نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۱۰۱
سال سی‌ام، بهار ۱۴۰۱، صفحه ۳۹۲ - ۳۵۷

سنجش ناترازی نرخ حقیقی ارز و عوامل مؤثر بر آن در مجموعه کشورهای عضو اوپک (با تأکید بر شاخص‌های باز بودن حساب سرمایه و انعطاف‌پذیری نرخ ارز)

صدرا کملاخ
دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران
skomlakh@gmail.com
محمدرضا فرزین
دانشیار، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران و استاد مدعو گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران(نویسنده مسئول)
b_farzin@yahoo.com
کریم امامی جزه
استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران
karim_emami@yahoo.com

تغییرات نرخ حقیقی ارز بر وضعیت تراز پرداخت‌ها و قدرت رقابت بین‌المللی یک کشور تأثیرگذار است و انحراف آن از سطح تعادلی بلندمدت، معمولاً عدم تعادل‌هایی در اقتصاد کلان ایجاد می‌کند. این امر در کشورهای دارای منابع نفتی با توجه به ساختار تجارت خارجی آن‌ها نیز دارای اهمیت است. بر این اساس، با توجه به معدود مطالعاتی پیرامون موضوع مورداشاره در مجموعه منتخبی از کشورها با ویژگی‌های خاص مشترک، هدف از این تحقیق بررسی عوامل مؤثر بر ناترازی نرخ حقیقی ارز در مجموعه کشورهای عضو اوپک در دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۲۰ می‌باشد. در این راستا ضمن محاسبه نرخ حقیقی ارز، مقادیر تعادلی و درنهایت ناترازی آن در مجموعه منتخب تحقیق با رویکردهای سازگار با مبانی نظری، به بررسی عوامل مؤثر بر ناترازی نرخ حقیقی ارز ازجمله باز بودن حساب سرمایه و انعطاف‌پذیری نرخ ارز با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) پرداخته‌شده است. نتایج علاوه بر نشان دادن وضعیت ناترازی نرخ حقیقی ارز در هر یک از کشورهای موردبررسی، نشان می‌دهد استراتژی حساب سرمایه و انعطاف‌پذیری نرخ ارز تأثیر معناداری بر ناترازی نرخ حقیقی ارز دارد. با توجه به نتایج تحقیق، اتخاذ یک نظام ارزی شناور مدیریت‌شده، جلوگیری از افزایش حجم پول و نقدینگی و برنامه‌ریزی برای کاهش تبدیل دلارهای حاصل از منابع طبیعی به پول ملی، کنترل تورم و درنتیجه حفظ قدرت رقابت‌پذیری کشورهای صادرکننده نفت در مقایسه با سایر کشورها به‌عنوان راهکارهای سیاستی مطرح‌شده است.

طبقه‌بندی JEL: F31, F38, F41, O24
واژگان کلیدی: نرخ حقیقی ارز، ناترازی نرخ حقیقی ارز، فیلتر هودریک-پرسکات، باز بودن حساب سرمایه، انعطاف‌پذیری نرخ ارز

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰ / ۸ / ۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱ / ۲ / ۲۳

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]
[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

۱. مقدمه

نرخ حقیقی ارز (RER)[1] که به‌عنوان قیمت نسبی کالاهای قابل تجارت به کالاهای غیرقابل تجارت تعریف می‌شود، یکی از مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصاد باز محسوب می‌شود. نرخ حقیقی ارز بر اساس ارزش اسمی ارز تحت تأثیر تورم در کشورها، در نظر گرفته می‌شود. با افزایش روابط اقتصادی کشورها در عرصه جهانی‌سازی مالی، درک صحیح رفتار نرخ حقیقی ارز برای تدوین سیاست‌های کلان اقتصادی بسیار بااهمیت است (ادواردز[2]، ۲۰۱۸). به‌طوری‌که، ارزش‌گذاری کمتر نرخ حقیقی ارز می‌تواند رشد اقتصادی را از طریق جبران ناتوانی در رقابت بین‌المللی ناشی از کیفیت نهادی ضعیف و نواقص بازار که در کشورهای درحال‌توسعه رایج است، سرعت ببخشد (گازمن و همکاران[3]، ۲۰۱۸). از طرفی، بر اساس نظر فرانکل و ساراولوس[4] (۲۰۱۹) و ماهارادیکا[5] (۲۰۲۰)، ارزش‌گذاری بالاتر نرخ حقیقی ارز، الزامات مهمی برای اقتصاد به‌ویژه در ارتباط باثبات اقتصاد کلان به همراه دارد؛ ولیکن درمجموع هیچ‌یک از دو شرایط پیش‌گفته که به آن ناترازی نرخ حقیقی ارز گفته می‌شود، در بلندمدت مطلوب نیست و آسیب‌ها و هزینه‌های قابل‌توجهی برای اقتصاد کشورها به همراه دارد؛ بنابراین توجه کافی به این حوزه مطالعاتی، دارای اهمیت است. ناترازی نرخ حقیقی ارز، انحراف نرخ حقیقی ارز از مسیر تعادلی (بلندمدت) آن است و به دو صورت فوق ظاهر می‌شود. اگر نرخ حقیقی ارز پایین‌تر از نرخ تعادلی حقیقی ارز باشد، انحراف به‌صورت «بیش‌ازحد ارزش‌گذاری کردن پول ملی» یا گران کردن پول ملی ظاهر خواهد شد و اگر نرخ حقیقی ارز بالاتر از مقدار تعادلی باشد، انحراف به‌صورت «کمتر از حد ارزش‌گذاری کردن پول ملی» یا ارزان‌تر کردن پول ملی خواهد بود (محمدی و نبی‌زاده، ۱۳۹۲).

---

1. Real Exchange Rate
2. Edwards
3. Guzman et.al
4. Frankel and Saravelos
5. Mahraddika

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

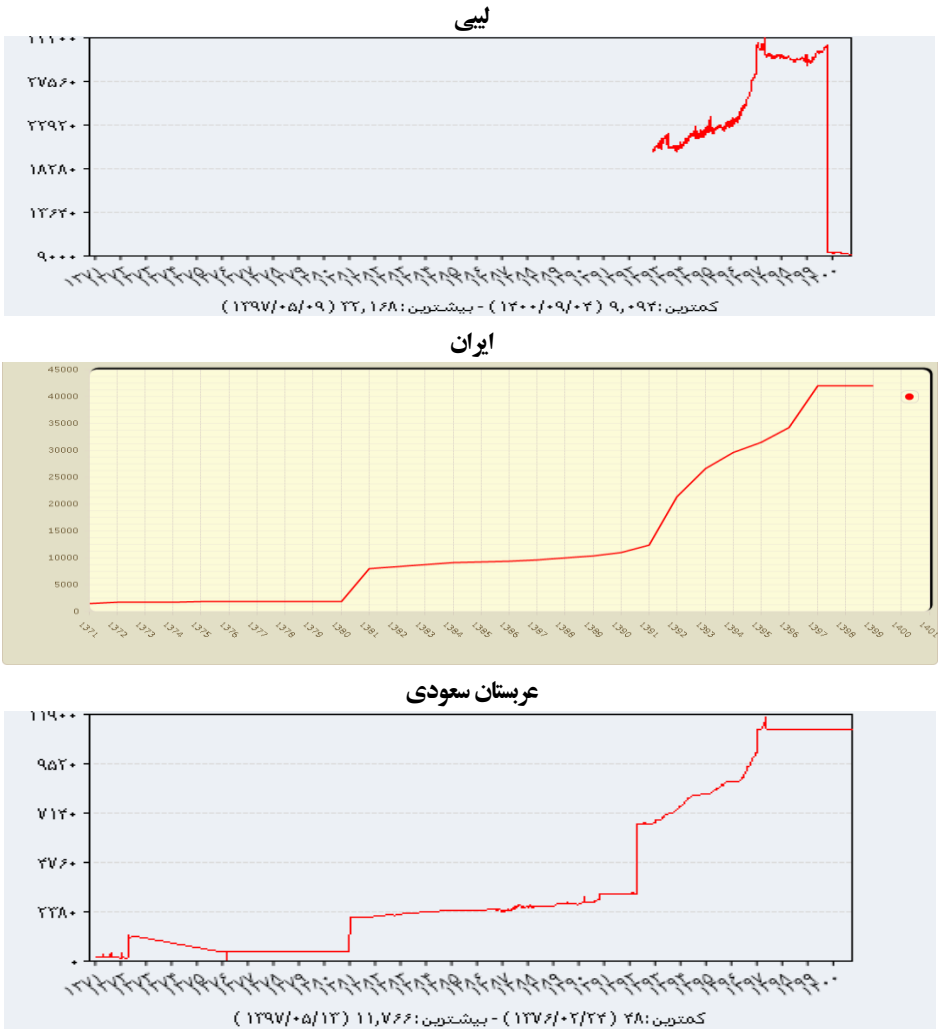
[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

شایان‌ذکر است، مبانی نظری گسترده‌ای در رابطه با ناترازی RER و پیامدهای اقتصادی آن وجود دارد. در مطالعاتی همچون ماهارادیکا (۲۰۲۰) و فرانکل و ساراولوس (۲۰۱۹)، بر اهمیت ناترازی نرخ حقیقی ارز در کشورهای درحال‌توسعه به‌ویژه کشورهای صادرکننده نفت تأکید شده است. در این مطالعات مطرح‌شده است که ناترازی نرخ ارز می‌تواند به‌عنوان یکی از نشانه‌های بحران اقتصادی در این کشورها مدنظر قرار گیرد. بر این اساس این شاخص در کشورهای صادرکننده نفت که عموماً ساختاری وابسته به نفت دارند و سهم بزرگی از درآمدهای آنان را درآمدهای نفتی تشکیل می‌دهد و از راه تبدیل درآمدهای ارزی به پول ملی، بخش قابل‌توجهی از هزینه‌های جاری خود را پوشش می‌دهند، اهمیت بیشتری پیدا می‌کند؛ زیرا نوسان در درآمدهای نفتی بر پایه پولی این کشورها تأثیر گذاشته و از این طریق موجب بی‌ثباتی نرخ حقیقی ارز می‌شود (ترکی و فراهانی، ۱۳۹۰). ضمن اینکه با توجه به در هم تنیدگی سیاست‌های پولی، مالی، ارزی و تجاری در این کشورها سازوکار تعیین نرخ ارز نیز با دشواری‌های خاص خود مواجه است؛ به‌ویژه زمانی که پاره‌ای ملاحظات سیاسی و ملی در زمینه جلوگیری از کاهش ارزش پول ملی نیز به بحث فوق اضافه شود. اقتصاد ایران مصداق بارز بحث فوق است (مزینانی و قربانی، ۱۳۹۳). بر این اساس، بررسی وضعیت ثبات نرخ ارز در کشورهای نفتی عضو اوپک[1] نشان می‌دهد برخی کشورها در مجموعه اوپک دارای ثبات بالاتری در نرخ ارز و برخی دیگر با عدم تعادل‌هایی مواجه هستند؛ نمودار (۱) مربوط به نرخ ارز رسمی سه کشور لیبی، ایران و عربستان است. همان‌گونه که نمودار نشان می‌دهد وضعیت ثبات نرخ ارز در این سه کشور نفتی طی دوره زمانی ۱۹۷۸-۲۰۲۱ متفاوت بوده است؛ بنابراین در نظر گرفتن مجموعه کشورها با برخی ویژگی‌های مشترک (که در این مطالعه صادرات نفت این کشورها مدنظر بوده است) و شرایط اقتصادی متفاوت، می‌تواند نتایج قابل‌تعمیمی فراهم آورد.

1. OPEC

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]



نمودار ۱. نرخ ارز کشورهای لیبی، عربستان و ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۱-۱۴۰۰

منبع: بانک مرکزی ج.ا.ا (۱۴۰۰)

بنابراین با توجه به اهمیت موضوع، حال این سؤال مطرح می‌شود که به‌واقع چگونه می‌توان تبیین دقیقی از وضعیت نرخ حقیقی ارز به‌ویژه در کشورهای دارای منابع نفتی و درنتیجه انحرافات آن از مقادیر تعادلی بلندمدت ارائه نمود. بدین ترتیب برای پاسخ به این سؤال باید متغیرهای

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

اساسی (عوامل بنیادی) تأثیرگذار بر نرخ ارز حقیقی و ابزارهای سیاست‌گذاری آن موردبررسی قرار گیرد. در این راستا، هدف از این تحقیق بررسی تأثیر انعطاف‌پذیری نرخ ارز و باز بودن حساب سرمایه بر ناترازی نرخ حقیقی ارز در مجموعه کشورهای عضو اوپک[1] در دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۰۰ است. ازجمله نوآوری مطالعه حاضر در این است که مطالعات داخلی پیرامون ناترازی نرخ حقیقی ارز صرفاً برای کشور ایران و با داده‌های سری زمانی انجام‌شده است و در این میان مطالعه‌ای که به این موضوع به‌صورت بین کشوری بپردازد، یافت نشد و یا دست‌کم بسیار معدود است. همچنین در این مطالعه تلاش شده است علاوه بر محاسبه نرخ حقیقی ارز، نرخ حقیقی ارز تعادلی و ناترازی نرخ ارز با رویکردهای سازگارتر با مبانی نظری، پیامدهای دو جنبه مهم مدیریتی نرخ حقیقی ارز یعنی انتخاب رژیم نرخ ارز و میزان باز بودن حساب سرمایه بر ناترازی نرخ ارز بررسی شود که تاکنون در ادبیات نظری به‌ویژه مطالعات داخلی به‌طور شایسته موردتوجه قرار نگرفته است.

بنابراین، ساماندهی مقاله حاضر به این صورت است که در بخش اول، مبانی نظری و سپس پیشینه تحقیق در بخش دوم ارائه می‌شود. در بخش سوم نیز به‌تصریح مدل، معرفی متغیرها و روش‌شناسی تحقیق پرداخته‌شده و در بخش چهارم نتایج و بحث ارائه می‌شود. در بخش پایانی نیز تجزیه‌وتحلیل نتایج و پیشنهادها موردتوجه قرارگرفته است.

۲. ادبیات نظری پژوهش

به انحراف نرخ حقیقی ارز از مسیر تعادلی (ERER)[2]، ناترازی نرخ حقیقی ارز[3] گفته می‌شود. ازنظر مفهومی، نرخ حقیقی ارز تعادلی، سطحی از نرخ حقیقی ارز است که اقتصاد را در تعادل داخلی و خارجی تحت مقادیر پایدار متغیرهای برون‌زا و سیاستی حفظ می‌کند. تعادل داخلی زمانی حاصل می‌شود که بازار کالاهای غیرقابل تجارت در اشتغال کامل باشند. تعادل خارجی نیز

---

۱. کشورهای عراق، آنگولا، اکوادور، امارات متحده عربی، اندونزی، ایران، کنگو، عربستان، قطر، کویت، گابن، لیبی، نیجریه و ونزوئلا.

2. Equilibrium RER
3. Real exchange rate misalignment

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

مربوط به پویایی حساب‌جاری در اقتصاد است و زمانی برقرار می‌شود که کسری حساب‌جاری با جریانات پایدار سرمایه تأمین شود. نرخ حقیقی ارز (که در رابطه (۱) با e مشخص‌شده است) نسبت قیمت کالاهای قابل تجارت به کالاهای غیرقابل تجارت تعریف می‌شود و رقابت بین‌المللی یک کشور را اندازه‌گیری می‌کند؛ یعنی هزینه نسبی تولید کالاهای قابل تجارت در داخل در مقایسه با شرکای تجاری. سطحی از نرخ حقیقی ارز که اقتصاد را در تعادل داخلی و خارجی حفظ می‌کند، نرخ ارز تعادلی (e^*) تعریف می‌شود. تعادل داخلی در اقتصاد زمانی حاصل می‌شود که بازار کالاهای غیرقابل تجارت به‌صورت رابطه زیر تسویه شود:

$$y_N(e,\varepsilon) = c_N + g_N, \qquad \frac{\partial y_N}{\partial e} < 0, \qquad \partial y_N/\partial \varepsilon < 0 \tag{۱}$$

به‌طوری‌که y_N عرضه کالاهای غیرقابل تجارت در سطح اشتغال کامل است و c_N کل مخارج بخش خصوصی بر اساس کالاهای قابل تجارت و g_N بخشی از مخارج دولت برای کالاهای غیرقابل تجارت است. عرضه کالاهای غیرقابل تجارت توسط متغیر بهره‌وری (ε) برای بخش قابل تجارت و به عبارتی تفاوت رشد بهره‌وری بخش قابل تجارت نسبت به بخش غیرقابل تجارت تعیین می‌شود. افزایش ε باعث افزایش عرضه کالاهای قابل تجارت می‌شود درحالی‌که تولید کالاهای غیرقابل تجارت را باقیمت نسبی معینی کاهش می‌دهد. بر اساس رابطه (۱)، با افزایش تقاضا برای کالاهای غیرقابل تجارت، قیمت کالاهای غیرقابل تجارت نسبت به قیمت کالاهای قابل تجارت به‌منظور افزایش عرضه کالاهای غیرقابل تجارت و / یا افزایش تقاضا برای کالاهای قابل تجارت افزایش یابد؛ ازاین‌رو تعادل داخلی حفظ می‌شود. رابطه (۱) در مطالعات ماهارادیکا (۲۰۲۰)، اصلاح و خاولا[1] (۲۰۱۸) و بافس و همکاران[2] (۲۰۰۰) مطرح‌شده است. رابطه (۲) نیز که در مطالعات ماهارادیکا (۲۰۲۰)، گازمن و همکاران (۲۰۱۸) و ابریشمی و مهرآرا (۱۳۸۳) استفاده‌شده است، تعادل خارجی را مطرح می‌کند. بر اساس ویژگی رابطه (۲)، اقتصاد زمانی به

1. Slah & Khawla
2. Baffes

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

تعادل خارجی دست می‌یابد که مانده‌حساب جاری با موقعیت خالص بستانکار در بازارهای مالی جهانی (مازاد حساب‌جاری) مطابقت داشته باشد:

$$\dot{f} = b + z + rf = y_T(e, \varepsilon) - g_T - \theta_c + rf + z, \frac{\partial y_T}{\partial e} > 0, \partial y_T / \partial \varepsilon > 0 \qquad (۲)$$

به‌طوری‌که $\dot{f}$ نشان‌دهنده تعادل حساب‌جاری (خالص دارایی‌های خارجی) است که شامل تراز تجاری (درآمد حاصل از صادرات منهای هزینه واردات– b)[1]، نقل و انتقالات خالص خارجی (z)[2] و درآمد خالص از دارایی خارجی f است[3] (نرخ بازده واقعی دارایی‌های خارجی توسط r نشان داده می‌شود). g_T و Θ به ترتیب مخارج دولتی و سهم مخارج بخش خصوصی برای کالاهای قابل تجارت از کل مخارج بخش خصوصی (c) است. تراز تجاری، تفاوت بین عرضه کل کالاهای قابل تجارت در اقتصاد و جذب داخلی تعریف می‌شود که شامل مخارج خصوصی و دولتی در کالاهای قابل تجارت است. با فرض اینکه عملکرد و سطح دارایی‌های خارجی در حالت پایدار هستند و با تنظیم سمت چپ معادله (۲) روی صفر و استفاده از معادله (۱)، تعادل نرخ حقیقی ارز (e^*) را می‌توان به شکل زیر بیان کرد:

$$\dot{e} = \dot{e}(g_N, g_T, [r^* f^* + z], \varepsilon) \qquad (۳)$$

که در آن «*» مقادیر حالت پایدار متغیرهای درون‌زا را نشان می‌دهد. رابطه (۳) در مطالعات ماهارادیکا (۲۰۲۰)، ادواردز (۱۹۸۹)، روگوف[4] (۱۹۹۶) و تیلور و تیلور[5] (۲۰۰۴)، مطرح‌شده است. بر اساس ویژگی این رابطه و مشتقات جزئی آن، افزایش (کاهش) مخارج دولت برای کالاهای غیرقابل تجارت (کالاهای قابل تجارت) منجر به افزایش (تنزل) نرخ حقیقی ارز می‌شود. بهبود وضعیت خالص بستانکار یا بهره‌وری در تولید کالاهای قابل تجارت نیز با افزایش RER

1. Trade balance
2. Net foreign transfer
3. Net income from the foreign asset
4. Rogoff
5. Taylor and Taylor

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]
[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

مرتبط است. معادله (۳) همچنین نشان می‌دهد که ERER به شرطی که متغیرهای اساسی ثابت باشند (که مربوط به رویکرد برابری قدرت خرید است که در آن ERER به یک سطح مشخص در یک دوره خاص اشاره می‌کند) مقدار ثابتی است. بااین‌حال، اگر متغیرهای اساسی ثابت نباشند، نرخ حقیقی ارز تعادلی نیز مسیر مشخصی را دنبال می‌کند؛ بنابراین در مجموع، رویکردهای نظری و تجربی با استفاده از روش‌ها، نمونه‌ها و شاخص‌های مختلف قیمت بیشتر به سمت یک مسیر غیرثابت از نرخ حقیقی ارز تعادلی گرایش دارند.

مطابق رابطه (۳) نرخ ارز حقیقی سازگار با تراز داخلی و خارجی به مجموعه‌ای از متغیرهای برون‌زا و سیاستی بستگی دارد. ازجمله مزیت‌های رابطه (۳) این است که در کاربردهای عملی، رابطه مذکور میان $\dot{e}$ و متغیرهای اساسی را رویکرد جدید به نرخ‌های ارز حقیقی تعادلی می‌نامند که آن را از رویکرد برابری قدرت خرید (PPP) [1] متمایز می‌سازد. در رویکرد PPP محقق توجه خود را به دوره‌ای که در آن تعادل داخلی و خارجی برقرار است معطوف ساخته و متوسط نرخ ارز حقیقی در آن دوره را به‌عنوان تخمینی از نرخ تعادلی در سایر دوره‌ها به کار می‌برد؛ اما بر اساس رابطه (۳) رویکرد PPP تنها در صورتی معتبر است که متغیرهای اساسی در دوره‌های بعد تغییر نکند. انتقاد مذکور از PPP تقریباً توسط همه صاحب‌نظران پذیرفته‌شده است (ابریشمی و مهرآرا، ۱۳۸۳). با محاسبه نرخ حقیقی ارز تعادلی، درنهایت ناترازی نرخ حقیقی ارز قابل‌محاسبه می‌شود که در بخش روش‌شناسی به‌طور کامل توضیح داده‌شده است. نظریه عمومی پذیرفته‌شده در خصوص ناترازی نرخ ارز بیان می‌کند که با بیش‌ازحد ارزش‌گذاری کردن پول ملی، تقاضا برای واردات به‌طور بالقوه باید افزایش یابد و با کمتر از حد ارزش‌گذاری کردن پول ملی تقاضا برای واردات کاهش می‌یابد؛ زیرا افزایش قدرت رقابت‌پذیری کالاهای خارجی در بازارهای جهانی نسبت به کالاهای داخلی به دلیل ارزان بودن کاذب نرخ واقعی ارز سبب افزایش تقاضا برای واردات خواهد شد (محمدی و نبی زاده، ۱۳۹۲).

1. Purchasing power parity

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

بررسی‌های تجربی صورت گرفته در بسیاری از کشورها نشان می‌دهد که ارتباطی قوی میان انحراف نرخ حقیقی ارز از مقدار تعادلی و عملکرد شاخص‌هایی نظیر سرمایه‌گذاری، صادرات و رشد اقتصادی وجود دارد. عدم تعادل نرخ حقیقی ارز هزینه‌های زیادی بر اقتصاد تحمیل خواهد کرد؛ کاهش کارایی اقتصادی، توزیع و تخصیص غیربهینه منابع اقتصادی، اختلال در بازارهای مالی داخلی و تخریب تراز پرداخت‌ها از اثرات تنظیم نامناسب نرخ حقیقی ارز است (حلافی و همکاران، ۱۳۸۳). بر این اساس در این مطالعه برخی عوامل مؤثر بر ناترازی نرخ حقیقی ارز به شرح زیر به‌اختصار توضیح داده‌شده است:

انعطاف‌پذیری نرخ ارز: ماهارادیکا (۲۰۲۰)، نیرا و اسکات (۲۰۱۵)[1]، رینهارت و راگاف[2] (۲۰۰۴) و لوی و استرزنگر[3] (۲۰۰۵) معتقدند که ناترازی نرخ حقیقی ارز با انتخاب نوع رژیم ارز به‌ویژه پس از فروپاشی سیستم برتون-وودز[4] در سال ۱۹۷۳ در ارتباط است. انعطاف‌پذیری نرخ ارز بر تغییرات نرخ‌های ارز و تعدیل تراز پرداخت‌ها تأثیر دارد و تعدیلات را به‌صورت پیوسته و هموار ایجاد می‌کند. بر این اساس، در یک رژیم ارزی، سیاستی که حرکت نرخ ارز را در پاسخ به نیروهای بازار محدود می‌کند، فرآیند تعدیل نرخ حقیقی ارز که به تغییرات در قیمت‌های نسبی متکی است را به دلیل چسبندگی‌ها در اقتصاد داخلی با کندی مواجه و ناترازی نرخ ارز ایجاد می‌کند. این امکان برای مقامات ارزی کشورها وجود دارد که نرخ ارز را در یک سطح مشخصی تعیین کنند و یک استراتژی مداخله‌ای را برای مدیریت ثبات اقتصاد کلان داخلی اعمال کنند؛ ولیکن، این استراتژی ناپایدار بوده و موجب ناترازی خواهد شد (ماهارادیکا، ۲۰۲۰) بنابراین انعطاف‌پذیری نرخ ارز یکی از عوامل تأثیرگذار بر ناترازی نرخ حقیقی ارز است.

شاخص باز بودن حساب سرمایه:[5] افزایش ورود سرمایه، خواه در واکنش به متغیرهای اقتصادی داخلی و خارجی و خواه به شکل وام، کمک‌های بلاعوض و یا سرمایه‌گذاری خارجی، به تقویت

1. Nouira R. Sekkat
2. Reinhart &Rogoff
3. Levy-Yeyati & Sturzenegger
4. Bretton Woods system
5. Capital account openness

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]
[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

نرخ واقعی بلندمدت ارز می‌انجامد. افزایش در جریان خالص سرمایه ممکن است به دلایل افزایش کمک‌های بین‌المللی به علت حوادث طبیعی، کاهش در نرخ بهره جهانی، حذف کنترل‌های متعدد بر روی جریان سرمایه، افزایش بدهی‌های عمومی به علت تأمین کسری بودجه از خارج و افزایش برون‌زا در وام‌دهی اعتباردهندگان خارجی انجام‌گرفته باشد. با افزایش ورود سرمایه، تقاضای کالاهای قابل‌مبادله و غیرقابل‌مبادله افزایش می‌یابد. با فرض این‌که قیمت کالاهای قابل‌مبادله در یک اقتصاد کوچک در بازارهای جهانی تعیین‌شده و ثابت است، قیمت کالاهای غیرقابل‌مبادله افزایش‌یافته و درنتیجه نرخ واقعی ارز در بلندمدت تقویت می‌شود. لازم به ذکر است که اگر با ورود سرمایه، مخارج سرمایه‌گذاری افزایش‌یافته و سبب توسعه ظرفیت بهره‌وری اقتصاد شود، برخلاف حالتی که مخارج مصرفی افزایش می‌یابد، تقویت نرخ واقعی ارز، در بلندمدت نشان‌دهنده بهبود سطح رقابت‌پذیری در اقتصاد خواهد بود (منافی انور و همکاران، ۱۳۹۴)؛ بنابراین شاخص باز بودن حساب سرمایه بر نرخ حقیقی ارز و ناترازی آن تأثیرگذار می‌باشد.

سهم منابع حاصل از فروش نفت و گاز به تولید ناخالص داخلی: اگرچه آثار تغییر قیمت حقیقی نفت بر نرخ واقعی بلندمدت ارز به‌طور معمول از طریق تغییر رابطه مبادله تجاری نمایان می‌شود، اما به لحاظ اهمیتی که قیمت نفت از دهه ۱۹۷۰ در اقتصاد جهانی یافته، در برخی مطالعات به‌عنوان متغیر برون‌زایی که آثار شوک‌های خارجی را به اقتصاد داخل منتقل می‌کند، موردتوجه قرارگرفته است. فرآیند انتقال آثار تغییر قیمت حقیقی نفت بر نرخ حقیقی ارز و ناترازی آن به این صورت است که به‌عنوان مثال با افزایش قیمت حقیقی نفت، نرخ واقعی ارز کشورهای واردکننده نفت تضعیف‌شده و در مقابل، نرخ واقعی ارز کشورهای صادرکننده نفت تقویت می‌شود (منافی انور و همکاران، ۱۳۹۴).

سهم شبه پول و پول از تولید ناخالص داخلی: سهم شبه پول و پول از تولید ناخالص داخلی به‌صورت مستقیم و غیرمستقیم بر نرخ ارز و درنتیجه ناترازی آن مؤثر است. اثر مستقیم این است که با افزایش رشد این سهم، حجم پولی که در دسترس افراد قرار می‌گیرد افزایش‌یافته و سفته‌بازی در بازار ارز افزایش می‌یابد و نرخ ارز بر این اساس دچار نوسان می‌شود. همچنین این

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

متغیر از کانال نرخ تورم بر ناترازی نرخ حقیقی ارز دارای اثر غیرمستقیم می‌باشد. براساس نظریه برابری قدرت خرید، شکاف بیشتر تورم داخلی و خارجی سبب نوسان بیشتر نرخ ارز می‌شود. به‌طوری‌که اگر افزایش قیمت کالاهای داخلی بیش از افزایش قیمت کالاهای مشابه خارجی باشد، تقاضای واردات کالاهای مشابه افزایش‌یافته و درنتیجه نرخ ارز افزایش می‌یابد؛ بنابراین افزایش نرخ ارز معلول افزایش نرخ تورم است و افزایش نرخ تورم نیز معلول افزایش سهم شبه پول و پول از تولید ناخالص داخلی است (ماهارادیکا، ۲۰۲۰).

با توجه به موارد گفته‌شده، نرخ ارز و دیگر مفاهیم آن ازجمله موضوعاتی است که به دلیل تأثیرپذیری از سایر متغیرهای اقتصادی، حجم زیادی از مطالعات تجربی در اقتصاد بین‌الملل را به خود اختصاص داده است. تنوع و امکان بسط مباحث نرخ ارز و بررسی ارتباط آن با متغیرهایی نظیر سرمایه‌گذاری، تجارت خارجی و رشد اقتصادی سبب گردیده تا کاوش‌های نظری و تجربی بسیاری در این زمینه صورت گیرد. در ذیل به برخی از مطالعات صورت گرفته در این خصوص پرداخته‌شده است:

ماهارادیکا (۲۰۲۰) در مطالعه خود به بررسی عوامل مؤثر بر ناترازی نرخ حقیقی ارز در مجموعه منتخبی از ۶۰ کشور درحال‌توسعه در دوره زمانی ۱۹۸۰-۲۰۱۴ پرداخته است. مدل به‌کار رفته در این مطالعه شامل ناترازی نرخ حقیقی ارز به‌عنوان متغیر وابسته و انعطاف‌پذیری نرخ ارز، باز بودن حساب سرمایه، سهم درآمد حاصل از منابع طبیعی از تولید ناخالص داخلی و شاخص وضعیت اقتصادی-اجتماعی[1] به‌عنوان متغیرهای مستقل می‌باشد. بر اساس نتایج تحقیق که با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) انجام‌شده است، رژیم نرخ ارز و سیاست‌های مرتبط با حساب سرمایه با ناترازی نرخ ارز رابطه معناداری دارند. اصلاح و خاولا (۲۰۱۸) در مطالعه خود به محاسبه انحراف نرخ حقیقی ارز و بررسی عوامل مؤثر بر آن در مجموعه کشورهای منطقه منا طی سال‌های ۱۹۹۹-۲۰۱۶ پرداختند. مدل این تحقیق شامل متغیرهای رژیم نرخ ارز، کیفیت نهادی، توسعه مالی و تورم می‌باشد و با روش داده‌های پانلی به این نتیجه رسیدند که سودمندترین رژیم نرخ ارز برای کشورهای حوزه

1. Social economic condition index

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

منا، رژیم ارز شناور است؛ همچنین، کیفیت نهادی، توسعه مالی و تورم، عوامل تعیین‌کننده انحراف نرخ حقیقی ارز از مقدار تعادلی آن در بلندمدت می‌باشد. نویرا و سکات (۲۰۱۵) در مطالعه خود به بررسی انحراف نرخ حقیقی ارز و عوامل مؤثر بر آن در مجموعه‌ای از ۵۱ کشور درحال‌توسعه از افریقا، آسیا و امریکای لاتین طی سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۱۰ با روش GMM پرداختند. مدل مطرح‌شده در این تحقیق شامل متغیرهای رژیم نرخ ارز (ثابت، میانی و شناور)، تورم، صادرات منابع طبیعی، آزادسازی مالی و کیفیت نهادی هستند. در این مطالعه به این نتیجه رسیدند که تمامی عوامل مذکور به‌جز تورم بر انحراف نرخ حقیقی ارز تأثیرگذار است و رژیم میانی ارز باعث انحراف بیشتر نسبت به رژیم ثابت و شناور می‌شود. کیا[1] (۲۰۱۳) در مطالعه خود یک مدل پولی از نرخ حقیقی ارز برای کشور کانادا در دوره زمانی ۱۹۷۲-۲۰۱۰ ارائه داده است و نتایج تحقیق وی با روش پانل نشان می‌دهد نرخ حقیقی ارز در بلندمدت تابعی از عرضه واقعی پول، نرخ بهره واقعی داخلی و خارجی، تولید ناخالص داخلی، کسری GDP، سهم بدهی‌های داخلی و خارجی از GDP، سهم تأمین مالی خارجی از GDP و قیمت کالا می‌باشد. ویرا و مک‌دونالد[2] (۲۰۱۲) در مطالعه خود نقش ناترازی نرخ حقیقی ارز در بلندمدت را برای مجموعه‌ای از ۹۰ کشور با استفاده از داده‌های پانلی در دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۴ بررسی نمودند. نتایج حاصل از این مطالعه با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)[3] نشان می‌دهد که ناترازی نرخ حقیقی ارز در نمونه موردبررسی تحت تأثیر سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی، شاخص بهره‌وری و رابطه مبادله قرارگرفته است.

همچنین مزینی و قربانی (۱۳۹۸) در مطالعه خود به محاسبه انحراف نرخ حقیقی ارز از مقدار تعادلی آن در دوره زمانی ۱۳۶۰-۱۳۹۴ در ایران پرداختند. نتایج این تحقیق با روش تعادل عمومی پویای تصادفی نشان می‌دهد که طی این مدت با توجه به طیف متنوعی از سیاست‌های اتخاذشده در بازار، نرخ حقیقی ارز در سه دوره به‌طور محسوسی دچار انحراف شده است. انحراف اول مربوط به سال‌های اوج جنگ تا سال ۱۳۶۷ است. انحراف دوم به‌صورت نسبتاً محدود طی دوره

1. Kia
2. VieiraI & MacDonaldI
3. Generalized Method of Moment

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

۸۰-۱۳۷۴ اتفاق افتاده است و انحراف سوم که شدیدترین نا ترازی نرخ ارزی طی دوره موردبررسی بوده است از سال ۱۳۸۵ آغاز و تا سال‌های آغازین دهه ۱۳۹۰ ادامه داشته و سپس از شدت آن کاسته شده است. احسانی و همکاران (۱۳۹۶) اثرگذاری غیرخطی انحراف نرخ ارز و تورم بر یکدیگر در بازه ۱۳۹۳:۴-۱۳۶۰:۲ را برای ایران بررسی کرده‌اند. نتایج با روش رهیافت چرخشی مارکوف نشان می‌دهد زمانی که تورم، میانگین بالا و نوسان شدید را تجربه می‌کند انحراف نرخ ارز اثر منفی بسیار ناچیزی بر تورم دارد؛ اما مادامی‌که در دامنه میانگین اندک و کم نوسان قرار می‌گیرد، افزایش در انحراف نرخ ارز فشار تورمی ایجاد خواهد کرد؛ بنابراین، نه‌تنها ارزش‌گذاری بیش‌ازاندازه نرخ ارز در مواقعی که تورم افزایش فزاینده دارد، اثرات مطلوب و چشم‌گیری بر تورم ندارد، بلکه تهدیدی جدی برای ثبات و کاهش تورم محسوب می‌شود.

همچنین، قبادی و جعفری صمیمی (۱۳۹۵) به بررسی رابطه تعادلی نرخ حقیقی ارز برحسب دلار امریکا با استفاده از رویکرد رفتاری نرخ ارز تعادلی طی سال‌های ۱۳۳۸-۱۳۹۱ با در نظر داشتن متغیرهای خالص دارائی‌های خارجی، باز بودن تجاری، رابطه مبادله و بهره‌وری با تکنیک هم انباشتگی جوهانسن[1] پرداختند. نتایج مقایسه روند نرخ ارز تعادلی حاصل از برآورد و نرخ حقیقی ارز مؤثر نشان می‌دهد که از ابتدای دوره تا سال ۱۳۷۰، همواره نرخ حقیقی ارز کمتر از نرخ ارز تعادلی بوده و بر این اساس طی این سال‌ها نرخ ارز با پدیده کم ارزش‌گذاری مواجه بوده است. پس از سال ۱۳۷۰، از شکاف بین دو نرخ کاسته شده و نرخ ارز مؤثر به مقدار تعادلی‌اش نزدیک شده است. در برخی سال‌ها نیز، نرخ حقیقی ارز از نرخ ارز تعادلی پیشی گرفته که نمود اضافه ارزش‌گذاری نرخ ارز است. همچنین کازرونی و همکاران (۱۳۹۵) به برآورد رابطه انحراف نرخ حقیقی ارز مؤثر و صادرات غیرنفتی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۰-۱۳۹۱ پرداختند. نتایج با روش جوهانسون-جوسیلیوس نشان می‌دهد که نرخ حقیقی ارز در طول دوره موردبررسی دارای انحراف‌های بسیاری بوده است. بیشترین مقدار انحراف ۱۸/۶۷ درصد مربوط به سال ۱۳۸۴ بوده که مشخص می‌کند پول ملی بیش‌ازحد ارزش‌گذاری شده است. همچنین همه متغیرهای توضیحی

1. Johansen Cointegration Test

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

مدل در بلندمدت تأثیر معنی‌داری بر صادرات غیرنفتی داشته‌اند؛ به‌طوری‌که به ترتیب تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت، انحراف نرخ حقیقی ارز مؤثر، رابطه مبادله و نرخ حقیقی ارز تأثیر منفی و معنی‌داری بر صادرات غیرنفتی ایران دارند.

درمجموع، مرور بر مطالعات پیشین نشان می‌دهد، بنا به اهمیت و جایگاه نرخ ارز در اقتصاد کلان کشورها، موضوع نرخ ارز و انحراف از مقادیر تعادلی آن همواره مورد توجه بوده است؛ زیرا دستیابی به نتایج دقیق‌تر و کارآمد در این خصوص می‌تواند منجر به اتخاذ سیاست‌های صحیح و مؤثرتر شود. لذا با توجه به ماهیت پویا و زنده نرخ ارز در کشورها و تغییرات مداوم و پی‌درپی آن به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه، صِرف وجود مطالعات متعدد، از ارزش مطالعات آتی نخواهد کاست. در این راستا بررسی و آزمون نظریات مختلف و مدل‌های گوناگون با مجموعه‌ای از متغیرها، نقطه نظرات و نتیجه‌گیری‌های متفاوتی را ارائه می‌دهد و هر چه زمان پیش می‌رود مدل‌ها به سمت تکامل و شمولیت متغیرهای اثرگذارتر می‌روند.

لازم به ذکر است مطالعه‌ای که به بررسی انحراف و ناترازی نرخ حقیقی ارز در مجموعه‌ای از کشورها پرداخته شود، توسط نگارنده تحقیق حاضر مشاهده نگردید و مطالعات داخلی پیرامون ایران انجام‌شده است. در این راستا، این تحقیق نسبت به تحقیقات قبلی، نوآوری‌هایی دارد. به‌طوری‌که شاخص نرخ حقیقی ارز از طریق نسبت شاخص قیمت عمده‌فروشی برحسب ارز داخلی به تورم تولید ناخالص داخلی بر وزن معاملات تجاری کشورهای شریک تجاری اندازه‌گیری می‌شود. بر اساس نظر ادواردز[1] (۱۹۸۹)، آتاکورالا و راجاپاتیرانا[2] (۲۰۰۳) و ماهارادیکا (۲۰۲۰) رابطه محاسبه نرخ حقیقی ارز بر اساس شاخص قیمت عمده‌فروشی (WPI)[3]، در مقایسه با شاخص مبتنی بر قیمت مصرف‌کننده (CPI)[4]، با مفهوم اصلی نرخ حقیقی ارز سازگارتر است. همچنین برای محاسبه ناترازی RER، نرخ حقیقی ارز تعادلی برای هر کشور

1. Edwards
2. Athukorala and Rajapatirana
3. Wholesale Price Index
4. Consumer Price Index

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

به‌صورت جداگانه از طریق روش فیلتر هودریک پرسکات و شناسایی روند متغیرهای تأثیرگذار بر نرخ حقیقی ارز محاسبه‌شده است که موجب می‌شود ویژگی‌های خاص هر کشور در برآورد این نرخ مدنظر قرار بگیرد. در این راستا نه‌تنها متغیرهای بنیادی واقعی که بیشتر در مبانی نظری و مطالعات پیشین مدنظر قرارگرفته‌اند، همچنین متغیرهای مربوط به بخش مالی نیز در نظر گرفته‌شده‌اند (ری[1]، ۲۰۱۵؛ باربوسا و همکاران[2]، ۲۰۱۵؛ کالتنبرونر[3]، ۲۰۱۵).

۳. معرفی مدل و روش تحقیق

با توجه به مبانی نظری مطرح‌شده، مجموعه مورد بررسی در این تحقیق کشورهای عضو اوپک شامل کشورهای عراق، آنگولا، اکوادور، امارات متحده عربی، اندونزی، ایران، کنگو، عربستان، قطر، کویت، گابن، لیبی، نیجریه و ونزوئلا در دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۲۰ می‌باشد. اطلاعات موردنیاز از بانک جهانی (WDI)[4] و صندوق بین‌المللی پول (IMF)[5] استخراج‌شده است. در راستای هدف تحقیق، نرخ حقیقی ارز برای کشورهای نمونه موردبررسی بر اساس رابطه (۴) به دست می‌آید.

$$RER_{it} = \prod_{j=1}^{30} \left(\frac{NER_{ijt}.WPI_{jt}}{GDP\ def_{it}}\right)^{w_j} \qquad (۴)$$

در رابطه فوق، RER_{it} نرخ ارز واقعی برای کشور i در زمان t است. NER_{ijt} نرخ ارز اسمی کشور j برحسب پول کشور i در زمان t است. WPI_{jt} شاخص قیمت عمده‌فروشی کشور j در زمان t و GDP def_{it} شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی کشور i می‌باشد. w_j نرخ ارزش صادرات کشور i به کشور j در رابطه با ۳۰ کشور شریک تجاری است. رابطه (۴) در مطالعات ماهارادیکا (۲۰۲۰)، ادورادز(۲۰۱۸) و آیزنمان و همکاران[6] (۲۰۱۲) مورد استفاده قرارگرفته است. مزیت این رابطه در

1. Rey
2. Barbosa et al
3. Kaltenbrunner
4. World Development Indicator
5. International Monetary Fund
6. Aizenman et.al

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

این است که مطالعات قبلی برای محاسبه نرخ حقیقی ارز عمدتاً از شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) برای اندازه‌گیری قیمت‌های خارجی (طرف تجاری) و قیمت داخلی بهره می‌گرفتند. ولیکن محاسبه نرخ حقیقی ارز براساس شاخص مذکور منطبق با تعریف استاندارد نرخ حقیقی ارز نمی‌باشد. استفاده از CPI برای اندازه‌گیری قیمت‌های خارجی به لحاظ تئوریکی صحیح نیست زیرا هم کالاهای قابل تجارت و هم غیرقابل تجارت را پوشش می‌دهد. به علاوه در برخی کشورهای درحال‌توسعه، CPI به دلیل مداخلات سیاسی در اندازه‌گیری شاخص و کنترل قیمت برخی از کالاهای مصرفی ضروری، نمایانگر نرخ تورم است. از طرفی شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی به دو دلیل شاخص بهتری برای قیمت‌های داخلی است: کمتر مستعد دست‌کاری‌های سیاسی است و پوشش وسیع‌تری از تغییرات قیمت‌ها را ارائه می‌دهد. استفاده از سهم صادرات به عنوان وزن برای محاسبه RER مبتنی بر توانایی آن در نشان دادن رقابت‌پذیری کشور در مقایسه با سایر جایگزین‌ها مانند سهم واردات یا سهم کل تجارت است. با محاسبه نرخ حقیقی ارز، به‌منظور محاسبه ناترازی نرخ حقیقی ارز، در وهله نخست متغیرهای تأثیرگذار بر RER شناسایی‌شده و مقادیر روند هر یک از متغیرهای معنادار برای هر کشور به‌صورت جداگانه بر اساس فیلتر هودریک پرسکات برای محاسبه نرخ حقیقی ارز تعادلی مورداستفاده قرارگرفته‌اند. تصریح تجربی تابع نرخ حقیقی ارز به‌صورت رابطه (۵) به شرح زیر بیان می‌شود:

$$\ln \mathrm{RER}_{it} = \beta_i' F_{it} + u_{it} \qquad (۵)$$

که در آن F_{it} برداری از متغیرهای اساسی تأثیرگذار بر نرخ حقیقی ارز در کشور i در زمان t شامل GEXR سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی، PROD شاخص بهره‌وری که از سهم تولید ناخالص داخلی سرانه کشور به متوسط تولید ناخالص داخلی کشورهای موردبررسی به دست می‌آید، TOT رابطه مبادله (نسبت شاخص قیمت کالاهای صادراتی به شاخص قیمت کالاهای وارداتی)، OPEN درجه باز بودن اقتصاد که از سهم مجموع واردات و صادرات از تولید ناخالص داخلی به دست می‌آید، NFA سهم خالص دارایی‌های خارجی از تولید ناخالص داخلی، RIR شکاف نرخ بهره بین هر یک از کشورها و نرخ بهره امریکا و OILR درآمد حاصل از صادرات

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

نفت و u_{it} جز خطاست. تأثیر متغیرهای مذکور بر نرخ ارز تعادلی مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. رابطه (۵)در مطالعات بسیاری از جمله ماهارادیکا (۲۰۲۰) استفاده‌شده است. از این فیلتر برای برآوردی از روند بلند مدت اجزای یک سری استفاده می‌شود. منطق استفاده از فیلتر هودریک – پرسکات آن است که این روش می‌تواند به تفکیک یک شوک مشاهده‌شده به اجزای دائمی (عرضه) و موقتی (تقاضا) کمک نماید.

در این مطالعه نرخ ارز حقیقی تعادلی با استفاده از تخمین ضرایب اثرگذاری متغیرهای فوق بر RER، محاسبه می‌شود. روش تخمین استفاده‌شده رویکرد حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS)[1] است. این روش به دلیل امکان استفاده از متغیرهایی باریشه واحدهای متفاوت و البته همجمع، مناسب است (سایکونن[2]، ۱۹۹۱؛ استوک و واتسون[3]، ۱۹۹۳). همان‌گونه که گفته شد، با تخمین RER برای هر یک از کشورها، نرخ حقیقی ارز تعادلی با ضرایب تخمین زده‌شده $\hat{\beta}_i$ و جز روند متغیرهای همجمع $F_{it}{}^{s}$ که با رویکرد هودریک پرسکات استخراج‌شده است، طبق رابطه (۶) به دست می‌آید:

$$\ln \mathrm{ERER_{it}} = \hat{\beta}_i \mathrm{F_{it}}^{s} \qquad (۶)$$

پس از برآورد ERER و RER ناترازی نرخ حقیقی ارز برای کشور i طی دوره زمانی ۲۰۰۰–۲۰۲۰ از طریق رابطه (۷) محاسبه می‌شود:

$$mis_{it} = \frac{ERER_{it} - RER_{it}}{RER_{it}} \qquad (۷)$$

در رابطه فوق، مقادیر منفی mis_{it} به معنای ارزش‌گذاری کمتر از حد و مقادیر مثبت آن به معنای ارزش‌گذاری بیشتر از حد می‌باشد. درنهایت برای بررسی رابطه بین ناترازی RER با رژیم نرخ بهره و باز بودن حساب سرمایه، با بهره‌گیری از مدل ارائه‌شده در مطالعات نویرا و سکات (۲۰۱۵)، مونته

1. Dynamic ordinary least squares
2. Saikkonen
3. Stock & Watson

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

سینو[1](۲۰۱۸) و ماهارادیکا (۲۰۲۰) از طریق رویکرد پانل پویا یا گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) نتایج ارائه می‌شود. مدل موردبررسی در این مطالعه به‌صورت رابطه (۸) می‌باشد:

$$mis_{it} = \rho mis_{it-1} + \alpha ER_{it} + \beta KA_{it} + \gamma_1 RENT_{it} + \gamma_2 BMO_{it} + \theta_i + \vartheta_t + e_{it} \quad (۸)$$

که در آن mis_{it} انحراف نرخ واقعی ارز، ER_{it} انعطاف‌پذیری نرخ ارز، KA_{it} شاخص باز بودن حساب تجاری، $RNET_{it}$ سهم منابع حاصل از فروش نفت و گاز به تولید ناخالص داخلی، BMO_{it} سهم شبه پول و پول از تولید ناخالص داخلی می‌باشد. لازم به ذکر است شاخص انعطاف‌پذیری نرخ ارز در این مطالعه بر اساس مطالعه آیزنمان و همکاران (۲۰۱۳) و ماهارادیکا (۲۰۲۰) به‌صورت متوسط سالانه انحراف استاندارد نرخ ارز بین یک کشور و کشور مبنا بر اساس شاخص مندرج در قالب رابطه (۹) می‌باشد. بر اساس مطالعه آیزنمان (۲۰۱۲) مقادیر بالاتر این شاخص ثبات بیشتر و انعطاف‌پذیری کمتر و بالعکس را نشان می‌دهد. برای کشور مبنا هم از نرخ ارز آمریکا به‌عنوان اقتصاد مسلط جهانی و دلار به‌عنوان متداول‌ترین پول بین‌المللی با تأثیرگذاری بسیار بر تغییرات قیمتی کالاها و خدمات در بازارهای جهانی استفاده‌شده است (پورفتحی و کفایی، ۱۳۹۹).

$$ERS = \frac{0.01}{0.01 + stdev(\Delta(\log(exch_rate)} \quad (۹)$$

همچنین در خصوص شاخص آزادسازی حساب سرمایه، آزادسازی حساب سرمایه به‌عنوان آخرین پله از فرآیند آزادسازی مالی است که تأثیر آن بر ناترازی نرخ ارز در کنار سایر عوامل در مطالعات قبلی مشاهده نگردیده است. نکته دیگر اینکه در ادبیات تجربی به‌جای آزادسازی حساب سرمایه بیشتر تأکید بر کنترل حساب سرمایه شده است که در این مطالعه به‌منظور تأکید بر آزادی حساب سرمایه به‌جای کنترل حساب سرمایه از معیار kaopen استفاده‌شده که به‌عنوان یک شاخص توسط چین و آیتو (۲۰۰۶)[2] ارائه‌شده و در مطالعات گوناگون خارجی به‌کار رفته است. در این شاخص، مؤلفه اصلی اول چهار متغیر باینری به‌صورت صفر و یک (k_i, i=1,2,3,4) بر

1. Montecino
2. Chinn and Ito

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

محدودیت‌های حساب‌های خارجی اختصاص دارد و شامل محدودیت در خصوص نرخ ارز چندگانه (k_1)، محدودیت در مبادلات سال جاری (k_2)، محدودیت در مبادلات حساب سرمایه (k_3) و درنهایت (k_4) در خصوص الزامات واگذاری درآمد حاصل از صادرات است. در این معیار برای محدودیت مبادلات سرمایه (K_3) از افق وزن پنج‌ساله (شامل سال t و چهار سال قبل از آن) که کنترل سرمایه غیرمؤثر است؛ بر اساس رابطه (۱۰) استفاده‌شده است (حاضری نیری و همکاران، ۱۳۹۸).

$$SHAREk_{3,t} = \frac{k_{3,t} + k_{3,t-1} + k_{3,t-2} + k_{3,t-3} + k_{3,t-4}}{5} \quad (۱۰)$$

درنهایت شاخص باز بودن حساب سرمایه به‌عنوان مؤلفه اصلی به‌صورت شاخص ترکیبی معکوس از معیارهای k1، k2، SHAREk3 و k4 است. بدیهی است اندازه‌گیری آزادسازی حساب سرمایه بسیار دشوار است (آیزنمان و همکاران، ۲۰۱۲). از نقاط قوت این شاخص این است که بر طبق متغیرهای موهومی باینری کدبندی‌شده بر محدودیت حساب‌های خارجی مندرج در گزارش‌های صندوق بین‌المللی پول (IMF)[1] و محدودیت‌های ارزی و توافقات ارزی و تنظیمات اوراق بهادار و محدودیت‌های بورس اوراق بهادار تدوین می‌شود. در این تحقیق از آخرین آپدیت آن استفاده‌شده است.

٤. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این پژوهش به‌منظور برآورد ارزش حقیقی ارز تعادلی و بررسی عوامل مؤثر بر نرخ حقیقی ارز، از روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) استفاده‌شده است. این روش به دلیل امکان استفاده از متغیرهایی با ریشه واحدهای متفاوت و البته همجمع، مناسب است. قبل از برآورد الگو، آزمون پایایی و همجمعی متغیرها موردبررسی قرار بگیرد. در صورت پایا نبودن تمامی متغیرهای تحقیق، این امر بایستی مدنظر قرار گیرد که تخمین مدل در این حالت ممکن است باعث ایجاد رگرسیون کاذب در مدل شود. برای جلوگیری از اتکا به رگرسیون کاذب می‌توان از آزمون هم انباشتگی استفاده کرد. مفهوم هم‌انباشتگی تداعی‌کننده وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به

1. International Monetary Fund

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

سمت آن حرکت می‌کند (نوفرستی، ۱۳۹۱)؛ بنابراین در صورت ناپایایی متغیرهای مدل اگر بین آن‌ها رابطه هم‌انباشتگی برقرار باشد، نتایج حاصل از تخمین مدل قابل‌اعتماد خواهد بود. به‌منظور بررسی پایایی متغیرها از آزمون ریشه واحد ایم، پسران و شین[1] استفاده‌شده که نتایج این آزمون برای مدل مربوط به بررسی عوامل مؤثر بر نرخ حقیقی ارز، در جدول (۱) ارائه‌شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد (آزمون IPS)

متغیر	آماره	احتمال	درجه پایایی
GEXP	-۱/۶۱	۰/۰۵	I(۰)
NFA	-۳/۷۴	۰/۰۰۰۱	I(۱)
OILR	-۶/۰۷	۰/۰۰۰	I(۱)
OPEN	-۵/۵۹	۰/۰۰۰	I(۱)
PROD	-۳/۳۱	۰/۰۰۰۵	I(۱)
RIR	-۲/۵۸	۰/۰۰۴۹	I(۰)
TOT	-۲/۷۵	۰/۰۰۳	I(۰)

منبع: محاسبات تحقیق ** GEXR سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی، PROD شاخص بهره‌وری، TOT رابطه مبادله، OPEN درجه باز بودن اقتصاد، NFA سهم خالص دارایی‌های خارجی از تولید ناخالص داخلی، RIR شکاف نرخ بهره بین هر یک از کشورها و نرخ بهره امریکا، OILR درآمد حاصل از صادرات نفت

همان‌گونه که نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد، درجه پایایی متغیرهای تحقیق از درجه صفر و یا یک است، بنابراین برای اطمینان از صحت نتایج، از آزمون همجمعی نیز استفاده می‌شود. برای بررسی همجمعی متغیرها، آزمون‌های مختلفی همچون فیشر[2] و کائو[3] وجود دارد که در این تحقیق با توجه به اینکه اطلاعات ماهیتاً ناهمگون هستند، آزمون همجمعی پدرونی[4] مبنای تصمیم‌گیری قرارگرفته است. دو نوع آزمون به‌وسیله پدرونی پیشنهادشده است. نوع اول مبتنی بر رویکرد درون‌گروهی است که شامل چهار آماره Panel v-Statistic ، Panel rho-Statistic، Panel PP-

1. Im, Pesaran and Shin
2. Fisher
3. Kao
4. Pedroni Residual Cointegration Test

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

Statistic و Panel ADF-Statistic می‌باشد. آزمون دوم پدرونی بر روش بین گروهی مبتنی است که شامل سه آماره Group rho-Statistic، Group PP-Statistic و Group ADF-Statistic می‌باشد. نتایج آزمون همجمعی پدرونی در جدول (۲) ارائه‌شده است:

جدول ۲. نتایج آزمون همجمعبستگی پدرونی

آماره	مقدار	احتمال
آماره Rho گروهی	۲/۹۱	۰/۹۹
آماره pp گروهی	-۹/۶۴	۰/۰۰۰
آماره ADF گروهی	-۵/۷۳	۰/۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌طور که از جدول (۲) قابل‌مشاهده است، نتایج حاصل از آزمون همجمعی میان متغیرها نشان می‌دهد که درمجموع، فرض صفر مبنی بر عدم وجود همجمعی بین متغیرهای موردبررسی رد و می‌توان گفت که در بلندمدت، متغیرها با یکدیگر ارتباط دارند؛ اما ابتدا می‌بایست اندازه مقداری این رابطه را در قالب مدل‌های اقتصادسنجی پویا برآورد نمود، برای این کار می‌توان از دو روش متداول حداقل مربعات معمولی کاملاً تعمیم‌یافته (FM-OLS) و حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) استفاده نمود؛ علی‌رغم اینکه برآوردگر FM-OLS دارای توزیع مجانبی مشابه برآوردگر DOLS می‌باشد، برآوردگر DOLS بهتر عمل می‌کند؛ بنابراین با توجه به وجود رابطه همجمعی متغیرها، رابطه بلندمدت میان آن‌ها در چارچوب روش DOLS برآورد و نتایج برآورد در جدول (۳) نشان داده‌شده است:

جدول ۳. برآورد ضرایب اثرگذاری بلندمدت متغیرها بر نرخ حقیقی ارز (**RER**)

نام متغیر	ضریب	ارزش احتمال
GEXP	-۰/۰۹۷	۰/۰۷
NFA	۰/۰۶۷	۰/۰۱۵
OILR	-۰/۱۵۳	۰/۰۲۳
OPEN	۰/۰۴۸	* ۰/۷۵
PROD	-۰/۱۲۵	* ۰/۵۳
RIR	۰/۰۰۹	۰/۰۶

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

TOT	۱/۱۱	۰/۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق * متغیرهای OPEN و PROD به لحاظ آماری بی‌معنا هستند.

همان‌گونه که نتایج جدول (۳)، نشان می‌دهد ضریب اثرگذاری بلندمدت تمامی متغیرها به‌جز OPEN و PROD بر نرخ حقیقی ارز به لحاظ آماری معنی‌دار است. ضریب اثرگذاری GEXP بر نرخ حقیقی ارز منفی و معنادار به‌دست‌آمده است. در توجیه این نتیجه می‌توان گفت، افزایش هزینه‌های دولت در اقتصاد با فرض اعمال فشار تقاضا برای کالاهای غیرقابل تجارت باعث افزایش قیمت آن‌ها نسبت به کالاهای قابل تجارت و درنتیجه افزایش RER می‌شود. ولیکن در مواردی که هزینه‌ها به سمت کالاهای وارداتی یا قابل تجارت متمایل شود، RER برای حفظ پایداری تعادل خارجی کاهش می‌یابد (مونتیل[1]، ۲۰۰۷). همچنین ضریب اثرگذاری NFA بر RER مثبت و معنادار است. به‌طوری‌که اگر کشوری برای تأمین کسری تراز پرداخت خود به تأمین مالی بین‌المللی متکی است، باید در آینده مازاد تجاری بیشتری ایجاد کند تا خدمات بدهی برای تأمین مالی را پوشش دهد؛ بنابراین، وخیم‌تر شدن موقعیت خالص دارایی‌های خارجی با استهلاک واقعی همراه است (آگوئیر و کالدرون[2]، ۲۰۰۵). بااین‌وجود، می‌توان رابطه‌ای مخالف در اقتصادی پیدا کرد که در مرحله دستیابی به سهام موردنظر دارایی‌های خارجی برای تکمیل بودجه موردنیاز اقتصاد داخلی باشد. در این حالت، کشور ممکن است در کنار رشد بدهی‌های خارجی خود، افزایش ارزش RER را تجربه کند (ایگرت و همکاران[3]، ۲۰۰۴).

ضریب اثرگذاری متغیر درآمد حاصل از صادرات نفت (OILR)منفی و معنادار به‌دست‌آمده است. افزایش در خالص ورود سرمایه یا درآمدهای نفتی (افزایش در تراز منابع) جذب سرمایه داخلی را افزایش داده و ترکیب تولید را به سمت کالاهای غیرقابل تجارت تغییر می‌دهد. تأثیر شکاف نرخ بهره واقعی (RIR) بر نرخ حقیقی ارز مثبت و معنادار به‌دست‌آمده است. این متغیر

1. Montiel
2. Aguirre and Calderón
3. Égert et.al

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]
[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

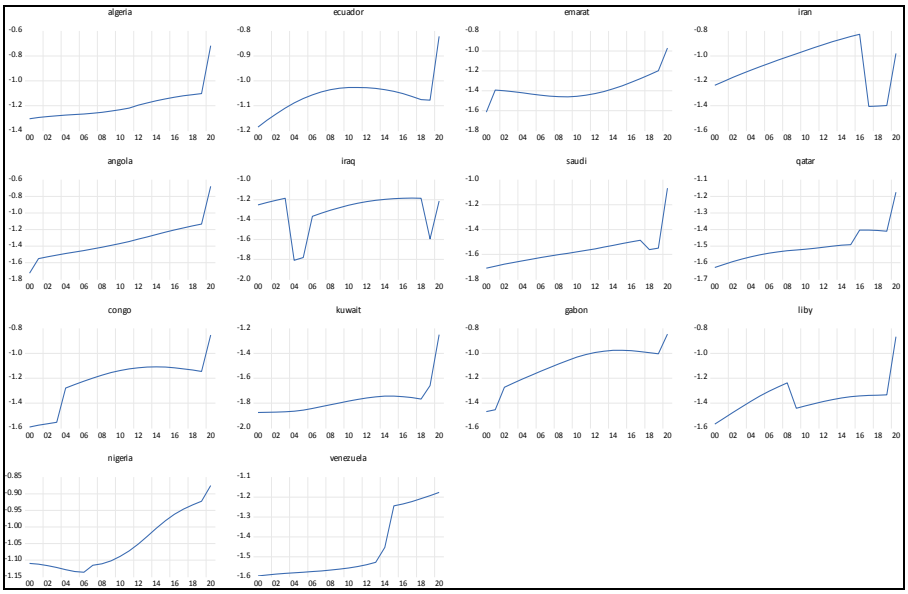
برای نشان دادن تأثیر موضع سیاست پولی خارجی در مدل گنجانده‌شده است. طبق نظر ماهارادیکا (۲۰۲۰) انتظار می‌رود شکاف فزاینده نرخ بهره واقعی خارجی به دلیل جریانات سرمایه، با افزایش RER همراه باشد. علاوه برافزایش اسمی نرخ ارز تحت تأثیر افزایش ورودی سرمایه، افزایش نرخ بهره واقعی می‌تواند تورم کالاهای غیرقابل تجارت را نیز مهار کند. درهرحال، در مجموعه کشورهای نفتی انتظار می‌رود که اگر تعدیل نرخ بهره داخلی منجر به عدم قطعیت بیشتری شود، نرخ بهره بالاتر منجر به کاهش RER شود در غیراین صورت این رابطه همسو خواهد بود (باربوسا و همکاران، ۲۰۱۸؛ کالتنبرونر، ۲۰۱۵ و ماهارادیکا، ۲۰۲۰).

همچنین رابطه مبادله (TOT) نیز دارای تأثیر مثبت و معناداری بر RER به‌دست‌آمده است. رابطه مبادله، یکی از متغیرهایی است که می‌تواند اثر تغییرات فضای بین‌الملل را در اقتصاد کشور وارد کند. اثر رابطه مبادله را بر نرخ ارز حقیقی، می‌توان به دو اثر مخارج و اثر جانشینی تفکیک کرد. در اثر مخارج با بهبود رابطه مبادله، درآمد حقیقی کشور افزایش می‌یابد. درنتیجه، تقاضا برای همه کالاها افزایش می‌یابد و سطح قیمت‌های داخلی بالا می‌رود. بدین ترتیب و با در نظر گرفتن تعریف به‌کاررفته در مقاله حاضر، نرخ ارز حقیقی کاهش می‌یابد. در ضمن، در اثر جانشینی، بهبود رابطه مبادله می‌تواند منابع ارزی بیشتری را برای تولیدکنندگان فراهم کند و باعث افزایش تولید آن‌ها گردد. این امر ممکن است به کاهش قیمت منجر شود و نرخ ارز حقیقی را افزایش دهد. اثر نهایی رابطه مبادله، به مجموع این آثار منوط است (عزیزی و هادیان، ۱۳۹۱).

با توجه به هدف این تحقیق، پس از محاسبه ضرایب اثرگذاری متغیرها، با استفاده از رویکرد فیلتر هودریک پرسکات مقادیر روند هر متغیر برای هر یک از مقاطع (کشورها) با استفاده از رابطه(۶) محاسبه و نرخ ارز حقیقی تعادلی محاسبه‌شده است. سپس، ناترازی نرخ ارز برای هر یک از کشورهای موردبررسی از طریق رابطه (۷) به‌دست‌آمده است. ناترازی نرخ حقیقی ارز برای مجموعه کشورهای موردبررسی در نمودار (۲) نشان داده‌شده است:

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]



نمودار ۲. ناترازی نرخ حقیقی ارز در مجموعه کشورهای اوپک در دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۲۰

بر اساس نمودار (۲)، نرخ حقیقی ارز در برخی کشورها کمتر از حد و در برخی دیگر بیشتر از حد ارزش‌گذاری شده است. با محاسبه ناترازی نرخ حقیقی ارز در ادامه به بررسی عوامل مؤثر بر این ناترازی با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) پرداخته‌شده است. همان‌گونه که مطرح شد در این قسمت نقش متغیرهای ER_{it} انعطاف‌پذیری نرخ ارز، KA_{it} شاخص باز بودن حساب سرمایه، $RNET_{it}$ سهم منابع حاصل از فروش نفت و گاز به تولید ناخالص داخلی و BMO_{it} سهم شبه پول و پول از تولید ناخالص داخلی مدنظر قرار دارد. در این راستا به منظور بررسی تأثیر متغیرهای ذکرشده بر ناترازی نرخ حقیقی ارز، در وهله نخست پایایی متغیرها با روش ایم، پسران و شین (IPS) موردبررسی قرارگرفته است که نتایج آن در جدول (۴) نشان داده‌شده است:

جدول ۴. نتایج آزمون ریشه واحد میان متغیرها (آزمون IPS)

متغیر	مقادیر بحرانی	سطح احتمال	درجه پایایی
ER	-۷/۹۶	۰/۰۰۰	I(۲)
KA	-۷/۷	۰/۰۰	I(۰)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

RENT	-۶/۲۲	۰/۰۰۰	I(۱)
BMO	-۵/۶۴	۰/۰۰۰	I(۱)

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌گونه که نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد، متغیر باز بودن حساب سرمایه (KA) در سطح پایا می‌باشد و سایر متغیرها در سطح یک یا دو پایا شده‌اند؛ بنابراین به‌منظور بررسی آزمون هم انباشتگی در مدل‌های مورداستفاده، از روش ارائه‌شده توسط کائو [۲۴] (۱۹۹۹) استفاده‌شده است. نتایج آزمون هم انباشتگی کائو با استفاده از آماره ADF برای مدل تخمینی، در جدول (۵) نشان داده‌شده است:

جدول ۵. نتایج آزمون همجمعی کائو

آماره	مقدار	احتمال
ADF	-۲/۰۵۱	۰/۰۲

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۵) فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه هم جمعی میان متغیرها رد و فرض مقابل پذیرفته می‌شود و براین اساس، وجود رابطه هم جمعی میان متغیرهای تحقیق مورد تأیید قرار می‌گیرد. پس از تأیید وجود هم انباشتگی بین متغیرهای مدل، بدون نگرانی از بروز مشکل رگرسیون کاذب، می‌توان مدل را برآورد کرد. همان‌طوری که قبلاً اشاره شد، مدل پیشنهادی این تحقیق به‌صورت پویا است و روش‌های پانل دیتای معمولی به خاطر در نظر گرفتن اثرات ثابت، نمی‌تواند مشکل همبستگی اثرات مقطعی با متغیرهای توضیحی را حل کند. درنتیجه از مدل پانل دیتای پویا که اثرات تعدیل پویای متغیر وابسته را در نظر می‌گیرد و نسبت به دیگر روش‌های برآورد ارجحیت دارد، استفاده‌شده است (سلمانی و همکاران، ۱۳۹۴). در ادامه نتایج برآورد ضرایب متغیرهای الگو در جدول (۶) نشان داده‌شده است:

جدول ۶. نتایج برآورد ضرایب اثرگذاری متغیرهای الگو بر ناترازی نرخ حقیقی ارز با روش GMM

متغیر	ضریب	سطح احتمال
MIS(-1)	۰/۸	۰/۰۰

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

ER	۰/۰۲۵	۰/۰۳
KA	-۰/۰۰۷	۰/۰۱
RENT	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰
BMO	۰/۰۰۰۰۵	۰/۰۶
آماره سارگان	(۰/۹۲) ۳۲/۹۹	

منبع: محاسبات تحقیق ** ER_{it} انعطاف‌پذیری نرخ ارز، KA_{it} شاخص باز بودن حساب سرمایه، $RNET_{it}$ سهم منابع حاصل از فروش نفت و گاز به تولید ناخالص داخلی و BMO_{it} سهم شبه پول و پول از تولید ناخالص داخلی

نتایج آزمون برآورد ضرایب متغیرها نشان می‌دهد که تمامی متغیرها به لحاظ آماری معنی‌دار هستند. همچنین ملاحظه می‌شود، نتایج آماره آزمون سارگان دلالت بر عدم رد فرضیه صفر و معتبر بودن متغیرهای ابزاری تعریف‌شده دارد، بنابراین، مدل به متغیر ابزاری دیگری نیاز ندارد.

٦. جمع‌بندی و پیشنهادها

در این تحقیق روابط میان ناترازی نرخ حقیقی ارز با انعطاف‌پذیری نرخ ارز و باز بودن حساب سرمایه با استفاده از یک مجموعه داده پانل متشکل از ۱۴ کشور عضو اوپک در طول دوره ۲۰۰۰-۲۰۲۰ بررسی‌شده است. در وهله نخست، نرخ حقیقی ارز برای هر یک از کشورها، موردبررسی قرارگرفته و سپس با استفاده از ضرایب عوامل مؤثر بر آن و از طریق رویکرد هودریک پرسکات و استخراج روند متغیرها برای هر کشور، نرخ حقیقی ارز تعادلی محاسبه شد. سپس ناترازی نرخ ارز حقیقی به‌دست‌آمده و عوامل مؤثر بر آن مورد ارزیابی قرارگرفت.

بر اساس نتایج تحقیق، متغیر آزادسازی حساب سرمایه رابطه منفی و معناداری با ناترازی نرخ حقیقی ارز دارد. به عبارتی با افزایش یک واحد آزادسازی تجاری، ناترازی نرخ حقیقی ارز ۰/۰۰۷ واحد کاهش می‌یابد. در خصوص این متغیر لازم به ذکر است، جهانی‌شدن فرآیندی اجتناب‌ناپذیر است که دارای جنبه‌های مختلف اقتصادی، اجتماعی و سیاسی می‌باشد. در این میان آزادسازی حساب سرمایه به‌عنوان نمادی از جهانی‌شدن و مهم‌ترین نیروی پیش برنده آن محسوب می‌شود. در فرآیند آزادسازی حساب سرمایه، افزایش کارایی عوامل تولید، ارتقای سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی و سرمایه فیزیکی، رشد تولید در بخش‌هایی که از مزیت نسبی برخوردارند،

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

رقابتی شدن بازار کار و حذف انحراف قیمت عوامل تولید ازجمله کار و سرمایه از دیگر پیامدهای مورد انتظار این اثرگذاری است (امینی و مراد زاده، ۱۳۹۴) که می‌تواند درنهایت با تعدیل قیمت‌های داخلی از ناترازی‌های نرخ ارز جلوگیری نماید؛ بنابراین نتیجه به‌دست‌آمده همسو با مبانی نظری است.

انعطاف‌پذیری نرخ ارز بر تغییرات نرخ‌های ارز و نه قیمت‌ها، برای تعدیل تراز پرداخت‌ها تأکید دارد و تعدیلات را به‌صورت پیوسته و هموار ایجاد می‌کند. در این رژیم نرخ ارز، سیاست پولی برای اهداف داخلی آزاد است و اثربخشی بیشتری دارد. همچنین این مشکل را مرتفع می‌سازد که دولت از نرخ ارز برای دستیابی به اهداف استفاده کند و این اهداف باسیاست‌های دیگر قابل‌دستیابی خواهند بود. بر اساس نتایج این تحقیق رابطه انعطاف‌پذیری نرخ ارز با ناترازی نرخ حقیقی ارز مثبت و معنادار به دست آمد است به عبارتی بر اساس شاخص تعریف‌شده، اگر نرخ ارز انعطاف‌پذیری کمتری داشته باشد انحراف نرخ حقیقی ارز بیشتر است. بر اساس نتایج، انعطاف‌پذیری نرخ ارز به کشورهای صادرکننده نفت کمک می‌کند نوسانات قابل‌توجه در درآمدهای دولت را که از تغییرات شدید قیمت نفت ناشی می‌شود مدیریت کند. این نتیجه همسو با مطالعات ماهارادیکا (۲۰۲۰)، آیزنمان (۲۰۱۲) و عاطفی منش (۱۳۹۳) و برلند[1] (۲۰۰۷) می‌باشد.

درآمد حاصل از منابع طبیعی تأثیر مثبت و معناداری بر ناترازی نرخ حقیقی ارز دارد. بر اساس نتایج تحقیق می‌توان مطرح نمود که انتقال تکانه‌های مثبت و منفی در درآمدهای نفتی در مجموعه کشورهای موردبررسی منجر به انحراف نرخ ارز حقیقی از مسیر تعادلی بلندمدت آن می‌شود. فرآیند انتقال آثار تغییر قیمت نفت بر نرخ حقیقی ارز به این صورت است که با افزایش قیمت حقیقی نفت، نرخ واقعی ارز کشورهای واردکننده نفت تضعیف‌شده و در مقابل، نرخ واقعی ارز کشورهای صادرکننده نفت تقویت می‌شود؛ بنابراین تغییرات درآمدهای حاصل از منابع طبیعی (افزایش و کاهش) می‌تواند به ناترازی نرخ حقیقی ارز بیانجامد.

1. Bourland

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

تأثیر پول یا افزایش نقدینگی بر ناترازی نرخ حقیقی ارز مثبت و معنادار به‌دست‌آمده است؛ بنابراین با افزایش یک واحد نقدینگی، ناترازی نرخ حقیقی ارز ۰/۰۰۰۰۵ واحد افزایش خواهد یافت. بر این اساس، با افزایش نقدینگی تقاضا افزایش می‌یابد و به خاطر ضعف در بخش تولید اقتصاد کشورهای موردبررسی تقاضا از عرضه بیشتر شده و منجر به افزایش تورم و کاهش ارزش پول ملی می‌شود. این نتیجه همسو با مطالعات منافی انور و همکاران (۱۳۹۴) و ماهارادیکا (۲۰۲۰) است.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده فوق می‌توان پیشنهاد نمود:

- کشورهای نفتی بایستی مدیریت انعطاف‌پذیری نرخ ارز را بر اساس قیمت نفت مدنظر قرار داده و تعدیلات لازم را انجام دهند. به عبارتی میخکوب شدن با دلار، انطباق با نوسانات قیمت منابع طبیعی همچون نفت را برای کشورهای دارای این منابع دشوار می‌سازد؛ بنابراین به نظر می‌رسد نظام ارزی مناسب برای کشورهای صادرکننده نفت، یک نظام ارزی شناور مدیریت‌شده باشد.
- دولت‌های کشورهای نفتی برای جلوگیری از افزایش حجم پول و نقدینگی و کاهش تبدیل دلارهای حاصل از منابع طبیعی به پول ملی، نسبت به کنترل تورم اقدام نموده تا ازاین طریق قدرت رقابت‌پذیری کشور در مقایسه با سایر کشورها حفظ شود.
- کشورهای صادرکننده نفت بایستی برای اجتناب از انحرافات در نرخ ارز حقیقی به دلیل رابطه منفی آن با باز بودن حساب سرمایه، از طریق سیاست‌های تجاری به کنترل جریان سرمایه بپردازند و با اعمال سیاست‌های پولی متناسب با ساختار اقتصادی کشورها، نسبت به تعیین نرخ ارز حقیقی اقدام نمایند.
- در خصوص ایران نیز تلاش برای کاهش تحریم‌های ظالمانه علیه کشور می‌تواند به ثبات ارزش پول ملی و ارتقای رقابت‌پذیری کشور کمک کند؛ بنابراین ضروری است مسئولان ذی‌ربط این امر را در دستور کار خود قرار دهند.

منابع

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

ابریشمی، حمید و محسن مهرآرا (۱۳۸۳). "انحراف نرخ ارز حقیقی تعادلی و سیاست‌های تجاری در اقتصاد ایران". *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*. شماره ۳۳، صص ۵۴-۱.

احسانی، محمدعلی؛ طاهری بازخانه، صالح و حمید لعل خضری (۱۳۹۶). "انحراف نرخ واقعی ارز و تورم در ایران: شواهدی جدید بر پایه‌ی رهیافت چرخشی مارکوف". *فصلنامه اقتصاد کاربردی*. دوره ۷، شماره ۲۳.

امینی، علیرضا و سلاله مراد زاده (۱۳۹۴). "تحلیل تأثیر آزادسازی تجاری بر نرخ بیکاری: مطالعه موردی کشورهای منتخب درحال‌توسعه". *فصلنامه علوم اقتصادی*. سال ۹، شماره ۳۱.

پورفتحی، نغمه سید محمدعلی کفایی (۱۳۹۹). "بررسی اثرگذاری نحوه تعیین نرخ ارز بر رفاه اقتصادی". *فصلنامه اقتصاد مالی*. سال چهاردهم. شماره ۵۳، صص ۱۳۲-۹۷.

ترکی، لیلا و مریم فراهانی (۱۳۹۱). "ارزیابی اثر تغییرات قیمت بر بی‌ثباتی نرخ ارز در کشورهای عضو اوپک (۲۰۰۹-۱۹۸۲)". *فصلنامه اقتصاد محیط‌زیست و انرژی*. سال اول. شماره ۲، صص ۷۱-۵۹.

جعفری صمیمی، احمد و نسرین قبادی (۱۳۹۵). "ارزیابی انحراف نرخ ارز واقعی مبتنی بر رویکرد رفتاری". *مجله علمی- پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی*. سال هشتم. شماره پانزدهم.

حاضری نیری، هاتف؛ هاشمی، عبدالرحیم؛ ایوبی گرگری، بهناز (۱۳۹۸). "اثر آزادسازی حساب سرمایه بر تعمیق مالی: شواهدی از کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه". *فصلنامه اقتصاد و الگوسازی*. سال دوازدهم. شماره دوم. صص ۸۱-۵۹.

حلافی، حمیدرضا؛ اقبالی، علیرضا و ریحانه گسکری (۱۳۸۳). "انحراف نرخ ارز واقعی و رشد اقتصادی در اقتصاد ایران". *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*. دوره ۴. شماره ۱۴. پیاپی ۳.

عاطفی منش، رویا (۱۳۹۳). "موضوع استفاده از نرخ‌های ارز انعطاف‌پذیر در کشورهای صادرکننده نفت". *مجله اقتصادی*. شماره‌های ۱و۲، ص ۷۵-۹۸.

عزیزی، زهرا و ابراهیم هادیان (۱۳۹۱). "برآورد میزان انحراف‌های نرخ ارز حقیقی از مقادیر تعادلی آن در ایران با استفاده از رگرسیون انتقال ملایم". *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*. سال هفدهم. شماره۱، صص ۲۷-۳.

سلمانی، بهزاد؛ محمدزاده، پرویز و حمید ذوالقدر (۱۳۹۴). "بررسی تأثیر عوامل اقتصادی بر نفوذ اینترنت در کشورهای درحالی‌که توسعه". *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*. سال دوم. شماره ۲، صص ۱۰۲-۸۱.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

کازرونی، علیرضا؛ مظفری، زانا؛ کریمی، مریم و مسلم امینی (۱۳۹۵). "تأثیر انحراف نرخ ارز مؤثر واقعی بر صادرات غیرنفتی ایران کاربردی از رهیافتBEER ". *فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*. سال نهم، شماره۳۲.

محمدی، تیمور و علی حسین نبی‌زاده (۱۳۹۲). "بررسی ارتباط بین نامیزانی نرخ ارز حقیقی و واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای و مصرفی در ایران". *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*. سال‌سیزدهم. شماره ۵۱. صص ۱۴۹-۱۱۳.

مزینی، امیرحسین و سعید قربانی (۱۳۹۸). "بررسی روند و ماهیت انحراف نرخ ارز واقعی در اقتصاد ایران". *مجله تحقیقات اقتصادی*. دوره ۵۴. شماره ۱. صص ۲۰۷-۱۷۳.

منافی انور، وحید؛ خداداد کاشی، فرهاد؛ بیابانی، جهانگیر و فاطمه پاسبان (۱۳۹۴). "عوامل مؤثر بر تغییرات نرخ ارز واقعی و تأثیر آن بر شاخص رقابت‌پذیری در اقتصاد ایران". *فصلنامه علوم اقتصادی*. سال ۹. شماره ۳۲.

نوفرستی، محمد (۱۳۹۱). *ریشه واحد همجمعی در اقتصادسنجی*. تهران: موسسه خدمات فرهنگی رسا.

Aguirre A. and Calderń C. (2005). "Real exchange rate misalignments and economic performance". *Documentos de Trabajo* (Banco Central de Chile), No.315, pp.1-49.

Aizenman J., Chinn M.D, Ito H. (2012). *The 'Impossible Trinity' Hypothesis in an Era of Global Imbalances: Measurement and Testing*, 1225 Observatory Drive, Madison, Wisconsin 53706608-262-3581 / www.lafollette.wisc.edu

Athukorala P. (2012). *The Malaysian Economy during Three Crises. In Malaysia's Development Challenge: Graduating from the Middle*, edited by Hal Hill, Tham Siew Yean and Ragayah Haji Mat Zin. London: Routledge, pp.83-105.

Baffes J., Elbadawi I. A. and O'Connell S. A. (2000). *Single-equation estimation of the equilibrium exchange rate. In Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*, Edited by L. E. Hinkle and P. J. Montiel, pp.405-465. Oxford University Press.

Barbosa L.O.S., Jayme Jr F.G. and F.J. Missio (2018). "Determinants of the real exchange rate in the long-run for developing and emerging countries: a theoretical and empirical approach". *International Review of Applied Economics*, 32(1), pp.62-83.

Bourland B. (2007), "The Riyals Peg to the Dollar", *Jadwa Investments*, August, Available at: www. Jadwa. Com/english.

Chinn M.D. and H. Ito (2005). "What Matters for Financial Development? Capital Controls", *Institutions, and Interactions*. NBER working paper No. 11370.

Edwards S. (2018). Finding equilibrium: on the relation between exchange rates and monetary

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

Edwards S. (1989). *Real exchange rates, devaluation, and adjustment: exchange rate policy in developing countries*. Cambridge, MA: MIT press.

Egert B., Lahrèche-Révil A. and K. Lommatzsch (2004). *The stock-flow approach to the real exchange rate of CEE transition economies*. CEPII. Policy. BIS Paper (96) pp.81-107

Frankel J. and G. Saravelos (2019). "Can leading indicators assess country vulnerability? Evidence from the 2008–09 global financial crisis". *Journal of International Economics*, 87(2), pp.216-231.

Guzman M., Ocampo J.A. and J.E. Stiglitz (2018). "Real exchange rate policies for economic development". *World Development*, 110, pp.51-62.

Kaltenbrunner A. (2015). "A post Keynesian framework of exchange rate determination: a Minskyan approach". *Journal of Post Keynesian Economics*, 38(3), pp.426-448.

Kia A. (2013), "Determinants of the real exchange rate in a small open economy: Evidence from Canada", *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, No. 23, pp. 136- 178.

Levy-Yeyati E. Sturzenegger F. (2005). *Classifying Exchange rate regimes: deedsvs. Words*. EurEconRev 2005, 49(6), pp. 1603–35.

Mahraddika W. (2020). "Real Exchange rate misalignment in developing countries: The role of exchange rate flexibility and capital account openness", *nternational Economics* (2020), doi: https://doi.org/10.1016/j.inteco.2020.04.004.

Montiel P.J. (2007). *Equilibrium real exchange rates, misalignment and competitiveness in the Southern Cone*. United Nations Publications (Vol. 62).

Montecino J.A. (2018). "Capital controls and the real exchange rate: Do controls promote disequilibria?", *Journal of International Economics* , No.114, pp.80-95.

Nouira R. and KH. Sekkat (2015), "What determines the extent of real exchange rate misalignment in developing countries?", *International Economics*, Volume 141, May 2015, pp. 135-151.

Rey H. (2015). "Dilemma not trilemma: the global financial cycle and monetary policy independence". *National Bureau of Economic Research*. No. w21162

Reinhart C. and KS. Logoff (2004), *The Modern History of Exchange rate Arrangements: are Interpretation*.QJEcon 2004, 119(1), pp. 1–48.

Rogoff K. (1996). "The purchasing power parity puzzle". *Journal of Economic literature*, 34(2), pp.647-668.

Saikkonen P. (1991). "Asymptotically efficient estimation of cointegration regressions". *Econometric theory*, 7(1), pp.1-21.

Slah S. Khawla. B.A (2018), *Determinants of real exchange rate misalignment: An empirical analysis for MENA region*, MPRA Paper No. 91605, posted 21 Jan 2019 14:56 UTC.

Stock J.H. and M.W. Watson (1993). "A simple Estimator of Cointegrating Vectors in higher order Integrated systems". *Econometrica*, Vol 61, No.4, pp.783-820.

Taylor A.M. and M.P. Taylor (2004). "The purchasing Power Parity debate". *Journal of economic perspectives*, 18(4), pp.135-158.

VieiraI V. Ronald MacDonaldI E. (2012), *A panel data investigation of real exchange rate misalignment and growth Econ*. vol.42 no.3 São Paulo July/Sept. 2012

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

ضمیمه

Dependent Variable: RER
Method: Panel Dynamic Least Squares (DOLS)
Date: 07/24/21 Time: 14:26
Sample (adjusted): 2001 2019
Periods included: 19
Cross-sections included: 4
Total panel (unbalanced) observations: 47
Panel method: Grouped estimation
Cointegrating equation deterministics: C @TREND
Static OLS leads and lags specification
Long-run variances (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth) used for individual coefficient covariances
Warning: one more more cross-sections have been dropped due to estimation errors

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0772	-1.825893	0.053314	-0.097345	GEXP
0.0150	2.571176	0.026117	0.067151	NFA
0.0233	-2.382790	0.064397	-0.153445	OILR
0.7584	0.310226	0.157747	0.048937	OPEN
0.5303	-0.634412	0.198473	-0.125913	PROD
0.0680	1.888592	0.005274	0.009961	RIR
0.0000	5.151965	0.215868	1.112146	TOT

-0.041146	Mean dependent var	-834.748486
0.832951	S.D. dependent var	1200.388448
26673.05	Sum squared resid	28.87097
		0.000367

R-squared	
Adjusted R-squared	
S.E. of regression	
Long-run variance	

Pedroni Residual Cointegration Test
Series: RIR GEXP OILR NFA OPEN PROD TOT
Date: 07/28/21 Time: 23:43
Sample: 2000 2020
Included observations: 294
Cross-sections included: 9 (5 dropped)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

Null Hypothesis: No cointegration
Trend assumption: No deterministic intercept or trend
Automatic lag length selection based on SIC with lags from 0 to 2
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Alternative hypothesis: common AR coefs. (within-dimension)

Prob.	Weighted Statistic	Prob.	Statistic	
0.8788	-1.169013	0.7287	-0.608919	Panel v-Statistic
0.9159	1.377771	0.9573	1.720230	Panel rho-Statistic
0.0000	-4.785591	0.0000	-6.322876	Panel PP-Statistic
0.0000	-4.176701	0.0000	-4.434357	Panel ADF-Statistic

Alternative hypothesis: individual AR coefs. (between-dimension)

Prob.	Statistic	
0.9982	2.910574	Group rho-Statistic
0.0000	-9.647627	Group PP-Statistic
0.0000	-5.735427	Group ADF-Statistic

Cross section specific results

Phillips-Peron results (non-parametric)

Obs	Bandwidth	HAC	Variance	AR(1)	Cross ID
19	2.00	32.00040	31.19610	-0.005	algeria
		Dropped from Test			ecuador
		Dropped from Test			emarat
12	0.00	13.96338	13.96338	-0.160	iran
18	17.00	24.09423	225.0997	-0.131	angola
12	8.00	12.28752	96.37784	-0.308	iraq
		Dropped from Test			saudi
15	0.00	74.96164	74.96164	-0.348	qatar
		Dropped from Test			congo
18	2.00	111.4641	118.1820	0.040	kuwait
		Dropped from Test			gabon
8	6.00	1.117025	1.893458	-0.478	liby
19	1.00	21.76899	21.37480	-0.224	nigeria
13	12.00	4.188473	31.37148	-0.052	venezuela

Augmented Dickey-Fuller results (parametric)

Obs	Max lag	Lag	Variance	AR(1)	Cross ID
19	2	0	31.19610	-0.005	algeria
		Dropped from Test			ecuador

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

			Dropped from Test		emarat
12	1	0	13.96338	-0.160	iran
16	2	2	139.1933	-1.279	angola
11	1	1	62.64112	-1.121	iraq
			Dropped from Test		saudi
15	1	0	74.96164	-0.348	qatar
			Dropped from Test		congo
18	2	0	118.1820	0.040	kuwait
			Dropped from Test		gabon
8	0	0	1.893458	-0.478	liby
19	2	0	21.37480	-0.224	nigeria
12	1	1	25.26521	-0.573	venezuela

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

Dependent Variable: MIS
Method: Panel Generalized Method of Moments
Transformation: Orthogonal Deviations
Date: 07/29/21 Time: 15:54
Sample (adjusted): 2002 2019
Periods included: 18
Cross-sections included: 13
Total panel (unbalanced) observations: 223
Period SUR instrument weighting matrix
Period SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)
Instrument specification: @DYN(MIS,-2, -4)
Constant added to instrument list

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0000	43.68080	0.020302	0.886811	MIS(-1)
0.0392	2.074570	0.012519	0.025972	ER
0.0187	-2.233638	0.005861	-0.007231	KA
0.0000	4.977452	5.83E-05	0.000290	RENT
0.0642	1.859991	2.86E-05	5.32E-05	BMO

Effects Specification

Cross-section fixed (orthogonal deviations)

0.068824	S.D. dependent var	-0.062169	Mean dependent var
0.214124	Sum squared resid	0.031340	S.E. of regression
51	Instrument rank	32.99306	J-statistic
		0.924910	Prob(J-statistic)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

Dependent Variable: MIS
Method: Panel Generalized Method of Moments
Transformation: Orthogonal Deviations
Date: 07/29/21 Time: 15:54
Sample (adjusted): 2002 2019
Periods included: 18
Cross-sections included: 13
Total panel (unbalanced) observations: 223
Period SUR instrument weighting matrix
Period SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)
Instrument specification: @DYN(MIS,-2, -4)
Constant added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MIS(-1)	0.886811	0.020302	43.68080	0.0000
ER	0.025972	0.012519	2.074570	0.0392
KA	-0.007231	0.005861	-1.233638	0.2187
RENT	0.000290	5.83E-05	4.977452	0.0000
BMO	5.32E-05	2.86E-05	1.859991	0.0642

Effects Specification

Cross-section fixed (orthogonal deviations)

Mean dependent var	-0.062169	S.D. dependent var	0.068824
S.E. of regression	0.031340	Sum squared resid	0.214124
J-statistic	32.99306	Instrument rank	51
Prob(J-statistic)	0.924910		

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]

Kao Residual Cointegration Test
Series: MIS ER KA RENT BMO
Date: 12/19/21 Time: 12:48
Sample: 2000 2020
Included observations: 294
Null Hypothesis: No cointegration
Trend assumption: No deterministic trend
User-specified lag length: 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

	t-Statistic	Prob.
ADF	-2.051304	0.0201
Residual variance	0.001318	
HAC variance	0.001602	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESID)
Method: Least Squares
Date: 12/19/21 Time: 12:48
Sample (adjusted): 2002 2019
Included observations: 223 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID(-1)	-0.193929	0.032186	-6.025202	0.0000
D(RESID(-1))	0.163248	0.058716	2.780302	0.0059

R-squared	0.115585	Mean dependent var	0.008954
Adjusted R-squared	0.111583	S.D. dependent var	0.040212
S.E. of regression	0.037902	Akaike info criterion	-3.698685
Sum squared resid	0.317484	Schwarz criterion	-3.668128
Log likelihood	414.4034	Hannan-Quinn criter.	-3.686349
Durbin-Watson stat	1.947590		

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.101.357]