

فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران

سال شانزدهم، شماره ۴۹، زمستان ۱۳۹۰، صفحات ۱۷۵-۱۵۱

بررسی مدل پولی تعیین نرخ ارز در کشورهای منطقه MENA:

رویکرد هم‌انباشتگی تابلویی

دکتر پرویز محمدزاده*، دکتر حسین اصغرپور**،

دکتر محمدباقر بهشتی*** و علی رضازاده****

تاریخ پذیرش: ۲۶ بهمن ۱۳۹۰

تاریخ دریافت: ۱۴ شهریور ۱۳۸۸

در این مطالعه سعی شده است با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی تابلویی، مدل پایه پولی و مدل پولی با قیمت‌های انعطاف‌پذیر، برای ۱۴ کشور منتخب منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا (MENA)، در دوره زمانی ۲۰۰۶-۱۹۷۵ مورد آزمون قرار گیرد. نتایج نشان می‌دهد که در هر دو مدل، پایه پولی و مدل پولی با قیمت‌های انعطاف‌پذیر، رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل وجود دارد و رهیافت پولی به نرخ ارز در کشورهای منطقه مناسبت دارد. از این رو می‌توان گفت که در کشورهای منطقه مناسبت ارزی ارزش پول داخلی در مقابل پول خارجی بیشتر تحت تأثیر تغییرات حجم پول داخلی بوده و هرگونه افزایش (کاهش) حجم نقدینگی کشور به تنزل (تقویت) ارزش پول ملی منجر می‌شود. در کنار متغیر حجم نقدینگی، متغیرهای نرخ تورم انتظاری، رابطه مثبت و معنی‌دار و تولید ناخالص داخلی، رابطه منفی و معنی‌دار با نرخ ارز داشته و از متغیرهای مهم تعیین‌کننده نرخ ارز تعادلی در این کشورها محسوب می‌شود.

واژه‌های کلیدی: مدل پولی، نرخ ارز، کشورهای منطقه MENA، هم‌انباشتگی تابلویی.

طبقه‌بندی JEL: C010، C130، E520، E590، F310.

Pmohamadzadeh@yahoo.com

Asgharpurh@gmail.com

Beheshti@tabrizu.ac.ir

Alirezazadeh63@gmail.com

* استادیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز

** دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز

*** استاد گروه اقتصاد دانشگاه تبریز

**** دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه تبریز

۱. مقدمه

نرخ ارز به عنوان متغیر تعادلی تنظیم‌کننده جریان ورود و خروج کالاها و خدمات و سرمایه بین کشورها محسوب شده^۱ و نوسانات آن می‌تواند قدرت رقابت بین‌المللی تولیدات ملی، فرآیند تخصیص منابع داخلی و نیز انتقالات سرمایه‌ای بین‌المللی را متأثر سازد. 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.

تعیین نرخ ارز و نحوه کنترل آن در کشورهای در حال توسعه، از مهم‌ترین مسائل اقتصادی به شمار می‌رود.^۲ مطابق نظریه‌های اقتصاد کلان، هنگامی امکان دسترسی به یک تعادل باثبات در اقتصاد زمانی میسر خواهد بود که سیاست‌های ارزی با سیاست‌های پولی و مالی سازگاری و هماهنگی داشته باشد.^۳ مطالعات به عمل آمده در کشورهای در حال توسعه نشان می‌دهد که تغییرات تعدیل نشده در متغیرهای ساختاری به همراه سیاست‌های ناسازگار پولی و مالی دولت‌ها، موجب بروز فاصله بین نرخ ارز تحقق‌یافته از مقادیر تعادلی آن می‌شود. آشفتگی و نوسان محسوس در عملکرد نرخ ارز ضمن ایجاد بی‌ثباتی در نرخ ارز، از یک سو مبین عدم تعادل بازار ارز بوده و از سوی دیگر به واسطه ارتباط بازار کالا و بازار پول با بازار ارز، نشان‌دهنده عدم تعادل‌های اقتصادی است. بروز چنین عدم تعادل‌هایی در اقتصاد می‌تواند آثار و پیامدهای متعددی از خود بر جای بگذارد.^۴ بنابراین، شناسایی عوامل تعیین‌کننده نرخ ارز می‌تواند در برنامه‌ریزی‌های اقتصادی حائز اهمیت باشد.

برای تعیین نرخ ارز تاکنون مدل‌های زیادی استفاده شده است. یکی از مهم‌ترین مدل‌ها، مدل پولی تعیین نرخ ارز است که دارای نگرشی بلندمدت در تعیین نرخ ارز بوده و رابطه بین متغیرهای پولی و نرخ ارز اسمی را مورد بررسی قرار می‌دهد.

مطالعات صورت گرفته در رابطه با تعیین نرخ ارز، بیانگر مصداق رهیافت پولی به نرخ ارز در کشورهایی است که دارای اقتصاد تورمی هستند.^۵ حال پرسش این است که در کشورهای منطقه

۱. رحیمی بروجردی (۱۳۸۰)، ص. ۶۷.

۲. رحیمی بروجردی (۱۳۸۰)، ص. ۶۶.

۳. رحیمی بروجردی (۱۳۷۹)، ص. ۳.

۴. درگاهی و گچلو (۱۳۸۰)، ص. ۲۳.

۵. اخباری (۱۳۸۵)، ص. ۶۵.

بررسی مدل پولی تعیین نرخ ارز در کشورهای منطقه MENA: ... ۱۵۳

منا (MENA)^۱ که بیشتر کشورهای در حال توسعه بوده و شرایط تورمی را در سال‌های اخیر تجربه کرده‌اند، رهیافت پولی به نرخ ارز صادق است یا نه؟ این مطالعه با هدف پاسخ به این پرسش، در پی آن است که با استفاده از اطلاعات ۱۴ کشور منتخب منطقه مناطی دوره ۲۰۰۶-۱۹۷۵ مدل پولی پایه و مدل پولی با قیمت‌های انعطاف‌پذیر^۲ (FPM) را که بعد از فروپاشی نظام ارزی برتون وودز به وجود آمده است، به روش اقتصادسنجی هم‌انباشتگی تابلویی مورد آزمون و تجزیه و تحلیل قرار دهد. برای این منظور ادامه مقاله به این شکل سازماندهی شده است: در بخش دوم پایه‌های نظری موضوع بیان شده و در بخش سوم مهم‌ترین مطالعات تجربی صورت گرفته درباره مدل پولی نرخ ارز ارائه می‌شوند. در بخش چهارم ضمن توضیح کوتاه روش تحقیق، مدل‌های تحقیق معرفی گردیده و برآورد تجربی مدل‌ها و تجزیه و تحلیل یافته‌ها در بخش پنجم گزارش می‌شود. سرانجام در بخش پایانی نتیجه‌گیری کلی و توصیه‌های سیاستی مبتنی بر نتایج تحقیق بیان می‌شود.

۲. مبانی نظری

از زمان آغاز نظام ارز شناور در اوایل دهه ۱۹۷۰، رهیافت پولی به عنوان مهم‌ترین مدل تعیین نرخ ارز پا به عرصه گذاشته و مورد استفاده قرار گرفت.^۳ مدل پولی خود به مدل پولی با قیمت‌های انعطاف‌پذیر (FPM)^۴ که قیمت کالاها در آن کاملاً انعطاف‌پذیر و مدل پولی با قیمت‌های (SPM)^۵ که قیمت کالاها در آن چسبنده‌اند، تقسیم‌بندی می‌شود.

شکل اصلی رهیافت پولی نسبت به تعیین نرخ ارز با مدل فرنکل^۶ که فرض انعطاف‌پذیری قیمت‌ها را در نظر می‌گیرد شروع شده است.^۷ مدل پولی معمولاً به عنوان مدل دو کشور و دو پول ارائه می‌شود که در آن همه کالاها قابل تجارت بوده و قانون قیمت واحد برقرار است.^۸ مدل پولی با قیمت‌های انعطاف‌پذیر براساس دو فرضیه برابری قدرت خرید (PPP)^۹ و وجود تابع تقاضای

1. Meadle East and North Africa
2. Flexible-Price Model
3. Uz and Ketenci, (2008), p. 58
4. Flexible Price Model
5. Sticky Price Model
6. Frenkel, (1976)
7. Uz and Ketenci, (2008), p. 59
8. Macdonald and Taylor, (1991), p. 182
9. Purchasing Power Parity

پول باثبات برای اقتصادهای داخلی و خارجی استوار است.^۱ تابع تقاضای پول استاندارد می‌تواند به صورت زیر تصریح شود:

$$m_t = p_t + \alpha y_t - \beta i_t \quad (۱)$$

به طوری که m_t تقاضای اسمی برای پول، p_t سطح قیمت داخلی، y_t سطح درآمد واقعی و i_t نرخ بهره اسمی است. در این الگو تمام متغیرها به جز نرخ بهره به صورت لگاریتمی هستند. با توجه به رابطه (۱) می‌توان تابع تقاضای پول کشور خارجی را به صورت زیر در نظر گرفت:

$$m_t^* = p_t^* + \alpha y_t^* - \beta i_t^* \quad (۲)$$

در رابطه (۲) علامت *، مقادیر متغیرهای گفته شده را برای کشور خارجی نشان می‌دهد. α و β نیز پارامترهای ثابتی هستند که برای سادگی برای دو کشور یکسان فرض شده‌اند. به طور کلی نظریه برابری قدرت خرید نرخ ارز توسط نرخ ارز حقیقی اندازه‌گیری شده و در واقع مبین این است که تغییرات نرخ ارز بیشتر تفاوت‌های موجود میان تورم دو کشور را منعکس می‌کند.^۲ بر این اساس، اگر نرخ ارز حقیقی (Re) برابر واحد در نظر گرفته شود، خواهیم داشت:

$$\text{Re}_t = \left(e_t \frac{P_t^*}{P_t} \right) = 1 \Rightarrow \left(\frac{e_t P_t^*}{P_t} \right) = 1 \Rightarrow P_t = e_t P_t^* \quad (۳)$$

با گرفتن لگاریتم طبیعی از رابطه (۳) خواهیم داشت:

$$\ln(P_t) = \ln(P_t^*) + \ln(e_t) \quad (۴)$$

بنابراین، با فرض برابری قدرت خرید (PPP) داریم:

$$p_t = p_t^* + e_t \quad (۵)$$

که در رابطه (۵)، e_t بیانگر لگاریتم نرخ ارز اسمی (قیمت داخلی هر واحد پول خارجی) است.^۱ همچنین p_t و p_t^* به ترتیب لگاریتم سطح قیمت‌های داخلی و خارج است. PPP فقط به عنوان

۱. درگاهی (۱۳۷۸)، ص. ۱۷.

۲. شاکری (۱۳۸۷)، ص. ۵۳۵.

شرط تعادل بلندمدت در این مدل استفاده شده است. در کوتاه مدت، مدل تصحیح خطا اجازه انحراف از PPP را می دهد. شواهد موجود، استفاده از PPP را به عنوان شرط تعادل بلندمدت کاملاً تأیید می کنند.^۲

اگر شرط PPP به طور پیوسته صادق باشد، لگاریتم نرخ ارز واقعی، q_t ، $(q_t \equiv e_t - p_t + p_t^*)$ مساوی صفر خواهد بود. در الگوی PPP قیمت های خارجی برای اقتصاد داخلی برونزا بوده و از طریق عرضه پول خارجی تعیین می شود و عرضه پول داخلی نیز سطح قیمت های داخلی را تعیین می کند. بنابراین، نرخ ارز از طریق نسبت عرضه پول ها تعیین می شود.^۳ جایگذاری روابط (۱) و (۲) در رابطه (۵) و بازنویسی آن رابطه زیر را به دست می دهد:

$$e_t = m_t - m_t^* - \alpha(y_t - y_t^*) + \beta(i_t - i_t^*) \quad (6)$$

در رابطه (۶)، برای سادگی فرض شده است که کشش در آمدی (α) و شبه کشش نرخ بهره های (β) تقاضای پول برای دو کشور یکسان است.^۴ در نهایت اینکه مدل پولی، برابری نرخ بهره پوشش داده نشده (UIP)^۵ را در نظر می گیرد، بر اساس UIP، نرخ بهره خارجی به علاوه تغییر انتظاری نرخ ارز، برابر با نرخ بهره داخلی است.^۶ با توجه به فرض تحرک کامل سرمایه که یکی از فروض مدل پولی محسوب می شود، نیز می توان برابری نرخ بهره داخلی و خارجی را نتیجه گرفت.^۷

$$i_t - i_t^* = E\langle \Delta e_{t+1} | I_t \rangle \quad (7)$$

در رابطه (۷)، $E\langle \dots | I_t \rangle$ ، عملگر انتظار شرطی بر روی اطلاعات قابل دسترس در زمان t است. چنانچه انتظارات از نوع ایستا باشد و اقتصاد در شرایط وضعیت یکنواخت^۸ قرار گیرد، در این

1. Nandwa and Mohan (2007), p. 6, cited in Nandwa and Mohan (2007), p. 6

2. Culver and Papell, (1999)

۳. درگاهی (۱۳۷۸)، ص. ۱۷.

4. Uz and Ketenci (2008), p. 60

5. Uncovered Interest Parity

۶. اخباری (۱۳۸۵)، ص. ۵۳.

7. Romer (2006), p. 232

8. Steady State

حالت Δe_{t+1} برابر صفر بوده و $i_t = i_t^*$ خواهد شد. در این صورت نرخ ارز تابعی از دو متغیر تفاضل حجم پول و درآمد دو کشور داخل و خارج خواهد بود. بنابراین خواهیم داشت:

$$e_t = \alpha + \alpha_1(m_t - m_t^*) - \alpha_2(y_t - y_t^*) \quad (۸)$$

معادله (۸) شکل اصلی و پایه مدل پولی تعیین نرخ ارز است که رابطه بلندمدت بین مجموعه ساده-ای از متغیرهای پولی را برقرار می‌سازد.^۱ مارک و سول^۲، تأکید می‌کنند که معادله (۸) می‌تواند «نمایش نوعی نرخ ارز تعادلی بلندمدت با به‌کارگیری نظریه‌های جدید تعیین نرخ ارز» باشد. رابطه (۸) همچنین می‌تواند از مدل‌های تعادلی لوکاس^۳ و آسفلد و راگوف^۴ مشتق شود.^۵

در تمام مدل‌های پولی که در مطالعات قبلی مورد استفاده قرار گرفته است، عرضه پول و متغیرهایی مانند تولید و نرخ بهره که تقاضای پول را تعیین می‌کنند، نوسانات نرخ ارز را متأثر می‌سازند. مارک^۶، فرض می‌کند که در رابطه (۶)، α (کشش درآمدی تقاضای پول) برابر یک بوده و اختلافی بین نرخ بهره داخل و خارج وجود ندارد.

مسی و راگوف^۷، برخلاف مارک، فرضیه برابری نرخ بهره دو کشور را نادیده گرفته و از این رو تفاوت بین نرخ‌های بهره دو کشور را در تبیین نرخ ارز مهم دانسته و به عنوان عامل تعیین‌کننده نرخ ارز وارد مدل پولی کرده‌اند. همچنین در مدل مسی و راگوف از تفاوت تورم انتظاری دو کشور به عنوان یکی دیگر از متغیرهای تعیین‌کننده نرخ ارز یاد شده و این محققان در تخمین مدل پولی نرخ ارز از آن استفاده کرده‌اند. مسی و راگوف مدل پولی را به شکل زیر مطرح می‌کنند:

$$e_t = \alpha + \alpha_1(m_t - m_t^*) + \alpha_2(y_t - y_t^*) + \alpha_3(i_t - i_t^*) + \alpha_4(\pi_t^e - \pi_t^{e*}) + u_t \quad (۹)$$

در رابطه (۹)، e_t لگاریتم نرخ ارز اسمی، m_t ، y_t ، i_t و π_t^e به ترتیب لگاریتم عرضه پول، لگاریتم تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره اسمی و نرخ تورم انتظاری برای کشور داخلی بوده و علامت * بیانگر این متغیرها برای کشور خارج است. براساس مدل پولی یادشده می‌توان

1. Wohar and Rapach (2002), p. 364

2. Mark and Sul (2001), p. 32

3. Lucas (1982)

4. Obstfeld and Rogoff (1995)

5. Wohar and Rapach (2002), p. 364

6. Mark (1995)

7. Mease and Rogoff (1983)

تأثیرگذاری متغیرهای توضیحی بر نرخ ارز را به این صورت توضیح داد: با افزایش عرضه پول داخلی، ابتدا نرخ بهره داخلی، کاهش یافته و با کاهش نرخ بهره داخلی جریان سرمایه از داخل به خارج سرازیر می‌شود. با خروج سرمایه، نرخ ارز افزایش یافته و در نتیجه با افزایش نرخ ارز، خالص صادرات افزایش می‌یابد. افزایش خالص صادرات به انتقال منحنی IS به سمت راست می‌انجامد. تا زمانی که نرخ بهره داخلی کمتر از نرخ بهره خارجی باشد، این حرکت و فرآیند ادامه یافته تا اینکه سرانجام برابری نرخ بهره داخلی و خارجی شکل گیرد و این تغییرات متوقف شود. سرانجام این تحولات اقتصادی سبب می‌شود که نرخ بهره اولیه، درآمد و نرخ ارز افزایش یابد. البته با توجه به اینکه افزایش درآمد به افزایش تقاضای کل اقتصاد منجر می‌شود، پس سطح عمومی قیمت‌ها متناسب با افزایش حجم پول افزایش یافته و در نتیجه مانده تراز حقیقی (M/P)، بدون تغییر می‌ماند و از این رو، نرخ بهره داخلی تغییر نمی‌کند. به‌طور خلاصه باید گفت که با فرض برقراری PPP، افزایش حجم پول به افزایش نرخ ارز منجر خواهد شد. پس انتظار بر این است که ضریب متغیر تفاضل حجم نقدینگی، مثبت باشد ($\alpha_1 > 0$).

برای بررسی نحوه تأثیرگذاری متغیر تفاضل درآمد واقعی، فرض می‌کنیم که درآمد داخلی افزایش یابد. این افزایش موجب کاهش در نرخ ارز (تقویت پول داخلی) خواهد شد. استدلال این است که افزایش نسبی در درآمد داخلی موجب ایجاد مازاد تقاضا برای حجم پول داخلی می‌شود. در این وضعیت، هنگامی که بنگاه‌های اقتصادی تلاش می‌کنند تا موازنه پولی واقعی خود را افزایش دهند، به موازات اقدام مزبور، آنها مصرف خود را کاهش داده و قیمت‌ها آنقدر کاهش می‌یابند که تعادل مجدد در بازار پولی به‌دست آید. به موازات کاهش قیمت‌ها، نتیجه PPP این خواهد بود که نرخ ارز کاهش یابد (ارزش پول داخلی افزایش یابد). بنابراین، انتظار می‌رود که ضریب متغیر گفته شده در مدل پولی منفی باشد ($\alpha_2 < 0$).

درباره اثر نرخ بهره، پول‌گرایان¹ مدعی‌اند که افزایش نرخ بهره داخلی، هزینه فرصت نگهداری پول را افزایش می‌دهد و در نتیجه سبب کاهش تقاضا برای پول شده و مازاد عرضه پول ایجاد می‌شود. برای دستیابی به تعادل در بازار پول، قیمت‌ها افزایش می‌یابند که متعاقباً موجب افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول داخلی) خواهد شد. بنابراین، علامت انتظاری ضریب متغیر تفاضل نرخ بهره، مثبت خواهد بود ($\alpha_3 > 0$).

مطابق ادبیات اقتصاد کلان، تورم واقعی با تورم انتظاری رابطه مثبت دارد، به طوری که افزایش تورم انتظاری به افزایش تورم واقعی منجر شده و در نتیجه وجود تورم در کشور داخل (افزایش سطح قیمت‌های داخل نسبت به خارج)، سبب کاهش رقابت‌پذیری کالاها و خدمات داخلی شده و در نتیجه با افزایش کسری تراز پرداخت‌ها و بروز مازاد تقاضای ارز خارجی در بازار ارز، ارزش پول خارجی را افزایش می‌دهد. پس افزایش سطح قیمت‌های داخلی نسبت به خارج باعث افزایش نرخ ارز خواهد شد ($\alpha_f > 0$).

۳. مطالعات تجربی

درباره مدل پولی نرخ ارز مطالعات متعددی صورت گرفته است که در ذیل بعضی از آنها مرور می‌شود.

وهار و راپاچ^۱، به بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای پولی و نرخ ارز در ۱۴ کشور صنعتی در دوره زمانی ۱۰۰ ساله پرداخته‌اند. نتایج آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن-جوسیلیوس نشان می‌دهد که رابطه بلندمدت بین متغیرهای پولی و نرخ ارز در نیمی از کشورهای مورد مطالعه برقرار بوده و برآورد مدل VECM نشان می‌دهد که فرآیند تعدیل به سمت رابطه تعادلی بلندمدت در مدت زمان کوتاه‌تری صورت می‌گیرد.

سیمواکا^۲، در مطالعه‌ای مدل پولی نرخ ارز را با استفاده از داده‌های فصلی برای کشور مالاوی آزمون کرده است. نتایج این مطالعه، بیانگر وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت بین نرخ ارز اسمی است. همچنین متغیرهای پولی را در بازه زمانی ۲۰۰۱-۱۹۹۶ نشان می‌دهد. همچنین نتایج این مطالعه حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت، حجم پول داخلی تأثیر مثبت بر نرخ ارز اسمی داشته ولی نرخ بهره برخلاف انتظار دارای تأثیر منفی است.

فیدرموک و همکاران^۳، در مطالعه خود با استفاده از روش هم‌انباشتگی در داده‌های تابلویی، به بررسی رهیافت پولی نسبت به نرخ ارز اسمی در کشورهای اروپای شرقی و مرکزی پرداخته‌اند. در این مطالعه از روش‌های FMOLS^۴ و DOLS^۵ برای تخمین رابطه بلندمدت بین متغیرهای پولی و

1. Wohar and Rapach (2002)
 2. Simwaka (2004)
 3. Fidrmuc, *et al* (2004)
 4. Fully Modify Ordinary Lest Squares
 5. Dynamic Ordinary Lest Squares

نرخ ارز اسمی استفاده شده است. نتایج حاصل از تخمین مدل بیانگر این است که متغیرهای پولی، پویایی بلندمدت نرخ ارز اسمی را در کشورها به دنبال دارد.

ژانگ و لاونگر^۱، با استفاده از داده‌های فصلی در دوره زمانی ۱۹۷۳-۱۹۹۹ برای کشورهای آلمان، ژاپن، آمریکا و انگلیس به آزمون مدل پولی پرداخته‌اند. آنها با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی جوهانسن، وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت قوی بین نرخ ارز اسمی و چند متغیر کلان اقتصادی را به اثبات رسانده‌اند.

فیض‌الاسلام و حسن^۲، در مطالعه خود با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی، مدل پولی تعیین نرخ ارز را برای نرخ ارز دلار-ین برآورد کرده‌اند. نتایج مطالعه آنها، بیانگر وجود یک رابطه ایستا بین نرخ ارز اسمی و متغیرهای پولی در دوره ۲۰۰۳-۱۹۷۴ بوده و نشان می‌دهد که یک رابطه علی بلندمدت از طرف متغیرهای پولی به نرخ ارز اسمی وجود دارد.

مورلی^۳، در مطالعه‌ای با استفاده از رویکرد ARDL، مدل پولی نرخ ارز با قیمت‌های چسبیده را برای کشور انگلیس مورد بررسی قرار داده است. نتایج این مطالعه، بیانگر وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل بوده و همچنین نشان می‌دهد که مدل ECM پولی به خوبی می‌تواند نرخ ارز آینده را پیش‌بینی کند.

ژانگ و همکاران^۴، مدل پولی نرخ ارز را برای نرخ‌های برابری دلار آمریکا در مقابل دلار کانادا، ین ژاپن و پوند انگلیس مورد آزمون قرار داده‌اند. آنها در این مطالعه، برای تعیین رابطه بلندمدت، از تکنیک هم‌انباشتگی و برای تعیین رابطه کوتاه‌مدت و پیش‌بینی خارج از نمونه، از مدل تصحیح خطا استفاده کرده‌اند. نتایج این مطالعه وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین نرخ ارز اسمی (همه نرخ‌ها) و دیگر متغیرهای مدل را تأیید می‌کند. همچنین در این مطالعه بعد از انجام پیش‌بینی خارج از نمونه با استفاده از مدل VEC^۵ پولی، پیشنهاد شده است که سیاست‌گذاران می‌توانند از مدل پولی به عنوان یک ابزار توانا در پیش‌بینی نرخ ارز استفاده نمایند.

بیتزنیس و مارانگوس^۶، در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های سری زمانی کشور یونان در دوره ۱۹۹۴-۱۹۷۴ مدل پولی نرخ ارز با قیمت‌های انعطاف‌پذیر را بررسی کرده‌اند. آنها با استفاده از

1. Zhang and Lavinger (2005)
2. Faizul Islam and Hasan (2006)
3. Morley (2007)
4. Zhang, et al (2007)
5. Vector Error Correction
6. Bitzenis and Marangos (2007)

تکنیک هم‌انباشتگی جوهانسن نشان دادند که یک رابطه تعادلی بلندمدت قوی بین نرخ ارز اسمی و متغیرهای پولی از قبیل: حجم پول نسبی، درآمد نسبی و نرخ بهره نسبی وجود دارد. افزون بر این، مطالعه بیتزنیس و مارانگوس مدل پولی را به عنوان شرط تعادلی بلندمدت معتبر دانسته است.

ناندوا و موهان^۱، در مطالعه خود با استفاده از رویکرد همگرایی و مدل تصحیح خطا و با استفاده از داده‌های ماهانه سال‌های ۲۰۰۵-۱۹۹۰ به بررسی عوامل تعیین‌کننده نرخ ارز و وجود رابطه بلندمدت بین نرخ ارز و متغیرهای پولی در کشورهای با درآمد سرانه پایین پرداخته‌اند. همچنین نتایج برآورد مدل با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی بیانگر این است که رابطه بلندمدت بین نرخ ارز و متغیرهای پولی برقرار بوده و نتایج پیش‌بینی برای سال‌های خارج از نمونه نشان می‌دهد که مدل گام تصادفی دارای نتایج بهتری نسبت به مدل مقید است.

بasher و وسترلوند^۲، در مطالعه خود با استفاده از رویکرد هم‌انباشتگی در داده‌های تابلویی و داده‌های فصلی سال‌های ۱۹۷۳-۱۹۹۷، به بررسی مدل پولی نرخ ارز در ۱۸ کشور عضو OECD پرداخته‌اند. نتایج دلالت بر این دارد که رهیافت پولی به نرخ ارز در این کشورها زمانی درست است که همبستگی مقطعی و شکست ساختاری در مدل لحاظ شود.

لانگ و سامرز^۳، با استفاده از رویکرد هم‌انباشتگی ARDL مدل پولی نرخ ارز را در دوره زمانی ۲۰۰۶-۱۹۸۱ برای کشور فیلیپین مورد آزمون قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت قوی بین متغیرهای مدل پولی برقرار است. همچنین نتایج آزمون‌های ثبات CUSUM و CUSUMSQ ثبات پارامترهای برآورد شده را نشان می‌دهد.

اوز و کتنجی^۴، در مطالعه خود با استفاده از تکنیک داده‌های تابلویی و هم‌انباشتگی در داده‌های تابلویی، به بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای پولی و نرخ ارز در دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۹۳ در ۱۰ کشور عضو اتحادیه اروپا و ترکیه پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که رابطه بلندمدت بین نرخ ارز اسمی و متغیرهای پولی (تفاضل تولید، تفاضل نرخ بهره، تفاضل حجم نقدینگی و تفاضل سطح قیمت‌ها) برقرار است.

-
1. Nandwa and Mohan (2007)
 2. Basher and Westerlund (2008)
 3. Long and Samreth (2008)
 4. Uz and Ketenci (2008)

۴. روش‌شناسی تحقیق

در این تحقیق، رابطه بین متغیرهای پولی و نرخ ارز اسمی با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی در داده‌های تابلویی مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای این منظور، ابتدا ایستایی متغیرهای مدل با استفاده از آزمون‌های ایستایی تابلویی لوین، لین و چو (LLC)^۱ و ایم، پسران و شین (IPS)^۲ مورد آزمون قرار گرفته و سپس وجود و یا عدم رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی تابلویی پدرونی^۳ و کائو^۴ بررسی می‌شود.^۵ در صورت وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها، برای استخراج رابطه بلندمدت بین متغیرها از روش DOLS استفاده می‌شود.^۶ کائو و چیانگ^۷ و بالتاگی^۸ از طریق مونت کارلو نشان داده‌اند که استفاده از روش‌های FMOLS و DOLS در مقایسه با روش‌های سنتی، عملکرد مناسب‌تری دارند.^۹ از این رو در این مطالعه برای برآورد ضرایب بلندمدت متغیرها از تخمین‌زننده DOLS به روش آرلانو-باند^{۱۰} بهره گرفته شده است.

برای بررسی درست بودن مدل پولی نرخ ارز در کشورهای منطقه منا، از دو مدل استفاده می‌شود. مدل اول، مدل پایه پولی نرخ ارز و مدل دوم، مدل تعدیل شده مسی و راگف است که در زیر نشان داده شده‌اند.

$$LER_{it} = \alpha_1(LGDP_{it} - LGDP_t^*) + \alpha_2(LM_{it} - LM_t^*) + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$LER_{it} = \beta_1(LGDP_{it} - LGDP_t^*) + \beta_2(LM_{it} - LM_t^*) + \beta_3(P_{it}^e - P_t^e) + u_{it} \quad (11)$$

در روابط (۱۰) و (۱۱)، LER نشان‌دهنده لگاریتم نرخ ارز اسمی، LM_{it} ، $LGDP_{it}$ و P_t^e به ترتیب بیانگر لگاریتم حجم نقدینگی، لگاریتم تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم انتظاری برای

-
1. Levine, Lin and Chu
 2. Im, Pesaran and Shin
 3. Pedroni
 4. Kao

۵. برای اطلاعات بیشتر به (Baltagi (2008), pp. 292-297) و یا (زرآئزاد و انواری (۱۳۸۴)) مراجعه شود.

۶. گفتنی است که در تخمین‌های Panel Cointegration برای به‌دست آوردن ضرایب بلندمدت، استفاده از روش‌های سنتی صحیح نیست.

7. Kao and Chiang (2000)
8. Baltagi (2008)
9. Baltagi (2008), pp. 287-300
10. Arellano-Bond

کشورهای داخلی بوده و علامت * بیانگر متغیرهای گفته شده برای کشور خارج (آمریکا) است. آمار و اطلاعات متغیرهای یادشده از مجموعه شاخص‌های توسعه جهانی بانک جهانی^۱ استخراج شده و تعریف عملیاتی آنها به شکل زیر است:

- نرخ ارز اسمی (ER): نرخ ارز اسمی را می‌توان به صورت واحدهایی از پول داخلی در مقابل پول خارجی و یا بالعکس تعریف نمود. در این تحقیق قیمت داخلی پول خارجی (دلار آمریکا) به عنوان نرخ ارز اسمی مورد استفاده قرار گرفته است.
 - حجم نقدینگی (M2): شامل حجم پول به اضافه شبه پول است که براساس واحد پول رایج هر کشور اندازه‌گیری شده است.
 - تولید ناخالص داخلی (GDP): تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰ است که براساس واحد پول رایج هر کشور اندازه‌گیری شده است.
 - نرخ تورم انتظاری (p^e): از آنجا که نرخ تورم انتظاری یک متغیر غیرقابل مشاهده است، پس باید این متغیر به روش‌های متعارف اندازه‌گیری شود. یکی از روش‌های متعارف و متداول، اندازه‌گیری نرخ تورم انتظاری، استفاده از نرخ تورم دوره قبل است. در این مطالعه، نرخ تورم سال قبل (با یک وقفه) به عنوان تقریب این متغیر مورد استفاده قرار گرفته است. برای محاسبه نرخ تورم، از شاخص قیمت مصرف‌کننده (به قیمت سال پایه ۲۰۰۰) استفاده شده است.
- با توجه به مبانی نظری مدل پولی، انتظار می‌رود علامت ضریب متغیر تفاضل حجم نقدینگی، مثبت بوده و مقدار عددی آن برابر با یک باشد. همچنین انتظار می‌رود علامت ضرایب دو متغیر تفاضل تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم انتظاری به ترتیب منفی و مثبت باشد.

۵. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل نتایج

در رویکردهای هم‌انباشتگی لازم است ابتدا ایستایی متغیرها مورد آزمون قرار گیرد. برای آزمون ایستایی متغیرهای مدل، از آماره آزمون لوین، لین و چو (LLC) و ایم، پسران و شین (IPS) استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها به ترتیب در جدول‌های ۱ و ۲ نشان داده شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد LLC برای متغیرهای مدل

نام متغیر	در سطح	با یک مرتبه تفاضل گیری
(LGDP-LGDP*)	۰/۲۸۹ - (۰/۳۸۶)	۷/۸۱۱ - (۰/۰۰۰)
(LM۲-LM۲*)	۰/۳۵۰ - (۰/۳۶۳)	۹/۰۰۸ - (۰/۰۰۰)
(Pe-Pe*)	۵/۳۹۳ - (۰/۰۰۰)	-
LER	۳/۳۷۶ (۰/۹۹۹)	۱۰/۸۴۳ - (۰/۰۰۰)

اعداد داخل پرانتز بیانگر ارزش احتمال آزمون (PV) است.

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد IPS برای متغیرهای مدل

نام متغیر	در سطح	با یک مرتبه تفاضل گیری
(LGDP-LGDP*)	۰/۴۶۴ (۰/۶۷۹)	۶/۴۵۷ - (۰/۰۰۰)
(LM۲-LM۲*)	۳/۰۶۹ - (۰/۰۰۱)	-
(Pe-Pe*)	۴/۵۶۸ - (۰/۰۰۰)	-
LER	۰/۴۶۷ (۰/۶۷۹)	۹/۰۲۸ - (۰/۰۰۰)

اعداد داخل پرانتز بیانگر ارزش احتمال آزمون (PV) است.

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج هر دو آزمون ریشه واحد آزمون LLC و IPS، متغیرهای تفاضل لگاریتم تولید ناخالص داخلی و لگاریتم نرخ ارز نایستا بوده و انباشته از مرتبه یک هستند. همچنین متغیر تفاضل نرخ تورم انتظاری در سطح ایستا است. متغیر تفاضل لگاریتم حجم نقدینگی نیز با توجه به نتایج آزمون LLC نایستا و انباشته از مرتبه یک بوده ولی با توجه به نتایج آزمون IPS در سطح ایستا است. بنابراین با توجه به اینکه تنها متغیر تفاضل نرخ تورم انتظاری براساس نتایج هر دو آزمون ایستا بوده و متغیرهای دیگر نایستا هستند، قبل از برآورد مدل‌ها لازم است تا وجود و یا عدم رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها در هر دو مدل آزمون شود. نتایج آزمون هم‌انباشتگی تابلویی پدرونی برای هر دو مدل در جدول‌های ۳ و ۴ بیان شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون هم‌انباشتگی تابلویی مدل (۱۰) با استفاده از آزمون پدرونی

آماره آزمون	t- statistic	ارزش احتمال (Prob.)
Panel D -statistic	-۱۳/۱۰۴	(۰/۰۰۰)
Panel ρ -statistic	۲/۷۲۷	(۰/۰۰۹)
PP-statistic Panel	-۱/۴۲۷	(۰/۱۴۴)
ADF-statistic Panel	-۴/۰۳۹	(۰/۰۰۰)
Group ρ -statistic	۳/۷۸۰	(۰/۰۰۰)
PP-statistic Group	-۰/۲۶۹	(۰/۳۸۴)
ADF-statistic Group	۰/۳۳۸	(۰/۳۷۹)

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۴. نتایج آزمون هم‌انباشتگی تابلویی مدل (۱۱) با استفاده از آزمون پدرونی

آماره آزمون	t- statistic	ارزش احتمال (Prob.)
Panel D -statistic	-۱۴/۵۵۵	(۰/۰۰۰)
Panel ρ -statistic	۵/۰۶۰	(۰/۰۰۰)
PP-statistic Panel	۰/۰۷۴	(۰/۳۹۸)
ADF-statistic Panel	-۳/۳۵۵	(۰/۰۰۱)
Group ρ -statistic	۵/۶۳۷	(۰/۰۰۰)
PP-statistic Group	۰/۱۰۲	(۰/۳۹۷)
ADF-statistic Group	۱/۷۹۰	(۰/۰۸۰)

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج آزمون پدرونی نشان می‌دهد که بر اساس آماره‌های Panel ρ -statistic، Panel D -statistic، Group ρ -statistic و Panel ADF-statistic در سطح ۵ درصد و در هر دو مدل بین متغیرهای پولی و نرخ ارز اسمی رابطه هم‌انباشتگی وجود دارد. در این مرحله برای اطمینان بیشتر از وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها از آزمون هم‌انباشتگی تابلویی کائو استفاده می‌شود. نتایج این آزمون برای هر دو مدل در جدول‌های ۵ و ۶ نشان داده شده است.

جدول ۵. نتایج آزمون هم‌انباشتگی تابلویی کائو برای مدل (۱۰)

آماره آزمون	t- statistic	ارزش احتمال (Prob.)
DF	-۱/۶۳۷	(۰/۰۵۰)
ADF	-۱/۸۴۰	(۰/۰۳۲)

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۶. نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو برای مدل (۱۱)

آماره آزمون	t- statistic	ارزش احتمال (Prob.)
DF	-۱/۹۰۹	(۰/۰۲۸)
ADF	-۲/۱۰۵	(۰/۰۱۷)

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج به‌دست آمده در جدول‌های ۵ و ۶ دلالت بر رد فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل دارد و از این رو می‌توان استدلال کرد که هم‌انباشتگی بین متغیرها در هر دو مدل (۱۰) و (۱۱) وجود دارد.

با توجه به اینکه هر دو آزمون هم‌انباشتگی تابلویی (پدرونی و کائو) وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها در هر دو مدل را تأیید می‌کنند، پس استدلال بر این است که در هر دو مدل (۱۰) و (۱۱) رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای پولی و نرخ ارز اسمی وجود دارد.

حال با تأیید آزمون‌های یادشده مبنی بر وجود رابطه بلندمدت و هم‌انباشتگی بین نرخ ارز اسمی و متغیرهای پولی، در هر دو مدل، می‌توان رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل را به‌دست آورد. برای این کار از روش DOLS استفاده می‌کنیم. به عبارت دیگر بعد از تخمین هر دو مدل به روش پویا ضرایب بلندمدت استخراج می‌شود. جدول‌های ۷ و ۸ ضرایب بلندمدت برآورد شده را برای مدل‌های تحقیق نشان می‌دهند.

لازم است اشاره شود که مدل پولی نرخ ارز با نظام ارزی شناور و یا شناور هدایت شده سازگار است، پس به دلیل اینکه نرخ ارز در بعضی از کشورهای منتخب در دوره زمانی و یا برای برخی سال‌ها ثابت مانده است، از این رو یک متغیر مجازی با نام *du* را در مدل‌ها وارد کرده و

سپس مورد تخمین قرار می‌دهیم. در این تحقیق، مقدار این متغیر برای سال‌هایی که نرخ ارز ثابت مانده عدد یک و برای سال‌های دیگر عدد صفر اختیار شده است.

جدول ۷. نتایج برآورد ضرایب بلندمدت مدل (۱۰)

متغیرها	ضرایب برآورد شده	خطای استاندارد	ارزش احتمال (Prob.)
LER	۱	-	-
(LGDP-LGDP*)	-۱/۲۵	۰/۰۸۱	(۰/۰۰۳)
(LM۲-LM۲*)	۱/۲۱	۰/۰۳۶	(۰/۰۰۰)
DU	-۰/۲۴	۰/۰۳۶	(۰/۱۹۲)

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۸. نتایج برآورد ضرایب بلندمدت مدل (۱۱)

متغیرها	ضرایب برآورد شده	خطای استاندارد	ارزش احتمال (Prob.)
LER	۱	-	-
(LGDP-LGDP*)	-۱/۱۵	۰/۰۸۸	(۰/۰۱۲)
(LM۲-LM۲*)	۱/۲۳	۰/۰۳۷	(۰/۰۰۰)
(Pe-Pe*)	۰/۴۹	۰/۰۲۳	(۰/۰۰۲)
DU	-۰/۲۵	۰/۰۳۷	(۰/۲۰۱)

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج جدول‌های ۷ و ۸ نشان می‌دهد که در هر دو مدل، متغیر تفاضل تولید ناخالص داخلی، تأثیر منفی و متغیر تفاضل حجم نقدینگی، تأثیر مثبت بر نرخ ارز اسمی دارد که این نتایج مطابق با انتظارات تئوریکی است. متغیر تفاضل نرخ تورم انتظاری نیز در مدل دوم تأثیر مثبت بر نرخ ارز اسمی دارد که با انتظارات تئوریکی سازگار است. همچنین ضرایب برآورد شده از لحاظ آماری در سطح معنی داری ۱ درصد معنی دار هستند که این موضوع بیانگر معنی داری ضرایب برآورد شده است. ضریب متغیر مجازی نیز در هر دو مدل منفی است که نشان می‌دهد ثابت نگه داشتن نرخ ارز باعث شده است که ارزش پول داخلی در سطح بالاتری از سطح تعادلی تثبیت شود. با توجه به اینکه یکی از ارکان مصداق مدل پولی این است که ضریب متغیر تفاضل لگاریتم حجم نقدینگی از لحاظ آماری برابر با یک باشد، پس در این مرحله این محدودیت برای هر دو

بررسی مدل پولی تعیین نرخ ارز در کشورهای منطقه MENA: ... ۱۶۷

مدل با استفاده از آزمون والد مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج این آزمون در جدول ۹ نشان داده شده است.

جدول ۹. نتایج آزمون والد برای ضریب متغیر (LM۲-LM۲*) در مدل (۱۰) و (۱۱)

محدودیت	مقدار آماره آزمون	ارزش احتمال (Prob.)
$\alpha_p = 1$	۰/۷۶	۰/۳۸
$\beta_p = 1$	۰/۹۴	۰/۳۳

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج آزمون والد، نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر یک بودن ضریب متغیر تفاضل لگاریتم حجم نقدینگی در دو مدل را رد کرد. بنابراین، با توجه به وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها و سازگاری علامت ضرایب برآورد شده با مبانی نظری در دو مدل و همچنین برابر با یک بودن ضریب متغیر (LM۲-LM۲*) در آنها می‌توان استدلال کرد که مدل پولی در کشورهای منطقه منا صادق است. به عبارت دیگر متغیرهای پولی از مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده نرخ ارز در این کشورها محسوب می‌شوند.

۶. نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

در این مطالعه، مدل پولی پایه و مدل پولی با قیمت‌های انعطاف‌پذیر در کشورهای منطقه منا در دوره زمانی ۲۰۰۶-۱۹۷۵ مورد بررسی قرار گرفت. یافته‌های تحقیق، صادق بودن مدل پولی تعیین نرخ ارز در این کشورها را با استفاده از هر دو مدل پایه و تعدیل شده پولی تأیید می‌کند. به عبارت دیگر، متغیرهای پولی (درآمد حقیقی، حجم نقدینگی و نرخ تورم انتظاری) در کشورهای منطقه منا از عوامل اساسی مؤثر بر نرخ ارز تعادلی هستند. بدین ترتیب می‌توان استدلال کرد که متغیرهای پولی مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده نرخ ارز در کشورهای مورد مطالعه است. در واقع، براساس یافته‌های تجربی تحقیق می‌توان گفت که در کشورهای منطقه منا برابری ارزش پول داخلی در مقابل پول خارجی بیشتر تحت تأثیر تغییرات حجم پول داخلی بوده و هر گونه افزایش (کاهش) در حجم نقدینگی کشور به تنزل (تقویت) ارزش پول ملی می‌انجامد؛ به طوری که در این کشورها نرخ ارز اسمی متناسب با حجم نقدینگی تغییر کرده و در نوسانات نرخ ارز نقش

بزرگی ایفا می‌کند. نتایج ضرایب تخمین زده شده و آزمون‌های والد انجام شده برای آزمون فرضیه صفر مبنی بر یک بودن ضریب متغیر تفاضل حجم نقدینگی داخل و خارج، استدلال‌های انجام شده را تأیید می‌کند. به بیان بهتر، یک درصد افزایش در حجم نقدینگی به افزایش یک درصدی نرخ ارز منجر شده و بدین ترتیب موجب کاهش ارزش پول ملی می‌شود. مهم‌ترین دلیل نیز این است که افزایش نقدینگی در کشورهای داخلی نسبت به خارج، سبب افزایش قیمت‌ها شده و بنابراین با برقراری شرط برابری قدرت خرید نرخ ارز، افزایش (ارزش پول داخلی کاهش) می‌یابد. همچنین نتایج تجربی تحقیق حاکی از آن است که تورم انتظاری نیز همانند حجم نقدینگی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر نرخ ارز اسمی دارد. به عبارت دیگر، افزایش نرخ تورم انتظاری در این کشورها نسبت به خارج، باعث کاهش قدرت رقابتی بین‌المللی شده و در نهایت به افزایش نرخ ارز و یا کاهش ارزش پول داخلی منجر می‌گردد. براساس این نتیجه می‌توان استدلال کرد که به منظور تثبیت نوسانات اقتصادی، کنترل تورم انتظاری ضروری است.

یکی دیگر از متغیرهای کلیدی مدل پولی تعیین نرخ ارز تفاضل تولید ناخالص داخلی کشور خودی و خارج بود. نتایج به‌دست آمده بیانگر تأثیر منفی معنی‌دار متغیر تفاضل تولید ناخالص داخلی بر نرخ ارز اسمی است. افزایش تولید در کشورهای داخلی نسبت به کشور خارج، باعث کاهش نرخ ارز و یا افزایش ارزش پول داخلی می‌گردد. با افزایش تولید حقیقی، تقاضای پول در این کشورها افزایش یافته و مازاد تقاضا در بازار پول ایجاد می‌گردد، پس بنگاه‌های اقتصادی برای به‌دست آوردن موازنه پولی اقدام به کاهش مصرف کرده و در نهایت با کاهش قیمت‌های داخلی، نرخ ارز کاهش می‌یابد. بنابراین، نتایج تجربی حکایت از آن دارد که تولید ناخالص داخلی کشورها در کنار دو متغیر پولی حجم نقدینگی و تورم انتظاری، نقش تعیین‌کننده‌ای در نرخ ارز اسمی داشته و افزایش (کاهش) آن به تقویت (تضعیف) پول داخلی منجر می‌شود.

متغیر مجازی نیز که برای تعیین و تفکیک اثر ثابت نگه‌داشتن نرخ ارز از شناور بودن آن تعریف شده بود، در دوره زمانی مورد مطالعه تأثیر منفی بر نرخ ارز دارد. به عبارت دیگر، منفی بودن ضریب متغیر مجازی نشان می‌دهد که در کشورهایی که در دوره زمانی معین نرخ ارز در آنها ثابت نگه داشته شده است، با فرض ثبات شرایط دیگر، میانگین نرخ ارز تعادلی در این کشورها پایین‌تر از کشورهای دیگر (با نرخ ارز شناور) است. به بیان بهتر، در این کشورها مسئولین بانک مرکزی نرخ ارز را در حد کمتر از مقادیر تعادلی نگه داشته‌اند و این مسئله بیانگر اقدامات

حمایتی مسئولین اقتصادی این کشورها در راستای حفظ ارزش پول داخلی و یا تقویت پول داخل است. به نظر می‌رسد این نتیجه مطابق با انتظار است؛ چرا که کشورهایی که نرخ ارز را در دوره زمانی مورد بررسی و یا حتی در برخی سال‌ها ثابت نگه داشته‌اند، در حقیقت پول خود را اضافه ارزشگذاری کرده‌اند.

امروزه بحران مالی، کشورهای صنعتی را به شدت تحت تأثیر قرار داده و دامنه تأثیرگذاری آن به کشورهای در حال توسعه نیز رسیده است. این بحران سبب ورشکستگی برخی بانک‌ها و نهادهای مالی شده و موجب نگرانی در بازارهای مالی و کاهش شدید اعتبارات، رکود اقتصادی و افزایش بیکاری شده است. اما عمق و میزان تأثیرگذاری این بحران در کشورهایی مانند آمریکا به مراتب بیشتر از کشورهای مناسبت است. پس با توجه به نتایج تحقیق، استمرار بحران مالی ۲۰۰۸ موجبات تضعیف پول داخلی در این کشورها را فراهم خواهد آورد و سیاستگذاران اقتصادی برای کاهش نوسانات نرخ ارزی بایستی این کانال تأثیرگذاری بحران مالی بر نوسانات ارزش پول داخلی را در نظر بگیرند و تصمیمات مناسبی برای جبران اثرات آن اتخاذ نمایند.

با توجه به نتایج به‌دست آمده از تحقیق، مهم‌ترین توصیه‌های سیاستی برای سیاستگذاران کشورهای منطقه مناسبت است: با توجه به صادق بودن رهیافت پولی به نرخ ارز در کشورهای منطقه مناسبت می‌شود که سیاستگذاران اقتصادی به منظور کنترل و یا کاهش بی‌ثباتی نرخ ارز، متغیرهای پولی را بیشتر از دیگر متغیرهای تأثیرگذار بر نرخ ارز در نظر بگیرند. همچنین با توجه به تأثیر منفی متغیر تفاضل تولید حقیقی بر نرخ ارز، پیشنهاد می‌شود که کشورهای مورد بررسی برای تقویت پول داخلی، سیاست افزایش تولید و به عبارت بهتر افزایش رشد اقتصادی را در پیش بگیرند و سرانجام با توجه به تأثیر مثبت متغیر تفاضل حجم نقدینگی و نرخ تورم انتظاری بر نرخ ارز، این مطالعه پیشنهاد می‌کند که اگر کشورهای مورد مطالعه در پی اجرای سیاست تقویت پول ملی هستند، باید تا حد امکان از افزایش حجم نقدینگی و افزایش سطح عمومی قیمت‌ها در اقتصاد خود ممانعت به عمل آورند.

منابع

الف - فارسی

اخباری، محمد (۱۳۸۵)، «آزمون پولی بودن روند حرکت نرخ ارز در دوره درآمد ۱۳۸۳-۱۳۵۷»،

مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۵، صفحات ۷۴-۴۳.

- درگاهی، حسن (۱۳۷۸)، «پویایی نرخ ارز با تأکید بر نقش انتظارات و اطلاعات جدید»، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، چاپ دوم، تهران.
- درگاهی، حسن و جعفر گچلو (۱۳۸۰)، «بررسی رفتار کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ حقیقی ارز در اقتصاد ایران (با استفاده از روش همگرایی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی)»، پژوهشنامه بازرگانی، سال ۲۱، شماره ۶، صفحات ۲۱-۶۰.
- رحیمی بروجردی، علیرضا (۱۳۷۹)، «نظام ارزی مطلوب و رفتار نرخ واقعی ارز در مدل‌های مالیه بین‌الملل»، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، تهران.
- رحیمی بروجردی، علیرضا (۱۳۸۰)، «مطالعه رفتار نرخ واقعی ارز و تأثیر آن بر متغیرهای کلان اقتصادی»، مجله دانش و توسعه، شماره ۱۴، صفحات ۸۹-۶۵.
- زراءنژاد، منصور و ابراهیم انواری (۱۳۸۴)، «کاربرد داده‌های ترکیبی در اقتصاد سنجی»، فصلنامه بررسی‌های اقتصادی، شماره ۴، صفحات ۵۱-۲۱.
- شاکری، عباس (۱۳۸۷)، *اقتصاد کلان، نظریه‌ها و سیاست‌ها*، تهران: نشر پارس نویسا.

ب- انگلیسی

- Baltagi, B. H. (2000), "Nonstationary Panels, Cointegration in Panels and Dynamic Panels: A Survey", *Advances in Econometrics*, No. 15, pp. 7-51.
- Baltagi, B. H. (2008), *Econometric Analysis of Panel Data*, 4th Edition, John Wiley and Sons Inc., (Eds), New York.
- Basher, S. A. and J. Westerlund (2008), "Panel Co Integration and the Monetary Exchange Rate Model", *Munich Personal RePEc Archive*, No.10453, pp. 1-20.
- Bitzenis A. and J. Marangos (2007), "The Monetary Model of Exchange Rate Determination: The Case of Greece (1974-1994)", *International Journal of Monetary Economics and Finance*, Vol. 1, No. 1, pp. 57-88.
- Culver S. E. and D. Papell (1999), "Long-run Purchasing Power Parity with Short-run Data: Evidence with a Null Hypothesis of Stationarity", *Journal of International Money And Finance*, Vol. 5, No. 18, pp. 751-768.
- Faizul Islam, M. and M. S. Hasan (2006), "The Monetary Model of the Dollar-yen Exchange Rate Determination: A Cointegration Approach", *International Journal of Business And Economics*, Vol. 5, No. 2, pp. 129-145.

- Fidrmuc, J., Macdonald, R. and J. C. Cuaresma (2004), "The Monetary Approach to Exchange Rates in the CEECs", Bank of Finland Institute for Economies in Transition(BOFIT), No.14, pp.1-27
- Frenkel, J. A. (1976), "A Monetary Approach to Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence", *Scandinavian Journal of Economics*, No. 78, pp. 200-224.
- Gujarati, D. N. (2004), *Basic Econometrics*, McGraw-Hill Companies.
- Hadri, K. (2000), "Testing for Stationary in Heterogeneous Panel Data", *Econometrics Journal*, No. 3, pp. 148-161.
- Im, K. S., Pesaran, M. H. and Y. Shin (2003), "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, No. 115, pp. 53-74.
- International Monetary Fund(2008), 2008IFS, CD.
- Kao, C. and M. H. Chiang (2000), "On the Estimation and Inference of co Integrated Regression in Panel Data", *Advances in Econometrics*, No.15, pp.179-222.
- Levine, A., Lin, C. F. and C. S. Chu (2002), "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties", *Journal of Econometrics*, No. 108, pp. 1-24.
- Long, D. and S. Samreth (2008), "The Monetary Model of Exchange Rate: Evidence from the Philippines Using ARDL Approach", *Munich Personal RePEc Archive*, No. 9822, pp. 1-13.
- Lucas, Jr. R. E.(1982), "Interest Rates and Currency Prices in a Two Country World", *Journal of Monetary Economics*, No. 10, pp. 335-359.
- Mankiw, N. gregory (2003), *Macroeconomics*, 5^{Ed}, worth publisher.
- Mark, N. C. (1995), "Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long-horizon Predictability", *American Economic Review*, No. 85, pp. 201-218.
- Mark, N. C. and D. Sul (2001), "Nominal Exchange Rates and Monetary Fundamentals: Evidence from a Small Post-bretton Woods Panel", *Journal of International Economics*, Vol. 53, No. 1, pp. 29-52.
- McDonald, R. and M. P. Taylor (1991), "The Monetary Approach to the Exchange Rate: Long-run Relationships and Coefficient Restrictions", *Economics Letters*, No. 37, pp. 179-185.
- Mease, R. A. and K. Rogoff (1983), "Empirical Exchange Rate Model of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?", *Journal of International Economics*, No. 14, pp. 3-24.
- Morley, B. (2007), "The Monetary Model of the Exchange Rate and Equities: An ARDL Bounds Testing Approach", *Applied Financial Economics*, Vol. 17, No. 5, pp. 391-397.
- Nandwa, B. and R. Mohan (2007), "A Monetary Approach to Exchange Rate Dynamics in Low-income Countries: Evidence from Kenya", *Munich Personal RePEc Archive*, No. 5581, pp. 1-21.

- Obstfeld, M. and K. Rogoff (1995), "Exchange Rates Dynamic Redux", *Journal of Political Economy* No.103, pp. 624-660.
- Romer, D. (2006), *Advanced Macroeconomics*, 3^{Ed} edition, McGraw-Hill Companies.
- Simwaka, K. (2004), "Monetary Model of Exchange Rate: Empirical Evidence from Malawi", Research and Statistics Department Reserve Bank of Malawi.
- Uz, I. and N. Ketenci (2008), "Panel Analysis of the Monetary Approach to Exchange Rates: Evidence from Ten New EU Members and Turkey", *Emerging Markets Review*, No. 9, pp. 57-69.
- Wohar, M. E. and D. E. Rapach (2002), "Testing the Monetary Model of Exchange Rate Determination: A Closer Look at Panels", *Journal of International Economics*, No. 58, pp. 359-385.
- World Bank (2008), 2008WDI, CD, Washington Dc.
- Zhang, S. and T. Lawinger (2005), "Cointegration in a Monetary Model of Exchange Rate Determination", *ASBBS E-Journal*, Vol. 1, No. 1, pp. 84-96.
- Zhang, S., Lawinger, T. and J. Tang (2007), "The Monetary Exchange Rate Model: Long-run, Short-run, and Forecasting Performance", *Journal of Economic Integration*, Vol. 22, No. 2, pp. 397-406.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد Fisher-ADF برای متغیرهای مدل

نام متغیر	در سطح	با یک مرتبه تفاضل گیری
(LGDP-LGDP*)	۳۴/۶۳۹ (۰/۱۸۱)	۱۰۵/۷۸۹ (۰/۰۰۰)
(LM۲-LM۲*)	۶۳/۹۵۳ (۰/۰۰۰)	-
(Pe-Pe*)	۷۹/۰۹۵ (۰/۰۰۰)	-
LER	۲۰/۹۲۳ (۰/۶۴۳)	۱۱۵/۹۷۸ (۰/۰۰۰)

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد Fisher-pp برای متغیرهای مدل

نام متغیر	در سطح	با یک مرتبه تفاضل گیری
(LGDP-LGDP*)	۲۶/۴۳۳ (۰/۵۴۹)	۱۰۸/۲۰۸ (۰/۰۰۰)
(LM۲-LM۲*)	۶۰/۷۲۱ (۰/۰۰۰)	-
(Pe-Pe*)	۸۴/۷۵۵ (۰/۰۰۰)	-
LER	۱۴/۰۲۶ (۰/۹۸۷)	۱۰۷/۷۷۷ (۰/۰۰۰)

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد هادری برای متغیرهای مدل

نام متغیر	در سطح	با یک مرتبه تفاضل گیری
(LGDP-LGDP*)	۸/۸۲۶ (۰/۰۰۰)	۵/۷۲۳ (۰/۰۰۰)
(LM۲-LM۲*)	۶/۳۹۷ (۰/۰۰۰)	۵/۴۰۰ (۰/۰۰۰)
(Pe-Pe*)	۵/۵۰۷ (۰/۰۰۰)	۳۷/۰۳۴ (۰/۰۰۰)
LER	۶/۴۱۰ (۰/۰۰۰)	۲/۰۷۷ (۰/۰۱۸)

مدل پولی پایه

. xtabond ler lm lrgdp du, nocons

Arellano-Bond dynamic panel-data estimation
 Group variable: i
 Time variable: t

Number of obs = 370
 Number of groups = 14
 Obs per group: min = 4
 avg = 26.42857
 max = 30

Number of instruments = 300
 Wald chi2(4) = 5472.97
 Prob > chi2 = 0.0000

One-step results

	ler	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
ler	L1.	.8082665	.028476	28.38	0.000	.7524546 .8640783
lm		.2314303	.0361281	6.41	0.000	.1606205 .3022401
lrgdp		-.2405312	.0813381	-2.96	0.003	-.3999509 -.0811116
du		-.0477763	.0366135	-1.30	0.192	-.1195375 .0239849

Instruments for differenced equation
 GMM-type: L(2/.)ler
 Standard: D.lm D.lrgdp D.du

. test ([lm]/(1-0.8)=1)

(1) 5*lm = 1

chi2(1) = 0.76
 Prob > chi2 = 0.3843

متغیر	ضریب نرمال شده
Lm	۱/۲۰۷۰۴۲
lrgdp	-۱/۲۵۴۵۱
Du	-۰/۲۴۹۱۸

مدل پولی انعطاف پذیر

. xtabond ler lm lrgdp pe du, nocons

Arellano-Bond dynamic panel-data estimation
 Group variable: i
 Time variable: t
 Number of obs = 344
 Number of groups = 14
 Obs per group: min = 4
 avg = 24.57143
 max = 30
 Number of instruments = 295
 Wald chi2(5) = 5229.15
 Prob > chi2 = 0.0000

One-step results

	ler	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
ler		.8082328	.0292196	27.66	0.000	.7509633 .8655022
L1.						
lm		.2361012	.0371481	6.36	0.000	.1632923 .3089102
lrgdp		-.2201848	.0878999	-2.50	0.012	-.3924654 -.0479041
pe		.0936412	.0229353	4.08	0.000	.0486888 .1385937
du		-.0479667	.0374926	-1.28	0.201	-.1214508 .0255174

Instruments for differenced equation
 GMM-type: L(2/.)ler
 Standard: D.lm D.lrgdp D.pe D.du

. test ([lm]/(1-0.8)=1)

(1) 5*lm = 1

chi2(1) = 0.94
 Prob > chi2 = 0.3311

متغیر	ضریب نرمال شده
lm	۱/۲۳۱۱۸۷
lrgdp	-۱/۱۴۸۱۹
pe	۰/۴۸۸۳۰۷
du	-۰/۲۵۰۱۳