فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره 9، شماره 2، تابستان 1391، صفحات 108- 87
Archive of SID

رهیافت پولی به نرخ ارز در کشورهای منتخب حاشیه‌ی خلیج فارس در مقایسه با کشورهای *OECD*

دکتر حسن حیدری، دکتر حسین اصغرپور، حسن حسین‌زاده*

تاریخ وصول: 1390/11/15 تاریخ پذیرش: 1391/6/25

چکیده:

در این مقاله رهیافت پولی به نرخ ارز در کشورهای منتخب حاشیه‌ی خلیج فارس در مقایسه با کشورهای سازمان همکاری اقتصادی و توسعه (OECD) مورد بررسی قرار گرفته است. برای این منظور از تکنیک هم‌انباشتگی تابلویی طی دوره‌ی زمانی 2005-1989 استفاده شده است. نتایج به‌دست آمده نشان داد که رهیافت پولی به نرخ ارز در هر دو گروه از کشورها برقرار بوده است، ولی با توجه به ساختارهای اقتصادی متفاوت آنها، نسبت اثرگذاری متغیرهای پولی مدل بر نرخ ارز در بین آنها متفاوت است. متغیرهای نرخ تورم انتظاری و عرضه‌ی پول دارای تأثیر مثبت و تولید ناخالص داخلی دارای تأثیر منفی در تغییرات نرخ ارز هستند. از این‌رو، توصیه‌ی سیاستی این مقاله برای تقویت ارزش پول داخلی کشورهای مورد بررسی و به‌خصوص برای ایران اتخاذ سیاست‌های مناسب برای افزایش تولید ناخالص داخلی است که ضمن کاهش نرخ ارز (تقویت پول داخلی) موجب رشد تولید داخل نسبت به خارج خواهد شد.

***طبقه‌بندی JEL*: C13، E52، E59، F31**

واژه‌های کلیدی: *رهیافت پولی، نرخ ارز، هم‌انباشتگی تابلویی، کشورهای حاشیه‌ی خلیج فارس و کشورهای سازمان همکاری اقتصادی و توسعه*

* به ترتیب، دانشیار اقتصاد دانشگاه ارومیه، دانشیار اقتصاد دانشگاه تبریز و کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه ارومیه (h.heidari@urmia.ac.ir)

www.SID.ir

Archive of SID

1- مقدمه

به طور کلی نرخ ارز در تحلیل بازارهای مالی، تعیین قیمت نسبی کالاها و خدمات و قیمت نسبی دارایی‌ها در بازارهای جهانی نقش مهمی بازی می‌کند. به ویژه تحت سیستم نرخ ارز انعطاف‌پذیر، نرخ ارز می‌تواند بر روی تراز تجاری و تراز حساب سرمایه تأثیر بگذارد. لذا یکی از مهمترین مباحث مهم در اقتصاد کلان، اثرات نرخ ارز بر متغیرهای کلان اقتصادی و به تبع آن شناسایی عوامل مؤثر بر نرخ ارز است. مروری بر مطالعات اخیر تعیین نرخ ارز حاکی از آن است که رهیافت پولی نسبت به نرخ ارز در دهه‌های اخیر مورد توجه جدی قرار گرفته است. ریشه‌ی اصلی رهیافت پولی نسبت به نرخ ارز به دهه‌ی 1970 و مطالعات فرنکل[1] (1976) و بیلسون[2] (1978) بر می‌گردد. مهمترین سوالی که در ادبیات موضوع مدل‌های پولی مطرح می‌شود، چگونگی تأثیر متغیرهای پولی بر نوسانات نرخ ارز می‌باشد. پاسخ به این سوال توسط اقتصاددانان کلاسیک همچون مسی و رو گف[3] (1983) این است که متغیرهای پولی در کوتاه مدت تاثیری بر نرخ ارز ندارند. در مقابل، اندرز و لی[4] (1997) معتقدند که شوک‌های وارد شده به نرخ ارز اسمی دارای اثرات مهمی بر متغیرهای پولی بوده و شوک‌های وارد شده بر متغیرهای اسمی پولی نیز در حدود نیمی از تغییرات نرخ ارز را توضیح می‌دهند. مروری بر مطالعات تجربی دلالت بر این دارد که ساختار اقتصادی حاکم بر کشورها می‌تواند در رد یا تائید رهیافت پولی به نرخ ارز نقش بسزایی داشته باشد. از این رو، تحقیق حاضر به رهیافت پولی به نرخ ارز در دو گروه از کشورهای حاشیه خلیج فارس و کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه با ساختار اقتصادی متفاوت می‌پردازد. ضرورت و اهمیت بررسی اثرگذاری متغیرهای پولی بر روی نرخ ارز از آن جهت است که در هر اقتصاد انحراف نامناسب نرخ ارز از مقدار تعادلی آن یکی از عوامل اصلی تعیین کننده‌ی عملکرد نامناسب اقتصادی در سطح کلان است. همچنین عدم تعادل‌های حاد در سطح کلان و بحران تراز پرداخت‌ها در کشورهای در حال توسعه اغلب نتیجه‌ی مستقیم انحراف از مسیر تعادلی

[1] Frankel
[2] Bilson
[3] Meese and Rogoff
[4] Enders and Lee

www.SID.ir

Archive of SID

بلندمدت نرخ ارز است. بنابراین شناسایی عوامل تعیین کننده‌ی نرخ ارز، به منظور تدوین سیاست‌های کنترلی این شاخص همواره توجه کارشناسان و سیاست‌گذاران اقتصادی را به خود معطوف داشته است. در این تحقیق از داده‌های تابلویی کشورهای منتخب حاشیه‌ی خلیج فارس و کشورهای سازمان همکاری اقتصادی و توسعه (*OECD*) طی دوره‌ی زمانی 2005-1989 استفاده شده است تا تأثیر متغیرهای پولی بر نرخ ارز تخمین زده شود و نتایج برای دو گروه از کشورها مقایسه شود.

در ادامه، مقاله به این صورت سازماندهی شده است: در بخش دوم مبانی نظری مرور می‌شود. در بخش سوم پیشینه‌ی پژوهش و مطالعات تجربی صورت گرفته در داخل و خارج از کشور مرور می‌شود. بخش چهارم به معرفی مدل تحقیق و داده‌ها اختصاص یافته است. در بخش پنجم روش تخمین بیان می‌شود. بخش ششم به برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها می‌پردازد. در بخش آخر نیز نتیجه گیری ارائه می‌شود.

2- مبانی نظری

از زمان آغاز نظام نرخ ارز شناور در اوایل دهه‌ی 1970، رهیافت پولی به عنوان مهمترین مدل تعیین نرخ ارز پدیدار گشت (از و کتنسی،[5] 2008). مدل پولی به مدل ابتدایی ماندل فلمینگ،[6] مدل پولی با قیمت‌های انعطاف پذیر (FPM)[7] که قیمت کالاها در آن کاملاً انعطاف‌پذیر و مدل پولی با قیمت‌های چسبنده (*SPM*)[8] که قیمت کالاها در آن چسبنده‌اند، تقسیم‌بندی می‌شود. در این مقاله با استفاده از مدل پولی با قیمت‌های انعطاف‌پذیر، عوامل مؤثر بر نرخ ارز در کشورهای منتخب حاشیه‌ی خلیج فارس در مقایسه با کشورهای *OECD* مورد بررسی قرار گیرد.

[5] Uz and Ketenci
[6] Mundell-Fleming
[7] Flexible Price Monetary Model
[8] Sticky Price Monetary Model

www.SID.ir

Archive of SID

2-1- مدل پولی با قیمت‌های انعطاف‌پذیر

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. پایه‌ی اصلی مدل پولی، نظریه‌ی برابری قدرت خرید (PPP)[9] به صورت زیر است:

$$s_t = p_t + p_t^* + c \qquad (1)$$

که در آن c یک مقدار ثابت، s لگاریتم نرخ ارز به شکل ارزش هر واحد پول خارجی بر حسب پول داخلی و p وp^* به ترتیب سطوح قیمت داخلی و خارجی هستند. اگر $c = 0$ باشد، رابطه‌ی (1) دلالت بر این دارد که نظریه‌ی برابری قدرت خرید به صورت مطلق وجود دارد و اگر $c \neq 0$ فرض شود، رابطه‌ی (1) دلالت بر این دارد که نظریه‌ی برابری قدرت خرید (PPP) به صورت نسبی برقرار است.

دومین پایه‌ی اصلی و سازنده‌ی مدل پولی، فرض وجود یک تابع تقاضای پول پایدار در کشورهای داخلی و خارجی است. فرض بر این است که شرایط تعادلی بازار پول برای کشورهای داخلی و خارجی وابسته به لگاریتم درآمد واقعی (y) و لگاریتم سطح قیمت (p) و نرخ بهره‌ی اسمی (i) باشند (وجود ستاره در بالای متغیرها نشان دهنده‌ی متغیرهای خارجی در مقابل متغیرهای داخلی- بدون ستاره- است).

تعادل پولی در کشور داخلی و خارجی می‌تواند به‌وسیله‌ی روابط (2) و (3) به شکل زیر نشان داده شود.

$$m_t = p_t + b_2 y_t + b_3 i_t \qquad (2)$$

$$m_t^* = p_t^* + b_2 y_t^* + b_3 i_t^* \qquad (3)$$

که در آن m وm^* به‌ترتیب عرضه‌ی پول داخلی و خارجی، b_2 کشش درآمدی تقاضا برای پول و b_3 کشش نرخ بهره است. با بازنویسی روابط (2) و (3) برای سطوح قیمت داخلی و خارجی و جانشین کردن آنها در رابطه‌ی (1)،

[9] Purchasing Power Parity (PPP)

www.SID.ir

Archive of SID

مدل پولی با قیمت‌های انعطاف‌پذیر یعنی معادله‌ی نرخ ارز فرانکل (1976)، بیلسون (1978) و هدریک[10] (1978) به شکل زیر به‌دست می‌آید:

$$s_t = b_1(m_t - m_t^*) - b_2(y_t - y_t^*) + b_3(i_t - i_t^*) + c + e_t \quad (4)$$

که در آن β ها پارامترهای مدل، c ثابت قراردادی و e جزء اخلال است.

معادله‌ی (4) فرض می‌کند که نرخ ارز تعادلی به‌طور نسبی با مازاد عرضه‌ی پول تغییر می‌کند. در این معادله نرخ بهره‌ی اسمی از دو جزء نرخ بهره‌ی واقعی و نرخ تورم انتظاری ترکیب شده است:

$$i_t = r_t + p_t^e \quad (5)$$

$$i_t^* = r_t^* + p_t^{e*} \quad (6)$$

که در آن r_t و r_t^* به‌ترتیب نرخ بهره‌ی واقعی داخلی و خارجی، p_t^e و p_t^{e*} به‌ترتیب نرخ تورم انتظاری داخلی و خارجی هستند.

اگر فرض شود که نرخ‌های بهره‌ی واقعی در هر دو کشور یکسان سازی شده باشند، بنابراین می‌توان نوشت:

$$i_t - i_t^* = p_t^e + p_t^{e*} \quad (7)$$

که در این صورت، رابطه‌ی (4) را می‌توان به شکل زیر نوشت

$$s_t = b_1(m_t - m_t^*) - b_2(y_t - y_t^*) + b_3(p_t^e - p_t^{e*}) + c + e_t \quad (8)$$

رابطه‌ی (8) معادله‌ی مدل پولی با قیمت‌های انعطاف‌پذیر (FPM) است. در این رابطه ضریب مربوط به عرضه‌ی پول مثبت و برابر با یک و پایه‌ریزی شده بر مبنای خنثایی پول است. این توجیهی است برای اینکه اگر عرضه‌ی پول درصد معینی افزایش یابد، قیمت‌ها نیز به همان نسبت افزایش خواهند یافت. پیش بینی ضریب منفی برای درآمد نسبی مخالف رهیافت ماندل- فلمینگ است. در مدل ماندل- فلمینگ درآمد واقعی بالاتر، واردات را افزایش و تراز تجاری را بدتر خواهد کرد و برای بازگشتن به حالت تعادل نیاز به کاهش

[10] Hodrick

www.SID.ir

Archive of SID

ارزش پول داخلی خواهد بود. در مدل پولی با قیمت‌های انعطاف پذیر (FPM) با افزایش درآمد واقعی، مازاد تقاضا برای ارز داخلی به‌وجود خواهد آمد و عاملان به منظور افزایش تراز پولی واقعی‌شان، مخارج‌شان را کاهش می‌دهند و قیمت‌ها کاهش خواهد یافت. پس به علت PPP ارزش ارز داخلی افزایش خواهد یافت و بازگشت به تعادل تضمین می‌شود. علاوه بر این، افزایش تورم انتظاری بلندمدت باعث خواهد شد که عاملان داخلی و خارجی دارایی‌های خود از ارز داخلی را به اوراق قرضه تبدیل کنند. بنابراین تقاضا برای ارز داخلی کاهش و به تبع آن قیمت ارزش ارز داخلی کاهش (و نرخ ارز افزایش) یابد. از این رو ضریب مربوط به نرخ تورم انتظاری مثبت می‌باشد.

2-2- مدل پولی با قیمت‌های چسبنده (SPM)

فرانکل (1976) به‌منظور بررسی اثرات نقدینگی، مدل پولی با قیمت‌های چسبنده نرخ ارز (SPM) را با اضافه کردن نرخ بهره کوتاه‌مدت بسط داد. فرانکل فرض می‌کند که نرخ انتظاری کاهش نرخ ارز تابعی مثبت از شکاف بین نرخ ارز جاری و نرخ تعادلی بلندمدت آن و نرخ تورم انتظاری تفاضلی بلندمدت بین کشورهای داخلی و خارجی است:

$$E(\dot{s}) = -l\,(s_t - \bar{s}_t) + (p_t^e - p_t^{e*}) \qquad (9)$$

که در آن l سرعت تعدیل است. این رابطه حالتی را در نظر می‌گیرد که نرخ ارز جاری بازگشت کننده به تعادل بلندمدت با نرخ تعدیل l می‌باشد.

در بلندمدت شکاف بین نرخ ارز جاری و نرخ تعادلی آن، با تفاضل تورم داخلی و خارجی برابر خواهد بود. حال با ترکیب رابطه‌های (5)، (6) و (9) خواهیم داشت:

$$s_t - \bar{s}_t = (-1/l)\left[(i_t - p_t^e) - (i_t^* - p_t^{e*})\right] \qquad (10)$$

رابطه‌ی (10) بیانگر این است که شکاف بین نرخ ارز جاری و نرخ ارز بلندمدت متناسب با تفاضل نرخ بهره‌ی حقیقی دو کشور است. بنابراین اگر نرخ بهره‌ی حقیقی خارجی بیشتر از مقدار داخلی آن باشد، سرمایه از اوراق قرضه‌ی داخلی به اوراق قرضه‌ی خارجی سرازیر خواهد شد و این امر تا زمانی

www.SID.ir

Archive of SID

که نرخ‌های بهره‌ی واقعی داخلی و خارجی با هم برابر شوند، ادامه خواهد داشت. در حالت *SPM* رابطه‌ی بلندمدت PPP به‌صورت زیر است:

$$\bar{s}_t = \bar{p}_t - \bar{p}_t^* \qquad (11)$$

در بلندمدت تفاضل نرخ بهره برابر با تفاضل تورم انتظاری بلندمدت می‌باشد.

$$\bar{r}_t - \bar{r}_t^* = p_t^e - p_t^{e*} \qquad (12)$$

بنابراین رابطه‌ی (10) می‌تواند به‌صورت زیر نوشته شود:

$$s_t - \bar{s}_t = (-1/l)\left[(\bar{i}_t - i_t) - (\bar{i}_t^* - i_t^{e*})\right] \qquad (13)$$

رابطه‌ی (13) دلالت بر این دارد که هرگاه تفاضل نرخ بهره‌ی اسمی از سطح تعادلی آن افزایش یابد، نرخ ارز بیشتر از حد تعادلی بلندمدت آن خواهد بود. ترکیب رابطه‌های (4)، (12) و (13) رابطه‌ی زیر را به‌دست می‌دهد:

$$s_t = b_1(\bar{m}_t - \bar{m}_t^*) - b_2(\bar{y}_t - \bar{y}_t^*) + b_3(p_t^e - p_t^{e*}) + c + e_t \qquad (14)$$

رابطه‌ی (14) برابر با معادله FPM ساده شده است. بنابراین SPM ساده شده به یک FPM بلندمدت تبدیل می‌شود. SPM کوتاه‌مدت پویا به‌وسیله جایگذاری معادله (14) در (13) حاصل می‌شود، به‌طوری‌که از مدل SPM فرانکل (1976) و دورنبوش[11] (1979) ترکیب شده است.

$$s_t = b_1(m_t - m_t^*) - b_2(y_t - y_t^*) + b_3(i_t - i_t^*) + b_4(p_t^e - p_t^{e*}) + c + e_t \qquad (15)$$

در رابطه‌ی (15)، مدل پولی با قیمت‌های انعطاف‌پذیر (FPM) در معادله‌ی مدل پولی با قیمت‌های چسبنده ساده شده (*SPM*) جای گرفته است.

بر طبق رابطه‌ی (15) علامت ضرایب b_1 ، b_2 و b_4 همانند علامت‌های مدل پولی با قیمت‌های انعطاف‌پذیر هستند و ضریب b_3 منفی است. افزایش نرخ بهره‌ی داخلی منجر به جاری شدن سرمایه به داخل کشور می‌شود،

[11] Dornbusch

www.SID.ir

Archive of SID

به‌طوری‌که تقاضا برای ارز داخلی را افزایش می‌دهد و در ادامه منجر به افزایش ارزش پول داخلی[12] می‌گردد (سیوسر،[13] 2003).

3- مطالعات تجربی

سیم واکا[14] (2004) در مقاله خود تحت عنوان مدل پولی نرخ ارز: شاهد تجربی از مالاوی به بررسی این موضوع می‌پردازد که آیا مدل پولی نرخ ارز می‌تواند تغییرات نرخ ارز در این کشور را توضیح دهد یا نه. وی در این تحقیق از داده‌های فصلی دوره‌ی 2001:4- 1996:1 استفاده نموده است. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که مدل پولی نرخ ارز در این کشور برقرار است، به‌طوری که یک رابطه تعادلی بلند مدت میان نرخ ارز اسمی و متغیرهای پولی وجود دارد. همچنین، در کوتاه مدت عرضه‌ی پول داخلی بر نرخ ارز اسمی تاثیر مثبت و معنی‌داری می‌گذارد، ولی تأثیر نرخ بهره بر نرخ ارز منفی بوده که مطابق با انتظارات تئوریکی نیست.

کوارشما[15] و دیگران (2004) به منظور آزمون مدل پولی نرخ ارز، از مجموعه داده‌های تابلویی شش کشور اروپای مرکزی و اروپای شرقی (شامل کشورهای جمهوری چک، مجارستان، لهستان، رومانی، اسلواکی و اسلوونی) به صورت داده‌های ماهانه طی دوره‌ی 2002:12- 1993:1 استفاده کرده‌اند. آنها برای این منظور روش هم‌انباشتگی تابلویی، شامل تخمین‌زن میانگین گروه مشترک،[16] تخمین‌زن حداقل مربعات کاملا اصلاح شده (FMLS)[17] و تخمین‌زن حداقل مربعات پویا (DLS)[18] را مورد استفاده قرار داده‌اند. نتایج مطالعات آنها حاکی از آنست که مدل پولی قادر است به‌طور معقول و مناسب پویایی‌های بلندمدت نرخ ارز را در کشورهای منتخب از *CEEC*[19] توضیح دهد،

[12] در اینجا منظور از ارز داخلی، پول رایج کشور بوده و منظور از افزایش ارزش ارز داخلی، افزایش ارزش پول داخلی (تقویت پول ملی) است.

[13] Civcir
[14] Simwaka
[15] Cuaresma
[16] Pooled Meen Group
[17] Fully Modified Least Square Estimator (FMLSE)
[18] Dynamic Least Square Estimator
[19] Central and Eastern European Countries (CEEC)

www.SID.ir

Archive of SID

به خصوص زمانی که توسط اثر بالسا - ساموئلسون[20] تکمیل شده است. در نهایت آنها از تخمین‌های پولی بلندمدت برای محاسبه‌ی نرخ‌های ارز تعادلی استفاده کرده‌اند.

ژانگ و لاوینگر[21] (2005) در مقاله‌ی خود با عنوان هم‌انباشتگی در مدل پولی تعیین نرخ ارز به بررسی برقراری مدل پولی نرخ ارز در کشورهای آلمان، آمریکا، انگلیس و ژاپن پرداخته‌اند. آنها در تخمین خود از داده‌های فصلی دوره‌ی 1999:4 - 1973:1 و از روش هم‌انباشتگی یوهانسن برای بررسی هم‌انباشتگی و وجود رابطه‌ی بلند مدت استفاده کرده‌اند. نتایج به‌دست آمده حاکی از وجود یک رابطه‌ی بلندمدت بین نرخ ارز و متغیرهای پولی می‌باشد.

بیتزنیس[22] (2007) در مقاله خود مدل پولی تعیین نرخ ارز دراخمای یونان در مقابل دلار امریکا را مورد بررسی قرار داده است و از روش هم‌انباشتگی یوهانسن چند متغیره برای حالت بدون قید از مدل‌های پولی استفاده کرده است. او در این تحقیق از داده‌های فصلی دوره‌ی 1994:4-1974:1 بهره گرفته است. در این تحقیق شواهد قوی مبنی بر وجود هم‌انباشتگی بین نرخ ارز اسمی، عرضه‌ی پول نسبی، درآمد نسبی و نرخ بهره‌ی نسبی پیدا شده و شرط تعادل بلندمدت مدل پولی تأیید شده است.

دارا و سامرت[23] (2008) نیز در مقاله خود مدل پولی نرخ ارز را در کشور فیلیپین و با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) آزمون کرده‌اند. داده‌های مورد استفاده در این تخمین داده‌های فصلی دوره‌ی 2006:3 - 1981:1 است. نتایج به‌دست آمده حاکی از آن است که روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت قوی و معنی‌داری بین متغیرهای پولی و نرخ ارز وجود دارد؛ استحکام پارامترهای تخمین زده شده به‌وسیله‌ی آزمون‌های پایداری CUSUM و CUSUMSQ تأیید می‌شود؛ شرط برابری قدرت خرید (PPP) در مورد فیلیپین برقرار نیست؛ و همه محدودیت‌های پولی رد می‌شوند.

[20] Samuelson -Balassa
[21] Zhang and Lawinger
[22] Bitzenis
[23] Dara and Samret

www.SID.ir

Archive of SID

باستانژاد (1382) در مطالعه‌ی خود با عنوان بررسی تطبیقی الگوهای پولی با الگوهای تعدیل روند ساختاری نرخ ارز تحولات بازار ارز را با رویکردی پولی مورد بررسی قرار داده است. در این مطالعه الگوی پولی عمومی، الگوی پولی فرانکل و موسی، الگوی پولی مسی و روگوف و الگوی پولی مارک، با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی یوهانسن و الگوی خودبازگشت برداری مورد آزمون قرار گرفته‌اند. نتایج آزمون بیانگر صادق بودن الگوهای پولی برای نرخ ارز در ایران است.

مدنی اصفهانی (1382) در مقاله‌ای تحت عنوان الگوی پولی تعیین نرخ ارز در اقتصاد تورمی ایران مدل تعدیل شده‌ی پولی الگوی تقاضای پول کاگان[24] (1956) را در شرایط تورمی ایران مورد بررسی قرار داده است. نتایج مطالعه بیانگر آن است که در اقتصاد ایران در دوره‌ی زمانی مورد مطالعه 1369-1376 نرخ ارز از بازار پول به‌دست می‌آید. این مطالعه نشان داده است که مدل تعدیل یافته‌ی کاگان در شرایط ابرتورمی ایران صادق است.

اخباری (1385) به بررسی پولی بودن روند حرکت نرخ ارز در دوره‌ی 1357-83 و صحت مدل پولی در ایران پرداخته است. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که روند نرخ ارز در دوره‌ی مورد مطالعه از مدل پولی تبعیت می‌کند. با توجه به یافته‌های این مطالعه، رشد عرضه‌ی پول، درآمد و اختلاف نرخ بهره‌ی داخلی با خارج (امریکا) از عوامل مهم تبیین کننده‌ی روند نزولی ارزش پول داخلی محسوب می‌شوند.

اصغرپور و دیگران (1387) نیز در مطالعه‌ای به بررسی مدل پولی تعیین نرخ ارز در کشورهای منطقه‌ی خاورمیانه و شمال آفریقا (MENA) پرداخته‌اند. برای این منظور آنها با استفاده از داده‌های تابلویی طی دوره‌ی 2005- 1975 مدل پولی نرخ ارز را تخمین زده‌اند. نتایج حاصل از تخمین بیانگر این است که متغیرهای پولی اختلاف نرخ تورم، اختلاف حجم نقدینگی و نرخ بهره‌ی حقیقی تأثیر مثبت و معنی‌دار و اختلاف متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی، تاثیر منفی و معنی‌دار بر نرخ ارز اسمی داشته است.

بررسی اجمالی مطالعات تجربی، نشان می‌دهد که در اغلب مطالعات تجربی وجود رهیافت پولی نرخ ارز تأیید شده است. لازم به ذکر است که

[24] Cagan

www.SID.ir

Archive of SID

تاکنون در داخل کشور هیچ گونه مطالعه‌ای در مورد رهیافت پولی نرخ ارز به صورت مقایسه‌ای بین دو گروه از کشورها و به‌ویژه با استفاده از تکنیک هم انباشتگی تابلویی صورت نگرفته است، لذا این مطالعه بر آن است که با بهره گیری از تکنیک هم‌انباشتگی تابلویی به بررسی رهیافت پولی نرخ ارز در کشورهای منتخب حاشیه‌ی خلیج فارس و کشورهای OECD بپردازد.

4- روش شناسی تحقیق

4-1- معرفی مدل تحقیق

در مطالعات تجربی اشاره شده در قسمت قبلی، مدل‌های متفاوتی در زمینه‌ی بررسی رابطه بین نرخ ارز و متغیرهای پولی به‌کار گرفته شده است. چارچوب اصلی مدل مورد استفاده در این مطالعه نیز با توجه به اکثر مطالعات با استفاده از رابطه‌ی (8) می‌باشد:[25]

$$s_t = b_1(m_t - m_t^*) - b_2(y_t - y_t^*) + b_3(p_t^e - p_t^{e*}) + c + e_t \qquad (8)$$

که در آن متغیرهای مربوط به کشور خارجی با علامت * مشخص شده است. در این مطالعه کشور امریکا با توجه به سهمش از تولید ناخالص داخلی دنیا و نیز حجم مبادلاتش در جهان به‌عنوان طرف خارجی در نظر گرفته شده است. در رابطه‌ی فوق S_t نرخ ارز اسمی، M_t حجم نقدینگی، Y_t تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال 2000، p_t^e نشان‌دهنده‌ی نرخ تورم انتظاری[26] و e نشانگر جمله اخلال می‌باشد.

آمار و اطلاعات مورد نیاز از لوح فشرده‌ی بانک جهانی[27] (2000) استخراج شده است. کشورهای منتخب حاشیه‌ی خلیج فارس شامل امارت متحده عربی، ایران، کویت، عربستان سعودی است و کشورهای *OECD* شامل استرالیا، اسلواکی، ایسلند، ترکیه، چک، دانمارک، سوئیس، کانادا، کره جنوبی، لهستان، مجارستان، و مکزیک بوده است.

---

[35] دراین تحقیق از مدل پولی نرخ ارز با قیمت‌های انعطاف‌پذیر (FPM) استفاده می‌شود.

[36] از آنجا که نرخ تورم انتظاری یک متغیر غیر قابل مشاهده است، باید این متغیر به روش‌های متعارف اندازه‌گیری شود. یکی از روش‌های متعارف و متداول اندازه‌گیری نرخ تورم انتظاری، استفاده از نرخ تورم دوره‌ی قبل است.

[27] WDI

www.SID.ir

Archive of SID

4-2- داده‌های تحقیق و جامعه‌ی آماری

با توجه به هدف اصلی این مطالعه که بررسی رابطه‌ی بلندمدت بین نرخ ارز و متغیرهای پولی در میان کشورهای منتخب حاشیه‌ی خلیج فارس و کشورهای OECD در دوره‌ی 2005- 1989 است، لذا از تکنیک هم‌انباشتگی تابلویی استفاده شده است.

5- روش تخمین

در این قسمت، نحوه‌ی تخمین تبیین می‌گردد: ابتدا، آزمون ریشه‌ی واحد تابلویی به‌کار برده می‌شود. برای این منظور از سه آزمون معروف لوین[28] و دیگران (2002)، ایم[29] و دیگران (2003) و بریتونگ و می یر[30] (1994) استفاده شده است. سپس هم‌انباشتگی داده‌ها با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی تابلویی که به‌وسیله‌ی پدرونی[31] (2004) و کائو[32] (1999) توسعه داده شده‌اند، بررسی می‌شود. در مرحله‌ی آخر نیز رابطه‌ی بلندمدت برای تابلوهای هم‌انباشته تخمین زده می‌شود.[33]

6- تخمین مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها

6-1- برآورد مدل تحقیق

برای برآورد مدل و بررسی رابطه‌ی بلندمدت بین نرخ ارز و متغیرهای پولی (عرضه‌ی پول، تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم انتظاری) در بین کشورهای منتخب حاشیه‌ی خلیج فارس و کشورهای سازمان همکاری اقتصادی از آزمون‌های زیر استفاده شده است:

---

[28] Levine
[29] Im
[30] Breitung and Meyer
[31] Pedroni
[32] Kao
[33] برای مطالعه‌ی بیشتر در مورد نحوه‌ی برآورد مدل با روش‌های فوق و نیز آزمون‌های اشاره شده به Asteriou (2006) ، فصول 20- 18 و زراء نژاد و انواری (1384) مراجعه شود.

www.SID.ir

Archive of SID

6-1-1- آزمون ایستایی داده‌ها

برای احتراز از رگرسیون کاذب ضروری است که آزمون ایستایی متغیرها صورت گیرد. چنانچه متغیرهای مورد بررسی ایستا باشند، تخمین‌ها مشکل رگرسیون ساختگی را نخواهند داشت. ولی چنانچه متغیرها ایستا نباشند، باید رابطه‌ی هم‌انباشتگی بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل بررسی گردد. برای این منظور، برای پیدا کردن رابطه هم‌انباشتگی عرضه‌ی پول و تولید ناخالص داخلی در بلندمدت از تکنیک هم‌انباشتگی تابلویی استفاده شده است. چون این آزمون حساسیت زیادی به ایستایی متغیرها دارد، در این قسمت ابتدا آزمون ریشه‌ی واحد داده‌های تابلویی را انجام داده، سپس از آزمون‌های هم‌انباشتگی استفاده می‌شود.

برای آزمون ایستایی متغیرهای مدل، از آزمون ریشه‌ی واحد لوین، لین و چو (LLC)، ایم پسران شین (IPS) و بریتونگ و می یر استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها در جدول (1) ارائه شده است:

جدول 1: نتایج آزمون ایستایی متغیرهای مدل

متغیر	آزمون Breitung and meyer		آزمون IPS		آزمون LLC	
	یکبار تفاضل گیری	سطح	یک بار تفاضل گیری	سطح	یکبار تفاضل گیری	سطح
s_t	-4/51 (0/000)	1/62 (0/94)	-4/6 (0/000)	0/49 (0/69)	-5/53 (0/000)	-0/6 (0/27)
y_t	-3/9 (0/000)	0/99 (0/84)	-8/96 (0/000)	-1/06 (0/14)	(-)	-4/11 (0/000)
m_t	-4/11 (0/000)	1/44 (0/92)	-3/7 (0/000)	-0/46 (0/32)	(-)	-2/92 (0/000)
π_t	2/75 (0/000)	0/57 (0/71)	-3/84 (0/000)	-0/82 (0/2)	-5/51 (0/000)	-/392 (0/34)

توضیح: اعداد داخل پرانتز بیانگر ارزش احتمال متغیرهای مدل می‌باشد

مآخذ: محاسبات تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

با توجه به نتایج به‌دست آمده از جدول (1)، مشاهده می‌شود که در آزمون ریشه‌ی واحد LLC متغیرهای نرخ ارز و نرخ تورم انتظاری در سطح، ایستا نمی‌باشند. بنابراین، فرضیه‌ی صفر مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد را نمی‌توان رد کرد. در این حالت متغیرها با یکبار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند. بنابراین، همان‌طور که نتایج جدول نشان می‌دهد، متغیرهای نرخ ارز و نرخ تورم انتظاری انباشته از مرتبه‌ی اول و متغیرهای عرضه‌ی پول و تولید ناخالص داخلی در سطح، ایستا یا انباشته از مرتبه‌ی صفر می‌باشند.

نتایج آزمون ریشه‌ی واحد IPS نیز بیانگر این است که متغیرهای نرخ ارز، نرخ تورم انتظاری، عرضه‌ی پول و تولید ناخالص داخلی در سطح ایستا نیستند. بنابراین فرضیه‌ی صفر مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد پذیرفته می‌شود. ولی آزمون فرضیه‌ی ریشه‌ی واحد برای تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرهای مذکور رد می‌شود. بنابراین این متغیرها انباشته از مرتبه‌ی اول می‌باشند که ستون دوم جدول (1) این نتیجه را نشان می‌دهد.

آزمون ایستایی متغیرهای اصلی مدل با استفاده از آماره‌ی آزمون بریتونق نیز نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای فوق با یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا شده‌اند.

با در نظر گرفتن نتایج سه آزمون، در مجموع می‌توان گفت که متغیرهای مدل انباشته از مرتبه‌ی اول هستند و انجام آزمون‌های هم‌انباشتگی ضروری است.

6-1-2-آزمون هم‌انباشتگی

بررسی ایستایی متغیرهای مدل و انجام آزمون‌های مربوط نشان داد که متغیرهای نرخ ارز، نرخ تورم انتظاری، عرضه‌ی پول و تولید ناخالص داخلی انباشته از مرتبه‌ی اول بوده است.[34] در این مرحله از آزمون‌های هم‌انباشتگی تابلویی پدرونی و کائو استفاده کرده و هم‌انباشتگی متغیرها در بلندمدت بررسی می‌گردد.

[34] لازم به توضیح است که از سه آماره استفاده شده، دو آماره‌ی PS و بریتونگ و می یر نشان‌دهنده‌ی انباشتگی مرتبه‌ی اول متغیرهاست. بنابراین، با توجه به اینکه اکثر آزمون‌ها دلالت بر انباشته از مرتبه‌ی اول بودن متغیرها دارند، می‌توان پذیرفت که همه‌ی متغیرها انباشته از مرتبه‌ی اول می‌باشند.

www.SID.ir

Archive of SID

نتایج بررسی هم‌انباشتگی متغیرها با استفاده از آزمون پدرونی و کائو در جدول شماره‌ی (2) ارائه شده است. با توجه به نتایج این جدول، متغیرهای مدل با استفاده از آماره‌های مختلف در آزمون هم‌انباشتگی پدرونی در سطح 10 درصد معنی‌دار هستند و فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها رد و هم انباشتگی میان متغیرها در بلندمدت تایید می‌شود. آزمون کائو نیز همانند آزمون پدرونی بر وجود رابطه‌ی هم‌انباشتگی بین متغیرها در بلندمدت دلالت می‌کند.

جدول 2: نتایج آزمون هم‌انباشتگی تابلویی با استفاده از آزمون پدرونی و کائو

آزمون	آماره آزمون	$t-statistic$	احتمال
پدرونی	*Panel* u *-statistic*	-1/35	(0/16)
	Panel r *-statistic*	7/72	(0/000)
	Panel PP-statistic	-1/98	(0/05)
	Panel ADF-statistic	-2/01	(0/05)
	Group r *-statistic*	8/95	(0/000)
	Group PP-statistic	-6/16	(0/000)
	Group ADF-statistic	-1/72	(0/08)
کائو	*ADF*	-3/28	(0/0005)

ماخذ: نتایج تحقیق

6-1-3- تعیین بردار هم‌انباشتگی

6-1-3-1- انتخاب آزمون مناسب برای تخمین

در این قسمت رابطه‌ی بلندمدت بین نرخ ارز با متغیرهای عرضه‌ی پول، تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم انتظاری در میان کشورهای منتخب حاشیه‌ی خلیج فارس و کشورهای OECD مورد تخمین قرار می‌گیرد. برای این منظور لازم است ابتدا با استفاده از آزمون‌های مربوط روش تخمین مناسب (از بین سه روش حداقل مربعات تجمیع‌شده (Pooled)، اثرات ثابت و تصادفی تابلویی) انتخاب شود. در ادامه به منظور نشان دادن تفاوت رابطه بین نرخ ارز با متغیرهای عرضه‌ی پول، نرخ تورم انتظاری و تولید ناخالص داخلی در میان این دو گروه از کشورها از متغیرهای مجازی استفاده می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

6-1-3-2- آزمون اثرات گروه، اثرات ثابت و اثرات تصادفی

در این بخش ابتدا لزوم استفاده از روش داده‌های تابلویی برای برآورد مدل آزمون می‌شود. به این آزمون، آزمون انتخاب اثرات گروه گفته می‌شود که در صورت رد فرضیه‌ی صفر از روش داده‌های تابلویی برای برآورد مدل استفاده می‌شود. در ادامه، آزمون‌های لازم برای انتخاب روش تخمین در داده‌های تابلویی صورت می‌پذیرد.

6-1-3-3- آزمون معنی‌دار بودن اثرات گروه

قبل از ورود به بحث بررسی و تفسیر نتایج و قضاوت در مورد رابطه‌ی بین عرضه‌ی پول و تولید ناخالص داخلی، لازم است ابتدا آزمون شود که آیا کشورهای مورد بررسی همگن هستند یا نه. در این آزمون که به‌وسیله‌ی آماره‌ی F صورت می‌گیرد، فرضیه‌ی صفر همگن بودن کشورهای مورد بررسی بوده و از این رو رد فرضیه‌ی صفر مبین لزوم استفاده از روش داده‌های تابلویی و عدم توانایی در رد فرضیه‌ی صفر بیانگر لزوم استفاده از روش حداقل مربعات معمولی تجمیع شده[35] می‌باشد. نتایج این آزمون که در جدول (3) آمده است، بیانگر رد فرضیه‌ی صفر و لزوم استفاده از روش داده‌های تابلویی برای بررسی مدل پولی تعیین نرخ ارز در کشورهای حاشیه‌ی خلیج فارس و کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه است.

جدول 3: نتایج آزمون F

آمارهٔ به کار گرفته شده	مقدار آماره	مقدار *prob*
F	27/25	(0/000)
Chi-square	340/64	(0/000)

در این مرحله باید از بین دو روش تخمین داده‌های تابلویی یعنی روش اثرات ثابت[36] و روش اثرات تصادفی[37] یکی انتخاب شود. برای تعیین روش تخمین (اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی) در داده‌های تابلویی از آزمون هاسمن[38]

[35] Pooled Least Square
[36] Fixed Effect
[37] Random Effect
[38] Hausman Test

www.SID.ir

Archive of SID

استفاده شده است. بر اساس این آزمون، رد فرضیه‌ی صفر، بیانگر استفاده از روش اثرات ثابت می‌باشد. نتایج به‌دست آمده از آزمون هاسمن که در جدول شماره‌ی (4) آمده است، دال بر رد فرضیه‌ی صفر و انتخاب روش اثرات ثابت می‌باشد.

جدول 4: نتایج آزمون هاسمن

آمارهٔ به کار گرفته شده	مقدار آماره	مقدار *prob*
Chi-square	24/92	(0/000)

با توجه به آزمون‌های فوق رابطه‌ی بلندمدت که برای تخمین مورد بررسی به‌دست می‌آید، به صورت زیر در جدول (5) برآورد شده است.

$$s_t = -0/18 + 0/38(m_t - m_t^*) - 0/8(y_t - y_t^*) + 0/006(p_t^e - p_t^{e*})$$
$$+0/46D_1*(m_t - m_t^*) - 0/16D_1*(y_t - y_t^*) - 0/003D_1*(p_t^e - p_t^{e*}) + 0/01T$$

$D_1 = 1$ برای کشورهای حاشیه‌ی خلیج فارس

$D_1 = 0$ کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه

شایان ذکر است که بر اساس ادبیات اقتصادسنجی متغیرهای مجازی، در رابطه‌ی فوق ورود متغیرهای مجازی صرفاً به منظور تفکیک مدل پولی دو گروه از کشورهای حاشیه‌ی خلیج فارس و کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه بوده است. اگر متغیر مجازی تعریف شده در رابطه‌ی فوق مقدار صفر اختیار کند، مدل پولی تعیین نرخ ارز همانند مدل اصلی و اولیه معرفی شده است و در این صورت نتایج تجربی به کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه اختصاص داشته و برای این گروه از کشورها مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. لیکن چنانچه متغیر مجازی مقدار یک اختیار کند، مدل به کشورهای حاشیه‌ی خلیج فارس اختصاص داشته و نتایج تجربی برای این کشورها قابل تجزیه و تحلیل خواهد بود.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول 5: نتایج برآورد مدل برای کشورهای مورد مطالعه

متغیرها	ضریب برآورد شده	$t-statistic$	ارزش احتمال متغیرها
s_t	1		-
c	-0/18	-0/29	(0/76)
$m_t - m_t^*$	0/38	7/5	(0/000)
$y_t - y_t^*$	-0/8	-3/9	(0/000)
$p_t^e - p_t^{e*}$	0/006	4/85	(0/000)
$D_1^{\times}(m_t - m_t^*)$	0/46	7/54	(0/000)
$D_1^{\times}(y_t - y_t^*)$	-0/53	-0/16	(0/59)
$D_1 \times (p_t^e - p_t^{e*})$	-0/003	-2/41	(0/01)
T	4/59	0/01	(0/000)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

6-2- تجزیه و تحلیل یافته‌ها

با توجه به نتایج حاصل از تخمین مدل در جدول (5)، می‌توان اظهار کرد که رهیافت پولی به نرخ ارز در هر دو گروه از کشورها برقرار است. علامت‌های مربوط به ضرایب مطابق با انتظارات تئوریک می‌باشند، ولی با توجه به تفاوت‌های ساختارهای اقتصادی حاکم بر این دو دسته از کشورها، ضرایب مربوط به متغیرها برای آنها متفاوت (البته به‌جز تولید ناخالص داخلی) است. ضریب مربوط به عرضه‌ی پول برای کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه 0/38 می‌باشد، در حالی‌که برای کشورهای منتخب حاشیه‌ی خلیج فارس 0/84 است. بنابراین، یک سیاست پولی یکسان (افزایش عرضه‌ی پول) برای تحت تأثیر قرار دادن نرخ ارز (افزایش) در کشورهای حاشیه‌ی خلیج فارس در مقایسه با کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه‌ی اثرات بیشتری بر نرخ ارز خواهد داشت. مکانیزم اثر این متغیر به این صورت است که افزایش در عرضه‌ی پول کشور داخلی نسبت به کشور خارجی منجر به افزایش سطح قیمت‌ها می‌شود و بنابراین با توجه به اصل برابری قدرت خرید (PPP) منجر به افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول داخلی) می‌شود. شایان ذکر است با توجه به اینکه متغیرها به‌صورت لگاریتمی هستند، بنابراین ضرایب به‌دست آمده نشان‌دهنده‌ی کشش نرخ ارز اسمی نسبت به متغیرهای توضیحی می‌باشند. با در نظر گرفتن این مطلب و ضرایب برآورد شده می‌توان گفت یک

www.SID.ir

Archive of SID

درصد افزایش در عرضه‌ی پول کشور داخلی نسبت به کشور خارجی در کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه منجر به افزایش نرخ ارز در حدود 0/38 می‌شود. در حالی که یک درصد افزایش در عرضه‌ی پول در کشورهای منتخب حاشیه‌ی خلیج فارس افزایش نرخ ارز در حدود 0/84 را در پی خواهد داشت.

متغیر توضیحی دیگر در این مدل، تولید ناخالص داخلی می‌باشد. مکانیزم اثر این متغیر نیز بدین صورت است که با افزایش تولید ناخالص داخلی کشور داخلی نسبت به کشور خارجی باعث ایجاد مازاد تقاضا برای پول داخلی و مازاد تولید کالاهای داخلی نسبت به خارج می‌شود. این امر موجب کاهش قیمت‌های داخلی نسبت به قیمت‌های خارجی می‌شود که با توجه به اصل برابری قدرت خرید (PPP) منجر به کاهش نرخ ارز می‌شود. تنها متغیری که اثر یکسان در کشورهای حاشیه‌ی خلیج فارس و کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه دارد، متغیر تولید ناخالص داخلی است. ضریب برآورد شده برای تولید ناخالص داخلی برای کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه 0/8 است. با توجه به اینکه متغیر مجازی تعریف شده برای متغیر تولید ناخالص داخلی برای کشورهای حاشیه‌ی خلیج فارس در سطح 10 درصد نیز بی معنی است، اثرگذاری این متغیر در دو گروه از کشورها یکسان خواهد بود. تفسیر این ضریب با توجه به علامت منفی آن به این صورت است که یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی نسبت به تولید ناخالص کشور خارجی منجر به کاهش در نرخ ارز یا افزایش ارزش پول داخلی در حدود 0/8 برای کشورهای منتخب حاشیه‌ی خلیج فارس و کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه می‌شود.

علامت مربوط به متغیر نرخ تورم انتظاری نیز مطابق انتظارات تئوریک، مثبت و معنی دار می‌باشد. ضریب برآورد شده برای این متغیر برای کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه 0/0006 و برای کشورهای حاشیه‌ی خلیج فارس0/003 می‌باشد؛ به این معنی که اگر سطح قیمت‌ها در داخل نسبت به خارج از کشور افزایش یابد، منجر به عدم رقابت کالاهای داخلی در مقابل کالاهای خارجی می‌شود و با افزایش تقاضا برای ارز منجر به افزایش نرخ ارز می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

متغیر روند با ضریب 0/01 و با علامت مثبت برآورد شده است که میانگین نرخ ارز در زمان با این ضریب رشد می‌کند.

7- نتیجه‌گیری

این مقاله رهیافت پولی به نرخ ارز در کشورهای منتخب حاشیه‌ی خلیج فارس در مقایسه با کشورهای سازمان همکاری اقتصادی و توسعه (OECD) را مورد بررسی قرار می‌دهد. با توجه به یافته‌های تحقیق، می‌توان اظهار کرد که این تحقیق نیز همانند اغلب مطالعات تجربی صورت گرفته، کاربرد مدل پولی تعیین نرخ ارز را برای کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه و کشورهای منتخب حاشیه‌ی خلیج فارس تأیید می‌کند. تفاوت نتایج این تحقیق با یافته‌های مطالعات قبلی در این است که بر اساس نتایج این مقاله، متغیر تولید ناخالص داخلی برای کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه و کشورهای حاشیه‌ی خلیج فارس بیشتر از سایر متغیرها بر نرخ ارز تأثیرگذار است. از این رو، اتخاذ سیاست‌های تعیین کننده‌ی رشد اقتصادی به منظور کنترل نرخ ارز یک ضرورت جدی بوده و سیاست‌گذاران اقتصادی می‌تواند با تغییر تولید ناخالص داخلی نرخ ارز را به طور معنی دار تحت تاثیر قرار دهد.

www.SID.ir

Archive of SID

فهرست منابع:

اخباری، محمد. (1385). آزمون پولی بودن روند حرکت نرخ ارز در دوره درآمد 83-1357. مجله تحقیقات اقتصادی، 75: 74-43.

اصغرپور، حسین، علی رضازاده و مجید فشاری. (1387). رهیافت پولی به نرخ ارز در کشورهای منطقه منا. نامه اقتصادی مفید، 69: 68- 55.

باستانژاد، حسین. (1382). بررسی تطبیقی الگوهای پولی با الگوهای تعدیل روند ساختاری نرخ ارز. تحقیقات اقتصادی، 1: 63-41.

زراء نژاد، منصور و ابراهیم انواری. (1384). کاربرد داده‌های ترکیبی در اقتصاد سنجی. بررسی‌های اقتصادی (اقتصاد مقداری)، 2(4): 52- 21.

مدنی اصفهانی، محبوبه. (1382). الگوی پولی تعیین نرخ ارز در اقتصاد تورمی ایران. پژوهشنامه اقتصادی، 10 و 11: 232-199 .

Asteriou, D. (2006). Applied Econometrics: A Modern Approach Using Eviews and Microfit. Palgrave MacMillan, New York, USA.

Bilson, J. (1978). The Monetary Approach to the Exchange Rate: Some Empirical Evidence. IMF Staff Papers 25: 48-75.

Bitzenis, A. (2007). The Monetary Model of Exchange Rate Determination: the Case of Greece (1974-1994). International Journal of Monetary Economics and Finance, 1(1): 57- 880.

Breitung, J. & W. Meyer. (1994). Testing for Unit Roots in Panel Data: Are Wages on Different Bargaining Levels Cointegrated?. Applied Economics, 26: 353–361.

Civcir, I. (2003). The Monetary Model of the Exchange Rate Under High Inflation The Case of the Turkish Lira/US Dollar. Journal of Economics and Finance, 53: 3-4

Cuaresma, C., J. Fidrmuc & R. MacDonald. (2004). The Monetary Approach to Exchange Rates in the CEECs. William Davidson Institute Working Paper, Number 642.

Dara, L. & S. Samreth. (2008). The Monetary Model of Exchange Rate: Evidence from the Philippines Using ARDL Approach. Economics Bulletin, 6(31): 1-13.

Dornbusch, S. M. (1979). Perspectives from Sociology: Organizational Evaluation of Faculty Performances. In D. R. Lewis and W. E. Becker Jr. (eds.). Academic Rewards in Higher Education. Cambridge, Mass.: Ballinger.

Enders, W. & B. Lee. (1997). Accounting for Real and Nominal Exchange Rate Movements in the Post-Bretton Woods Period. Journal of International Money and Finance, 16: 223-254.

www.SID.ir

Archive of SID

Frenkel, J. (1976). A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence. Scandinavian Journal of Economics, 78: 200-224.

Hodrick. R.J. (1978). An Empirical Analysis of the Monetary Approach to the Determination of the Exchange Rate, In: J. Frenkel & H. Johnson. eds. The Economics Of Exchange Rates (Addison-Wesley, Reading. MA), 97 - 116.

Im, K. S., M.H. Pesaran & Y. Shin. (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. Journal of Econometrics, 115: 53-74.

Kao, C. (1999). Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data. Journal of Econometrics, 90: 1-44.

Levin, A. & C. Lin. (1992). Unit Root Test in Panel Data: New Results. University of California, San Diego, Discussion Paper.

Levin, A., C. Lin & J. Chia-Shang. (2002). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. Journal of Econometrics, 108:1- 24.

Meese, R. A. & K. Rogoff. (1983). Empirical Exchange Rate Models of the Seventies, Do They Fit Out of Sample. Journal of International Economics, 14, 3-24.

Pedroni, P. (2004). Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis. Econometric Theory, 20: 597-625.

Simwaka, K. (2004). Monetary Model of Exchange Rate: Empirical Evidence from Malawi. Research & Statistics Department Reserve Bank of Malawi.

Uz, I. & N. Ketenci. (2008). Exchange Rate Determination: Monetary Approach in the New EU Members and Turkey. Emerging Markets Review, 9: 57-69.

Zhang, S. & T. Lawinger. (2005). Cointegration in a Monetary Model of Exchange Rate Determination. ASBBS E-Journal, 1(1): 84-96.

www.SID.ir