مجله تحقیقات اقتصادی / شماره ۶۳ / پاییز و زمستان ۸۲/ صفحات ۴۱-۱

بررسی تطبیقی الگوهای پولی با الگوهای تعدیل روند ساختاری نرخ ارز

حسین باستانزاد*

چکیده

فرایند تجارت خارجی و انتقالات مالی از یکسو بر نرخ تعادلی بازار ارز اثرگذار است و از سوی دیگر از رقابت‌پذیری بخش واقعی و بازدهی بازارهای مالی در عرصه اقتصاد بین‌المللی متأثر می‌باشد. شناسایی متغیرهای ساختاری (رشد اقتصادی، بازدهی سرمایه و روند بلندمدت تقاضای اسمی) و متغیرهای سیاستی (نرخ بهره واقعی، موانع تجاری، مدیریت جریان منابع و مصارف ارزی و...) و نحوه اثرگذاری آنها بر بازار ارز، یکی از اولویت‌های برنامه‌ریزی اقتصادی است که روند قیمتهای نسبی و فرایند تخصیص منابع را در سطح کلان متأثر می‌سازد. در این تحقیق نیز با اتکا به متغیرهای سیاستی و ساختاری مذکور، تحولات بازار ارز با رویکردی پولی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

کلیدواژه‌ها

نرخ ارز، رهیافت پولی نرخ ارز، الگوی ساختاری نرخ ارز، خودبازگشت برداری، شوک‌های کوتاه‌مدت، متغیرهای سیاستی

---

*- محقق اداره بررسیها و سیاستهای اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

۱ـ مقدمه

نرخ ارز متغیر تعادلی جریان تجارت خارجی و انتقالات مالی هر نظام اقتصادی تلقی می‌گردد. شکاف میان روند قیمتها و بهره‌وری نهاده‌های تولید یک اقتصاد با رقبای خارجی آن، مستقیماً سطوح هزینه تولید و قدرت رقابت بین‌المللی تولیدات یک کشور را متأثر می‌سازد که بازتاب آن در جریان تجارت خارجی و شرایط تعادلی آن قابل مشاهده می‌باشد. نوسانات جریان منابع و مصارف ارزی یک کشور (متأثر از جریان تجارت خارجی)، نرخ تعادلی ارز را تحت تأثیر قرار می‌دهد. البته بازار ارز، در کنار تأثیرپذیری از جریان تجارت خارجی، عملاً از انتقالات مالی نیز تأثیر می‌پذیرد؛ چرا که انتقالات مالی نیز مستقیماً بر فرایند منابع و مصارف ارزی یک اقتصاد اثرگذار می‌باشد. نرخ بازدهی سرمایه، نرخ بهره و ثبات بازارهای مالی، از جمله متغیرهایی هستند که بر انتقالات مالی یک اقتصاد اثرگذار می‌باشند. در تحلیل نهایی روند قیمتهای نسبی، بهره‌وری نهاده‌های تولید و نیز بازدهی بازارهای مالی از جمله متغیرهایی می‌باشند که از طریق جریان منابع و مصارف ارزی مستقیماً شرایط و نرخ تعادلی را در بازار ارز متأثر می‌سازند. متغیرهای مذکور، عناصر پایه الگوهای پولی نرخ ارز را تشکیل می‌دهد که در این تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرند. همچنین متغیرهای کنترل بازار ارز که در قالب اعمال نرخهای تبعیضی، محدودیتهای تجاری (موانع تعرفه‌ای و غیرتعرفه‌ای)، خالص دارایی خارجی کشور و نرخ ارز رسمی انعکاس یافته‌اند، به عنوان عوامل مؤثر بر قدرت خرید بلندمدت ساختاری تلقی می‌گردند که نحوه اثرگذاری آنها بر بازار ارز، به تفضیل مورد بررسی قرار می‌گیرد. این مجموعه از هفت بخش تشکیل می‌گردد.

در مرحله نخست، مبانی نظری الگوی عمومی پولی نرخ ارز بررسی و در بخش دوم ضرورت‌های رویکرد پولی به الگوهای بلندمدت نرخ ارز تبیین گشته است. قسمت سوم، الگوهای تجربی پولی نرخ ارز را که توسط اقتصاددانان مختلف مورد مطالعه قرار گرفته است، شناسایی و در مرحله چهارم ترکیب داده‌های آماری جهت آزمون الگوهای مذکور برای اقتصاد ایران تشریح شده است. در بخش پنجم، روشهای آزمون الگوهای پولی نرخ ارز که متکی بر حداقل مربعات وزنی و نیز الگوهای خودبازگشت برداری (VAR)[1] بوده

1- Vector Auto Regression.

تصریح و در قسمت ششم نیز نتایج آزمون الگوهای مذکور برای اقتصاد ایران به تفصیل تحلیل شده است. در بخش پایانی نیز نتایج تحقیق ارائه گشته است.

۲ـ مبانی نظری رهیافت پولی نرخ ارز

رهیافت پولی برای تصریح رفتار نرخ ارز با تشکیل رژیم‌های ارزی انعطاف‌پذیر از اوایل دهه هفتاد به طور منسجم آغاز گردید. پس از شکل‌گیری رژیم‌های ارزی انعطاف‌پذیر در دهه هفتاد، قدرت تسویه بازارها افزایش یافت و زمینه‌های انتقال تفاوت‌های مربوط به سطوح تورم، بهره‌وری، تعرفه‌های گمرکی، نرخ‌های مالیاتی، یارانه‌های بخشی و کارایی متغیرهای مربوط به بازارهای مالی بر قدرت و رقابت‌پذیری پول کشورهای مختلف مهیا گردید؛ به عبارت دیگر، کشورها براساس تفاوت‌های ناشی از هزینه تولید، کارایی بازارهای مالی و پولی و ثبات سیاستهای کلان (نسبت به رقبای خارجی) امکان تعدیل قدرت رقابت بین‌المللی و قدرت خرید پول ملی خود را یافتند. فرایند مذکور در مطالعات فرانکل (۱۹۷۶)، موسی (۱۹۷۶) و بیلسون (۱۹۷۸) مورد توجه قرار گرفت و متغیرهای هزینه تولید (تورم)، کارایی ابزارهای سیاستی بازارهای مالی و پولی و بهره‌وری نهاده‌های تولید در تصریح رفتار بلندمدت نرخ اسمی ارز به کار گرفته شدند. تداوم مطالعات بر روی عوامل مؤثر بر رفتار بلندمدت نرخ ارز سبب شناسایی پارامترهای جدیدی همانند سیاستهای تعرفه‌ای و مالیاتی، انتظارات، چسبندگی رفتاری (عادات مصرفی، قراردادهای بلندمدت تولیدی)، توهم پولی، پدیده حباب داراییها و سیاستهای دستوری ناظر بر شرایط تعادلی بازارها (حداقل دستمزد، سقف یا کف قیمت و...) گردید؛ به طوری که این پارامترها بر خلاف نظریه بازارهای والراس، زمینه تسویه کارآمد بازارها را از میان برده و در شرایط تغییر سطوح تعادلی زیان غیر عملیاتی را بر بازارها تحمیل نمودند. شناسایی پارامترهای فوق که زمینه‌ساز ایجاد اختلالات کوتاه‌مدت در بازارها می‌باشند، عملاً ناکارآمدی الگوهای بلندمدت پولی کلان سنجی و نیز الگوهای پولی نرخ ارز و رشد اقتصادی را روشن ساخت؛ چراکه الگوهای پولی مذکور همواره در تصریح روند تغییرات کوتاه‌مدت متغیرها با تورش مواجه می‌شدند.

ناتوانی الگوهای بلندمدت پولی در تصریح رفتار کوتاه مدت متغیرهای تعادلی بازار کار، ارز، پول و کالا ضرورت استفاده از الگوهای غیرتعادلی و نیز غیر پارامتریک کوتاه‌مدت

را در اواخر دهه هفتاد و اوایل دهه هشتاد اجتناب‌ناپذیر ساخت (الگوهای متکی بر روش‌های خودبازگشت). در این فرایند پیشرفت روشهای اقتصادسنجی، بهبود کیفیت آمارها و کاهش دوره‌های زمانی تولید اطلاعات، بستر را برای بهره‌گیری از الگوهای کوتاه‌مدت مساعد نمود. مطالعات میز و روگوف (۱۹۸۳) از نخستین تحقیقات حول تبیین رفتار کوتاه‌مدت نرخ ارز در کشورهای صنعتی تلقی می‌گردد. آنها ضمن بررسی روند تصادفی نرخ ارز در کشورهای صنعتی و نیز پارامترهایی که فرایند تسویه بازارها را مختل می‌سازنند، الگوی پولی کوتاه‌مدتی را برای تصریح نوسانات نرخ ارز به کار گرفتند. در همین راستا، تحقیقات گسترده دیگری نیز طی دهه‌های هشتاد و نود حول تصریح و آزمون الگوهای کوتاه‌مدت مذکور توسط اقتصاددانان انجام پذیرفت. تحقیقات دورنبوش (۱۹۸۳) وولف (۱۹۸۷)، شینازی و اسوامی (۱۹۸۹)، کانوا (۱۹۹۳)، مارک (۱۹۹۵)، راپچ و وهاژ (۲۰۰۱) و تیلور و سارنو (۲۰۰۲) در زمینه دوگانگی موجود در ماهیت غیرتصادفی نتایج الگوهای پولی از یکطرف و روند تصادفی تحولات نرخ ارز از طرف دیگر محور اساسی این مطالعات را تشکیل دادند که متکی بر تحلیل سریهای زمانی کوتاه‌مدت و نیز الگوهای غیر پارامتریک بوده است. در میان مطالعات مذکور، الگوهای فرانکل (۱۹۷۶)، موسی (۱۹۷۹ و ۱۹۷۶) و مارک (۱۹۹۵) بیشترین انطباق تجربی را با تحولات بازار ارز در کشورهای صنعت داشته است که در این تحقیق ضمن تصریح نظری آنها، قابلیت آزمون هر یک با شرایط اقتصاد ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۳ـ ضرورت‌های استفاده از الگوهای پولی نرخ ارز کوتاه‌مدت به جای بلندمدت

مدلهای پولی نرخ ارز با قیمت‌های انعطاف‌پذیر، بیانگر یک الگوی تعادل عمومی می‌باشند که در آن، میان قدرت خرید پول کشورهای مختلف رابطه‌ای متقابل برقرار می‌نمایند. براساس مدل‌های مذکور، تفاوت‌های مربوط به متغیرهای قیمتی و ساختاری کشورهای مختلف، در قالب الگوهای پولی نرخ ارز بلندمدت با یکدیگر تسویه می‌شوند (تیلور و سارنو ۲۰۰۲). تجربیات دهه‌های هفتاد و هشتاد کشورهای صنعتی در زمینه نوسانات شدید نرخ واقعی ارز، فرضیه رابطه متقابل کوتاه‌مدت میان قدرت خرید پول کشورهای مختلف را مورد تردید قرار داد. پدیده مذکور، زمینه طراحی الگوهای پولی نرخ ارز با قیمت‌های چسبنده (کوتاه‌مدت) را مهیا ساخت. در همین راستا

دورنبوش از یک الگوی پولی نرخ ارز کوتاه‌مدت جهت توجیه انحرافات کوتاه مدت نرخ ارز از روند بلندمدت آن برای ایالات متحده استفاده نمود (۱۹۷۶). الگوهای پولی نرخ ارز با قیمت‌های چسبنده و یا الگوهای متکی بر انتظارات عوامل تسویه ناقص بازارهای داخلی و خارجی را تصریح نمودند. این الگوها ضمن تبیین علل انحرافات کوتاه مدت نرخ ارز از روند بلندمدت آن، قابلیت پیش‌بینی رفتار کوتاه‌مدت نرخ ارز را (در شرایط وجود چسبندگی قیمت‌ها، حباب داراییها، اختلالات کوتاه‌مدت در مکانیزم بازار و...) داشتند. به‌طور نمونه، در شرایط چسبندگی قیمت‌ها (توهم پولی) کاهش عرضه اسمی پول، عرضه واقعی آن را کاهش داده، در نتیجه نرخ‌های بهره (در الگوی کوتاه‌مدت) افزایش می‌یابد. افزایش نرخ‌های بهره سبب جذب منابع مالی و سرمایه‌ای خارجی می‌گردد که بازتاب آن در کوتاه‌مدت، تقویت قدرت خرید پول ملی می‌باشد. عنصر نرخ بهره مورد انتظار در الگوهای پولی نرخ ارز با قیمت‌های چسبنده (یا متکی بر انتظارات) زمینه تقویت قدرت خرید پول ملی را در کوتاه‌مدت فراهم می‌سازد (انحراف از روند بلندمدت آن را توضیح می‌دهد)؛ اما در بلندمدت، با کاهش متناسب سطح عمومی قیمتهای داخلی (معادل کاهش عرضه پول)، مقادیر نرخ بهره داخلی به مقادیر تعادلی بلندمدت پیش از تغییرات عرضه پول تقلیل می‌یابد و نرخ ارز نیز به سطوح تعادلی بلندمدت خود بازمی‌گردد؛ به عبارت دیگر، در کوتاه مدت، شکاف میان نرخ مورد انتظار تضعیف پول داخلی با تفاضل نرخ‌های بهره داخلی و خارجی (ضابطه نرخ‌های بهره غیر پوششی)، عامل ایجاد اختلالات کوتاه‌مدت است و بنابراین رابطه شماره (۱) می‌باید در الگوی پولی نرخ ارز تصریح شود. به منظور بررسی پدیده تسویه ناقص بازارها و آزمون فرضیه انتظارات قیمتی و وجود حباب دارایی در بازار داراییهای مالی، معادله (۱) مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$R_{t+1} = E_t R_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \qquad (۱)$$

$$f_t = E_t R_{t+1} \qquad (۲)$$

براساس این رابطه، در شرایطی که تسویه کامل بازار، تبادل کامل اطلاعات و وجود انتظارات عقلایی در رفتار کارگزاران (کارایی کامل بازار) وجود داشته باشد، عملاً خطای

پیش‌بینی الگو (ε_{t+1}) فاقد همبستگی پیاپی است و میانگین آن صفر می‌باشد؛ در حالی که در شرایط تسویه ناقص بازار، نه تنها همبستگی پیاپی وجود دارد، بلکه میانگین جمله خطای معادله غیرصفر خواهد بود. نظر به اینکه آزمون فرضیه عدم کارایی بازار (تسویه ناقص بازار) تنها از طریق رابطه (۱) میسر نمی‌باشد (به علت عدم امکان مشاهده جمله انتظارات (E_tR_{t+1}))، لذا جهت این آزمون، فرضیه کارایی فعالیتهای سوداگری بازار[1] (بیلسون ۱۹۸۱) مورد استفاده قرار می‌گیرد. مطابق رابطه (۲) فرضیه برابری نرخ‌های ارز آتی و نقدی مورد انتظار آزمون می‌گردند. رابطه (۲) نرخ سلف (آتی) ارز در زمان حال را معادل نرخ معاملات آتی آن قرار می‌دهد. جایگذاری معادله (۲) در (۱)، معادله (۳) را ارائه می‌نماید:

$$R_{t+1} = f_t + \varepsilon_{t+1} \qquad (۳)$$

معادله مذکور، فرضیه کارایی فعالیتهای سوداگرانه بیلسون را مورد آزمون قرار می‌دهد. این معادله به طور ضمنی دو فرضیه انتظارات عقلایی و نیز برابری نرخ‌های سلف و نقدی انتظاری را پوشش می‌دهد. در این راستا فرضیه مورد آزمون، رفتار تصادفی جمله اخلال معادله (۳) می‌باشد. معادله مذکور شرایط تسویه ناقص یا کامل بازار ارز را با فرض وجود یا عدم وجود اختلالات کوتاه مدت از ناحیه پدیده‌هایی همچون انتظارات، حباب دارایی‌ها، عدم تبادل کامل اطلاعات و... تبیین می‌نماید. در شرایط ناکارآمدی بازار، شناسایی عوامل مؤثر بر اختلالات کوتاه‌مدت و تصریح رفتار آنها در الگوهای پولی کوتاه مدت نرخ ارز اجتناب‌ناپذیر می‌باشد؛ به‌عبارت دیگر، در شرایط فقدان وجود حباب دارائیها در بازار سرمایه و شکل‌گیری انتظارات عقلایی در بازار ارز $\varepsilon_t=0$ (تسویه کامل بازارها)، عملاً نرخ ارز مورد انتظار و نرخ ارز جاری یکسان شده و یک جواب منحصر بفرد برای الگوی پولی نرخ ارز به دست می‌آید. جواب مذکور در شرایط انطباق روند کوتاه‌مدت و بلندمدت حاصل می‌گردد؛ همچنین با شکل‌گیری انتظارات در بازار دارایی‌های مالی، جوابهای متنوعی برای معادله (۳) به دست می‌آید که زمینه انحراف نرخ ارز کوتاه مدت را

1- Speculative Efficiency.

از روند بلندمدت آن فراهم می‌سازد. در چنین شرایطی آزمون ماهیت رفتاری شاخص متغیر انتظارات، پیش از تصریح الگوی پولی نرخ ارز اجتناب‌ناپذیر می‌باشد؛ چراکه تأیید وجود پدیده مذکور، کارایی الگوهای پولی بلندمدت نرخ ارز را از میان برده، لذا جانشینی الگوهای کوتاه‌مدت را ضروری می‌سازد.[۱] معادله (۳) فرضیه وجود انتظارات عقلایی را برای بازار سرمایه یا هر بازار دیگری قابل آزمون می‌سازد.

۴ـ چارچوب الگوهای پولی نرخ ارز

نرخ ارز متغیر تعادلی موازنه پرداختهای خارجی و انتقالات مالی بین کشورها بوده که نوسانات آن قدرت رقابت بین‌المللی تولیدات ملی، فرایند تخصیص منابع داخلی و نیز انتقالات سرمایه‌ای بین‌المللی را متأثر می‌سازد. این متغیر، کاستی‌های داخلی مربوط به بازارهای عوامل تولید، پول، کالا و سرمایه داخلی (نسبت به کشورهای دیگر) را جذب می‌نماید و از طریق ایجاد تعادل میان بخشهای داخلی و خارجی، زمینه تداوم فعالیت‌های اقتصادی را فراهم می‌سازد. رابطه (۴) الگوی سنتی نرخ اسمی ارز می‌باشد که در آن، قدرت رقابت اقتصادی کشورها در قالب نسبت سطح عمومی قیمتهای آنها انعکاس می‌یابد؛ به عبارت دیگر، مقایسه کارایی و قدرت رقابت بازارهای پول، کالا، عوامل تولید و سرمایه کشورهای مختلف در قیمت تعادلی بازار عرضه و تقاضای کل انعکاس یافته که در معادله نرخ ارز نیز قابل مشاهده می‌باشد. شکل لگاریتمی رابطه مذکور به صورت معادله (۵) می‌باشد که در آن، نرخ ارز براساس تفاوت قیمت‌های داخلی و خارجی تعیین می‌گردد:

$$R_t = \frac{\rho_t}{\rho^*_t} \qquad (۴)$$

$$R^0_t = \rho^0_t - \rho^{0*}_t \qquad (۵)$$

مطابق رابطه مذکور، نرخ اسمی ارز تابعی است از نسبت قیمت‌های داخلی به خارجی

۱- در بخش بعدی، الگوهای کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ ارز به تفصیل مورد بررسی قرار می‌گیرند.

که به کارگیری شاخص‌های قیمتی متفاوت نتایج مختلفی را بر الگو مترتب می‌سازد؛ به طور نمونه استفاده از نسبت شاخص بهای کالاهای غیر قابل تجارت داخلی، از یکسو فرایند تخصیص منابع داخلی را تصریح کرده و از سوی دیگر قدرت خرید بین‌المللی پول داخلی را تعیین می‌نماید؛ به عبارت دیگر، گرچه افزایش نسبت شاخص بهای کالاهای غیرقابل تجارت به قابل تجارت موجب می‌گردد تا منابع مالی و نهاده‌های تولید یک اقتصاد به سمت بخش غیرقابل تجارت هدایت شود و تخصیص منابع یک اقتصاد را به نفع آن تغییر نماید، اما مهمترین پیامد آن، تضعیف قدرت رقابت بین‌المللی تولیدات یک کشور، کاهش سرمایه‌گذاری و تضعیف بخش قابل تجارت و نتیجتاً کاهش قدرت خرید پول ملی و افزایش نرخ اسمی ارز می‌باشد. این پدیده در ادبیات اقتصاد کلان، به عنوان اثرات تخصیصی تغییر روند نرخ داخلی ارز[1] مورد بررسی قرار می‌گیرد. مبنای تحلیل مذکور، نسبت شاخص بهای کالاهای غیر قابل تجارت به قابل تجارت داخلی می‌باشد. همچنین استفاده از نسبت قیمتهای داخلی به خارجی (نسبت شاخص بهای کالاهای قابل تجارت یا شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی دو کشور) قدرت رقابت‌پذیری تولیدات کشورها را تعیین می‌نماید. این نسبت قدرت رقابت بین‌المللی تولیدات یک کشور (در جریان صادرات و واردات) و نیز فرایند تخصیص منابع بین‌المللی (نهاده‌های تولید، مواد اولیه واسطه‌ای و کالاهای نهایی) را تصریح می‌نماید؛ به عبارت دیگر، افزایش نسبت شاخص بهای کالاهای قابل تجارت یک کشور نسبت به شرکاء خارجی، از یکطرف قدرت رقابت داخلی (در بازار مبدأ) و بین‌المللی تولیدات (عرضه نهاده‌ها) آن را کاهش می‌دهد و از طرف دیگر زمینه‌های کاهش صادرات، رشد واردات و تضعیف پول داخلی (افزایش نرخ ارز) را مهیا می‌سازد. این پدیده تحت عنوان اثرات تخصیصی نوسانات نرخ خارجی ارز[2] مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۱ـ۴ـ الگوی عمومی پولی نرخ ارز

رابطه (۴) معادله عمومی نرخ ارز اسمی می‌باشد که مبنای استخراج الگوی پولی نرخ ارز است. به منظور استخراج الگوی مذکور، باید معادلات قیمتی حاصل از شرایط تعادلی

1- Internal Exchange Rate.

2- External Exchange Rate.

بازار کالا (مطابق نظریه کینز) در رابطه (۴) جایگزین و رفتار نرخ اسمی ارز برحسب نوسانات متغیرهای تعادلی بازار کالا و سرمایه تبیین گردد. مطابق نظریه کینز، تقاضای پول در شکل عمومی آن به صورت تقاضای معاملاتی و سفته بازی (تقاضای احتیاطی و تقاضای بورس بازی) قابل مشاهده می‌باشد. تقاضای معاملاتی پول تابعی از سطح درآمد ملی، و تقاضای سفته بازی تابعی از نرخ بازدهی سرمایه می‌باشد. معادله (۶) الگوی کینزی تابع تقاضای پول را ارائه می‌نماید. شکل جبری معادله مذکور که در قالب الگوی عمومی تقاضای واقعی پول انعکاس یافته است، در رابطه (۷) قابل مشاهده می‌باشد.

$$(\frac{m}{P})_t = F(y.i) \qquad F_1'>0,\ F_2'<0 \qquad (۶)$$

$$m_t = \rho_t + \alpha y_t - \beta i_t \qquad (۷)$$

مطابق معادله (۷)، تقاضای پول با سطح عمومی قیمتها و درآمد ملی رابطه‌ای مستقیم و با نرخ بهره رابطه‌ای معکوس دارد. تبدیل رابطه (۷) به معادله قیمت، نخستین اقدام در فرایند استخراج الگوی پولی نرخ ارز می‌باشد؛ به عبارت دیگر، بازنویسی معادله مذکور برحسب قیمت، رابطه (۸) را ارائه می‌دهد، که در آن، سطح عمومی قیمت‌ها در هر کشوری تابعی از حجم نقدینگی، رشد اقتصادی و نرخ بهره می‌باشد. طبق رابطه (۸)، رشد نرخ بهره و نقدینگی موجب افزایش تورم، و رشد تولید ناخالص داخلی سبب کاهش تورم می‌گردد.

$$\rho_t = m_t - \alpha y_t + \beta i_t \qquad (۸)$$

$$(\rho_t - \rho^*_t) = (m_t - m^*_t) - \alpha\,(y_t - y^*_t) + \beta(i_t - i^*_t) \qquad (۹)$$

$$\beta = \beta^*\ ,\ \alpha = \alpha^*$$

تفاضل معادلات قیمت برای دو کشور، میزان قدرت رقابت بین‌المللی تولیدات آنها را تعیین می‌نماید (با فرض برابری کشش‌های درآمدی و بهره‌ای تقاضای پول در هر کشور $\beta = \beta^*\ ,\ \alpha = \alpha^*$)؛ به عبارت دیگر، شکاف میان تورم کشورها براساس تفاضل سطح تقاضای اسمی (m_t-m^*_t)، شکاف بین رشد اقتصادی و نرخ بازدهی بازارهای پول و

سرمایه ($i_t - i^*_t$) آنها تعیین می‌گردد.

دو متغیر رشد اقتصادی و حجم نقدینگی، بازار کالا را، و عوامل تولید و نرخ بهره نیز بازار پول و سرمایه را متأثر می‌سازند. جایگذاری معادله (۸) در رابطه (۵) قدرت رقابت‌پذیری (در شرایط تعادلی) بازارهای یک کشور را نسبت به رقبای خارجی آن ارائه می‌نماید.

$$R_t = (m_t - m^*_t) - \alpha(y_t - y^*_t) + \beta(i_t - i^*_t) \qquad (۱۰)$$

$$\alpha = \alpha^* , \beta = \beta^*$$

۲ـ۴ـ الگوی پولی نرخ ارز فرانکل و موسی

الگوی پولی نرخ ارز فرانکل و موسی (۱۹۷۶)، از نخستین یافته‌های تجربی می‌باشد که در آن، آثار متغیرهای سیاستی بازار پول (نرخ بهره، نقدینگی و تعمیق مالی) به وسیله نرخ تورم بر بازار ارز و قدرت رقابت بین‌المللی تولیدات یک اقتصاد تبیین گردید. مطابق معادله (۹) شکاف میان سطوح قیمتهای داخلی و خارجی، ناشی از تغییرات نرخ رشد نقدینگی، بازدهی بازارهای مالی (نرخ بهره) و نرخ رشد اقتصادی می‌باشد. همچنین براساس رابطه (۵) شکاف قیمتی میان کشورها نوسانات قدرت خرید پول ملی آنها را تصریح می‌نماید. در تحلیل نهایی، جایگزینی معادلات (۹) و (۵) در یکدیگر زمینه شناسایی متغیرهای کلان مؤثر بر نرخ اسمی ارز را فراهم می‌سازد؛ به طوری که نتیجه آن، الگوی پولی نرخ اسمی ارز می‌باشد (۱۰)؛ به عبارت دیگر، به جای استفاده از قیمت‌های نسبی در الگوی تعیین نرخ ارز، متغیرهای توضیحی مؤثر بر نوسانات قیمتی در تابع مذکور جایگزین گردیده‌اند. مطابق معادله (۱۰) نوسانات نرخ اسمی ارز (با فرض برابری کشش‌های درآمدی و بهره‌ای تقاضای پول در دو کشور) تابعی از تفاوت‌های مربوط به نرخهای بهره، رشد نقدینگی و رشد اقتصادی بوده است؛ به طوری که متغیر اول اثر منفی بر قدرت خرید پولی ملی داشته و دو متغیر بعدی زمینه تقویت آن را فراهم می‌سازد. به طور خاص، بازتاب رشد نرخ‌های داخلی بهره (نسبت به نرخ‌های مذکور در بازارهای مالی رقیب) بر قدرت خرید پول داخلی از حوزه تراز حسابجاری و بخش واقعی اقتصاد منفی، اما انتقال تغییرات مذکور به بازار سرمایه اثرات مثبتی بر ارزش پول داخلی

خواهد داشت.

براساس الگوی پولی نرخ ارز اسمی، شرایط تعادلی بازارهای پول، کالا و سرمایه در کشورهای مختلف قدرت خرید پولی ملی آنها را متأثر می‌سازند. در بازار پول، برابری عرضه و تقاضا مقادیر تعادلی حجم پول و نرخ بهره آن، در بازار کالاها و خدمات میزان تولید و قیمت تعادلی آن، و در بازار سرمایه نیز با فرض تحرک کامل منابع سرمایه‌ای بین‌المللی، نرخهای بازدهی سرمایه و مقادیر تعادلی جذب آنها تعیین می‌گردند. شکاف میان نرخ‌های بهره داخلی و بین‌المللی (نرخ بازدهی داخلی و بین‌المللی سرمایه) به علت اثرات میان مدت آن بر انتقالات سرمایه‌ای بین‌الملل عملاً نرخ‌های مورد انتظار ارز را متأثر می‌سازد؛ به طوری که اثرات مورد انتظار نرخ اسمی ارز، از شکاف مذکور متأثر می‌گردد (۱۱). رابطه (۱۱) یکی از اقدامات اساسی در راستای کاهش تورش‌های محاسباتی در فرایند تبیین رفتار کوتاه‌مدت نرخ ارز می‌باشد که توسط "فرانکل" و "موسی" تصریح گردید؛ چرا که الگوهای سنتی پولی نرخ ارز (معادله (۱۰)) در تصریح روند کوتاه‌مدت و میان مدت نرخ ارز با تورش‌های شدیدی مواجه بوده که مطالعات فرانکل و موسی منجر به شناسایی متغیر جایگزین برای شکاف نرخهای بهره به‌عنوان عامل تصریح نوسانات کوتاه‌مدت نرخ ارز گردید. متغیر مذکور که تغییرات مورد انتظار نرخ ارز را ارائه نموده است، عملاً کارایی کوتاه مدت الگوی پولی نرخ ارز را افزایش داد.

$$E(\Delta R_{t+1}) = (i - i^*) \qquad (۱۱)$$

$$E(\Delta R_{t+1}) = E(R_{t+1}) - R_t \qquad (۱۲)$$

$$R_t = (1+\beta)^{-1}(m_t - m^*_t) - (1+\beta)^{-1}\alpha(y_t - y^*_t) + (1+\beta)^{-1}\beta E(R_{t+1}) \qquad (۱۳)$$

معادله (۱۳) که پس از جایگزینی رابطه (۱۲) در معادله (۱۰) به‌دست آمده است، زمینه افزایش کارایی الگوهای پولی نرخ ارز را مهیا می‌سازد؛ زیرا متغیر نرخ ارز مورد انتظار ($E(R_{t+1})$)، امکان تبیین نوسانات کوتاه مدت را در الگوهای پولی بلندمدت نرخ ارز به وجود می‌آورد. بسط رابطه (۱۳) برحسب مقادیر مورد انتظار، معادله غیر

پارامتریک (۱۴) را ارائه می‌نماید.[۱] معادله مذکور پس از تخمین آماری رابطه (۱۳) به‌دست آمده است و جهت پیش‌بینی روند نوسانات بلندمدت آتی یا نحوه تصریح روند تاریخی گذشته، بسیار مفید می‌باشد.

$$R_t = (1+\beta)^{-1} \sum_{i=0}^{\infty} (\beta(1+\beta)^{-1})^i \; E[(m_{t+i}-m^*_{t+i})-\alpha(y_{t+i}-y^*_{t+i})] \qquad (۱۴)$$

به عبارت دیگر، پس از تخمین اقتصادسنجی معادله (۱۳) و استحصال ضرائب کارای (α, β)، عملاً امکان تشکیل معادله (۱۴) و تخمین مقادیر گذشته یا آتی نرخ ارز تعادلی بلندمدت فراهم می‌گردد. الگوی (۱۴) اگر چه از یک معادله کارای کوتاه‌مدت (۱۳) به دست آمده است، اما به علت ماهیت غیر پارامتریک آن و اینکه جواب خاص معادله تفاضلی (۱۳) می‌باشد، لذا فقط برای تحلیل‌های بلندمدت قابلیت استفاده دارد (جواب خاص معادله تفاضلی (۱۳)).

۳ـ۴ـ الگوی پولی نرخ ارز میز و روگوف

در دو دهه اخیر، مطالعات تجربی الگوهای پولی نرخ ارز با هدف شناسایی عوامل مؤثر بر اختلالات کوتاه مدت مورد توجه اقتصاددانان بوده است. شکل‌گیری مقطعی پدیده حباب دارایی‌ها در بازار دارایی‌های مالی، عدم تحقق فروض پایه نظریه انتظارات عقلایی (در قالب شکاف قیمتهای سلف و مورد انتظار)، عدم امکان انتقال کامل اطلاعات، شکل‌گیری برداشتهای غیر همگن در کارگزاران بازار، مداخلات مقطعی مقامات پولی و مالی در بازار و... برخی از عوامل مؤثر بر کارایی الگوهای بلندمدت کلان به طور اعم، و الگوهای بلندمدت پولی نرخ ارز به طور اخص می‌باشند. در همین راستا شناسایی و اعمال متغیرهای مؤثر بر اختلالات کوتاه‌مدت بازار در صدر موضوعات مورد توجه محققین علم اقتصاد در دو دهه گذشته قرار داشته است. میز و روگوف در سال ۱۹۸۳ با استناد به تحقیقات دهه هفتاد خود، الگوی پولی جدیدی را جهت تبیین نوسانات کوتاه‌مدت نرخ ارز طراحی کردند. آنها با افزودن متغیرهای تورم مورد انتظار (Π_t) و تراز

۱- برای اثبات معادله مذکور به ضمیمه الف مراجعه شود.

حسابجاری (CA_t) به الگوی عمومی پولی نرخ ارز (معادله (۱۰))، سعی در تبیین عوامل موثر بر اختلالات کوتاه‌مدت نرخ ارز و روند طبیعی (بلندمدت) آن شدند. معادله (۱۵) الگوی پولی نرخ ارز کوتاه مدت میز و روگوف را ارائه می‌نماید (۱۹۸۳). مطابق رابطه (۱۵)، مقادیر تورم مورد انتظار و تراز حسابجاری به عنوان متغیرهای پایه تشکیل‌دهنده انتظارات کوتاه مدت، مهمترین اثرات را در اختلالات کوتاه‌مدت بازار ارز دارند. کسری یا مازاد تراز حسابجاری از طریق اثرات انتقالی سریع بر بازارهای مالی و نیز نرخ تورم مورد انتظار به عنوان شاخص نوسانات حال و آینده قدرت خرید پول ملی، بیشترین اثرات را بر بازارهای سلف ارز دارند.

(۱۵)

$$R_t=\alpha_0+\alpha_t(m_t-m^*_t)-\alpha_2(y_t-y^*_t)+\alpha_3(i_t-i^*_t)+\alpha_4(\Pi_t-\Pi^*_t)+\alpha_5 CA_t+\alpha_6 CA^*_t+U_t$$

رابطه مذکور با روشهای مختلفی مورد آزمون آماری قرار گرفته که از میان آنها روش حداقل مربعات معمولی با شرایط تغییرپذیری ضرائب تخمینی[1]، بهترین آماره‌های آزمون میانگین مجذور خطاها (MSE)[2] و متوسط قدر مطلق خطاها (MAE)[3] را داشته است.

۴-۴- الگوی پول نرخ ارز مارک

اتکاء به الگوهای پولی نرخ ارز کوتاه‌مدت، همواره مورد توجه اقتصاددانان بوده است. متغیرهایی مانند تورم مورد انتظار، تراز حسابجاری موازنه پرداختها، نرخ ارز مورد انتظار، شکاف میان نرخ ارز تعادلی و جاری، همواره به عنوان جانشین‌هایی[4] برای تبیین اختلالات کوتاه‌مدت الگوهای پولی نرخ ارز مورد استفاده قرار گرفته‌اند. آخرین تحقیقات در این حوزه توسط مارک (۱۹۹۵) انجام پذیرفت. وی با ارائه الگوی روند ساختاری نرخ ارز (F_t)، سعی در شناسایی عوامل مؤثر بر نوسانات کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ اسمی ارز نمود. وی با استفاده از فرض تحرک سرمایه‌ای کامل (برابر نرخهای بهره در دو کشور)

1- Time Varying Coefficient.

2- Mean Square Error.

3- Mean Absolute Error.

4- Proxy.

بخش مربوط به شکاف نرخ‌های بهره را از رابطه (۱۰) حذف و معادله جدید را تحت عنوان الگوی پولی نرخ ارز ساختاری بلندمدت ارائه نمود (۱۶).

$$R_t = \alpha_0+\alpha_1 (m_t-m^*_t) - \alpha_2(y_t - y^*_t) + U_t \qquad (۱۶)$$

$$F_t = \alpha_0 + \alpha_1 (m_t - m^*_t) - \alpha_2 (y_t - y^*_t) \qquad (۱۷)$$

$$R_t - F_t = U_t \qquad (۱۸)$$

$$R_{t+k} - R_t = \alpha_k + \beta_k (R_t - F_t) + V_{t+k,t} \qquad (۱۹)$$

روند نرخ ارز ساختاری بلندمدت، براساس مقادیر تخمینی معادله (۱۶) قابل براورد می‌باشد. تفاضل میان روند نرخ ارز ساختاری و نرخ ارز جاری یک عبارت تصحیح خطا[1] می‌باشد (۱۸) که جهت انعکاس اختلالات کوتاه‌مدت در بازار ارز مورد استفاده قرار می‌گیرد؛ به عبارت دیگر، پس از آزمون آماری ضرائب معادله (۱۶)، مقادیر مورد پیش‌بینی نرخ ارز براساس نتایج تخمین، امکان براورد نرخ ارز ساختاری را فراهم می‌سازد (۱۷). رابطه (۱۸) شکل ساده شده رابطه (۱۶) می‌باشد که سه پارامتر توضیحی آن (a۱,a۲,a۳) زمینه محاسبه نرخ ارز ساختاری را مهیا می‌سازد. تفکر استفاده از عبارت تصحیح خطا در الگوی پولی نرخ ارز کوتاه‌مدت (۱۹) براساس تفاضل روند نرخ ارز جاری از مقادیر بلندمدت ساختاری آن است که در آن، تغییرات کوتاه‌مدت نرخ ارز برای دوره k‌ام $(R_{t+k} - R_t)$ تابعی از متوسط روند تغییرات گذشته آن (α_k) و عبارت تصحیح خطای دوره قبل $(R_t - F_t = U_t)$ می‌باشد. "مارک" الگوی مذکور را برای کشورهای آمریکا، آلمان، ژاپن و سوئیس مورد آزمون قرار داد و پیش‌بینی‌های قابل اطمینانی به دست آورد.

1- Error Correction Term

۵ـ ترکیب آمارهای ورودی به الگوهای محاسباتی

اطلاعات مورد استفاده در فرایند آزمون الگوهای پولی نرخ ارز، در مقطع سالانه می‌باشد که از نماگرها و ترازنامه‌های بانکی مرکزی و نشریه آمارهای مالی بین‌المللی (IFS) استخراج گردیده است. علت عدم استفاده از آمارهای فصلی در فرایند آزمون مدلها، ناکارآمدی بازارهای داخلی (کار، پول، سرمایه، کالا و ارز) در تسویه عدم تعادل‌های فصلی می‌باشد که ضرورت اتکاء به آمارهای سالانه را اجتناب‌ناپذیر ساخت. دوره زمانی اطلاعات نیز سالهای ۸۰-۱۳۵۲ بوده است. ارز پایه در فرایند تصریح روند تغییرات قدرت خرید پول داخلی، دلار ایالات متحده بوده که شاخص‌های متناظر اقتصاد آن مبنای محاسبه و مقایسه ارزش ریال قرار گرفته است.

۶ـ روش آزمون الگوهای پولی نرخ ارز

به منظور تعیین نرخ برابری ریال نسبت به دلار، الگوی پولی نرخ ارز با استفاده از روشهای مختلف برای اقتصاد ایران مورد آزمون قرار می‌گیرد. پس از تعیین نرخ تعادلی دلار، عملاً امکان محاسبه نرخ برابری سایر اسعار برحسب ریال با استفاده از رابطه برابری آنها نسبت به دلار (نرخ‌های برابری دلار با سایر اسعار در بازارهای پولی بین‌المللی) مهیا می‌شود. الگوی عمومی پول نرخ ارز، الگوهای فرانکل ـ موسی، میز و روگوف و مارک با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی قابل آزمون است و نتایج حاصل از تخمین ضرائب آنها در فرایند پیش‌بینی نرخ ارز مورد استفاده قرار می‌گیرد. البته میزان کارایی معادلات هر یک از الگوهای مذکور (با توجه به میزان خطای پیش‌بینی هر معادله) مستقیماً بر میزان اعتماد پیش‌بینی‌های هر الگو اثرگذار می‌باشد. همچنین نتایج آمارهای آزمون ریشه واحد و دوربین واتسون نیز اثرگذاری متغیرهای خارج از الگو را مورد بررسی قرار می‌دهد.

در زمینه الگوی پولی نرخ ارز مارک روش آزمون و تحلیل‌های آماری مربوط به آن متفاوت می‌باشند. در این فرایند پس از تخمین معادله نرخ ارز ساختاری (بلندمدت)، با استفاده از روش حداقل مربعات، مقادیر خطای معادلات تخمینی (کوتاه‌مدت) محاسبه می‌گردد و در صورت وجود فرایند غیرتصادفی عملاً همگرایی، اثرگذاری و اثرپذیری روند اختلالات بازار ارز (در قالب روش اقتصادسنجی VAR) در مقابل متغیرهای مؤثر بر آن

مورد آزمون قرار می‌گیرد. به علت پیچیدگی‌های موجود در چارچوب محاسباتی روش خودبازگشت برداری، روابط جبری آن در ادامه مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۱ـ۶ـ الگوی خودبازگشت برداری (VAR)

شرط مانایی سریهای زمانی، یکی از الزامات اولیه کاهش تورش ضرائب محاسباتی الگوهای مختلف اقتصادی می‌باشد؛ به همین منظور، آماره‌های آزمون دیکی ـ فلور، فیلیپس ـ پرون، انگل ـ گرنجر تعمیم یافته و... به منظور بررسی پدیده مانایی سریهای زمانی مورد بررسی قرار می‌گیرد. در صورتی که سریهای زمانی دارای روند نامانا باشند، از طریق تفاضل‌گیری زمینه دستیابی به سریهای مانا فراهم می‌گردد. تفاضل‌گیری مذکور، اگرچه تورش ضرائب تخمینی را کاهش می‌دهد، اما اطلاعات ارزشمندی را در رابطه با سطح متغیرها (در بلندمدت) از میان می‌برد؛ به همین دلیل، در رابطه با وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای اقتصادی (در سطح) بحث هم‌انباشتگی مطرح گردید؛ به عبارت دیگر، وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان چند متغیر اقتصادی نامانا و زمینه تشکیل یک جمله خطای تصادفی (مانا) را در فرایند همگرایی آنها ایجاد می‌نماید. جمله اخلال رابطه تعادلی بلندمدت مفروض در اطراف میانگین خود نوسانان داشته، الزاماً گرایش منظمی برای کوچک شدن دارد. در چنین روشی علاوه بر حفظ اطلاعات مربوط به سطح متغیرها امکان تصریح روند تعادلی بلندمدت میان متغیرهای همگرا (با استفاده از تخمین‌های کارا) فراهم می‌گردد. وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای یک الگو، ضرورت تفکیک آنها را به متغیرهای وابسته و مستقل از میان می‌برد؛ به همین منظور الگوهای خودبازگشت برداری (VAR) یکی از روشهای تصریح ترکیبات مختلف از روابط بلندمدت یک الگو بوده (مستقل خطی) که در این تحقیق مورد استفاده قرار می‌گیرد.

مطابق روش خودبازگشت برداری، الگویی که از K متغیر تشکیل شده است، حداکثر دارای (K-۱) بردار مستقل هم انباشته می‌باشد. بردارهای مذکور، ترکیبات خطی مستقلی را که روابط بلندمدت میان متغیرهای یک الگو را تصریح می‌نمایند، ارائه می‌کنند. روابط بلندمدت حاصله، از یکسو همگرایی در رفتار متغیرها را ارائه می‌نمایند و از سوی دیگر، زمینه انتخاب کاراترین بردار هم‌انباشتگی را که منطبق با مبانی نظری

می‌باشد فراهم می‌سازد. معادله (۲۰) الگوی عمومی روش خودبازگشت برداری را براساس مقادیر تأخیری بردار متغیرهای برونزا (Lx_t) و متغیرهای درونزای الگو (Ly_t) تصریح می‌نماید. پارامترهای ماتریس (A) نیز ضرایب تخمینی الگو می‌باشند.

$$y_t = ALy_t + BLx_t + U_t \qquad (۲۰)$$

$$y_t = (I\text{-}AL)^{-1} (BLx_t + U_t) \qquad (۲۱)$$

رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای درونزای الگوی خودبازگشت برداری، بر حسب ضرائب متغیرهای تأخیری $(I\text{-}AL)^{-1}$، ضرائب متغیرهای بورنزا (β) و اختلالات موجود در رفتار بلندمدت آنها (U_t) تعیین می‌گردد. در این فرایند، شناسایی طول وقفه متغیرهای درونزا (جهت اطمینان از اینکه جمله اخلال خصوصیات کلاسیکی را دارد) و نیز انتخاب حداکثر تعداد بردارهای هم‌انباشتگی متمایز (مستقل) ضروری می‌باشد. به منظور تعیین طول وقفه متغیرهای الگو، آماره آزمون آکائیک قابل استفاده می‌باشد. مطابق رابطه (۲۱) تعداد وقفه‌ها (Z)، تابعی از تعداد پارامترهایی که آزادانه براورد شده‌اند (ضرائب تخمین هر معادله (CP)) و مقدار لگاریتم تابع راستنمایی تخمین ضرائب الگوی خودبازگشت برداری (θ) می‌باشد. البته آماره‌های آزمون "حنان ـ کوئین" و "شوارز ـ بیزین" نیز به منظور تعیین طول وقفه‌ها قابل استفاده می‌باشند.

$$Z = Ln(\theta)\text{-}\rho \qquad (۲۲)$$

پس از تعیین طول وقفه‌ها با استفاده از آزمون روش خودبازگشت برداری غیرمقید، می‌باید حداکثر تعداد بردارهای هم‌انباشتگی مستقل را تعیین نمود. به طور معمول از روش جوهانسن در قسمت بعد مورد بررسی قرار می‌گیرد. به منظور دستیابی به براوردهای سازگار از بردارهای هم‌انباشتگی مستقل مورد استفاده قرار می‌گیرد؛ اما پیش از بررسی روش مذکور، تعیین تعداد بردارهای مشخصه ماتریس ضرائب پایه الگوی خودبازگشت برداری (A) معادله (۲۰) اجتناب‌ناپذیر می‌باشد؛ به عبارت دیگر، پس از تخمین ماتریس ضرایب الگوی خودبازگشت برداری (A)، بایستی مقادیر ریشه‌های مشخصه این ماتریس (λ) به وسیله رابطه (۲۳) محاسبه شوند. معادله مذکور، به وسیله

تفاضل ماتریس ضرائب الگوی خودبازگشت برداری از حاصلضرب بردار ریشه‌های مشخصه در یک ماتریس یکه به دست می‌آید.[۱]

$$(A_{n.n} - \lambda_n.I_{nn})=0 \qquad (۲۳)$$

$$(A-\lambda I)C = 0 \qquad (۲۴)$$

پس از محاسبه مقادیر ریشه‌های مشخصه، زمینه محاسبه بردارهای مشخصه ماتریس ضرائب الگوی خودبازگشت با استفاده از رابطه (۲۴) مهیا می‌شود. پس از تعیین بردارهای مشخصه، می‌باید ماتریس بردارهای مشخصه (R) را (ستونهای بردارهای مشخصه) تشکیل داد. هر یک از سطرهای معکوس ماتریس بردارهای مشخصه (R^{-1}) که از یک ریشه غیرواحد به‌دست آمده است ($\lambda<1$)، یک بردار هم‌انباشتگی را ارائه می‌نماید. همچنین سطرهایی که از ریشه واحد ($\lambda=1$) به دست آمده است، بیانگر وجود فرایند مانا در رفتار متغیرهای الگو می‌باشد؛ به عبارت دیگر، معادله متکی به ریشه واحد، فاقد روند همگرایی تعادلی بلندمدت در رفتار متغیرها می‌باشد.

۲ـ۶ـ روش جوهانسن

روش جوهانسن به منظور تصریح روابط هم‌انباشتگی میان متغیرهای یک الگوی اقتصادی مورد استفاده قرار می‌گیرد و متکی بر مدل‌های تصحیح خطای برداری[۲] می‌باشد. الگوی مذکور جهت پیوند رفتار کوتاه‌مدت متغیرهای درونزای معادله (۲۰) با روند تعادلی بلندمدت آنها مورد استفاده قرار می‌گیرد (۲۵).

$$\Delta y_t = AL\Delta Y_t + BL\Delta X_t + \Pi Y_{t-p} + \varepsilon_t \qquad (۲۵)$$

۱- در صورت وجود سطرها یا ستون‌های مستقل خطی در ماتریس A، به ترتیب مقادیر λ و بردارهای ویژهٔ C به تعداد سطرهای مستقل، محاسبه می‌گردند که برابری ($AC-\lambda C=0$) یک سیستم معادلات خطی همگن را ارائه می‌نماید. در صورت وجود حداقل یک سطر یا ستون مستقل خطی ($C\neq0, \lambda C\neq0$)، عملاً امکان محاسبه رابطه ($A-\lambda I=0$) را برای تعیین مقادیر مشخصه (λ) ماتریس ضرائب الگوی خودبازگشت برداری (A) مهیا می‌نماید.

2- Vector Error Correction Model.

$$\Pi Y_{t-p} = \alpha\beta' Y_{t-p} \qquad (۲۶)$$

مطابق رابطه (۲۵)، تغییرات متغیرهای درونزای الگو تابعی از تغییرات متغیرهای برونزا، تغییرات مقادیر تأخیری متغیرهای درونزا و متغیر اصلاح خطای بلندمدت می‌باشد. متغیرهای درونزای الگوی (۲۰) الزاماً هم‌انباشته از درجه واحد می‌باشند ((I(۱)) تا پس از تفاضل‌گیری مانا گردند. پارامتر نیز مطابق رابطه (۲۶) هم‌انباشته از درجه صفر است؛ چراکه جمله اخلال معادله (۲۰) تلقی می‌شود و پس از تخمین ماتریس ضرائب α عملاً سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت را تصریح می‌نماید. ماتریس α ضرائب تعدیل خطای بلندمدت هر یک از بردارها و ماتریس β نیز ضرائب تعادلی بلندمدت بردارهای هم‌انباشتگی می‌باشند. رتبه ماتریس Π مستقیماً تعداد بردارهای هم‌انباشتگی مستقل را ارائه می‌دهد. روش حداکثر راستنمایی جوهانسن برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این روش، ریشه‌ها و بردارهای مشخصه براساس تعداد متغیرهای درونزای الگو (K) محاسبه و از میان بردارهای مشخصه‌ای که ماهیت مانایی دارند (r) انتخاب می‌شوند و بردارهای نامانا (K-r) معادل صفر قرار می‌گیرند. فرضیه پایه روش جوهانسن نیز وجود r بردار مستقل همجمعی است که ریشه‌های مشخصه متناظر آنها نیز مخالف صفر می‌باشد (۲۷).

$$H_0 : \lambda_i = 0 \qquad (۲۷)$$
$$H_1 : \lambda_i \neq 0$$

مطابق فرضیه مذکور، به تعداد r مقادیر ویژه مخالف صفر و به تعداد (K-r) مقادیر ویژه معادل صفر وجود خواهد داشت. اگر به تعداد متغیرهای درونزای الگو بردارهای مستقل خطی وجود داشته باشد (r=K)، آنگاه الگو به صورت یک سیستم معادلات همزمان، تنها یک بردار از جوابهای منحصر به فرد ارائه می‌نماید. آزمون فرضیه مذکور از طریق بهره‌گیری از آماره آزمون اثر نیز زمینه شناسایی تعداد بردارهای مستقل همجمعی را فراهم می‌سازد. نسبت تابع حداکثر راستنمایی مقید به غیرمقید (Q) به ازاء قیود مختلف (r=0,1,2,...,K-1) با مقادیر بحرانی جداول جوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۰) قابل مقایسه می‌باشد (۲۸).

$$\lambda_{trace} = -2\log(Q) = -n \sum_{i=r+1}^{k} \log (1-\lambda_i) \qquad (۲۸)$$

در شرایطی که هیچ بردار همجمعی در بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشد، کمیت آماره آزمون اثر صفر می‌گردد و هیچگونه رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای الگو برقرار نخواهد شد. در چنین شرایطی تمام عناصر ماتریس Π نیز صفر خواهند بود. در تحلیل نهایی فرضیه صفر رابطه (۲۷) در شرایطی که آماره آزمون اثر از مقادیر بحرانی جدول جوهانسن ـ جوسیلیوس کمتر بوده مورد قبول واقع می‌گردد؛ به این ترتیب، رتبه ماتریس Π و تعداد بردارهای مستقل همجمعی قابل شناسایی می‌باشد.

۷ـ نتایج آزمون الگوهای پولی نرخ ارز

۱ـ۷ـ نتایج آزمون‌های متکی بر روش حداقل مربعات معمولی[۱]

نتایج آماره‌های آزمون الگوی عمومی پولی نرخ ارز (۱۰)، الگوی فرانکل و موسی (۱۳)، میز و روگوف (۱۵) و مارک (۱۶) در جدول شماره (۱) درج شده است.

جدول (۱)ـ نتایج آماره‌های آزمون الگوهای پولی نرخ ارز

نام الگو	ضریب تعیین (درصد)	ریشه میانگین مجذور خطاها (ریال)	نتایج آزمون ریشه واحد جملات اخلال	شاخص نرخ ارز تعادلی در سال ۱۳۸۰ نسبت به سال پایه ۱۳۷۱ (شاخص)
الگوی عمومی نرخ ارز	۰/۹۹۸	۱۹۷	رد	۴۹۴
الگوی پولی نرخ ارز فرانکل ـ موسی	۰/۹۹۳	۱۹۷	رد	۵۲۴
الگوی میز و روگوف	۰/۹۹۷	۱۴۹	رد	۴۸۵
الگوی مارک (ساختاری)	۰/۹۸۲	ـــــ	قبول	ـــــ

۱- نتایج کلیه آزمون‌های آماری در ضمیمه ب درج شده است.

مطابق جدول مذکور، کلیه معادلات مربوط به الگوی پولی نرخ ارز دارای ضرائب تعیین قابل قبول و متوسط خطای سالانه الگوهای پولی نرخ ارز بین ۱۴۹ تا ۱۹۷ ریال است. جملات اخلال کلیه معادلات فاقد ریشه واحد می‌باشد و آماره آزمون "فیلیپس - پرون" وجود فرایند تصادفی را در رفتار جملات اخلال تأیید می‌نماید؛ به عبارت دیگر، کلیه متغیرهایی که به صورت سیستماتیک بر بازار ارز اثرگذار بوده، به طور مستقیم یا غیرمستقیم در الگوهای پولی نرخ ارز مذکور تصریح گردیده‌اند. تنها در معادله الگوی پولی مارک مطابق انتظار فرضیه ریشه واحد اخلال تأیید شده است که در ادامه، به تفضیل مورد بررسی قرار می‌گیرد. پیش‌بینی روند نرخ ارز تعادلی با استفاده از ضرائب تخمینی الگوهای پولی نرخ ارز نتایج نزدیکی را ارائه می‌نماید؛ به طوری که پیش‌بینی نرخ ارز در سال ۱۳۸۰ نسبت به سال پایه ۱۳۷۱ (سال مذکور نوسانات نرخ تعادلی ارز محدود و کلیه اقدامات پایه جهت یکسان‌سازی نرخ ارز انجام شده بود) بین ۴۸۵ تا ۵۲۴ درصد رشد نشان می‌دهد (۸ درصد دامنه شکاف).

رابطه (۲۹) الگوی عمومی پولی نرخ ارز را بر حسب ضرائب تخمینی ارائه می‌نماید. مطابق الگوی مذکور، ضرائب تخمین دارای آماره آزمون t معنی‌دار می‌باشد.

(۲۹)

$$\log(NOEXR)=0.27+0.25\log(MI/MU)-0.27\log(GDPDI/GDPDU) - 0.03(RII/RIU)+0.37\log(NOEXR_{t-1})$$

براساس رابطه (۲۹)، هر ۱ درصد رشد نقدینگی نسبی (رشد نقدینگی ایران نسبت به ایالات متحده)، معادل ۰/۲۵ درصد کاهش ارزش پولی ملی؛ ۱ درصد رشد نسبی تولید ناخالص داخلی (به ازاء دلار) معادل ۰/۲۷ درصد تقویت پول داخلی و کاهش نرخ دلار؛ و ۱ درصد رشد نرخ بهره واقعی نسبی معادل ۰/۰۰۳ درصد تقویت پول ملی را در پی دارد (به علت محدودیات گسترده در فرایند ورود و خروج منابع مالی بین‌المللی و داخلی در بازار سرمایه عملاً ضریب مذکور کوچک می‌باشد). رابطه (۳۰) الگوی پولی نرخ ارز بلندمدت "فرانکل و موسی" را ارائه می‌نماید.

(۳۰)

$$\log(NOEXR)=1.19+91\ \log(MI/MU)-0.92\ \log(GDPDI/GDPDU)$$
$$-.000037(NFAE)$$

مطابق معادله (۳۰)، هر ۱ درصد رشد نقدینگی و تولید ناخالص داخلی نسبی، به ترتیب ۰/۹۱ و ۰/۹۲ درصد افزایش و کاهش در نرخ اسمی ارز را به‌دنبال دارد. همچنین به ازاء هر ۱ میلیارد دلار رشد در خالص دارایی خارجی مورد انتظار کشور (به عنوان شاخص جایگزین نرخ ارز مورد انتظار به علت جایگاه بانک مرکزی به‌صورت عرضه کننده عمده انحصاری به ازار ارز)، عملاً قدرت خرید پول ملی ۰/۰۳ درصد تقویت می‌گردد.

(۳۱)

$$\log(NOEXR)=2.75+.54L(MI/MU)-.68L(GDPDI/GDPDU)-$$
$$0.05(RII/RIU)+0.56(PEI-PEU)-0.1TRBE$$

رابطه (۳۱) معادله تخمینی الگوی پولی "میز و روگوف" را ارائه می‌نماید. مطابق نتایج حاصله، هر ۱ درصد رشد نسبی نقدینگی و رشد اقتصادی، به ترتیب ۰/۵۴ و ۰/۶۸ درصد افزایش و کاهش نرخ ارز را در پی داشته، همچنین رشد نرخ بهره و تورم مورد انتظار نسبی (ایران نسبت به ایالات متحده) نیز سبب کاهش ۰/۰۰۵ و افزایش ۰/۵۶ درصدی نرخ ارز می‌گردد. آماره آزمون ضریب متغیر تراز تجاری در معادله معنی‌دار نبوده، اما متغیر تراز تجاری مورد انتظار، اثر مثبت بر تقویت پول ملی و کاهش نرخ ارز دارد؛ به طوری که هر یک میلیارد دلار مازاد تراز تجاری مورد انتظار، عملاً ۰/۰۱ درصد تقویت قدرت خرید پولی ملی را به دنبال دارد.

۲ـ۷ـ نتایج آزمون الگوی ساختاری بلندمدت با استفاده از روش (VAR)

آزمون الگوی نرخ ارز ساختاری مارک (۱۶) ضرایب تعادلی بلندمدت را برای تصریح قدرت خرید ریال ارائه می‌نماید.[۱] مطابق رابطه (۳۲) هر ۱ درصد رشد نقدینگی و رشد تولید ناخالص داخلی نسبی (متغیرهای نقدینگی و تولید ناخالص داخلی ایران نسبت به ایالات متحده) به‌ترتیب ۰/۸ و ۱ درصد قدرت خرید پول ملی را تضعیف و تقویت

۱- کلیه نتایج در ضمیمه (ج) درج شده است.

می‌نماید.

(۳۲)

$$\log(NOEXR)=.7+81\ \log(MI/MU)-0.99\log(GDPDI/GDPDU)$$

رابطه مذکور، نرخ ارز تعادلی ساختاری (بلندمدت) را تصریح می‌نماید. مطابق انتظار، جمله اخلال معادله (۳۲) به علت حذف متغیرهای کوتاه‌مدت مؤثر بر بازار ارز (نرخ بهره، تراز حسابجاری، خالص دارایی خارجی کشور، تورم مورد انتظار و...) دارای ریشه واحد می‌باشد.

به عبارت دیگر، متغیرهای سیاستی و غیرسیاستی مؤثر بر اختلالات پایدار بازار ارز، از طریق جمله اخلال معادله (۳۲) نرخ ارز تعادلی بازار را متأثر ساخته‌اند که باید به صورت مجزا مورد بررسی قرار گیرند؛ به همین علت، متغیرهای مؤثر بر نوسانات بازار ارز ایران شناسایی گشته و روند همگرایی و میزان اثرگذاری هر یک بر جمله اخلال معادله نرخ ارز ساختاری مورد تحلیل قرار گرفته‌اند. روش شناسایی روند همگرایی مذکور، استفاده از الگوهای خودبازگشت برداری (VAR) می‌باشد. متغیرهای نرخ ارز رسمی، شکاف نرخهای بهره واقعی و خالص دارایی خارجی کشور، عوامل مؤثر بر اختلالات غیرساختاری بازار ارز ایران می‌باشند. نرخ ارز رسمی به‌عنوان سقف قیمت در بازار مبادلات رسمی مورد استفاده قرار گرفته است که نحوه تعیین آن مستقیماً بر میزان تقاضای اضافی بازار و نتیجتاً نرخ‌های ارز غیررسمی اثرگذار می‌باشد. شکاف نرخ‌های بهره واقعی، به عنوان عامل مؤثر بر انتقالات مالی و سرمایه‌ای (رسمی و غیررسمی)، از طریق تأثیر بر عرضه و تقاضای اسعار خارجی مستقیماً نرخ‌های تعادلی آن را تحت تأثیر قرار می‌دهد. خالص دارایی خارجی بانک مرکزی به عنوان ذخیره تأمین عرضه منابع ارزی (به عنوان انحصارگر عرضه) از یک طرف نوسانات تراز حسابجاری (مخصوصاً درآمدهای نفتی دولت یکی از مهمترین منابع تأمین آن می‌باشد) و از طرف دیگر سطوح تقاضای بازار و نرخ ارز را متأثر می‌سازد؛ به عبارت دیگر، متغیر مذکور علاوه بر پوشش نوسانات بخش نفت (در مجموعه منابع و مصارف کشور) عملاً جایگاه بانک مرکزی و دولت را به عنوان معامله‌گران اصلی بازار ارز به خوبی تبیین می‌نماید.

آزمون الگوی خودبازگشت برداری میان جمله اخلال معادله نرخ ارز ساختاری، خالص دارایی خارجی کشور، شکاف نرخ‌های بهره واقعی نسبی و نرخ ارز بازار رسمی‌تر،

پس از تبیین مبانی تجربی مذکور میسر می‌باشد؛ به همین منظور در مرحله نخست، طول وقفه متغیرهای الگوی خودبازگشت برداری با استفاده از آماره آزمون آکائیک (۲۲) تعیین و سپس با استفاده از روش جوهانسن تعداد بردارهای مستقل از هم‌انباشتگی شناسایی شده است. مطابق نتایج حاصله، حداکثر طول وقفه‌ها سه بوده و تنها در یک بردار هم‌انباشتگی فرضیه ریشه واحد مقادیر ویژه رد گردیده است (۲۷). همچنین آماره آزمون حداکثر راستنمایی (Q جوسیلیوس) وجود تنها یک بردار هم‌انباشتگی (۲۸) را در شرایط استفاده از عناصر روند و عرض از مبدأ (در فرایند همگرایی با جمله اخلال معادله نرخ ارز ساختاری) تأیید می‌نماید. البته در میان حالات مختلف مترتب برای آزمون روش جوهانس و جوسیلیوس (با روند زمانی و عرض از مبدأ، بدون روند زمانی و عرض از مبدأ، فرم مربع از روند زمانی و...)، روشی که نتایج ضرائب همگرائی آن متناسب با مبانی تجربی باشد انتخاب می‌گردد.

$$(R01)=0.25-0.2T+0.0004OEXR-0.22(RII-RIU)-0.29NFAE \qquad (۳۳)$$

مطابق نتایج حاصله، تغییرات مثبت در خالص دارایی خارجی مورد انتظار و نرخ‌های بهره واقعی نسبی در روند بلندمدت نرخ ساختاری (جمله اخلال معادله نرخ ارز ساختاری) اختلالات منفی، و نرخ ارز رسمی در متغیر مذکور اثرات مثبت ایجاد می‌نماید. نحوه اثرگذاری متغیرهای خالص دارایی خارجی کشور (دولت و بانک مرکزی)، نرخ‌های بهره واقعی نسبی و نرخ ارز رسمی بر اختلالات روند بلندمدت نرخ ارز ساختاری، منطبق با مبانی نظری بوده، اما شدت اثرگذاری هر یک متفاوت می‌باشد (۳۳). همچنین بررسی نتایج معادله هم‌انباشتگی، دلالت بر فشار مستمر نیروهای خارج از بازار جهت کاهش نرخ ارز و تقویت قدرت خرید پول ملی طی چهاردهه گذشته داشته که در قالب عنصر روند با علامت منفی قابل مشاهده می‌باشد.

۳ـ۷ـ شناسایی عوامل مؤثر بر انحرافات نرخ ارز ساختاری

تجزیه اختلالات [1] موجود در روند جمله اخلال معادله نرخ ارز ساختاری، زمینه شناسایی عوامل مؤثر بر اختلالات بازار ارز را فراهم می‌سازد؛ به همین منظور، جهت

1- Variance Decomposition.

بررسی شدت و دوره اثرگذاری متغیرهای الگوی خودبازگشت برداری تخمینی (۳۳)، از روش تجزیه واریانس استفاده می‌گردد. مطابق نتایج حاصله (ضمیمه د) شوک ناشی از اختلال در جمله اخلال نرخ ارز ساختاری عموماً پایدار و بیشترین اثر را پس از خود بر نرخ ارز رسمی دارد. اختلال در روند خالص دارایی خارجی کشور نیز سریعاً نرخ ارز رسمی و سپس با شدت کمتری نرخ ارز ساختاری را متأثر می‌سازد. همچنین اختلال در روند نرخ‌های بهره واقعی نسبی عموماً با چسبندگی و پایداری همراه می‌باشد و در مرحله نخست حاشیه بازار نرخ ارز ساختاری را متأثر می‌سازد و سپس نرخ ارز بازار رسمی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. اختلال در روند نرخ ارز رسمی نیز مطابق انتظار سریعاً نرخ ارز ساختاری و با کمی تأخیر نرخ‌های بهره واقعی نسبی را تغییر می‌دهد.

۸ـ نتیجه‌گیری

در فرایند آزمون الگوهای پولی نرخ ارز، کلیه معادلات دارای ضرائب تعیین قابل قبولی می‌باشند و متوسط خطای پیش‌بینی الگوهای مذکور بین ۱۴۹ تا ۱۹۷ ریال است. جملات اخلال کلیه معادلات تخمینی فاقد ریشه واحد بوده، آماره آزمون فیلیپس ـ پرون وجود فرایند روند تصادفی را در رفتار جملات اخلال تأیید می‌نماید؛ به عبارت دیگر، کلیه متغیرهایی که به صورت سیستماتیک بر بازار ارز اثرگذار بوده، به طور مستقیم یا غیرمستقیم در الگوهای پولی نرخ ارز مذکور تصریح گردیده‌اند. تنها در معادله الگوی پولی نرخ ارز مارک فرضیه ریشه واحد جمله اخلال تأیید شده است که به علت حذف متغیرهای غیرساختاری موثر بر بازار ارز، باستی نحوه اثرگذاری آنها بر اختلالات سیستماتیک (جمله اخلال الگوی پولی ساختاری نرخ ارز) نرخ ارز ساختاری با استفاده از روش خودبازگشت برداری و تجزیه واریانس مورد بررسی قرار گیرد.

پیش‌بینی روند نرخ ارز تعادلی، با استفاده از ضرائب تخمینی الگوهای پولی نرخ ارز، نتایج نزدیکی را ارائه نمود. به طوری که براساس الگوهای مختلف، دامنه پیش‌بینی نرخ ارز در سال ۱۳۸۰ نسبت به سال پایه ۱۳۷۱ تنها ۸ درصد بوده است. مطابق نتایج حاصله، در کلیه الگوهای مورد آزمون رشد نقدینگی و تولید ناخالص داخلی نسبی (ایران نسبت به ایالات متحده) به‌ترتیب افزایش و کاهش در نرخ اسمی ارز و رشد نرخ بهره و تورم مورد انتظار نسبی نیز به ترتیب کاهش و افزایش نرخ ارز را به دنبال دارد. همچنین

رشد خالص دارایی خارجی کشور (به عنوان شاخص جایگزین نرخ ارز مورد انتظار به علت جایگاه بانک مرکزی به‌صورت عرضه کننده عمده انحصاری بازار ارز) با تقویت قدرت خرید پول ملی رابطه‌ای مثبت دارد.

آزمون الگوی خودبازگشت برداری میان جمله اخلال معادله نرخ ارز ساختاری، خالص دارایی خارجی کشور، شکاف نرخ‌های بهره واقعی نسبی و نرخ ارز بازار رسمی نتایج قابل قبولی را ارائه نموده است؛ به طوری که تغییرات مثبت در خالص دارایی خارجی مورد انتظار و نرخ‌های بهره واقعی نسبی در روند بلندمدت نرخ ساختاری (جمله اخلال معادله نرخ ارز ساختاری) اختلالات منفی و نرخ ارز رسمی اثرات مثبت ایجاد می‌نماید. نحوه اثرگذاری متغیرهای خالص دارایی خارجی کشور (دولت و بانک مرکزی)، نرخ‌های بهره واقعی نسبی و نرخ ارز رسمی بر اختلالات روند بلندمدت نرخ ارز ساختاری منطبق با مبانی نظری بوده، اما شدت اثرگذاری هر یک متفاوت می‌باشد. همچنین نتایج حاصل از تخمین معادله هم‌انباشتگی (۳۳) دلالت بر فشار مستمر نیروهای خارج از بازار جهت کاهش نرخ ارز و تقویت قدرت خرید پول ملی طی چهار دهه گذشته دارد که در قالب عناصر روند با علامت منفی قابل مشاهده می‌باشد.

بررسی شدت و دوره اثرگذاری متغیرهای سیاستی الگوی خودبازگشت برداری با استفاده از روش تجزیه واریانس نتایج مطلوبی داشته است. در این فرایند شوک ناشی از نوسانات در جمله اخلال نرخ ارز ساختاری عموماً پایدار و بیشترین اثر را پس از خود بر نرخ ارز رسمی داشته است. اختلال در روند خالص دارایی خارجی کشور نیز علیرغم ناپایداری رفتاری، سریعاً نرخ ارز رسمی و سپس با شدت کمتری نرخ ارز ساختاری را متأثر می‌سازد. همچنین اختلال در روند نرخ‌های بهره واقعی نسبی عموماً با چسبندگی و پایداری همراه می‌باشد و در مرحله نخست حاشیه بازار نرخ ارز ساختاری را متأثر ساخته، سپس نرخ ارز بازار رسمی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. اختلال در روند نرخ ارز رسمی نیز ناپایدار می‌باشد (به علت اتکا به درآمدهای پرنوسان نفتی) و مطابق انتظار سریعاً نرخ ارز ساختاری و با کمی تأخیر نرخ‌های بهره واقعی نسبی را تغییر می‌دهد.

پیوست الف:

(۱)

$$R_t = (1+\beta)^{-1}(m_t-m^*_t)-(1+\beta)^{-1}\alpha(y_t-y^*_t)+(1+\beta)^{-1}\beta E(R_{t+1})$$

(۲)

$$R_{t+1} = (1+\beta)^{-1}(m_{t+1}-m^*_{t+1})-(1+\beta)^{-1}\alpha(y_{t+1}-y^*_{t+1})+(1+\beta)^{-1}\beta E(R_{t+2})$$

.
.
.

(۳)

$$R_{t+i} = (1+\beta)^{-1}(m_{t+i}-m^*_{t+i})-(1+\beta)^{-1}\alpha(y_{t+i}-y^*_{t+ii})+(1+\beta)^{-1}\beta E(R_{t+i+1})$$

یا

$$R_{t+i} = \frac{1}{(1+\beta)}(m_{t+i}-m^*_{t+i})- \frac{\alpha}{(1+\beta)}(y_{t+i}-y^*_{t=i}) + \frac{\beta}{(1+\beta)}E(R_{t+i+1})$$

پس از جایگزینی i دوره از مقادیر نرخ ارز مورد انتظار در معادله یک معادله شماره چهار به‌دست می‌آید. برای نقطه آغاز در معادله چهار اگر i=۰ بوده عملاً رابطه یک به‌دست می‌آید.

(۴)

$$R_t=(1+\beta)^{-1}\sum_{i=0}^{\infty}(\beta(1+\beta)^{-1})^i E[(m_{t+i}-m_{t+i})-\alpha(y_{t+i}-y^*_{t+i})]+[\beta(1+\beta)]^i$$

$$(R_{t+i+1})=0$$

(۵)

$$\lim_{i\to\infty}\left(\frac{\beta}{1+\beta}\right)^i (R_{t+i+1})=0$$

$$R_t = (1+\beta)^{-1}\sum_{i=0}^{\infty}(\beta(1+\beta)^{-1})^i E[(m_{t+1}-m^*_{t+1})-\alpha(y_{t+i}-y^*_{t+i})]$$

پیوست ب:

Dependent Variable: LOG(NOEXR)
Method: Least Squares
Date: 11/28/02 Time: 10:03
Sample(adjusted): 1339 1380
Included observations: 42 after adjusting endpoints
LOG(NOEXR)=C(1)+C(2)*LOG(MI/MU)+C(3)*LOG(GDPID/GDPU)+C(4)
*(RII-RIU)+C(5)*LOG(NOEXR(-1))

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.266907	0.113339	2.354931	0.0239
C(2)	0.247579	0.036892	6.710824	0.0000
C(3)	-0.271853	0.049315	-5.512530	0.0000
C(4)	-0.002869	0.001670	-1.717538	0.0942
C(5)	0.719378	0.042801	16.80759	0.0000

R-squared	0.998104	Mean dependent var	5.907683
Adjusted R-squared	0.997899	S.D. dependent var	1.719141
S.E. of regression	0.078809	Akaike info criterion	-2.132235
Sum squared resid	0.229802	Schwarz criterion	-1.925369
Log likelihood	49.77693	F-statistic	4868.222
Durbin-Watson stat	1.345606	Prob(F-statistic)	0.000000

Phillips-Perron Unit Root Test on R00

PP Test Statistic	-4.554001	1% Critical Value*	-2.6196
		5% Critical Value	-1.9490
		10% Critical Value	-1.6200

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 3 (Newey-West suggests: 3)	
Residual variance with no correction	0.004924
Residual variance with correction	0.004501

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(R00)
Method: Least Squares
Date: 12/07/02 Time: 12:16
Sample(adjusted): 1340 1380
Included observations: 41 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R00(-1)	-0.685117	0.148541	-4.612320	0.0000

R-squared	0.346617	Mean dependent var	-0.002570
Adjusted R-squared	0.346617	S.D. dependent var	0.087885
S.E. of regression	0.071039	Akaike info criterion	-2.427075
Sum squared resid	0.201864	Schwarz criterion	-2.385281
Log likelihood	50.75505	Durbin-Watson stat	1.952420

Dependent Variable: LOG(NOEXR)
Method: Least Squares
Date: 11/09/02 Time: 20:21
Sample: 1338 1380
Included observations: 43
LOG(NOEXR)=C(1)+C(2)*LOG(MI/MU)+C(3)*LOG(GDPID/GDPU)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.701300	0.324314	2.162411	0.0366
C(2)	0.812357	0.021838	37.19911	0.0000
C(3)	-0.991924	0.069166	-14.34119	0.0000

R-squared	0.982249	Mean dependent var	5.870948
Adjusted R-squared	0.981361	S.D. dependent var	1.715547
S.E. of regression	0.234213	Akaike info criterion	0.002044
Sum squared resid	2.194233	Schwarz criterion	0.124919
Log likelihood	2.956045	F-statistic	1106.683
Durbin-Watson stat	0.160776	Prob(F-statistic)	0.000000

Phillips-Perron Unit Root Test on R01

PP Test Statistic	-1.573000	1% Critical Value*	-2.6182
		5% Critical Value	-1.9488
		10% Critical Value	-1.6199

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 3	(Newey-West suggests: 3)
Residual variance with no correction	0.008163
Residual variance with correction	0.014247

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(R01)
Method: Least Squares
Date: 12/07/02 Time: 12:18
Sample(adjusted): 1339 1380
Included observations: 42 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R01(-1)	-0.069647	0.063896	-1.090009	0.2821

R-squared	0.027481	Mean dependent var	0.002425
Adjusted R-squared	0.027481	S.D. dependent var	0.092727
S.E. of regression	0.091444	Akaike info criterion	-1.922648
Sum squared resid	0.342846	Schwarz criterion	-1.881275
Log likelihood	41.37561	Durbin-Watson stat	1.229577

Dependent Variable: LOG(NOEXR)
Method: Least Squares
Date: 12/07/02 Time: 12:19
Sample(adjusted): 1342 1380
Included observations: 39 after adjusting endpoints
LOG(NOEXR)=C(1)+C(2)*LOG(MI/MU)+C(3)*LOG(GDPID/GDPU)+C(4)
(RII-RIU)+C(5)(PEI-PEU)+C(6)*TRBE

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	2.752832	0.224691	12.25165	0.0000
C(2)	0.538175	0.035438	15.18630	0.0000
C(3)	-0.675947	0.041928	-16.12162	0.0000
C(4)	-0.004720	0.002278	-2.072008	0.0462
C(5)	0.557130	0.048265	11.54306	0.0000
C(6)	-1.31E-05	6.63E-06	-1.974504	0.0567

R-squared	0.997426	Mean dependent var	6.029189
Adjusted R-squared	0.997036	S.D. dependent var	1.725293
S.E. of regression	0.093926	Akaike info criterion	-1.751979
Sum squared resid	0.291130	Schwarz criterion	-1.496047
Log likelihood	40.16360	F-statistic	2557.690
Durbin-Watson stat	0.591179	Prob(F-statistic)	0.000000

Phillips-Perron Unit Root Test on R02

PP Test Statistic	-2.988881	1% Critical Value*	-2.6243
		5% Critical Value	-1.9498
		10% Critical Value	-1.6204

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 3 (Newey-West suggests: 3)

Residual variance with no correction	0.003825
Residual variance with correction	0.005587

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(R02)
Method: Least Squares
Date: 12/07/02 Time: 12:19
Sample(adjusted): 1343 1380
Included observations: 38 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R02(-1)	-0.303103	0.116168	-2.609172	0.0130

R-squared	0.154795	Mean dependent var	-0.001802
Adjusted R-squared	0.154795	S.D. dependent var	0.068178
S.E. of regression	0.062680	Akaike info criterion	-2.675594
Sum squared resid	0.145364	Schwarz criterion	-2.632499
Log likelihood	51.83628	Durbin-Watson stat	1.379600

Dependent Variable: LOG(NOEXR)
Method: Least Squares
Date: 12/07/02 Time: 12:21
Sample(adjusted): 1341 1380
Included observations: 40 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 8 iterations
LOG(NOEXR)=(C(1)*((1+C(4))^-1))+(C(2)*((1+C(4))^-1))*LOG(MI/MU)
+(C(3)*((1+C(4))^-1))*LOG(GDPID/GDPU)+(C(4)*((1+C(4))^-1))
*(NFAE)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.186645	0.219306	5.410904	0.0000
C(4)	-3.66E-05	5.52E-06	-6.627041	0.0000
C(2)	0.906116	0.018645	48.59937	0.0000
C(3)	-0.916361	0.046414	-19.74325	0.0000

R-squared	0.992879	Mean dependent var	5.986662
Adjusted R-squared	0.992285	S.D. dependent var	1.724139
S.E. of regression	0.151438	Akaike info criterion	-0.842646
Sum squared resid	0.825601	Schwarz criterion	-0.673758
Log likelihood	20.85292	F-statistic	1673.079
Durbin-Watson stat	0.479978	Prob(F-statistic)	0.000000

Phillips-Perron Unit Root Test on R04

PP Test Statistic	-3.061874	1% Critical Value*	-2.6227
		5% Critical Value	-1.9495
		10% Critical Value	-1.6202

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 3 (Newey-West suggests: 3)	
Residual variance with no correction	0.008293
Residual variance with correction	0.010493

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(R04)
Method: Least Squares
Date: 12/07/02 Time: 12:21
Sample(adjusted): 1342 1380
Included observations: 39 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R04(-1)	-0.297249	0.101614	-2.925265	0.0058

R-squared	0.179857	Mean dependent var	-0.006988
Adjusted R-squared	0.179857	S.D. dependent var	0.101873
S.E. of regression	0.092258	Akaike info criterion	-1.903156
Sum squared resid	0.323436	Schwarz criterion	-1.860500
Log likelihood	38.11153	Durbin-Watson stat	1.466701

پیوست ج:

Johansen Cointegration Test

Date: 12/07/02 Time: 12:21
Sample: 1338 1380
Included observations: 36
Test assumption: Linear deterministic trend in the data
Series: R01 NFAE RII-RIU OEXR
Lags interval: 1 to 3

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.721668	87.10048	62.99	70.05	None **
0.513460	41.05858	42.44	48.45	At most 1
0.237969	15.12286	25.32	30.45	At most 2
0.137837	5.339200	12.25	16.26	At most 3

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level
L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 5% significance level

Unnormalized Cointegrating Coefficients:

R01	NFAE	RII-RIU	OEXR	@TREND(39)
2.097222	6.11E-05	0.045345	-0.000828	0.043062
1.791057	9.47E-07	-0.037545	-0.000391	-0.010221
-0.343818	-6.41E-05	0.009339	-0.000338	0.050575
0.528303	6.40E-05	0.013986	0.000272	-0.004005

Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)

R01	NFAE	RII-RIU	OEXR	@TREND(39)	C
1.000000	2.92E-05	0.021621	-0.000395	0.020533	-0.254189
	(4.4E-06)	(0.00417)	(3.8E-05)	(0.00380)	
Log likelihood	-594.9091				

Normalized Cointegrating Coefficients: 2 Cointegrating Equation(s)

R01	NFAE	RII-RIU	OEXR	@TREND(39)	C
1.000000	0.000000	-0.021749	-0.000215	-0.006191	0.076889
		(0.01159)	(0.00011)	(0.01142)	
0.000000	1.000000	1487.675	-6.169043	916.6856	-11356.51
		(452.738)	(4.11239)	(446.072)	
Log likelihood	-581.9413				

Normalized Cointegrating Coefficients: 3 Cointegrating Equation(s)

R01	NFAE	RII-RIU	OEXR	@TREND(39)	C
1.000000	0.000000	0.000000	-0.000395	0.017786	-0.209538
			(5.0E-05)	(0.00271)	
0.000000	1.000000	0.000000	6.174710	-723.4059	8235.612
			(2.55843)	(140.077)	
0.000000	0.000000	1.000000	-0.008297	1.102452	-13.16962
			(0.00207)	(0.11321)	
Log likelihood	-577.0494				

Vector Error Correction Estimates

Date: 12/07/02 Time: 12:21
Sample(adjusted): 1345 1380
Included observations: 36 after adjusting endpoints
Standard errors & t-statistics in parentheses

Cointegrating Eq:	CointEq1
R01(-1)	1.000000
NFAE(-1)	2.92E-05 (4.4E-06) (6.63096)
RII(-1)-RIU(-1)	0.021621 (0.00417) (5.18474)
OEXR(-1)	-0.000395 (3.8E-05) (-10.2693)
@TREND(38)	0.020533 (0.00380) (5.40250)
C	-0.254189

Error Correction:	D(R01)	D(NFAE)	D(RII-RIU)	D(OEXR)
CointEq1	-0.404308 (0.21563) (-1.87497)	9318.691 (2528.47) (3.68550)	-31.74206 (13.0560) (-2.43123)	897.0088 (514.966) (1.74188)
D(R01(-1))	0.553271 (0.25165) (2.19860)	-732.7912 (2950.74) (-0.24834)	26.50708 (15.2364) (1.73972)	-315.2369 (600.968) (-0.52455)
D(R01(-2))	0.125456 (0.25014) (0.50154)	-6144.722 (2933.11) (-2.09495)	24.64316 (15.1454) (1.62711)	482.8317 (597.376) (0.80825)
D(R01(-3))	0.259546 (0.31782) (0.81663)	-5314.906 (3726.73) (-1.42616)	21.35633 (19.2433) (1.10981)	-638.3469 (759.011) (-0.84102)
D(NFAE(-1))	1.97E-05 (1.9E-05) (1.01083)	0.010225 (0.22849) (0.04475)	0.001301 (0.00118) (1.10238)	-0.031739 (0.04654) (-0.68203)
D(NFAE(-2))	-7.97E-06 (1.6E-05) (-0.49400)	0.088024 (0.18911) (0.46546)	0.000599 (0.00098) (0.61367)	0.080670 (0.03852) (2.09450)
D(NFAE(-3))	1.87E-05 (1.5E-05) (1.25642)	-0.391635 (0.17427) (-2.24726)	0.001517 (0.00090) (1.68567)	-0.058861 (0.03549) (-1.65837)
D(RII(-1)-RIU(-1))	0.006200 (0.00434)	-94.47655 (50.8871)	0.345601 (0.26276)	-12.24189 (10.3640)

Vector Error Correction Estimates

	(1.42876)	(-1.85659)	(1.31527)	(-1.18119)
D(RII(-2)-RIU(-2))	0.001448	-101.3047	-0.137521	-10.51748
	(0.00269)	(31.5536)	(0.16293)	(6.42642)
	(0.53816)	(-3.21056)	(-0.84405)	(-1.63660)
D(RII(-3)-RIU(-3))	0.003956	-87.18337	0.056221	-4.490461
	(0.00307)	(36.0153)	(0.18597)	(7.33512)
	(1.28798)	(-2.42073)	(0.30231)	(-0.61219)
D(OEXR(-1))	-6.48E-05	-5.009921	-0.019784	0.178181
	(0.00011)	(1.26881)	(0.00655)	(0.25842)
	(-0.59842)	(-3.94851)	(-3.01973)	(0.68951)
D(OEXR(-2))	5.81E-05	-0.028090	-0.013336	-0.178773
	(0.00014)	(1.64440)	(0.00849)	(0.33491)
	(0.41463)	(-0.01708)	(-1.57059)	(-0.53380)
D(OEXR(-3))	-0.000217	3.502832	0.003308	0.758899
	(0.00015)	(1.70433)	(0.00880)	(0.34712)
	(-1.48994)	(2.05525)	(0.37589)	(2.18630)
C	0.013660	127.0453	0.627146	7.928319
	(0.01947)	(228.278)	(1.17873)	(46.4926)
	(0.70164)	(0.55654)	(0.53205)	(0.17053)
R-squared	0.306479	0.830020	0.679639	0.454399
Adj. R-squared	-0.103328	0.729577	0.490334	0.131998
Sum sq. resids	0.232578	31977962	852.6163	1326449.
S.E. equation	0.102819	1205.630	6.225374	245.5466
Log likelihood	39.67505	-297.6285	-108.0480	-240.3427
Akaike AIC	-1.426392	17.31269	6.780445	14.13015
Schwarz SC	-0.810579	17.92851	7.396258	14.74597
Mean dependent	0.007363	80.94444	-0.166667	46.57500
S.D. dependent	0.097886	2318.421	8.720125	263.5565
Determinant Residual Covariance		2.65E+09		
Log Likelihood		-594.9091		
Akaike Information Criteria		36.43940		
Schwarz Criteria		39.12258		

پیوست د:

Variance Decomposition

Variance Decomposition of R01:

Period	S.E.	R01	NFAE	RII-RIU	OEXR
1	0.080377	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.134964	98.45308	0.250095	0.141588	1.155237
3	0.186434	93.37835	0.493464	0.984757	5.143429
4	0.229109	90.70367	0.345259	1.260308	7.690759
5	0.265021	89.26132	0.266136	1.138293	9.334249
6	0.292977	88.31708	0.247322	0.956152	10.47945
7	0.319565	87.40420	0.270593	0.805192	11.52002
8	0.346061	87.03563	0.256699	0.695075	12.01259
9	0.372671	87.33217	0.224041	0.607498	11.83629
10	0.397883	87.92586	0.210151	0.535227	11.32876

Variance Decomposition of NFAE:

Period	S.E.	R01	NFAE	RII-RIU	OEXR
1	942.4843	1.984838	98.01516	0.000000	0.000000
2	2043.406	1.056804	56.45039	0.237910	42.25490
3	3430.064	1.995774	46.79585	1.196089	50.01229
4	4174.988	6.884671	36.00237	2.721224	54.39174
5	4758.562	12.36273	30.90535	4.172230	52.55969
6	5270.640	16.49738	26.97130	5.058876	51.47244
7	5806.503	19.52127	25.05959	5.038690	50.38045
8	6281.498	22.49735	22.83434	5.080290	49.58802
9	6699.784	24.99403	21.31594	5.134512	48.55552
10	7044.732	26.62820	20.31983	5.086615	47.96535

Variance Decomposition of RII-RIU:

Period	S.E.	R01	NFAE	RII-RIU	OEXR
1	4.866599	14.44221	0.322368	85.23542	0.000000
2	6.043374	23.58319	0.969133	72.08513	3.362549
3	6.432630	27.52515	0.855463	64.98091	6.638470
4	6.963418	23.80227	0.850276	55.74212	19.60533
5	8.137351	22.93179	3.055780	46.52158	27.49084
6	8.743924	26.28640	2.728736	45.44061	25.54425
7	9.339417	25.73402	2.392784	48.74122	23.13197
8	9.956066	23.72838	2.134034	52.76222	21.37536
9	10.17568	22.94485	2.125774	54.40080	20.52858
10	10.32453	22.29170	3.016627	54.74547	19.94621

Variance Decomposition of OEXR:

Period	S.E.	R01	NFAE	RII-RIU	OEXR
1	191.9526	24.47466	0.001511	12.10947	63.41435
2	269.5270	29.38556	0.010237	16.60319	54.00101
3	352.5393	43.36214	8.678243	13.76760	34.19202
4	426.6320	52.06002	9.950181	14.09931	23.89049
5	484.2406	56.20660	11.50481	13.40517	18.88342
6	525.1762	60.55310	11.57498	11.73037	16.14156
7	567.1867	63.11396	12.39405	10.33158	14.16041
8	596.7024	64.63339	12.27014	9.724965	13.37151
9	618.9236	65.26415	12.43178	9.337393	12.96668
10	641.2455	65.71238	12.20254	9.177316	12.90776

Ordering: R01 NFAE RII-RIU OEXR

پیوست ۵

شرح علائم و متغیرها

نرخ بهره واقعی ایران	RII
نرخ بهره واقعی آمریکا	RIU
تولید ناخالص داخلی ایران (به دلار)	GDPID
تولید ناخالص داخلی آمریکا	GDPU
نرخ ارز رسمی	OEXR
نرخ ارز غیررسمی	NOEXR
خالص دارایی خارجی	NFA
خالص دارایی خارجی مورد انتظار	NFAE
جمله اخلال الگوی نرخ ارز ساختاری	RO۱
روند زمانی	T
نقدینگی ایران	MI
نقدینگی آمریکا	MU
تورم مورد انتظار ایران	PEI
تورم مورد انتظار آمریکا	PEU
تراز تجاری مورد انتظار	TRBE

فهرست منابع

1- Berkowitz, Jeremy and Giorgiani Lorenzo; "Long-Horizon Exchange Rate Predictability", **Review of economics & statistics**; Feb., 2002.

2- Clarida, Richard & Mark Taylor; "The Term of Forward Exchange Premiums & the Forecastability of Spot Exchange Rate", **Review of Economics & Statistics**; Q3, 1997.

3- Engle, Charles; "Long Run PPP May Not Hold After All", **Journal of International Economics**; Aug, 2000.

4- Flood, Robert & Rose Andrew; "Understanding Exchange Rate Volatility Without the Contrivance of Macroeconomics", **Economic Journal**; Nov, 1999.

5- Groen, Jan; "The Monetary Exchange Rate Modle as a Long Run Phenomenon", **Journal of International Economics**; Dec, 2000.

6- Groen, Jan; "Long Run Predictability of Exchange Rate", **Empirical Economics**; Aug, 1999.

7- Mark, Nelson; "Exchange Rate and Fundamentals", **American Economic Review**; March, 1995.

8- Rapach, David & Mark Wohar; "Testing the Monetary Model of Exchange Rate Determination"; **Journal of International Economics**; Nov., 2001.