است که توسط تولیدکنندگان داخلی و واردات تأمین می‌شود. این کالاهای مصرفی از طریق جمعگر دیگسیت-استیگلیتز (CES) با اقتباس از مطالعه گلین و کولیکو (۲۰۰۹) با هم ترکیب می‌شوند. به‌عبارتی:

---

[1] Gelain & Kulikov

[2] اغلب الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی اقتصاد باز برای ایران نظیر مطالعهٔ سعادت‌نژاد و همکاران (۱۳۹۸)، یاوری و همکاران (۱۳۹۶)، توکلیان و افضلی ابرقویی (۱۳۹۵)، محمدی و میرابی‌زاده (۱۳۹۵)، و منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴) از این الگو بهره گرفته‌اند.

[3] کشش جانشینی بین‌دوره‌ای مصرف در واقع کشش نرخ رشد مصرف نسبت به رشد مطلوبیت نهایی مصرف را نشان می‌دهد که با درصد تغییر در رشد مصرف نسبت به افزایش درصدی در نرخ بهرهٔ واقعی معادل است. به‌عبارتی، $\frac{\partial Ln(\frac{c_{t+1}}{c_t})}{\partial r} = \frac{\partial Ln(\frac{c_{t+1}}{c_t})}{\partial Ln(\frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)})} = \frac{1}{\sigma_c}$

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

$$C_t = [(1-\alpha_c)^{\frac{1}{\eta_c}} (C_t^H)^{\frac{\eta_c-1}{\eta_c}} + (\alpha_c)^{\frac{1}{\eta_c}} (C_t^F)^{\frac{\eta_c-1}{\eta_c}}]^{\frac{\eta_c}{\eta_c-1}} \quad (۱۸)$$

که در آن، C_t^H مصرف کالاهای داخلی و C_t^F مصرف کالاهای خارجی (وارداتی) است. همچنین، α_c سهم واردات در مصرف کل و η_c کشش جانشینی بین کالاهای مصرف داخل و وارداتی است.

خانوارها هزینهٔ خرید سطح ترکیبی (C_t) را حداقل می‌کنند که نتایج ذیل حاصل می‌شود:

$$C_t^H = (1-\alpha_c) \left(\frac{P_t^H}{P_t^C}\right)^{-\eta_C} C_t \quad (۱۹)$$

$$C_t^F = (\alpha_c) \left(\frac{P_t^{F,c}}{P_t^C}\right)^{-\eta_C} C_t \quad (۲۰)$$

که در آن، P_t^H شاخص قیمت کالاهای داخلی و $P_t^{F,c}$ شاخص قیمت کالاهای مصرفی وارداتی و P_t^C شاخص قیمت CPI است. با جایگزینی روابط بالا در سبد مصرفی کالاهای وارداتی و تولید داخلی، به‌ترتیب روابط بین شاخص کل قیمت مصرف‌کننده P_t^C با اجزای آن به‌دست می‌آید؛ به‌عبارتی:

$$P_t^C = [(1-\alpha_c) (P_t^H)^{1-\eta_c} + (\alpha_c)(P_t^F)^{1-\eta_c}]^{\frac{1}{1-\eta_c}} \quad (۲۱)$$

قید بودجهٔ بین‌دوره‌ای خانوار به‌صورت رابطهٔ (۲۲) است:

$$c_t^i + \frac{P_t^I}{P_t^C} I_t^i + b_t^i + m_t^i = (1+r_{t-1}^n)\frac{b_{t-1}^i}{\pi_t^c} + y_t^i + \frac{m_{t-1}^i}{\pi_t^c} - T_t^i \quad (۲۲)$$

که در آن r_t^n بازدهی اوراق مشارکت (b_t^i)، y_t^i درآمد خانوار $(\frac{Y_t^i}{P_t^c})$، T^i خالص مالیات‌ها، π_t^c تورم شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) است، که به‌صورت $\pi_t^c = \frac{P_t^c}{P_{t-1}^c}$ تعریف می‌شود. خانوار ثروت مالی خودش را به‌صورت پول نقد M_t^i و اوراق مشارکت B_t^i نگهداری می‌کند. y_t^i بیانگر درآمد خانوار است که به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Y_t^i = W_t^i L_t^i + R_t^k z_t^i K_{t-1}^i - \psi(z_t^i) K_{t-1}^i + div_t^i \quad (۲۳)$$

درآمد کل خانوارها از محل دستمزد نیروی کار $(W_t^i L_t^i)$، اجارهٔ سرمایه $(R_t^k z_t^i K_{t-1}^{i.n})$ منهای هزینه‌های مربوط به تغییرات در نرخ بهره‌برداری از ظرفیت

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

سرمایه $(\psi(z_t^i)K_{t-1}^i)$[۱] و سودهای تقسیم‌شدهٔ بنگاه‌های تولیدکنندهٔ کالاهای واسطه‌ای (div_t^i) به‌دست می‌آید. فرایند انباشت سرمایه نیز از طریق معادلهٔ زیر انجام می‌شود:

$$K_t = (1-\delta)K_{t-1} + [1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)]I_t\varepsilon_t^I \qquad (۲۴)$$

در این معادله، δ نرخ استهلاک سرمایه، I_t سرمایه‌گذاری ناخالص بخش خصوصی، و S(.) تابع هزینهٔ تعدیل سرمایه‌گذاری[۲] است. ε_t^I بیانگر تکانهٔ مربوط به تابع هزینهٔ سرمایه‌گذاری است که تغییرات برون‌زا در کارایی نهایی تبدیل کالای نهایی به سرمایهٔ فیزیکی را بیان می‌کند.

فرض می‌شود که کل سرمایه‌گذاری از جمع CES سرمایه‌گذاری داخلی و کالاهای سرمایه‌ای و نهاده‌ای وارداتی تشکیل شده است:

$$I_t = \left[(1-\alpha_I)^{\frac{1}{\eta_I}}(I_t^H)^{\frac{\eta_I-1}{\eta_I}} + (\alpha_I)^{\frac{1}{\eta_I}}(I_t^F)^{\frac{\eta_I-1}{\eta_I}}\right]^{\frac{\eta_I}{\eta_I-1}} \qquad (۲۵)$$

که در آن، I_t^H سرمایه‌گذاری داخلی، I_t^F کالاهای سرمایه‌گذاری وارداتی، α_I سهم واردات کالاهای نهاده‌ای از کل سرمایه‌گذاری و η_I کشش جانشینی بین کالاهای سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی (وارداتی) است.

$$I_t^H = (1-\alpha_I)\left(\frac{P_t^H}{P_t^I}\right)^{-\eta_I} I_t \qquad (۲۶)$$

$$I_t^F = (\alpha_I)\left(\frac{P_t^{F.I}}{P_t^I}\right)^{-\eta_I} I_t \qquad (۲۷)$$

که در آن، P_t^H و P_t^F شاخص قیمت داخلی و شاخص قیمت کالاهای سرمایه‌گذاری وارداتی است. با جایگزینی روابط در یکدیگر، معادلهٔ زیر که بیانگر رابطهٔ بین شاخص قیمت کل سرمایه‌گذاری با شاخص قیمت سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی است، حاصل خواهد شد:

---

[۱] هزینهٔ بهره‌برداری از سرمایه بیانگر آن بخشی از سرمایه است که در جریان بهره‌برداری کنار می‌رود.

[۲] کیدلند و پرسکات (۱۹۸۲) در مقالهٔ خود با عنوان «زمان ساخت و نوسانات کلان» به این نکته اشاره دارند که تبدیل سرمایه‌گذاری به سرمایه فرایند زمان‌بر و پرهزینه است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

$$P_t^I = [(1-\alpha_I)\,(P_t^H)^{1-\eta_I} + (\alpha_I)(P_t^F)^{1-\eta_I}]^{\frac{1}{1-\eta_I}} \qquad (۲۸)$$

مسئلهٔ نهایی خانوار حداکثرسازی مطلوبیت نسبت به قید بودجه است. در فرایند بهینه‌یابی خانوار، میزان مصرف، عرضهٔ نیروی کار، موجودی سرمایه، سرمایه‌گذاری، میزان بهره‌برداری از سرمایه، و تقاضای پول به‌صورت زیر استخراج می‌شود:

- تخصیص بهینهٔ مصرف بین‌دوره‌ای خانوار به‌صورت اولر مصرف در رابطهٔ (۲۹) بوده و این رابطه نشان می‌دهد که خانوارها با توجه به نرخ تنزیل و نرخ سود این تخصیص را انجام می‌دهند.

$$E_t \frac{\varepsilon_t^{\beta}(C_t - hC_{t-1})^{-\sigma_C}}{\varepsilon_{t+1}^{\beta}(C_{t+1} - hC_t)^{-\sigma_C}} = \beta\, E_t\left\{(1+r_t^n)\frac{1}{\pi_{t+1}^C}\right\} \qquad (۲۹)$$

- ماندهٔ حقیقی پول نیز با مصرف رابطهٔ مثبت دارد و کشش آن برابر $\frac{\sigma_C}{\sigma_m}$ است؛ ولی با نرخ سود (بهره) رابطهٔ منفی دارد و به‌صورت رابطهٔ (۳۰) ارائه می‌شود:

$$\varepsilon_t^m m_t^{-\sigma_M} = (C_t - hC_{t-1})^{-\sigma_C}\frac{r_t^n}{1+r_t^n} \qquad (۳۰)$$

مسیر بهینهٔ سرمایه‌گذاری نیز با عنوان اولر سرمایه‌گذاری براساس معادلهٔ (۳۱) بیان می‌شود:

$$q_t = \beta E_t\left\{\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t}[\, z_{t+1}R_{t+1}^k - \psi(z_{t+1}) + q_{t+1}(1-\delta)]\right\} \qquad (۳۱)$$

برای تصمیم خانوار برای عرضهٔ نیروی کار و معادلهٔ دستمزد با توجه به مطالعهٔ اسمتز و وترز[1] (۲۰۰۲) و کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵) فرض می‌کنیم هر خانوار یک عرضه‌کنندهٔ رقابت انحصاری خدمات نیروی کار متمایز به‌دلیل نوع تخصص و مهارت‌های متفاوت است.[2] احتمال اینکه خانوار دستمزد اسمی‌اش را به‌صورت بهینه تعیین کند برابر با ($1-\theta_w$) است. ولی خانوارهایی که فرصت تعیین دستمزد بهینه را ندارند، دستمزدشان را براساس قیمت‌های گذشته و به‌صورت زیر تعیین می‌کنند (اسمتز و وترز، ۲۰۰۲):

[1] Smets & Wouters

[2] Christiano, Erceg, & Kollmann

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

$$W_{t+1} = (\pi_t^C)^{\tau_w} W_t \qquad (۳۲)$$

که در آن τ_w درجهٔ شاخص‌بندی دستمزد است. درصدی از خانوار که فرصت تعدیل بهینهٔ دستمزد خود را ندارند، براساس رابطهٔ (۳۲)، دستمزدشان را شاخص‌بندی می‌کنند تا اینکه در دوره‌های آتی فرصت تعدیل بهینه داشته باشند. شاخص‌بندی کلی دستمزد به‌صورت رابطهٔ زیر است:

$$W_t^{\frac{-1}{\lambda_t^w}} = (\theta_w)\,[W_{t-1}(\pi_t^C)^{\tau_w}]^{\frac{-1}{\lambda_t^w}} + (1-\theta_w)\bar{w}_t^{\frac{-1}{\lambda_t^w}} \qquad (۳۳)$$

فرایند تعدیل بهینهٔ دستمزد حقیقی به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$\widehat{w}_t = \frac{\beta}{1+\beta}E_t\widehat{w}_{t+1} + \frac{1}{1+\beta}\widehat{w}_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta}E_t\hat{\pi}_{t+1}^c + \frac{1+\beta\tau_w}{1+\beta}\hat{\pi}_t^c + \frac{\tau_w}{1+\beta}\hat{\pi}_{t-1}^c - \frac{1}{1+\beta}\frac{(1-\theta_w\beta)(1-\theta_w)}{\theta_w\left(1+\frac{1+\bar{\lambda}^w}{\bar{\lambda}^w}\sigma_l\right)}\left[\widehat{w}_t - \sigma_l\hat{l}_t - \frac{\sigma_c}{1-h}(\hat{c}_t - h\hat{c}_{t-1}) - \hat{\varepsilon}_t^l - \hat{\lambda}_t^w\right] \qquad (۳۴)$$

که در آن π_t^C نرخ تورم شاخص مصرف‌کننده است که براساس ترکیب قیمت محصول تولیدات داخلی و وارداتی به‌دست می‌آید، که لگاریتم خطی آن به‌صورت زیر است:

$$\hat{\pi}_t^c = \alpha_c(\bar{\gamma}^{H,c})^{1-\eta_C}\hat{\pi}_t^H + (1-\alpha_c)(\bar{\gamma}^{F,c})^{1-\eta_C}\hat{\pi}_t^{F,C} \quad \gamma_t^{H,c} = \frac{P_t^H}{P_t^c}, \gamma_t^{F,c} = \frac{P_t^{F,c}}{P_t^c} \qquad (۳۵)$$

که در آن، $\hat{\pi}_t^H$ و $\hat{\pi}_t^{F,C}$ به‌ترتیب تورم تولیدات داخلی و تورم وارداتی است که فرایند آن‌ها در بخش تولید ارائه می‌شود.

۳. ۲ بنگاه

چهار نوع بنگاه مفروض است: دو نوع بنگاه تولیدی داخلی و دو نوع بنگاه مبادله‌کننده با خارج از کشور. بنگاه‌های تولیدی داخلی شامل بنگاه تولیدکنندهٔ کالاهای واسطه‌ای و بنگاه تولیدکنندهٔ کالاهای نهایی است.

- بنگاه تولیدکنندهٔ کالای نهایی نیز با ترکیب محصولات مختلف واسطه‌ای، در نقش یک بنگاه جمعگر ظاهر می‌شود و محصول نهایی تولیدشده را در بازار محصولات نهایی داخل عرضه می‌کند. فنّاوری تولید این دسته از بنگاه‌ها براساس یک جمعگر دیکسیت‌ـ‌استیگلیتز به‌شکل زیر است:

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

$$Y_t = [\int_0^1 (Y_t^j)^{\frac{1}{1+\lambda_t^p}} dj]^{1+\lambda_t^p} \quad (۳۶)$$

که در آن، Y_t^j تولید بنگاه jام، Y_t کل تولید، و λ_t^p به‌عنوان تکانهٔ مارک‌آپ قیمت که در طول زمان متغیری ماناست و به‌شکل تکانهٔ فشار هزینه در معادلهٔ تورم تفسیر می‌شود.

- بنگاه واسطه‌ای نهاده‌های تولید شامل نیروی کار و سرمایه را در بازار نهاده‌ها تقاضا کرده و محصول خود را به بنگاه‌های تولیدکنندهٔ کالاهای نهایی عرضه می‌کند. بنگاه jام، Y_t^j را براساس تابع تولید کاب‌ـداگلاس زیر تولید می‌کند (کریستیانو، اچینبوم، و ایوانز[1]، ۲۰۰۵):

$$Y_t^j = \begin{cases} A_t(z_t^j k_{t-1}^j)^{\alpha}(L_t^j)^{1-\alpha} - \Phi & \text{if } A_t(z_t^j k_{t-1}^j)^{\alpha}(L_t^j)^{1-\alpha} \geq \Phi \\ 0 & \text{if } A_t(z_t^j k_{t-1}^j)^{\alpha}(L_t^j)^{1-\alpha} < \Phi \end{cases} \quad (۳۷)$$

Φ هزینهٔ ثابت بنگاه بوده و ورود و خروج بنگاه به و از صنعت را براساس آن تعیین می‌شود، به‌طوری‌که Φ در این رابطه تضمین‌کنندهٔ سود صفر در شرایط باثبات است. A_t فرایند تکانهٔ فنّاوری مانای AR(1) را نشان می‌دهد.

از طریق رفتار بهینه‌سازی بنگاه واسطه‌ای با فرض اینکه در هر دوره تنها بخشی از بنگاه‌ها قدرت تنظیم قیمت‌های بهینه را داشته و مابقی بنگاه‌ها قیمت‌های خود را با استفاده از نرخ تورم گذشته شاخص‌بندی می‌کنند، می‌توان شاخص قیمت را مطابق با متوسط وزنی زیر احصا نمود:

$$P_t^{H\frac{-1}{\lambda_t^p}} = \theta\left[(\pi_t^H)^{\tau_H} P_{t-1}^j\right]^{\frac{-1}{\lambda_t^p}} + (1-\theta)P_t^{opt\frac{-1}{\lambda_t^p}} \quad (۳۸)$$

در نهایت، لگاریتم خطی‌شدهٔ منحنی فیلیپس هیبریدی کینزی نرخ تورم داخلی که خود نمایانگر عرضهٔ داخلی کل اقتصاد نیز است، براساس معادلهٔ (۳۹) به‌صورت زیر استخراج می‌شود:

[1] Christiano, Eichenbaum, & Evans

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

$$\hat{\pi}_t^H = \frac{\beta}{1+\beta\tau_\pi} E_t\hat{\pi}_{t+1}^H + \frac{\tau_\pi}{1+\beta\tau_\pi}\hat{\pi}_{t-1}^H + \frac{1}{1+\beta\tau_\pi}\frac{(1-\theta\beta)(1-\theta)}{\theta}\widehat{mc}_t + \hat{\lambda}_t^p \quad (۳۹)$$

- بنگاه وارداتی دو نوع کالاهای مصرفی و نهاده‌ای را از دنیای خارج وارد و در بازار محصولات عرضه می‌کند. رابطهٔ پویایی نرخ تورم واردات کالاهای مصرفی و نهاده‌ای به‌شکل لگاریتم خطی به‌صورت زیر استخراج شده است:

$$\hat{\pi}_t^{F.C} = \frac{\beta}{1+\beta\tau_{F.c}} + \frac{\tau_{F.c}}{1+\beta\tau_{F.c}}\hat{\pi}_{t-1}^{F.C} + \frac{1}{1+\beta\tau_{F.c}}\frac{(1-\theta_{F.C})(1-\beta\theta_{F.C})}{\theta_{F.C}}\widehat{mc}_t^{F.C} + \lambda_t^{F.C} \quad (۴۰)$$

$$\hat{\pi}_t^{F.I} = \frac{\beta}{1+\beta\tau_{F.I}} + \frac{\tau_{F.I}}{1+\beta\tau_{F.I}}\hat{\pi}_{t-1}^{F.I} + \frac{1}{1+\beta\tau_{F.I}}\frac{(1-\theta_{F.I})(1-\beta\theta_{F.I})}{\theta_{F.I}}\widehat{mc}_t^{F.I} + \lambda_t^{F.I} \quad (۴۱)$$

هزینهٔ نهایی کالاهای وارداتی مصرفی ($mc_t^{F.C}$) است که به‌صورت زیر محاسبه می‌شود $\widehat{mc}_t^{F.C} = \hat{e} + \hat{p}_t^* + \tau_t^{trf} - \hat{p}_t^{F.C}$ این عبارت بیانگر میزان انحراف قیمت جهانی کالاهای وارداتی از قیمت آن در بازار داخلی و معیاری برای انحراف از قیمت واحد است که در ادبیات به‌عنوان شکاف قانون قیمت واحد تعبیر می‌شود. هزینهٔ نهایی کالاهای وارداتی نهاده‌ای نیز به‌صورت $\widehat{mc}_t^{F,I} = \hat{e} + \hat{p}_t^* - \hat{p}_t^{F.C}$ بیانگر میزان انحراف قیمت جهانی کالاهای وارداتی از قیمت آن در بازار داخلی است. تورم وارداتی با افزایش قیمت جهانی کالاهای وارداتی نسبت به قیمت همان‌کالا برحسب پول داخلی در بازارهای داخلی افزایش می‌یابد. به‌عبارتی، تضعیف پول داخلی شکاف بین قیمت پرداختی واردکنندگان در بازارهای جهانی و قیمت دریافتی در بازارهای داخلی را تعیین می‌کند، که این شکاف هزینهٔ نهایی آن‌ها را افزایش و در نتیجه تورم کالای وارداتی خارجی را افزایش می‌دهد (موناسی‌لی، ۲۰۰۵).

بنگاه تولیدکنندهٔ محصولات نهایی داخلی، زمانی‌که محصول خود را در بازار خارجی عرضه می‌کند، نقش یک بنگاه صادراتی را ایفا می‌کند و ازآنجایی‌که صادرات ایران در سطح جهانی مقداری ناچیز در حدود ۰/۱۸ درصد است، بنابراین محصولات ایرانی در بازار جهانی گیرندهٔ قیمت محسوب می‌شوند و در این بخش فقط تحلیل بخش تقاضای محصولات صادراتی مدل می‌شود که رابطه‌ای به‌صورت زیر برای آن استخراج خواهد شد:

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

$$EXP_t = \left(\frac{P_t^x}{P_t^*}\right)^{-\eta^*} Y_t^* \qquad , P_t^x = \frac{P_t^H}{e_t} \tag{۴۲}$$

۳. ۳ دولت و بانک مرکزی

فرض بر این است که هدف دولت متوازن نگه‌داشتن بودجه بوده و در این مورد بانک مرکزی نیز تحت‌تأثیر این هدف قرار دارد. همچنین، به‌دلیل اینکه هدف و رسالت اصلی بانک مرکزی حفظ ثبات قیمت‌ها و افزایش رشد اقتصادی و کنترل بازار ارز است، بانک مرکزی در کنار کمک به دولت در رسیدن به هدف خود، تلاش دارد تا سیاست‌گذاری پولی را در جهت رسیدن به اهداف مستقل خود تا حدودی اعمال کند.

دولت سعی می‌کند هزینه‌های خود g_t را از طریق درآمدهای حاصل از دریافت مالیات T_t و فروش اوراق مشارکت b_t و درآمدهای حاصل از صادرات نفت OR_t متوازن سازد. قید بودجهٔ دولت به‌صورت حقیقی از طریق رابطهٔ زیر بیان می‌شود:

$$g_t + \frac{(1+R_{t-1}^n)b_{t-1}}{\pi_t^c} = \frac{\omega.e_t.OR_t}{P_t^c} + T_t + b_t + \frac{DC_t^g - DC_{t-1}^g}{P_t^c} \tag{۴۳}$$

که در آن DC_t^g خالص بدهی دولت به بانک مرکزی است و به‌ترتیب درآمد مالیاتی و درآمدهای ناشی از صادرات نفت به‌صورت زیر مفروض هستند:

$$\widehat{OR}_t = \rho_o \widehat{OR}_{t-1} + u_t^o \qquad .u_t^o \sim i.i.dN(0.\sigma_o^2) \tag{۴۴}$$

$$\hat{T}_t = \rho_T \hat{y}_t + u_t^T \quad .u_t^T \sim N(0.\sigma_T^2) \tag{۴۵}$$

ترازنامهٔ بانک مرکزی به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$MB_t = DC_t^g + e_t.FR_t \tag{۴۶}$$

که در آن MB_t پایهٔ پولی، DC_t^g خالص بدهی داخلی (بخش دولتی) به بانک مرکزی، FR_t خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، و e_t نرخ ارز اسمی است. با تقسیم طرفین به شاخص قیمت، رابطهٔ اخیر برحسب قیمت‌های حقیقی به‌دست می‌آید:

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

$$mb_t = dc_t^g + \frac{e_t P_t^* . FR_t}{P_t^c P_t^*} \qquad (۴۷)$$
$$mb_t = dc_t^g + rer_t fr_t$$

در این رابطه، $rer_t = \frac{e_t . P_t^*}{P_t^c}$ نرخ ارز حقیقی است. تغییر در خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (به‌صورت ارزی) از رابطهٔ زیر تبعیت می‌کند که از **خالص تراز تجاری کل** کشور متأثر می‌شود (بینس و همکاران، ۲۰۱۴):

$$FR_t - FR_{t-1} = \left[\omega OR_t + P_t^x . EXP_t - \frac{1}{e_t}(P_t^{F.c} c_t^F + P_t^{F.I} I_t^F)\right] \qquad (۴۸)$$

در رابطهٔ فوق، فرض شده است که تغییر در دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به‌نحوی است که به خالص ارز ورودی به کشور بستگی دارد. درصورتی‌که معادلهٔ تغییر در ترکیب دارایی‌های خارجی را به‌صورت حقیقی بیان کنیم، رابطهٔ زیر حاصل می‌شود:

$$fr_t - fr_{t-1}/\pi_t^* = \frac{\left[\omega OR_t + P_t^x . EXP_t - \frac{1}{e_t}(P_t^{F.c} c_t^F + P_t^{F.I} I_t^F)\right]}{P_t^*} \qquad (۴۹)$$

که در آن P_t^* شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) جهانی است. همچنین، فرض شده است که خالص بدهی دولت به بانک مرکزی به‌طور کامل توسط سیاست مالی و کسری بودجهٔ دولت تعیین می‌شود.

- صندوق توسعهٔ ملی

منابع صندوق توسعهٔ ملی عمدتاً از درآمدهای ارزی ناشی از صادرات نفت است؛ به‌گونه‌ای که $(1-\omega)$ درصد از درآمد حاصل از صادرات نفت در هر دوره به‌صورت سپرده در صندوق توسعهٔ ملی نگه داشته شده و به‌مرور خرج می‌شود. فرض می‌شود که انباشت ذخایر صندوق توسعهٔ ملی نیز از فرایند زیر تبعیت می‌کند:

$$DF_t = DF_{t-1} + (1-\omega).OR_t \qquad (۵۰)$$

که در آن، DF_t ماندهٔ صندوق در دورهٔ t، DF_{t-1} ماندهٔ منابع انتقالی صندوق از دورهٔ قبل، OR_t درآمد ارزی حاصل از صادرات نفت است. تمام متغیرهای مدل به‌صورت دلاری است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

۳. ۴ بخش خارجی

تولید و تورم بخش خارجی از فرایند AR(1) تبعیت می‌کند و به‌صورت زیر مدل‌سازی می‌شود:

$$logY_t^* = \rho_{Y^*} logY_{t-1}^* + \varepsilon_t^{Y^*} \quad .\varepsilon_t^{Y^*} \sim N(0.\sigma_{Y^*}^2) \qquad (۵۱)$$

که در آن Y^* تولید خارجی است.

$$log\pi_t^* = \rho_{\pi^*} log\pi_{t-1}^* + \varepsilon_t^{\pi^*} \quad .\varepsilon_t^{\pi^*} \sim N(0.\sigma_{\pi^*}^2) \qquad (۵۲)$$

۳. ۵ شرط تسویهٔ بازارها

شرط تسویهٔ بازارها به‌صورت کلی به‌صورت زیر است:

$$y_t = c_t + \gamma_t^{I,c} I_t + g_t + \gamma_t^{H,c} EXP_t - imp_t \qquad (۵۳)$$

$$IMP_t = \gamma_t^{f,c}.C_t^F + \gamma_t^{f,I}.\mathrm{I}_t^F \qquad (۵۴)$$

$$\gamma_t^{I,c} = \frac{P_t^I}{P_t^c} \quad ,\gamma_t^{H,c} = \frac{P_t^H}{P_t^c} \quad ,\gamma_t^{f,c} = \frac{P_t^{F,c}}{P_t^c} \quad ,\gamma_t^{f,I} = \frac{P_t^{F,I}}{P_t^c} \qquad (۵۵)$$

۳. ۶ فشار بازار ارز، مداخلهٔ ارزی، و سیاست پولی بانک مرکزی

فشار بازار ارز EMP هم‌زمان نوسانات نرخ ارز و میزان مداخلهٔ بانک مرکزی در بازار ارز را تبیین می‌کند. فرض می‌شود که مقام پولی در بازار ارز با خرید و فروش ارز طبق قانون زیر مداخله می‌کند:

$$\Delta FR_t = -\xi \Delta e_t \qquad (۵۶)$$

مطابق این قانون، اگر مقام پولی تغییرات نرخ ارز را به‌صورت تقویت (تضعیف) پول ملی ببیند، با خرید (فروش) ارز در بازار مداخله می‌کند. تعیین نوسانات نرخ ارز اسمی در

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

اینجا براساس رویکرد مدل پولی تعیین نرخ ارز[۱] و به تبعیت از مطالعهٔ پیریس و ساکس‌گارد[۲] (۲۰۱۰) و اسکود[۳] (۲۰۱۲) و مناسب‌سازی آن برای اقتصاد ایران، به‌صورت رابطهٔ زیر احصا می‌شود:

$$\frac{\Delta e_t}{\Delta e} = \left(\frac{\Delta e_{t-1}}{\Delta e}\right)^{k0} . \left(\frac{\pi_t^c}{\pi_t^*}\right)^{k1} . \left(\frac{\frac{fr_t}{mb_t}}{\frac{fr}{mb}}\right)^{k2} . u_t^e \qquad , u_t^e \sim N(0. \sigma_e^2) \qquad (۵۷)$$

که در آن، $\frac{\Delta e_t}{\Delta e}$ نرخ رشد اسمی ارز و $\frac{fr_t}{mb_t}$ سهم خالص ذخایر خارجی بانک مرکزی از پایهٔ پولی است. در رابطهٔ (۵۷)، u_t^e تکانهٔ نرخ ارز است که فرض می‌شود دارای توزیع نرمال است. در ادامه به‌منظور مدل‌سازی ساختاری فشار بازار ارز، از مطالعهٔ روپر و ترنوفسکی (۱۹۸۳) و کوماه (۲۰۰۹) استفاده خواهد شد. با توجه به تابع عکس‌العمل بانک مرکزی ایران نسبت به نوسانات نرخ ارز، فشار بازار ارز را می‌توان به‌صورت زیر تعریف کرد:

$$\widehat{EMP} = \frac{\Delta e_t}{\Delta e} - \chi \frac{\Delta fr_t}{\Delta fr} \qquad (۵۸)$$

زمانی‌که $EMP_t > 0$ است کاهش ارزش پول ملی، و زمانی که $EMP_t < 0$ است ترقی ارزش پول رخ می‌دهد. مقام پولی به‌منظور کنترل نوسانات و فشار بازار ارز، فارغ از حساسیت‌هایی که برای کنترل تورم و تولید و رشد اقتصادی در شرایط متعارف دارد، سیاست عکس‌العمل نسبت به فشار بازار ارز را نیز دنبال خواهد کرد که در مقاله قرار است در تابع سیاست بانک مرکزی ایران لحاظ شود. این رویکرد مستند نتایجی است که از رفتار غیرخطی فشار بازار ارز ایران در بخش سوم استخراج شده است. مقام پولی در اقتصاد ایران حساسیت در کنترل نوسانات نرخ ارز را از طریق تغییرات پایهٔ پولی و ذخایر ارزی خود اعمال می‌کند.

---

[۱] مدل پولی تعیین نرخ ارز به‌صورت خطی تغییرات نرخ ارز اسمی را ناشی از تفاضل تغییرات حجم پول داخلی و خارجی، تفاضل تغییرات تولید داخل و خارج، و تفاضل قیمت‌های انتظاری داخلی و خارجی می‌داند. با توجه به اینکه تغییرات حجم پول و تولید سایر کشورهای خارجی مقادیر ناچیزی است، در اینجا عوامل مؤثر در تغییرات نرخ ارز اسمی فقط ناشی از تغییرات عوامل داخلی مؤثر و فقط تورم سایر کشورها ملحوظ شده است. در سایر مطالعات تجربی ــ به‌عنوان مثال در مطالعهٔ هادیان و عزیزی (۱۳۹۱)، خیابانی و امیری (۱۳۹۳)، و... که رابطهٔ تعادلی نرخ ارز را برای اقتصاد ایران بررسی کرده‌اند ــ تولید ملی و رشد اقتصادی رابطهٔ معنی‌داری در رابطهٔ تعادلی نرخ ارز نداشته است.

[2] Peiris & Saxegaard

[3] Escude Guillermo

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

$$\widehat{\Theta}_t = \rho_\Theta \widehat{\Theta}_{t-1} + \theta_\pi(\hat{\pi}_t^H - \hat{\pi}_t^T) + \theta_y \hat{y}_t + \theta_E \widehat{EMP} + \varepsilon_t^\Theta \quad (۵۹)$$

$$\hat{\pi}_t^T = \rho_{\pi^T} \hat{\pi}_{t-1}^T + u_t^{\pi^T} \quad . u_t^{\pi^T} \sim N(0. \sigma_{\pi^T}^2) \quad (۶۰)$$

$$\varepsilon_t^\Theta = \rho_\Theta \varepsilon_{t-1}^\Theta + u_t^\Theta \quad . u_t^\Theta \sim N(0. \sigma_\Theta^2) \quad (۶۱)$$

که در آن، $\widehat{\Theta}_t = \widehat{m}_t - \widehat{m}_{t-1} + \hat{\pi}_t$ نرخ رشد اسمی پایهٔ پولی، $\hat{\pi}_t$ و $\hat{y}_t$ به‌ترتیب انحراف لگاریتم تورم، تولید، و ضرایب آن‌ها ضریب اهمیتی است که سیاست‌گذار به آن‌ها می‌دهد. EMP فشار بازار ارز و $\hat{\pi}_t^T$ تورم هدف ضمنی است که فرض شده است از یک فرایند خودرگرسیون مرتبهٔ اول تبعیت می‌کند. ε_t^Θ نیز تکانهٔ سیاست‌گذاری پولی است. با توجه به درجهٔ اهمیت مفهوم فشار بازار ارز برای مقام پولی، انتظار می‌رود با مدل‌سازی نوسانات نرخ ارز و تغییرات ذخایر ارزی در قاعدهٔ سیاست پولی، نوسانات متغیرهای اقتصادی ناشی از تکانه‌های مختلف به ویژه تکانه‌های خارجی، کمتر شده و در مدت‌زمان کمتری نیز آثار آن در متغیرها تخلیه شود.

۴ نتایج تجربی مدل

برای برآورد پارامترهای این مدل، از روش بیزی و از الگوریتم متروپولیس‌ـ هستینگز استفاده شده است. با استفاده از الگوریتم متروپولیس‌ـ هستینگز، پنج زنجیرهٔ موازی با حجم ۵۰۰ هزار برداشت نمونه‌ای برای به‌دست‌آوردن چگالی پسین پارامترها استخراج می‌شود.

برای برآورد مدل از شش متغیر قابلِ‌مشاهده شامل شکاف تولید، مخارج مصرفی، نرخ رشد پایهٔ پولی اسمی، تورم مصرف‌کننده، مخارج دولت، و نرخ موزون ارز اسمی استفاده شده است. داده‌های مورداستفاده به‌صورت فصلی تعدیل‌شده در دورهٔ زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۶ است.

براساس اطلاعات اولیه، نتایج حاصل از برآورد بیزی پارامترها و انحراف معیار آنان (یعنی میانگین و انحراف معیار پسین) در جدول ۱ ارائه شده است.

۰/۹۶۸۲

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

جدول ۱

مقادیر کالیبره‌شدهٔ پارامترهای مدل

	شرح	توزیع	مقدار پیشین	مقدار پسین	فاصلهٔ اطمینان	منبع
β	عامل تنزیل زمانی	بتا	۰/۹۶۹	۰/۹۶۰۲	۰/۹۵۲۲-۰/۹۶۸۲	کمیجانی و توکلیان، ۱۳۹۱
h	درجهٔ پایداری عادت	بتا	۰/۷	۰/۷۰۶۲	۰/۶۸۵۹-۰/۷۲۶۵	منظور و دیگران، ۱۳۹۳
σ_c	عکس کشش جانشینی بین‌دوره‌ای مصرف	گاما	۱/۱۶۶	۱/۱۲۵	۱/۱۱۵-۱/۱۳۵	سعادت‌نژاد و دیگران، ۱۳۹۸
σ_l	کشش عرضهٔ نیروی کار نسبت به دستمزد	گاما	۲/۸۹۴	۲/۹۱۴۹	۲/۹۰۴۵-۲/۹۲۵۳	منظور و تقی‌پور، ۱۳۹۴
σ_M	عکس کشش ماندهٔ حقیقی پول	گاما	۱/۳۵	۱/۲۱۷۴	۱/۲۰۶۵-۱/۲۲۸۳	منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴)
η_c	کشش جانشینی بین کالاهای داخلی و وارداتی	گاما	۱/۰۵	۱/۰۹۱۸	۱/۰۷۴-۱/۱۰۹۶	منظور و تقی‌پور، ۱۳۹۴
α_c	سهم واردات در مصرف کل	بتا	۰/۱۱	۰/۱۱۸۸	۰/۱۰۴۷-۰/۱۳۲۹	خیابانی و امیری، ۱۳۹۳
δ	نرخ استهلاک سرمایه	بتا	۰/۰۱۴	۰/۰۵۸۲	۰/۰۴۸۲-۰/۰۶۸۲	خیابانی و امیری، ۱۳۹۳
η_I	کشش جانشینی بین کالاهای سرمایه‌گذاری	بتا	۰/۶۸۲	۰/۷۱۵۱	۰/۷۰۲۴-۰/۷۲۷۸	منظور و تقی‌پور، ۱۳۹۴

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

	داخلی و خارجی					
τ_w	درجهٔ شاخص‌بندی دستمزد	بتا	۰/۶	۰/۵۹۴۲	۰/۵۸۴۲-۰/۶۰۴۲	منظور و دیگران، ۱۳۹۱
θ_w	درصدی از خانوار که قدرت تعدیل دستمزد را ندارند	بتا	۰/۱۸	۰/۳۱۴۱	۰/۳۰۴۱-۰/۳۲۴۱	منظور و دیگران، ۱۳۹۱
α	سهم سرمایه از تولید	بتا	۰/۴۴۳	۰/۳۷۱۸	۰/۳۶۰۶-۰/۳۸۳	توکلیان، ۱۳۹۱
θ	ضریب چسبندگی قیمت تولیدکنندگان داخلی	نرمال	۰/۲	۰/۱۹۰۶	۰/۱۷۶۴-۰/۲۰۴۸	منظور و تقی‌پور، ۱۳۹۴
$\tau_{F,c}$	ضریب شاخص‌بندی قیمت واردات	بتا	۰/۶۸۲	۰/۷۱۵۱	۰/۷۰۲۴-۰/۷۲۷۸	منظور و تقی‌پور، ۱۳۹۴
$\theta_{F.C}$	درصد بنگاه‌های وارداتی عدم تعدیل قیمت	بتا	۰/۲	۰/۰۵۸۹	۰/۰۴۶۱-۰/۰۷۱۷	منظور و تقی‌پور، ۱۳۹۴
ρ_{trf}	ضریب فرایند خودرگرسیون تکانهٔ متوسط نرخ تعرفهٔ واردات	بتا	۰/۶۳۶	۰/۶۱۰۳	۰/۵۹۹۷-۰/۶۲۰۹	منظور و تقی‌پور، ۱۳۹۴
η^*	کشش جانشینی بین کالاهای تولیدی داخلی و وارداتی در سایر کشورها	گاما	۳/۵۱۹	۳/۵۹۶۴	۳/۵۸۶۲-۳/۶۰۶۶	منظور و تقی‌پور، ۱۳۹۴

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

ω	درصد ورود درآمدهای ارزی صادرات نفت در مخارج بودجه‌ای	گاما	۰/۸۱۴	۰/۹۰۲	۰/۸۸۳۶-۰/۹۲۰۴	منظور و تقی‌پور، ۱۳۹۴
θ_π	ضریب اهمیت تورم در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	نرمال	۱/۴۴۸-	۱/۳۶۸۷-	(۱/۳۷۸۷-)-(۱/۳۵۸۷-)	منظور و تقی‌پور، ۱۳۹۴
θ_y	ضریب اهمیت تولید در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	نرمال	۲/۳۴۳-	۲/۳۵۲۱-	(۲/۳۶۲۱-)-(۲/۳۴۲۱-)	منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴)
$\theta_{E(1)}$	ضریب اهمیت فشار بازار ارز در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	نرمال	۰/۷-	۰/۶۹۸۱-	(۰/۶۹۸۲-)-(۰/۶۹۷۹-)	انتخابی براساس محاسبات تحقیق
$\theta_{E(2)}$	ضریب اهمیت نرخ ارز حقیقی در تابع عکس‌العمل سیاست پولی[۱]	-	۰/۶۸	-		میانگین مطالعات پیشین
$k0$	ضریب خودرگرسیونی نرخ ارز در تابع تعیین نرخ ارز	بتا	۰/۸۷۵	۰/۸۷۵	(۰/۸۵۷۵-)-(۰/۸۹۲۵-)	منظور و تقی‌پور، ۱۳۹۴
$k1$	کشش نسبت تورم و خارجی در تابع تعیین نرخ ارز	نرمال	۱/۹۰۸-	۱/۹۵۳۸-	(۱/۹۶۳۸-)-(۰/۹۴۳۸-)	منظور و تقی‌پور، ۱۳۹۴

[۱] اطلاعات این ردیف مربوط به مدل دوم تحقیق است که فقط به‌عنوان مقایسه با مدل اول مطرح شده است؛ لذا، خروجی بیزین برای آن اعمال نشده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

$k2$	پارامتر نسبت ذخایر خارجی به پایهٔ پولی در تابع تعیین نرخ ارز	نرمال	۱/۵۴۸ـ	۱/۵۰۵ـ	(۱/۵۲۴۸ـ)- (۱/۴۸۵۲ـ)	منظور و تقی‌پور، ۱۳۹۴
χ	کشش تغییرات نرخ ارز نسبت به تغییرات ذخایر خارجی	بتا	۰/۵۷	۰/۵۶۹۵	(۰/۵۶۹۷ـ)- (۰/۵۶۹۴ـ)	محاسبات تحقیق

مأخذ: بررسی مطالعات پیشین و محاسبات تحقیق

کشش تغییرات نرخ ذخایر خارجی نسبت به تغییرات نرخ ارز براساس فرمول فشار بازار ارز محاسبه‌شده در بخش ۳ـ۲ و رابطهٔ (۸) مقداری برابر با ۰/۵۷ بوده که به‌صورت $\chi = \frac{\sigma_e^2}{\sigma_{fr}^2}$ محاسبه می‌شود. همچنین در خصوص ضرایب معادلات خودرگرسیونی و یا AR(1) با تحلیل مدل ARIMA متغیرهای واقعی اقتصاد ایران با تواتر فصلی از سال ۱۳۷۰ تا سال ۱۳۹۶ این ارقام محاسبه شده‌اند؛ به‌عنوان مثال، ضریب خودرگرسیونی درآمد ارزی ناشی از صادرات نفت به میزان ۰/۲۶۰۳ و ضریب خودرگرسیون تکانهٔ مارک‌آپ دستمزد به میزان ۰/۸۵ برآورد شده است.

در جدول ۲، مقادیر باثبات نسبت‌هایی که در مدل مورد استفاده قرار می‌گیرد از داده‌های فصلی اقتصاد ایران از سال ۱۳۷۰ الی ۱۳۹۶ بعد از تعدیل فصلی به‌منظور اینکه انحراف معیار متغیرها از وضعیت پایدار خود را محاسبه کنیم، از فیلتر هودریک‌ـ پرسکات[1] استفاده کرده‌ایم.

[1] Hodrick-Prescott Filter

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

جدول ۲

مقادیر باثبات کالیبره‌شدهٔ مدل براساس داده‌های اقتصاد ایران

$\frac{\bar{x}}{\bar{y}}$ ۰/۲۲	$\frac{\overline{imp}}{\bar{y}}$ ۰/۲۷	$\frac{\bar{g}}{\bar{y}}$ ۰/۲۳	$\frac{\bar{\imath}}{\bar{y}}$ ۰/۱۹	$\frac{\bar{c}}{\bar{y}}$ ۰/۴۶
$\frac{\overline{efr}}{\bar{m}}$	$\frac{\overline{dc}}{\bar{m}}$	$\frac{\bar{x}}{\overline{fr}}$	$\frac{\bar{o}}{\overline{fr}}$	$\frac{\overline{imp}}{\overline{fr}}$
۰/۵۱	۰/۳۹	۰/۲۴	۰/۷۵	۰/۶۴
	$\bar{\gamma}^{f,I}$	$\bar{\gamma}^{f,c}$	$\bar{\gamma}^{H,c}$	$\bar{\gamma}^{I,c}$
	۰/۶۹	۰/۷۱	۰/۹۷	۰/۸۹

مأخذ: محاسبات تحقیق

نمودارهای مونت‌کارلو با زنجیرهٔ مارکوف بروکز و گلمن[1] (۱۹۹۸) (MCMC) مرجع اصلی برای درستی پاسخ‌های مدل است. داینر چندین‌بار الگوریتم مترو پولیس–هستیگز را اجرا می‌کند. اگر نتایج این زنجیره‌ها منطقی باشد، باید رفتار این زنجیره‌ها شبیه به هم باشد یا به‌سمت یکدیگر همگرا شوند. آزمون تشخیصی بروکز و گلمن (۱۹۹۸) سه شاخص با نام‌های m3، m2، و Interval از طریق MCMC ارائه می‌دهد که به‌ترتیب بیانگر فاصلهٔ اطمینان ۸۰ درصدی از میانگین، واریانس، و گشتاور سوم پارامترهاست. با استفاده از این نمودارها، می‌توان شرایطی برای همگرایی و ثبات نسبی در تمام گشتاورهای پارامترها ارائه کرد. براساس این آزمون، تک‌متغیر واریانس درون‌نمونه‌ای و بین‌نمونه‌ای تمام پارامترها به هم نزدیک شده و در نهایت به مقدار ثابتی همگرا می‌شوند. با درستی این آزمون، می‌توان گفت نتایج برآورد بیزی با استفاده از روش MCMC از صحت خوبی برخوردار است (توکلیان و صارم، ۱۳۹۷، صص. ۴۵۵-۴۵۱). نتایج این آزمون در تحقیق ما، که در پیوست (الف) ارائه شده‌اند، بیانگر صحت مناسب برآورد است.

۴. ۱ حل و شبیه‌سازی سیستم معادلات مدل

تابع عکس‌العمل و واکنش مقام پولی در نتیجهٔ نوسانات تورم، تولید، و فشار بازار ارز براساس رابطهٔ (۵۹) تعریف شده است. با توجه به ویژگی بودجهٔ نفتی دولت در اقتصاد ایران و عدم استقلال سیاست‌های پولی که در مدل این مطالعه تصریح شده است، تکانهٔ نرخ رشد اسمی ارز، تکانهٔ درآمدهای نفتی، و تکانهٔ پولی در این بخش مورد بررسی قرار

[1] Brooks & Gelman

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

خواهد گرفت. با استفاده از نتایج حاصل از شبیه‌سازی مدل، آثار تکانه‌های مختلف در متغیرهای کلان اقتصادی به شرح زیر است:

۴. ۱. ۱ آثار تکانهٔ نرخ رشد اسمی ارز

تکانهٔ واردشده به نرخ رشد اسمی ارز به میزان یک انحراف معیار بوده که در نتیجهٔ آن، با کاهش ارزش پول ملی منجر به شکل‌گیری فشار مثبت بازار ارز می‌شود. در این بخش، سعی می‌شود دو مدل تابع عکس‌العمل بانک مرکزی مورد ارزیابی قرار گیرد:

- **در مدل اول**، بانک مرکزی تابع عکس‌العمل سیاست پولی خود را در واکنش به فشار بازار ارز و براساس رابطهٔ (۵۹) تنظیم می‌کند. کلاسن و ماورومتیس (۲۰۱۹) کنترل فشار بازار ارز را به‌عنوان هدف مداخلهٔ ارزی بانک مرکزی در قاعدهٔ سیاست‌گذاری پولی براساس قاعدهٔ تیلور تعبیه کرده است. روپر و ترنوفسکی (۱۹۸۰) و کوماه (۲۰۰۹) در مطالعهٔ خود نشان می‌دهند در پی فشار کاهش ارزش پول ملی (افزایش فشار ارز)، سیاست پولی انقباضی از فشار بازار ارز می‌کاهد؛ بنابراین ضریب حساسیت بانک مرکزی نسبت به فشار بازار ارز مقداری منفی خواهد داشت که براساس نتایج بررسی رفتار فشار بازار ارز در اقتصاد ایران در فصل ۳ (براساس رابطهٔ ۱۴)، مقدار نیز برابر با ۰/۷ـ انتخاب شده است. در خصوص ضریب اهمیت نرخ تورم و شکاف تولید نیز با توجه به آنچه در مطالعات پیشین و در جدول ۱ ارائه شده، به‌ترتیب مقادیر ۱/۴۴ـ و ۲/۳۴ـ انتخاب شده است.

$$\widehat{\Theta}_t = 0.41\widehat{\Theta}_{t-1} - 1.44(\hat{\pi}_t^H - \hat{\pi}_t^T) - 2.34\hat{y}_t - 0.7\widehat{EMP} + \varepsilon_t^{\Theta} \qquad (۶۲)$$

$$\widehat{\Theta}_t = \hat{m}_t - \hat{m}_{t-1} + \hat{\pi}_t \qquad (۶۳)$$

- **در مدل دوم**، بانک مرکزی تابع عکس‌العمل سیاست پولی خود را در واکنش به تغییرات نرخ ارز (توکلیان و افضلی ابرقویی، ۱۳۹۵؛ منظور و تقی‌پور، ۱۳۹۴؛ سعادت‌نژاد و همکاران، ۱۳۹۸) تنظیم می‌کند؛ و ضریب حساسیت قاعدهٔ سیاست پولی بانک مرکزی با توجه به مطالعات پیشین در این حوزهٔ مقداری مثبت و به میزان (۰/۶۸) انتخاب می‌شود.

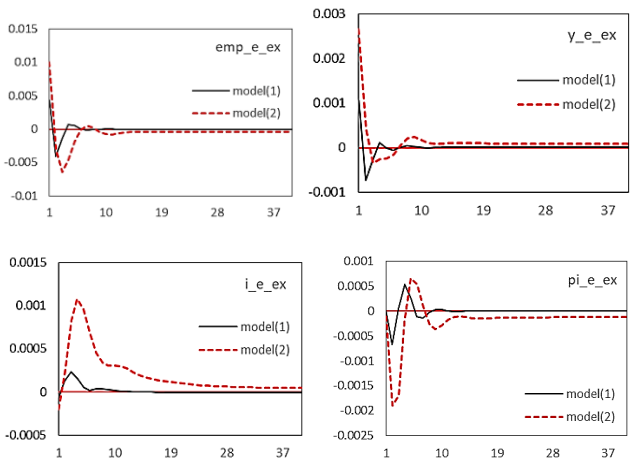
$$\widehat{\Theta}_t = 0.41\widehat{\Theta}_{t-1} - 1.4(\hat{\pi}_t^H - \hat{\pi}_t^T) - 2.34\hat{y}_t + 0.68\widehat{rer} + \varepsilon_t^{\Theta} \qquad (۶۴)$$

نتایج حاصل از ارزیابی تکانهٔ کاهش ارزش پولی ملی بر فشار بازار ارز، تورم، تولید، و سرمایه‌گذاری در هر دو مدل در شکل ۳ ارائه شده است. همان‌طور که مشخص است، همراه با تکانهٔ کاهش ارزش پول ملی در مدل اول که با خط ممتد (خط سیاه) ترسیم

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

شده، نوسانات در متغیرهای اقتصادی کمتر از مدل دوم با خط‌چین (خط قرمز) است. به‌دنبال تکانهٔ کاهش ارزش پول ملی و افزایش فشار بازار ارز، وقتی که بانک مرکزی تابع هدف سیاست‌گذاری خود را نسبت به فشار بازار ارز تنظیم می‌کند، آثار تکانهٔ ارزی در مدت‌زمانی کمتر کنترل خواهد شد.

کاهش ارزش پول ملی در کوتاه‌مدت منجر به تقویت توان رقابت‌پذیری تولیدات داخلی در سطح بین‌المللی می‌شود و تازمانی‌که تولید بنگاه‌های کشور زیر ظرفیت است (کوتاه‌مدت)، صادرات، تولید، و سرمایه‌گذاری را بهبود می‌بخشد؛ ولی ازآنجایی‌که در میان‌مدت برای افزایش ظرفیت تولید نیازمند واردات محصولات سرمایه‌ای و نهاده‌های تولید هستیم، آثار منفی کاهش ارزش اسمی پول ملی به‌صورت کاهش تولید، کاهش آهنگ رشد اولیهٔ سرمایه‌گذاری، و افزایش سطح قیمت‌ها و افزایش فشار بازار ارز (به‌دلیل کاهش ذخایر خارجی) را به‌دنبال خواهد داشت و به‌ترتیب به‌سمت روند بلندمدت خود و سطح باثبات خود همگرا می‌شوند.



شکل ۳. توابع عکس‌العمل آنی متغیرها نسبت به یک انحراف معیار تکانهٔ نرخ رشد اسمی ارز در دو مدل
منبع: محاسبات تحقیق

میانگین و انحراف معیار متغیرهای اصلی اقتصاد در دو مدل در جدول ۳ ارائه شده است. انحراف معیار تورم در مدل دوم که بانک مرکزی نرخ ارز را به‌عنوان یک متغیر سیاستی در تابع سیاست‌گذاری خود قرار می‌دهد، مقدار بیشتری نسبت به مدل اول دارد که بانک مرکزی حساسیت خود را نسبت به فشار بازار ارز در نظر می‌گیرد. علاوه

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

بر تورم، سایر متغیرها نظیر مصرف، سرمایه‌گذاری، تولید، و فشار بازار ارز نیز در مدل اول انحراف معیاری به‌مراتب کمتر نسبت به مدل دوم دارند.

جدول ۳

مقادیر انحراف معیار و میانگین تغییرات متغیرهای مهم اقتصادی در دو مدل مختلف

		فشار بازار ارز	مصرف	تورم مصرف‌کننده	سرمایه‌گذاری	تولید
مدل اول: واکنش سیاستی بانک مرکزی نسبت به فشار بازار ارز	انحراف معیار	۲/۳۸	۰/۹۶	۰/۶۸	۰/۶۲	۰/۸۳
	میانگین	ـ۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۱۶	۰/۰۶۸	۰/۰۴۷
مدل دوم: واکنش سیاستی بانک مرکزی نسبت به نرخ ارز	انحراف معیار	۱۰/۷۵	۵/۸	۴/۲	۳/۷	۲/۶۹
	میانگین	ـ۱/۲۸	۰/۷۷	ـ۰/۴۲	۰/۲۶	۰/۳۳

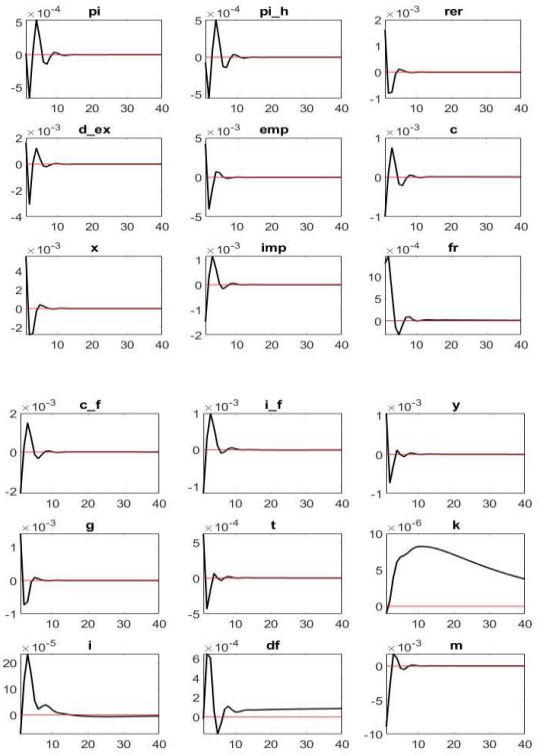
منبع: محاسبات تحقیق

در شکل ۴، واکنش متغیرهای اقتصادی نسبت به تکانهٔ نرخ ارز ارائه شده است. به‌دنبال این تکانه، سیاست پولی انقباضی اعمال می‌شود که حجم پول منفی می‌شود و تورم نیز به‌دنبال این سیاست پولی انقباضی منفی خواهد شد. به‌دنبال تکانهٔ مثبت نرخ ارز و کاهش ارزش پول ملی به‌دلیل کاهش واردات کالاهای مصرفی، مصرف بخش خصوصی در ابتدا کم، ولی به‌تدریج همراه با تخلیهٔ آثار این تکانه در واردات و رشد واردات، مصرف بخش خصوصی نیز مثبت می‌شود.

افزایش دارایی‌های خارجی را که (به‌دلیل بهبود تراز پرداخت‌ها) در ابتدای تکانهٔ ارزی می‌توان شاهد بود، در نهایت به‌دنبال مداخله برای کنترل فشار بازار ارز در ترازنامهٔ بانک مرکزی شروع به کاهش می‌کند.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]



شکل ۴. توابع عکس‌العمل آنی متغیرها نسبت به تکانهٔ ۱۰ درصدی نرخ رشد اسمی ارز در مدل اول
مأخذ: محاسبات تحقیق

۴. ۱. ۲ آثار تکانهٔ درآمدهای ارزی صادرات نفت

برای درآمدهای ارزی صادرات نفت خام در رابطهٔ زیر، یک تکانهٔ ۱۰ درصدی مفروض است.

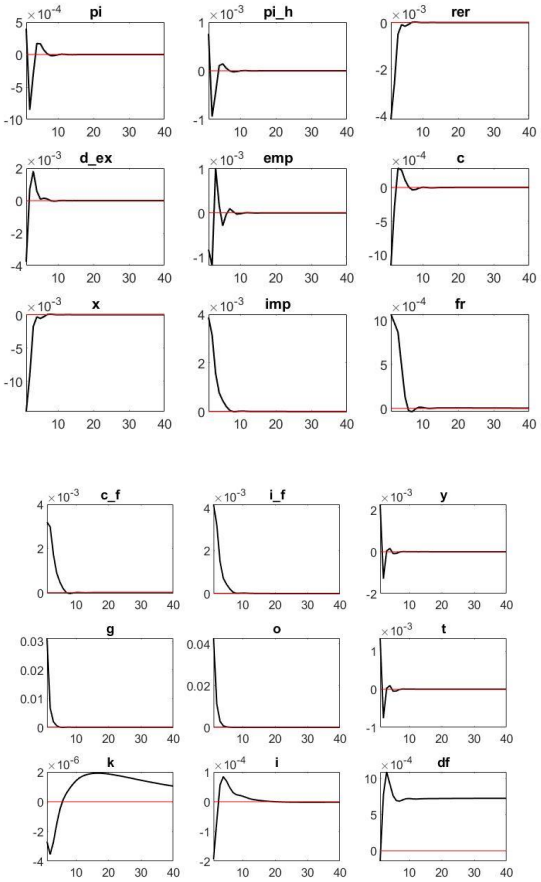
$$\widehat{OR}_t = 0.26\widehat{OR}_{t-1} + 0.1 \qquad (۶۵)$$

در شکل ۵، آثار تکانهٔ درآمدهای ارزی ناشی از صادرات نفت در متغیرهای مهم اقتصاد با استفاده از توابع عکس‌العمل آنی ارائه شده است. درآمدهای ارزی از طریق تغییر در خالص دارایی خارجی بانک مرکزی که باعث تغییر در پایهٔ پولی می‌شود و از

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

طریق منابع درآمدی دولت و به‌تبع مخارج دولت، منجر به تحریک تقاضای کل اقتصاد خواهد شد.

همان‌طورکه مشاهده می‌شود، به‌دنبال تکانهٔ مثبت درآمدهای ارزی صادرات نفت، فشار بازار ارز منفی شده است.



شکل ۵. توابع عکس‌العمل آنی متغیرها نسبت به تکانهٔ درآمدهای ارز صادرات نفت به میزان ۱۰ درصد
مأخذ: محاسبات تحقیق

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

۴/۱/۳ آثار تکانهٔ پولی

سیاست پولی و تکانهٔ واردشده به نرخ رشد پایهٔ پولی اسمی به اندازهٔ ۱۰ درصد بوده و فرایند این تکانه به‌صورت خودهمبستگی مرتبهٔ اول و به‌صورت زیر است:

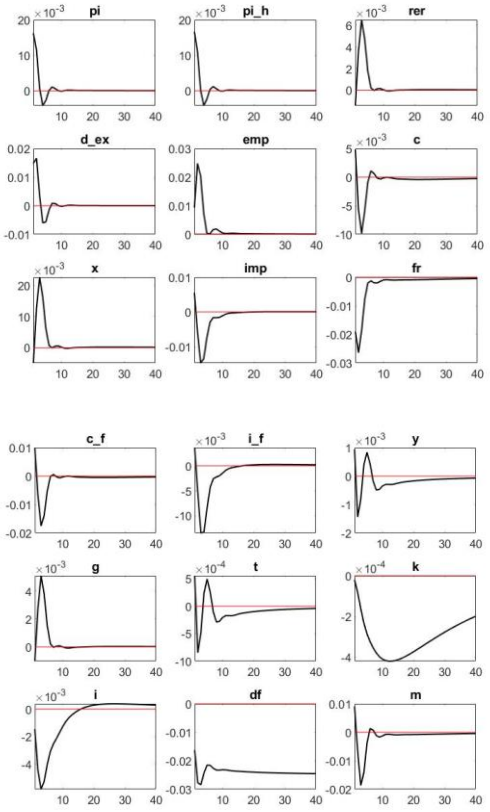
$$\varepsilon_t^{\Theta} = 0.55\varepsilon_{t-1}^{\Theta} + 0.1 \qquad (۶۶)$$

در شکل ۶، اثر تکانهٔ نرخ رشد اسمی پایهٔ پولی در متغیرهای اقتصاد ایران با استفاده از توابع واکنش آنی نشان داده شده است.

تکانهٔ پولی رشد نرخ ارز اسمی را افزایش می‌دهد، زیرا بخشی از نقدینگی ایجادشده از طریق تقاضا برای واردات و احتمالاً سفته‌بازی به بازار ارز هدایت شده و از طریق تقاضا برای ارز در این بازار، نرخ ارز و فشار بازار ارز را تحت‌تأثیر مثبت قرار خواهد داد.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]



شکل ۶. توابع عکس‌العمل آنی متغیرها نسبت به تکانهٔ ۱۰ درصدی نرخ رشد پایهٔ پولی
منبع: محاسبات تحقیق

۵ نتیجه‌گیری

نتایج استخراج‌شده از تفسیر نمودارهای واکنش آنی و دلالت‌های آن بیانگر این است که:

۱ــ زمانی که حساسیت بانک مرکزی در تابع هدف سیاست پولی نسبت به فشار بازار ارز معطوف می‌شود، نوسانات و انحراف معیار متغیرهای اقتصادی نظیر تولید، تورم مصرف‌کننده، مصرف، سرمایه‌گذاری، و فشار بازار ارز نسبت به حالتی که در آن بانک مرکزی نرخ ارز اسمی را به‌عنوان متغیر سیاستی در تابع سیاست پولی در نظر می‌گیرد، کمتر خواهد بود. به‌دلیل واکنش و حساسیت هم‌زمان بانک مرکزی به تغییرات نرخ ارز

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

اسمی و ذخایر خارجی، قدرت تأثیرگذاری سیاست پولی در نوسانات متغیرهای اقتصادی ناشی از تکانه‌های خارجی بیشتر خواهد شد. به‌عبارتی، می‌توان اذعان داشت که با کنترل فشار بازار ارز در سیاست پولی، در پاسخ به تکانه‌های خارجی، هم‌زمان بخش خارجی و داخلی اقتصاد به تعادل نزدیک می‌شود. بنابراین، می‌توان اذعان داشت که متغیر فشار بازار ارز یکی از مهم‌ترین متغیرهای پولی در اقتصاد است که لازم است همواره مورد رصد قرارگیرد و مقام پولی نسبت به تغییرات آن حساسیت نشان دهد.

۲ـ تکانهٔ مثبت نرخ رشد اسمی ارز و کاهش ارزش پول ملی در کوتاه‌مدت منجر به تقویت توان رقابت‌پذیری تولیدات داخلی در سطح بین‌المللی شده و تا زمانی که تولید بنگاه های کشور زیر ظرفیت است (کوتاه‌مدت)، صادرات، تولید، و سرمایه‌گذاری را بهبود می‌بخشد؛ ولی ازآنجایی‌که در میان‌مدت برای افزایش ظرفیت تولید نیازمند واردات محصولات سرمایه‌ای و نهاده‌های تولید هستیم، آثار منفی کاهش ارزش اسمی پول ملی به‌صورت کاهش تولید، سرمایه‌گذاری، و افزایش سطح قیمت‌ها و افزایش فشار بازار ارز (به‌دلیل کاهش ذخایر خارجی) خود را نشان می‌دهد.

۳ـ تکانهٔ مثبت درآمدهای ارزی ناشی از صادرات نفت در کوتاه‌مدت ضمن افزایش مخارج بودجه‌ای دولت، منجر به تقویت تولید ملی می‌شود؛ ولی به‌دلیل قاعدهٔ جانشینی جبری در مدت‌زمانی کوتاه به کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و اثر منفی آن در تولید منجر خواهد شد. این تکانه از ابتدای امر به‌دلیل کاهش فشار بازار ارز و تقویت ارزش پول ملی (به‌دلیل کاهش نرخ اسمی و حقیقی ارز) قدرت رقابت‌پذیری محصولات صادرات غیرنفتی ایران را در سطح بین‌المللی کاهش داده و لذا صادرات کاهش و واردات افزایش یافته است. در نتیجهٔ این تکانه، واردات محصولات مصرفی و همچنین واردات محصولات واسطه‌ای و نهاده‌های تولید افزایش یافته است که این امر بعد از چند دوره منجر به تقویت توان تولید و بهبود شرایط سرمایه‌گذاری بخش خصوصی شده است.

۴ـ تکانهٔ پولی یا نرخ رشد پایهٔ پولی به‌عنوان سیاست پولی انبساطی آثار تورمی داشته، به‌طوری‌که تورم مصرف‌کننده را تا ۱/۵ واحد درصد افزایش داده است. به‌دلیل کاهش نرخ بهرهٔ حقیقی، با کاهش پس‌انداز بخش خصوصی، مصرف از طریق معادلهٔ اولر افزایش یافته است. سیاست پولی در تولید ملی آثار نوسانی داشته است. دلایل عمده برای این رفتار نوسانی را می‌توان بدین شرح توضیح داد: تغییرات تولید در مرحلهٔ اول با تقویت مصرف بخش خصوصی و مخارج بخش دولتی مثبت بوده، ولی همراه با کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، تولید ملی روند کاهشی را دنبال کرده و در نهایت از

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

طریق عرضهٔ بیشتر ذخایر خارجی در اقتصاد به‌منظور کم‌کردن فشار بازار ارز (تقویت ارزش پول ملی) بعد از چند دوره، به‌همراه بهبود عملکرد واردات محصولات واسطه‌ای و نهاده‌های تولید، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی افزایش و تولید نیز روند صعودی را تجربه کرده است.

۵ـ ازآنجایی‌که فشار بازار ارز یکی از مهم‌ترین نماگرهای هشدار زودهنگام در مطالعات حوزهٔ بحران ارزی و اقتصادی در سطح بین‌المللی محسوب می‌شود، لازم است توجه و حساسیت بانک مرکزی به محاسبهٔ این متغیر و واکنش نسبت به آن بیش از پیش معطوف شود.

در نهایت، به‌منظور بسط و گسترش مطالعات آتی در این حوزه برای دستیابی به تابع واکنش دقیق‌تر بانک مرکزی در خصوص فشار بازار ارز و نیز مداخلهٔ بهینه از طریق ذخایر خارجی، می‌توان پیشنهاد کرد ارز رسمی و غیررسمی در مدل‌سازی تفکیک شود و بخش خانوار، ارز غیررسمی را به‌مثابهٔ یک دارایی قابلِ‌جایگزین با سهام و اوراق مشارکت مورد تقاضا قرار دهد. مدل‌سازی فشار بازار ارز با این رویکرد، قدرت بیشتری برای شناسایی دلاریزه‌شدن اقتصاد به‌عنوان یک واقعیت قابلِ‌مشاهده در اقتصاد ایران دارد و به‌تبع از این طریق، پاسخ‌گویی عاملان اقتصادی به انتظارات تورمی را از کانال‌های بیشتری می‌توان دنبال کرد. به طوری که این موضوع را می‌توان از طریق کانال سبد دارایی مکانیسم‌های انتقال تکانه‌های ارزی نیز بسط داد. این رویکرد باعث می‌شود تکانه‌های ارزی به صورت مستقیم در تصمیمات بهینهٔ خانوار بر اساس سبد دارایی اعمال شود.

فهرست منابع

امیری، ح.، و ملابهرامی، ا. (۱۳۹۶). *اقتصاد کلان‌سنجی ساختاری با رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)*. تهران: نشر ترمه.

پدرام، م. (۱۳۸۴). *مالیهٔ بین‌الملل*. تهران: *انتشارات دانشگاه الزهراء*.

توکلیان، ح.، و صارم، م. (۱۳۹۶) *الگوهای DSGE در نرم افزار DYNARE (الگوسازی، حل و برآورد مبتنی بر اقتصاد ایران)*. تهران: انتشارات پژوهشکدهٔ پولی و بانکی، بانک مرکزی ج.ا.ا.

امراللهی بیوکی، ا.، ابطحی، س. ی.، و علی حیدری بیوکی، ط. (۱۳۹۷). تحلیل غیرخطی رفتار فشار بازار ارز در اقتصاد ایران: رویکرد خودرگرسیون آستانه‌ای خودمحرک (SETAR). فصلنامهٔ پژوهش‌های پولی‌ـ بانکی، ۱۱(۳۷)، ۴۱۳-۴۳۶.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

باغجری، م.، حسینی نسب، ا.، و نجارزاده، ر. (۱۳۹۲). بررسی فشار بازار ارز و اندازه‌گیری درجهٔ دخالت دولت در این بازار با استفاده از روش هم‌جمعی: مطالعهٔ موردی ایران. *فصلنامهٔ مدل‌سازی اقتصادی*، ۹(۳)، ۸۳-۱۰۲.

توکلیان، ح.، و افضلی ابرقویی، و. (۱۳۹۵). مقایسهٔ عملکرد اقتصاد کلان در رژیم‌های مختلف ارزی (با رویکرد DSGE). *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۶(۶۱)، ۸۱ـ۱۲۵.

خیابانی، ن.، و غلجه‌ای، س. (۱۳۹۳). رژیم‌های ارزی و فشار بازار ارز در یک اقتصاد صادرکنندهٔ نفت (مورد ایران). *فصلنامهٔ علمی-پژوهشی برنامه و بودجه*، ۱۹(۳)، ۳-۲۲.

خیابانی، ن.، و امیری، ح. (۱۳۹۳). جایگاه سیاست‌های پولی و مالی ایران با تأکید بر بخش نفت با استفاده از مدل DSGE. *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۴(۵۴)، ۱۳۳-۱۷۳.

سعادت‌نژاد، ع.، طباطبایی‌نسب، ز.، و ابطحی، س. ی. (۱۳۹۸). اثرات مداخلهٔ بانک مرکزی در بازار ارز بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران در قالب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE). *فصلنامهٔ راهبرد اقتصادی*، ۸(۳۱)، ۷۹ـ۱۱۵.

شاهمردای، ا.، و صارم، م. (۱۳۹۲). سیاست پولی بهینه و هدفگذاری تورم در ایران. *مجلهٔ تحقیقات اقتصادی*، ۴۸(۲)، ۲۵-۴۲.

طباطبایی‌نسب، ز.، و افشاری، ز. (۱۳۹۱). برآورد میزان مداخلهٔ مستقیم بانک مرکزی ایران با رویکرد فشار بازار ارز. *فصلنامهٔ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۰(۶۴)، ۸۷-۱۱۴.

عبادی، ج.، و جهانگرد، ه. (۱۳۹۱). الگوسازی مداخلهٔ ارزی در بازار ارز ایران. *مجلهٔ تحقیقات اقتصادی*، ۴۷(۳)، ۲۳-۴۴.

عزیزی، ز (۱۳۹۱). میزان مداخلهٔ بهینه در بازار ارز: مورد ایران (پایان‌نامهٔ دکتری). دانشکدهٔ اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی دانشگاه شیراز.

مشیری، س.، و خطیبی، س. (۱۳۹۱). تحلیل و شناسایی عوامل مؤثر بر دخالت بانک مرکزی در بازار ارز ایران. *فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱(۴)، ۳۳-۶۱.

منظور، د.، و تقی‌پور، ا. (۱۳۹۴). تنظیم یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) برای اقتصاد باز کوچک صادرکنندهٔ نفت؛ مورد مطالعه: ایران. *فصلنامهٔ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۳(۷۵)، ۷-۴۴.

هادیان، ا.، و اوجی‌مهر، س. (۱۳۹۲). بررسی رفتار شاخص فشار بازار ارز در اقتصاد ایران با استفاده از یک الگوی خودرگرسیو با انتقال ملایم (STAR). *فصلنامهٔ علمی-پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۳(۱۰)، ۲۴۷-۲۶۶.

یزدانی، م.، درگاهی، ح.، و اکبری افروزی، ر. (۱۳۹۶) هدف‌گذاری تورم با تأکید بر نرخ ارز حقیقی در اقتصاد کلان ایران. *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۳(۷۲)، ۱۵۱-۱۸۶.

Adolfson, et al. (2007). Bayesian estimation of an open economy DSGE model with incomplete pass-through, *Journal of International Economics*, 72, 481-511.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

Almekinders, G. (1996). The political economy of central bank intervention. *Public Choice*, 127-146.

Bahmani-Oskooee, M., & Shiva, R. (1998). A method of detecting whether a central bank engages in the black market for foreign exchange: Evidence from Iran, *Journal of Economics Letters*, 60, 97–103.

Brainard, W. C. (1967). Uncertainty and the effectiveness of policy. *American Economic Revenue Papers and Proceedings*, 57, 411-25.

Benigno, G., Benigno, P., & Ghironi, F. (2007). Interest rate rules for fixed exchange rate regimes. *Journal of Economic Dynamics and Control* 31, 2196-2211.

Benes, J., Berg, A., & Portillo, R. A., (2014). Modeling sterilized interventions and balance sheet effects of monetary policy in a New-Keynesian framework. *Open Econ Rev*, Springer Science, Business Media New York, DOI 10.1007/s11079-014-9320-1.

Benchimo, J., & Fourcans, A. (2019). Central bank losses and monetary policy rule: A DSGE investigation. *International Review of Economics and Finance*, 1-33.

BIS. (2005). Foreign exchange market intervention in emerging markets: motives, techniques and implications. BIS Papers No. 24, *Bank for International Settlements*, Basel.

Boyer, R. (1978). Optimal foreign exchange market intervention. *Journal of Political Economy*, 86, 1045–55.

Christiano, Lawrence J., Eichenbaum, Ma. & Evans, C. L., (2005). Nominal rigidities and the dynamic effect of a shook to monetary policy. *Journal of Political Economy*, 113, 1-45.

Calvo, G. (1983). Staggered price setting in a utility- maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12, 383-398.

Christopher J. Erceg, Henderson, D. W., & Levin, A. T. (1999). Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts. *Journal of Monetary Economics*, 46, 281-313.

Castelnuovo, E., & Nisticó, S. (2010). Stock market conditions and monetary policy in a DSGE model. *Research Discussion Papers 11/2010*, Bank of Finland.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

Davies R. B. (1977). Hypothesis testing when A nuisance parameter is present only under the alternative. *Biometrica* 64: 247–254.

Dee, P. S. (1983). *Optimal exchange market intervention* (Ph.D. Thesis). Simon Fraser University, Vancouver, Canada.

Davis, S. J., Devereux, M. B., & Yu G., (2020). *Sudden stops and optimal foreign exchange intervention* (Working Paper 28079). National Bureau of Economic Research.

Edwards, S. (1996). Exchange rates and the political economy of macroeconomic discipline. *The American Economic Review*, 86(2), 159-163.

Erceg, C., A. Levin (2003). Imperfect credibility and inflation persistence. *Journal of Monetary Economics* 50, 915–944.

Escudé, Guillermo J. (2012). A DSGE model for a SOE with systematic interest and foreign exchange policy. *Economics Discussion Papers* 2012-40, Kiel Institute for the World Economy (IfW).

Erceg, C.J., Henderson, D.W., & Levin, A.T. (2000). Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts. *Journal of Monetary Economics* 46, 281-313.

Gusmanita, L. Effendi, N. & Kurniawan, R. (2020). Determinan exchange market pressure negara inflation targeting di ASEAN. *Jurnal Economiat* 16(1), 18-32.

Garcia L. G. (2002). *Trading rule profitability and official intervention in foreign exchange markets of emerging economies* (Ph.D. Thesis). College of Business and Economics at West Virginia University.

Gelain, P., & Kulikov, D. (2009). *An estimated dynamic stochastic general equilibrium model for Estonia* (Working Papers of Eesti Pank No 5/2009).

Gelman, A., & Rubin, D. (1992). Inference from iterative simulation using multiple sequences. *Statistical Science*, 7(4), 457-472.

Gilal, M. A. (2011). *Exchange market pressure and monetary Policy: A case study of Pakistan* (Ph.D Thesis). *University of Glasgow*.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

Girton, L. & Roper, D. (1977). A monetary model of exchange market pressure applied to the postwar Canadian experience. *Journal of American Economi Review*, 67,537–548.

Im, J. H. (2001). Optimal currency target zones: How wide should exchange rate bands be? *International Economic Journal*, 15(1), 61–93.

IMF. (2011). Foreign exchange market intervention: How good a defense against appreciation winds? Regional economic outlook: Western hemisphere, chap 3. *International Monetary Fund*, Washington DC.

Justiniano et al. (2009). Investment shocks and the relative price of investment, *SSRN Electronic Journal*, DOI: 10.2139/ssrn.1523779.

Kearny, C., and R. McDonald (1986). Intervention and sterilization under floating exchange rates: The UK 1973-1983. *European Economic Review*, 30, 345-364.

Kydland F. E., & Prescott, E. C., (1982). Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, 50, 1345-1370.

Kumah, F.Y. (2009). *A Markov-switching approach to measuring exchange market pressure* (IMF working paper, WP/07242/).

Kaminsky, G., Lizondo, S. & Reinhart, C. M. (1998). Leading indicators of currency crises. *IMF staff Paper*, 45(1).

Kollmann, R. (2001). The exchange rate in a dynamic-optimizing current account model with nominal rigidities: A quantitative investigation, *Journal of International Economics*, 55, 243–262.

Klaassen, F., (2016). Interest rate rules, exchange market pressure and successful exchange rate management, *Tinbergen Institute Discussion Paper*, the Netherlands, TI 2016-034/VI.

Klaassen, F. & Mavromatis, K. (2019). *Exchange market pressure in Interest rate rules* (Ph.D Thesis). Amsterdam School of Economics, the Netherlands.

Kim, S. W., & Bhattacharya, R. (2009). An empirical investigation of nonlinearity. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 38, 443–460

Linnemann, L. & Schabert, A. (2003). Fiscal policy in neoclassical Synthesis. *Journal of Money, Credit and Banking*, 35, 6, 911-929.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

Lee, S., & Kim, Y. M., (2020). Effect of foreign exchange intervention: The case of Korea. *Pacific Economic Review*, Wiley online library, 1–19.

Leon, H. & S. Najarian (2005). Asymmetric adjustment and nonlinear dynamics in real exchange rates. *International Journal of Finance and Economics*, 10, 15-39.

Liu, X. & Zhang, J. (2009). RMB exchange market pressure and central bank exchange market intervention. *Journal of China and World Economy*, 17, 3, 75–92.

Mohamed Hassan M. (2009). *Essays on central bank interventions in advanced and emerging market economies an application to Japan and Turkey* (Ph.D. Thesis). The City University of New York, United States.

Moacelli, T., (2005). Monetary policy in a low pass-through environment. *Journal of Money, Credit and Banking*, 37(6), 1047-1066.

Neely, C. J. (2005). An analysis of recent studies of the effect of foreign exchange intervention. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 87(6), 685-717.

Ostry J, Ghosh A, & Chamon M (2012). Two targets, two instruments: Monetary and exchange rate policies in emerging market economies. Staff Discussion Notes No. 12/1, *International Monetary Fund, Washington DC.*

Panday, A. (2015). Impact of monetary policy on exchange market pressure: The case of Nepal. *Journal of Asian Economics*.

Pontines V., & R. S. Rajan (2011). Foreign exchange market intervention and reserve accumulation in emerging Asia: Is there evidence of fear of appreciation? *Economics Letters*, 111, 252–255.

Poole, W. (1970). Optimal choice of monetary policy instruments in a simple stochastic Macro model. *Journal of Political Economy*, 84, 197-216.

Peiris. S, & Saxegaard. M, (2010). An estimated dynamic stochastic general equilibrium model for monetary policy analysis in Mozambique, *IMF Staff Papers*, 57,256–280

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

Roper, D., & Turnovsky, S. J., (1980). Optimal exchange market intervention in a simple stochastic macro model. *Canadian Journal of Economics*, 13, 296–309.

Roger S., Restrepo J., & Garcia C. (2009*). Hybrid inflation targeting regimes* (IMF Working Paper 09/32,). International Monetary Fund, Washington DC.

Siklar, I. & Akca, A. (2020). Exchange market pressure and monetary policy: The Turkish case. *Ekonomika*, 99(1), 110-130.

Setser, B. (2007). The case for exchange rate flexibility in oil-exporting economies. *Peterson Institute for International Economics.*

Smets, F., & Wouters, R. (2003). Monetary policy in an estimated stochastic dynamic general equilibrium model of the Euro area. *Journal of the European Economic Association*, 1, 1123–1175.

Taylor, J. (2001). The role of the exchange rate in monetary policy rules. *Am Econ Rev Pap Proc*, 91(2):26–267.

Taylor, D. (1982). Official intervention in the foreign exchange market, or, bet against the central bank. *Journal of Political Economy*, 90, 356-368.

Taylor, M. & Allen, H. (1992). The use of technical analysis in the foreign exchange market. *Journal of International Money and Finance*, 11, 304–314.

Terasvirta, T., (1998). Modeling economic relationships with smooth transtition regressions. In A. Ullah and D. Giles (eds), *Handbook of Applied Economic Statistics*. Dekker, New York, 229–246.

Terasvirta, T. (2004). Smooth transition regression modelling. In H. Lutkepohl and M. Kratzig (eds), Applied time series econometrics, Cambridge University Press, Cambridge.

Tsay, R. (1989). Testing and modeling threshold autoregressive processes. *Journal of American Statistics Association*, 84, 231-240.

Sarno, L., & Taylor, M. P. (2001). Official intervention in the foreign exchange market: is it effective and, if so, how does it work? *Journal of Economic Literature*, 39, 839-868.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]

Tanner, E. (2000). Exchange market pressure and monetary policy: Asia and Latin America in the 1990s. *IMF Staff papers*, *47*(3), 311-333.

Takagi, S. (1991). Foreign exchange market intervention and domestic monetary control in Japan, 1973-89. *Japan and the World Economy*, 3, 147-180.

Weymark, D.N (1995). Measuring exchange market pressure and intervention in interdependent economies: A two-country model. *Review of International Economics*, 5, 72-82.

Weymark D. N. (1997). Measuringthe degree of exchange market intervention in a small open economy. *Journal of International Money and Finance*, 16, 55-79.

JmulTi (2020)

Matlab (2020) & Dynare

TCCSystem

پیوست‌ها

الف- آزمون تشخیصی بروکز و گلمن

https://docs.google.com/document/d/196TWXW8KOM8dmkDYtT8s46-biq_uxUy63KF3hcm6Hh0/edit?usp=sharing

ب- نرخ میانگین موزون ارز

https://docs.google.com/document/d/1ZBGsxy9NjvksBYcOvAgDdzHSD78kIQYOe4T8uXRV0yA/edit?usp=sharing

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.3.7]