

## رهیافت پولی به نرخ ارز در کشورهای منتخب حاشیه خلیج فارس در مقایسه با کشورهای OECD

دکتر حسن حیدری، دکتر حسین اصغریور، حسن حسین‌زاده\*

تاریخ وصول:

تاریخ پذیرش:

### چکیده

در این مقاله رهیافت پولی به نرخ ارز در کشورهای منتخب حاشیه 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 دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۸۹ استفاده شده است. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که رهیافت پولی به نرخ ارز در هر دو گروه از کشورها برقرار بوده ولی با توجه به ساختارهای اقتصادی متفاوت آنها، نسبت اثرگذاری متغیرهای پولی مدل بر نرخ ارز در بین آنها متفاوت است. همچنین نتایج بیانگر این موضوع است که متغیرهای نرخ تورم انتظاری و عرضه پول دارای تأثیر مثبت و تولید ناخالص داخلی دارای تأثیر منفی در تغییرات نرخ ارز می‌باشد. از این رو، توصیه سیاستی این مقاله برای تقویت ارزش پول داخلی کشورهای مورد بررسی و بخصوص برای ایران اتخاذ سیاست‌های مناسب جهت افزایش تولید ناخالص داخلی می‌باشد که ضمن کاهش نرخ ارز (تقویت پول داخلی)، موجب رشد تولید داخل نسبت به خارج خواهد شد.

طبقه بندی JEL : C130, E520, E590, F310

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

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

## ۱- مقدمه

بطور 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 مطرح در اقتصاد کلان، اثرات نرخ ارز بر متغیرهای کلان اقتصادی و به تبع آن شناسایی عوامل مؤثر بر نرخ ارز خواهد بود. 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. ریشه اصلی رهیافت پولی نسبت به نرخ ارز به دهه ۱۹۷۰ و مطالعات فرنکل<sup>۱</sup> (۱۹۷۶) و بیلسون<sup>۲</sup> (۱۹۷۸) بر می‌گردد. مهمترین سئوالی که در ادبیات موضوع مدل‌های پولی مطرح می‌شود، چگونگی تأثیر متغیرهای پولی بر نوسانات نرخ ارز می‌باشد. پاسخ به این سؤال توسط اقتصاددانان کلاسیک همچون مسی و رو گف<sup>۳</sup> (۱۹۸۳) ارائه گردیده، بدین صورت که آنها در مطالعات خود به این نتیجه رسیده‌اند که متغیرهای پولی در کوتاه مدت تأثیری بر نرخ ارز ندارند. در مقابل، گالی<sup>۴</sup> (۱۹۹۴)، اندرز و لی<sup>۵</sup> (۱۹۹۷) نتیجه‌گیری نموده‌اند که شوک‌های وارده به نرخ ارز اسمی دارای اثرات مهمی بر متغیرهای پولی بوده و شوک‌های وارده 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 و یا تأیید رهیافت پولی به نرخ ارز نقش بسزایی داشته باشد. از این رو، سؤال اصلی تحقیق حاضر این است 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، چگونه است؟ ضرورت و اهمیت بررسی اثرگذاری متغیرهای پولی بر روی نرخ ارز از آن جهت است که در هر اقتصادی انحراف نامناسب نرخ ارز از مقدار تعادلی آن یکی از عوامل اصلی تعیین کننده عملکرد

---

۱ Frankel

۲ Bilson

۳ Meese and Rogoff

۴ Galí

۵ Enders and Lee

نامناسب اقتصادی در سطح کلان است. همچنین عدم تعادل‌های حاد در سطح کلان و بحران تراز پرداخت‌ها در کشورهای در حال توسعه اغلب نتیجه مستقیم انحراف از مسیر تعادلی بلندمدت نرخ ارز است. بنابراین شناسایی عوامل تعیین کننده نرخ ارز، به منظور تدوین سیاست‌های کنترلی این شاخص همواره توجه کارشناسان و سیاست‌گذاران اقتصادی را به خود معطوف داشته است. فرضیه اصلی این تحقیق برقراری مدل پولی نرخ ارز برای هر دو گروه از کشورها است. لذا به منظور آزمون فرضیه مطرح شده در تحقیق حاضر سعی شده است با استفاده از داده‌های تابلویی کشورهای منتخب حاشیه خلیج فارس و کشورهای سازمان همکاری اقتصادی و توسعه (OECD) طی دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۸۹ تأثیر متغیرهای پولی بر نرخ مورد تخمین قرار گیرد و نتایج برای دو گروه از کشورها مقایسه شود.

در ادامه مقاله به این صورت سازماندهی شده است: در قسمت دوم مبانی نظری ذکر گردیده سپس در قسمت سوم به مروری بر پیشینه پژوهش و مطالعات تجربی صورت گرفته در داخل و خارج از کشور پرداخته می‌شود. قسمت چهارم مقاله به معرفی مدل تحقیق و داده‌ها اختصاص یافته است. در قسمت پنجم مطالعه، روش تخمین بیان شده و قسمت ششم نیز به برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها پرداخته است. نهایتاً در قسمت آخر مقاله نیز نتیجه گیری ارائه شده است.

## ۲- مبانی نظری

از زمان آغاز نظام نرخ ارز شناور در اوایل دهه ۱۹۷۰، رهیافت پولی به عنوان مهمترین مدل تعیین نرخ ارز پدیدار گشت (Uz & Ketenci, 2008). مدل پولی خود به مدل ابتدایی ماندل فلمینگ<sup>۶</sup>، مدل پولی با قیمت‌های انعطاف پذیر (FPM)<sup>۷</sup> که قیمت کالاها در آن کاملاً انعطاف پذیر و مدل پولی با قیمت‌های چسبنده (SPM)<sup>۸</sup> که قیمت کالاها در آن چسبنده‌اند، تقسیم‌بندی می‌شود. در این مقاله سعی شده است با استفاده از مدل پولی با قیمت‌های

6 Mundell-Fleming

7 Flexible Price Monetary Model

8 Sticky Price Monetary Model

انعطاف‌پذیر، عوامل مؤثر بر نرخ ارز در کشورهای منتخب حاشیه خلیج فارس در مقایسه با کشورهای OECD مورد بررسی قرار گیرد.

## ۲-۱- 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 (Macdonald *et al.* 2003, P.7). پایه اصلی مدل پولی، نظریه برابری قدرت خرید (PPP) است. جهت ارائه مدل فوق، رابطه زیر را در نظر بگیرید:

$$s_t = p_t + p^*_t + c \quad (1)$$

که در آن  $c$  یک مقدار ثابت،  $s$  لگاریتم نرخ ارز به شکل ارزش هر واحد پول خارجی بر حسب پول داخلی و  $p$  و  $p^*$  به ترتیب سطوح قیمت داخلی و خارجی هستند. اگر  $c=0$  باشد، رابطه (۱) دلالت بر این دارد که نظریه برابری قدرت خرید (PPP) به صورت مطلق وجود دارد و اگر  $c \neq 0$  فرض شود، رابطه (۱) دلالت بر این دارد که نظریه برابری قدرت خرید (PPP) به صورت نسبی برقرار است.

دومین پایه اصلی و سازنده 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 بهره اسمی ( $i$ ) باشند (وجود ستاره در بالای متغیرها نشان دهنده متغیرهای خارجی در مقابل متغیرهای داخلی - بدون ستاره - است).

تعادل پولی در کشور داخلی و خارجی می‌تواند بوسیله روابط (۲) و (۳) به شکل زیر نشان داده شود.

$$m_t = p_t + \beta_y y_t + \beta_i i_t \quad (2)$$

$$m_t^* = p_t^* + \beta_y y_t^* + \beta_i i_t^* \quad (3)$$

در رابطه فوق آن  $m$  و  $m^*$  به ترتیب عرضه پول داخلی و خارجی،  $\beta_r$  کشش درآمدی تقاضا برای پول و  $\beta_r$  نیمه کشش نرخ بهره است. با بازنویسی روابط (۲) و (۳) برای سطوح قیمت داخلی و خارجی و جانشین کردن آنها در رابطه (۱)، مدل پولی با قیمت‌های انعطاف‌پذیر یعنی معادله نرخ ارز فرانکل (۱۹۷۶)، بیلسون (۱۹۷۸) و هدریک (۱۹۷۸) به شکل زیر بدست می‌آید:

$$s_t = \beta_r(m_t - m_t^*) - \beta_r(y_t - y_t^*) + \beta_r(i_t - i_t^*) + c + \varepsilon_t \quad (۴)$$

به طوری که در آن  $\beta$  ها پارامترهای مدل،  $c$  ثابت قراردادی و  $\varepsilon$  جزء اخلاص می‌باشد. معادله (۴) فرض می‌کند که نرخ ارز تعادلی بطور نسبی با مازاد عرضه پول تغییر می‌کند.

در رابطه (۴) نرخ بهره اسمی از دو جزء ترکیب شده است: نرخ بهره واقعی و نرخ تورم انتظاری

$$i_t = r_t + \pi_t^e \quad (۵)$$

$$i_t^* = r_t^* + \pi_t^{e*} \quad (۶)$$

که در آن  $i_t$  و  $i_t^*$  به ترتیب نرخ بهره واقعی داخلی و خارجی،  $\pi_t^e$  و  $\pi_t^{e*}$  به ترتیب نرخ تورم انتظاری داخلی و خارجی هستند. فرض می‌شود که نرخ‌های بهره واقعی در هر دو کشور یکسان سازی شده‌اند، بنابراین می‌توان نوشت:

$$i_t - i_t^* = \pi_t^e + \pi_t^{e*} \quad (۷)$$

در این صورت رابطه (۴) می‌تواند به شکل زیر نوشته شود:

$$s_t = \beta_r(m_t - m_t^*) - \beta_r(y_t - y_t^*) + \beta_r(\pi_t^e - \pi_t^{e*}) + c + \varepsilon_t \quad (۸)$$

رابطه (۸) معادله مدل پولی با قیمت‌های انعطاف‌پذیر (FPM) است. در این رابطه ضریب مربوط به عرضه پول مثبت و برابر با یک و پایه‌ریزی شده روی خنثایی پول است. این توجیهی است برای اینکه اگر عرضه پول درصد معینی افزایش یابد، قیمت‌ها نیز به همان نسبت افزایش خواهند یافت. اگر (PPP) بطور مستمر برقرار باشد، این بدین معنی خواهد بود که یک کاهش

بها در ارزش پول داخلی (افزایش نرخ ارز) به همان مقدار به منظور برگشتن به تعادل ضروری خواهد بود. به هر حال پیش بینی ضریب منفی برای درآمد نسبی مخالف چیزی است که رهیافت ماندل - فلمینگ پیش بینی کرده است. در مدل ماندل - فلمینگ درآمد واقعی بالاتر، واردات را افزایش خواهد داد و این امر تراز تجاری را بدتر خواهد کرد و برای بازگشتن به حالت تعادل نیاز به کاهش ارزش پول داخلی خواهد بود. در مدل پولی با قیمت‌های انعطاف پذیر (*FPM*) با افزایش درآمد واقعی، مازاد تقاضا برای ارز داخلی بوجود خواهد آمد و عاملین به منظور افزایش تراز پولی واقعی‌شان، مخارج‌شان را کاهش می‌دهند که این امر منجر به کاهش قیمت‌ها خواهد شد. پس به علت (*PPP*) ارزش ارز داخلی افزایش خواهد یافت که تضمین کننده بازگشت به تعادل است. علاوه بر این، افزایش تورم انتظاری بلندمدت باعث خواهد شد که عاملین (هم داخلی و هم خارجی) دارایی‌های‌شان را از ارز داخلی به اوراق قرضه تبدیل کنند. بنابراین تقاضا برای ارز داخلی کاهش خواهد یافت که این امر موجب کاهش ارزش ارز داخلی (افزایش نرخ ارز) می‌شود، لذا ضریب مربوط به نرخ تورم انتظاری مثبت می‌باشد.

#### ۲-۲- مدل پولی با قیمت‌های چسبنده (*SPM*)

فرانکل (۱۹۷۶) به منظور بررسی اثرات نقدینگی، مدل پولی با قیمت‌های چسبنده نرخ ارز (*SPM*) را با اضافه کردن نرخ بهره کوتاه‌مدت بسط داد. فرانکل (۱۹۷۶) 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 می‌باشد.

$$E(\dot{s}) = -\lambda(s_t - \bar{s}_t) + (\pi_t^e - \pi_t^{e*}) \quad (9)$$

که در آن  $\lambda$  سرعت تعدیل به تعادل است. این رابطه حالتی را در نظر می‌گیرد که نرخ ارز جاری بازگشت کننده به تعادل بلندمدت با نرخ تعدیل  $\lambda$  می‌باشد. در بلندمدت شکاف بین نرخ ارز جاری و نرخ تعادلی آن، با تفاضل تورم داخلی و خارجی برابر خواهد بود. حال با ترکیب شدن رابطه‌های (۵)، (۶) و (۹) خواهیم داشت:

$$s_t - \bar{s}_t = (-1/\lambda)[(i_t - \pi_t^e) - (i_t^* - \pi_t^{e*})] \quad (10)$$

رابطه (۱۰) بیانگر این مطلب است که شکاف بین نرخ ارز جاری و نرخ ارز بلندمدت متناسب با تفاضل نرخ بهره حقیقی دو کشور است. بنابراین اگر نرخ بهره حقیقی خارجی بیشتر از مقدار داخلی آن باشد، سرمایه از اوراق قرضه داخلی به اوراق قرضه خارجی سرازیر خواهد شد و این امر تا زمانیکه نرخ‌های بهره واقعی داخلی و خارجی با هم برابر شوند، ادامه خواهد داشت. در حالت *SPM* رابطه بلندمدت (*PPP*) به صورت زیر است:

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

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

$$\bar{r}_t - \bar{r}_t^* = \pi_t^e - \pi_t^{e*} \quad (12)$$

بنابراین رابطه (۱۰) می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$s_t - \bar{s}_t = (-1/\lambda)[(\bar{i}_t - i_t) - (\bar{i}_t^* - i_t^{e*})] \quad (13)$$

رابطه (۱۳) دلالت بر این دارد که هرگاه تفاضل نرخ بهره اسمی از سطح تعادلی آن افزایش یابد، نرخ ارز بیشتر از حد تعادلی بلندمدت آن خواهد بود. ترکیب رابطه‌های (۴)، (۱۲) و (۱۳) رابطه زیر را بدست می‌دهد:

$$s_t = \beta_1(\bar{m}_t - \bar{m}_t^*) - \beta_2(\bar{y}_t - \bar{y}_t^*) + \beta_3(\pi_t^e - \pi_t^{e*}) + c + \varepsilon_t \quad (14)$$

رابطه (۱۴) برابر با معادله *FPM* ساده شده است. بنابراین *SPM* ساده شده به یک *FPM* بلندمدت تبدیل می‌شود. *SPM* کوتاه‌مدت پویا بوسیله جایگذاری معادله (۱۴) در (۱۳) حاصل می‌شود. به طوری که از مدل *SPM* فرانکل (۱۹۷۶) و دورنبوش<sup>۱۱</sup> (۱۹۷۹) ترکیب شده است.

$$s_t = \beta_1(m_t - m_t^*) - \beta_2(y_t - y_t^*) + \beta_3(i_t - i_t^*) + \beta_4(\pi_t^e - \pi_t^{e*}) + c + \varepsilon_t \quad (15)$$

در رابطه (۱۵)، مدل پولی با قیمت‌های انعطاف‌پذیر (*FPM*) در معادله مدل پولی با قیمت‌های چسبنده ساده شده (*SPM*) جای گرفته است. بر طبق

۱۱ Dornbusch

رابطه (۱۵) علامت ضرایب  $\beta_1$ ،  $\beta_2$  و  $\beta_3$  همانند علامت‌های مدل پولی با قیمت‌های انعطاف‌پذیر هستند و ضریب  $\beta_3$  منفی است. افزایش نرخ بهره داخلی منجر به جاری شدن سرمایه به داخل کشور می‌شود، به طوری که تقاضا برای ارز داخلی را افزایش می‌دهد و در ادامه منجر به افزایش ارزش پول داخلی<sup>۱۲</sup> می‌گردد (Civcir, 2003).

### ۳- مطالعات تجربی

#### ۳-۱- مطالعات خارجی

جیوجیر<sup>۱۳</sup> (۲۰۰۳) به آزمون مدل پولی تحت شرایط تورم شدید در مورد لیره ترکیه و دلار آمریکا پرداخته است. وی به منظور تعیین رابطه بلندمدت نرخ ارز از داده‌های ماهانه طی دوره ۲۰۰۰:۱۲-۱۹۸۷:۱ و آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن استفاده کرده است. نتایج وی حاکی از آن است که مدل پولی تعیین نرخ ارز برای ترکیه کاملاً سازگار است. همچنین نتایج بدست آمده بیانگر سازگاری تئوریک رابطه بلندمدت بین نرخ ارز اسمی و متغیرهای پولی در اقتصاد ترکیه است.

سیم واکا<sup>۱۴</sup> (۲۰۰۴) در مقاله خود تحت عنوان "مدل پولی نرخ ارز: شاهد تجربی از مالووی" 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 طی دوره ۲۰۰۱:۴-۱۹۹۶:۱ استفاده نموده است. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که مدل پولی نرخ ارز در این کشور برقرار است، به طوری که یک رابطه تعادلی بلندمدت میان نرخ ارز اسمی و متغیرهای پولی وجود دارد. نتایج وی همچنین نشان می‌دهد که در کوتاه مدت عرضه پول داخلی بر نرخ ارز اسمی تأثیر مثبت و معنی‌داری می‌گذارد، ولی تأثیر نرخ بهره بر نرخ ارز منفی بوده که مطابق با انتظارات تئوریک نیست.

۱۲ 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



کرسپو-کوارشما و دیگران<sup>۱۵</sup> (۲۰۰۴) 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 اسلونی) به صورت داده‌های ماهانه طی دوره ۲۰۰۲:۱۲-۱۹۹۳:۱ استفاده کرده‌اند. آنها برای این منظور روش هم‌انباشتگی تابلویی، شامل تخمین‌زن میانگین گروه مشترک<sup>۱۶</sup>، تخمین‌زن حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FMLS)<sup>۱۷</sup> و تخمین‌زن حداقل مربعات پویا (DLS)<sup>۱۸</sup> را مورد استفاده قرار دادند. 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<sup>۱۹</sup> توضیح دهد، به خصوص زمانی که توسط اثر بالسا-ساموئلسون<sup>۲۰</sup> تکمیل شده است. در نهایت آنها از تخمین‌های پولی بلندمدت برای محاسبه نرخ‌های ارز تعادلی استفاده کرده‌اند.

فیض‌الاسلام و حسن<sup>۲۱</sup> (۲۰۰۶) در مطالعه خود تحت عنوان "مدل پولی تعیین نرخ ارز دلار-ین" با استفاده از روش هم‌انباشتگی یوهانسن به بررسی برقراری مدل پولی در کشور چین با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره ۲۰۰۳:۱-۱۹۷۴:۱ می‌پردازند. نتایج تجربی این تحقیق نیز بیانگر وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای پولی و نرخ ارز می‌باشد.

فردیناند و نوافور<sup>۲۲</sup> (۲۰۰۶) در مطالعه‌ای تحت عنوان "تعیین نرخ ارز نایرا - دلار: یک چشم انداز پولی" مدل پولی نرخ ارز را در کشور نیجریه مورد بررسی قرار داده‌اند. این دو محقق برای بررسی اینکه آیا مدل پولی با قیمت‌های انعطاف‌پذیر نرخ ارز با تغییر پذیری نرخ ارز نایرا - دلار برقرار است یا نه؟ از تکنیک اقتصادسنجی یوهانسن یوسلیوس (آزمون هم‌انباشتگی) و داده‌های فصلی طی دوره ۲۰۰۲:۴-۱۹۸۶:۱ استفاده کردند. نتایج مطالعه آنها حاکی از

15 Crespo-Cuaresma and et al

16 Pooled Meen Group

17 Fully Modified Least Square Estimator(FMLSE)

18 Dynamic Least Square Estimator

19 Central and Eastern European Countries (CEEC)

20 Samuelson -Balassa

21 Faizul Islam and Hasan

22 Ferdinand and Nwafor

این است که حداقل یک بردار همگرایی که مبین یک رابطه تعادلی بلندمدت بین نرخ ارز نایرا - دلار و مدل پولی نرخ ارز با قیمت‌های انعطاف‌پذیر باشد، وجود دارد.

ژانگ و لاونگر<sup>۲۳</sup> (۲۰۰۷) در مقاله خود با عنوان "هم‌انباشتگی در مدل پولی تعیین نرخ ارز" به بررسی برقراری مدل پولی نرخ ارز در کشورهای آلمان، آمریکا، انگلیس و ژاپن می‌پردازند. آنها در تخمین خود از داده‌های فصلی طی دوره ۱۹۹۹:۴ - ۱۹۷۳:۱ و از روش هم‌انباشتگی یوهانسن برای بررسی هم‌انباشتگی و وجود رابطه بلند مدت استفاده کردند. نتایج تجربی بدست آمده حاکی از وجود یک رابطه بلندمدت بین نرخ ارز و متغیرهای پولی می‌باشد.

بیتزنیس<sup>۲۴</sup> (۲۰۰۷) در مقاله خود مدل پولی تعیین نرخ ارز در اخمای یونان در مقابل دلار آمریکا را مورد بررسی قرار داده و از روش هم‌انباشتگی یوهانسن چند متغیره برای حالت بدون قید از مدل‌های پولی استفاده کرده است. او در این تحقیق از داده‌های فصلی طی دوره ۱۹۹۴:۴ - ۱۹۷۴:۱ بهره گرفته است. در این تحقیق شواهد قوی مبنی بر وجود هم‌انباشتگی بین نرخ ارز اسمی، عرضه پول نسبی، درآمد نسبی و نرخ بهره نسبی پیدا شده است. بنابراین شرط تعادل بلندمدت مدل پولی در مطالعه وی نیز تأیید می‌شود.

ناندوا و دیگران<sup>۲۵</sup> (۲۰۰۷) نیز تحقیقی در زمینه رهیافت پولی به نرخ ارز پویا در کشور کم درآمد کنیا با استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره ۲۰۰۵:۱۲ - ۱۹۹۰:۱ انجام داده‌اند. در این مقاله مدل‌های پولی با قیمت انعطاف‌پذیر که فرض می‌کند هر دو اصل برابری قدرت خرید (*PPP*) و نرخ بهره بدون پوشش (*UIP*)<sup>۲۶</sup> همواره برقرار است، مورد استفاده قرار می‌گیرد. آنها جهت بررسی رابطه تعادلی بلند مدت بین نرخ ارز و متغیرهای پولی و نیز تعدیل به سمت تعادل بلندمدت به ترتیب از تکنیک‌های هم‌انباشتگی چند متغیره و مدل تصحیح خطا (*ECM*)<sup>۲۷</sup> استفاده کرده‌اند. یافته‌های آنها حاکی از آنست که یک بردار هم‌انباشتگی برای مدل پولی استفاده شده، بدست آمده به

23 Zhang and Lawinger

24 Bitzenis

25 Nandwa and et al

26 Uncovered Interest Parity (UIP)

27 Error Correction Model (ECM)

طوری که متغیر عرضه پول در تعیین نرخ ارز بیشترین اهمیت را دارد. در ضمن بکارگیری گام تصادفی بهتر از مدل مقید می‌باشد. دارا و سامرت<sup>۲۸</sup> (۲۰۰۸) نیز در مقاله خود مدل پولی نرخ ارز را در مورد کشور فیلیپین و با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی خودرگرسیون با وقعه توزیعی (ARDL) آزمون کرده‌اند. داده‌های مورد استفاده در این تخمین داده های فصلی طی دوره ۲۰۰۶:۳-۱۹۸۱:۱ است. نتایج بدست آمده حاکی از آن است که اولاً روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت قوی و معنی‌داری بین متغیرهای پولی و نرخ ارز وجود دارد. ثانیاً استحکام پارامترهای تخمین زده شده به‌وسیله آزمون‌های پایداری *CUSUM* و *CUSUMSQ* تأیید می‌شود. ثالثاً شرط برابری قدرت خرید (*PPP*) در مورد فیلیپین برقرار نیست و نهایتاً همه محدودیت‌های پولی رد می‌شوند.

### ۳-۲- مطالعات داخلی

باستانژاد (۱۳۸۲)، در مطالعه 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 (۱۳۸۲)، در مقاله‌ای تحت عنوان "الگوی پولی تعیین نرخ ارز در اقتصاد تورمی ایران" مدل تعدیل شده پولی الگوی تقاضای پول کاگان<sup>۲۹</sup> (۱۹۵۶) را در شرایط تورمی ایران مورد بررسی قرار داده است. نتایج مطالعه وی بیانگر آن است که در اقتصاد ایران در دوره زمانی مورد مطالعه ۱۳۶۹-۱۳۶۶ نرخ ارز از بازار پول به‌دست می‌آید. این مطالعه نشان داده است که مدل تعدیل یافته کاگان در شرایط ابرتورمی ایران صادق است.

<sup>۲۸</sup> Dara and Samret

<sup>۲۹</sup> Cagan

اخباری (۱۳۸۵) در مطالعه خود با عنوان " بررسی پولی بودن روند حرکت نرخ ارز در دوره زمانی ۱۳۸۳-۱۳۵۷" به بررسی صحت مدل پولی در ایران می‌پردازد. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که روند نرخ ارز در دوره مورد مطالعه از مدل پولی تبعیت می‌کند. با توجه به یافته‌های این مطالعه، رشد عرضه پول، درآمد و اختلاف نرخ بهره داخلی با خارج (آمریکا)، از عوامل مهم تبیین کننده روند نزولی ارزش پول داخلی محسوب می‌شوند.

اصغرپور و همکاران (۱۳۸۷) نیز در مطالعه‌ای به بررسی مدل پولی تعیین نرخ ارز در کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا (MENA) پرداخته‌اند. برای این منظور آنها با استفاده از داده‌های تابلویی طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۷۵ مدل پولی نرخ ارز را تخمین زدند. نتایج حاصل از تخمین بیانگر این است که متغیرهای پولی اختلاف نرخ تورم، اختلاف حجم نقدینگی و نرخ بهره حقیقی تأثیر مثبت و معنی‌دار و اختلاف متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی، تأثیر 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 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 هم‌انباشتگی تابلویی صورت نگرفته است، لذا این مطالعه بر آن است که با بهره‌گیری از تکنیک هم‌انباشتگی تابلویی به بررسی رهیافت پولی نرخ ارز در کشورهای منتخب حاشیه خلیج فارس و کشورهای OECD بپردازد.

#### ۴- روش شناسی تحقیق

##### ۴-۱- معرفی مدل تحقیق

در مطالعات تجربی اشاره شده در قسمت قبلی، مدل‌های متفاوتی در زمینه بررسی رابطه بین نرخ ارز و متغیرهای پولی بکار گرفته شده است. چارچوب اصلی مدل مورد استفاده در این مطالعه نیز با توجه به اکثر مطالعات با استفاده از رابطه (۸) می‌باشد<sup>۳۰</sup>:

۳۰ در این تحقیق از مدل پولی نرخ ارز با قیمت‌های انعطاف‌پذیر (FPM) استفاده می‌شود.

$$s_t = \beta_1(m_t - m_t^*) - \beta_2(y_t - y_t^*) + \beta_3(\pi_t^e - \pi_t^{e*}) + c + \varepsilon_t$$

که در آن متغیرهای مربوط به کشور خارجی با علامت \* مشخص شده است. در این مطالعه کشور آمریکا با توجه به سهم این کشور از تولید ناخالص داخلی دنیا و نیز حجم مبادلاتش در جهان به عنوان طرف خارجی در نظر گرفته شده است. در رابطه (۸)؛  $s_t$  نرخ ارز اسمی،  $M_t$  حجم نقدینگی،  $Y_t$  تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰،  $\pi_t^e$  نشان‌دهنده نرخ تورم انتظاری<sup>۳۱</sup> و  $\varepsilon$  نشانگر جمله اخلال می‌باشد. آمار و اطلاعات مورد نیاز از لوح فشرده بانک جهانی *WDI(2008)* استخراج شده است (کشورهای منتخب حاشیه خلیج فارس شامل امارت متحده عربی، ایران، کویت، عربستان سعودی و کشورهای *OECD* شامل استرالیا، اسلواکی، ایسلند، ترکیه، چک، دانمارک، سوئیس، کانادا، کره جنوبی، لهستان، مجارستان، و مکزیک می‌باشند).

#### ۴-۲- داده‌های تحقیق و جامعه آماری

با توجه به هدف اصلی این مطالعه که بررسی رابطه بلندمدت بین نرخ ارز و متغیرهای پولی در میان کشورهای منتخب حاشیه خلیج فارس و کشورهای *OECD* در دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۸۹ می‌باشد، لذا از تکنیک هم-انباشتگی تابلویی استفاده می‌شود.

#### ۵- روش تخمین

در این قسمت، نحوه تخمین تبیین می‌گردد: ابتدا، آزمون ریشه واحد تابلویی بکار برده می‌شود. برای این منظور از سه آزمون معروف لوین، لین و چو<sup>۳۲</sup> (۲۰۰۲)، ایم، پسران و شین<sup>۳۳</sup> (۱۹۹۷) و بریتونق<sup>۳۴</sup> (۲۰۰۰) استفاده شده، سپس هم‌انباشتگی داده‌ها با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی تابلویی که

۳۱ از آنجا که نرخ تورم انتظاری یک متغیر غیر قابل مشاهده است، لذا بایستی این متغیر به روش‌های متعارف اندازه‌گیری شود. یکی از روش‌های متعارف و متداول اندازه‌گیری نرخ تورم انتظاری، استفاده از نرخ تورم دوره قبل است.

32 Levine, Lin & Chu

33 Im, Pesaran & Shin

34 Breitung

بوسیله پدرونی<sup>۳۵</sup> (۲۰۰۴) و کائو<sup>۳۶</sup> (۱۹۹۹) توسعه داده شده‌اند، بررسی می‌شود. در مرحله آخر نیز رابطه بلندمدت برای تابلوهای هم‌انباشته تخمین زده می‌شود<sup>۳۷</sup>.

## ۶- تخمین مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها

### ۶-۱- برآورد مدل تحقیق

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

### ۶-۱-۱- آزمون ایستایی داده‌ها

جهت 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، بایستی رابطه هم‌انباشتگی بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل بررسی گردد. برای این منظور، جهت پیدا کردن رابطه هم‌انباشتگی عرضه 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 ریشه واحد داده‌های تابلویی را انجام داده سپس در مرحله بعد، از آزمون‌های هم‌انباشتگی استفاده می‌شود.

برای آزمون ایستایی متغیرهای مدل، از آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو (LLC)؛ ایم پسران شین (IPS) و بریتونق (Breitung) استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها در جدول شماره (۱) ارائه شده است:

### جدول ۱: نتایج آزمون ایستایی متغیرهای مدل

35 Pedroni

36 Kao

۳۷ محققین محترم برای مطالعه بیشتر در مورد نحوه برآورد مدل با روش‌های فوق و نیز آزمون‌های اشاره شده می‌توانند به Asteriou (2006)، فصول ۲۰-۱۸ مراجعه نمایند.

متغیر	آزمون <i>Breitung</i>		آزمون <i>IPS</i>		آزمون <i>LLC</i>	
	یکبار تفاضل گیری	سطح	یکبار تفاضل گیری	سطح	یکبار تفاضل گیری	سطح
$s_t$	(۰)	۱/۶۲	(۰)	-۰/۴۹	(۰)	-۰/۶ (۰/۲۷)
	-۴/۵۱	(۰/۸۴)	-۴/۶	(۰/۱۴)	-۵/۵۳	(۰)
$y_t$	-۳/۹ (۰)	۰/۹۹	-۸/۹۶ (۰)	-۱/۰۶	-	-۴/۱۱
	(۰)	(۰/۹۲)	(۰)	(۰/۳۲)	(-)	(۰)
$m_t$	-۴/۱۱	۱/۴۴	-۳/۷	-۰/۴۶	-	-۲/۹۲
	۲/۷۵ (۰)	(۰/۷۱)	-۳/۸۴ (۰)	(۰/۲)	(۰)	(۰/۳۴)
$\pi_t$		۰/۵۷		-۰/۸۲		-۳/۹۲

\* اعداد داخل پرانتز بیانگر ارزش احتمال متغیرهای مدل می باشد

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج بدست آمده از جدول شماره (۱)، مشاهده می شود که در آزمون ریشه واحد *LLC* متغیرهای نرخ ارز و نرخ تورم انتظاری در سطح، ایستا نمی باشند بنابراین فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد را نمی توان رد کرد. در این حالت متغیرها با یکبار تفاضل گیری ایستا می شوند بنابراین، همان طور که نتایج جدول نشان می دهد متغیرهای نرخ ارز و نرخ تورم انتظاری انباشته از مرتبه اول می باشند. از طرفی متغیرهای عرضه پول و تولید ناخالص داخلی در سطح، ایستا یا انباشته از مرتبه صفر می باشند.

نتایج آزمون ریشه واحد *IPS* نیز بیانگر این است که متغیرهای نرخ ارز، نرخ تورم انتظاری، عرضه پول و تولید ناخالص داخلی در سطح ایستا نمی باشند. بنابراین فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد پذیرفته می شود ولی آزمون فرضیه ریشه واحد برای تفاضل مرتبه اول متغیرهای مذکور رد می شود بنابراین

این متغیرها انباشته از مرتبه اول می‌باشند که ستون دوم جدول شماره (۱) نیز این نتیجه را نشان می‌دهد.

آزمون ایستایی متغیرهای اصلی مدل با استفاده از آماره آزمون بریتونق نیز نشان می‌دهد که تمام متغیرهای فوق با یکبار تفاضل‌گیری ایستا شده‌اند. با در نظر گرفتن نتایج سه آزمون، در مجموع می‌توان گفت که متغیرهای مدل انباشته از مرتبه اول بوده و از این رو انجام آزمون‌های هم‌انباشتگی ضروری است.

#### ۶-۱-۲-آزمون هم‌انباشتگی

با بررسی ایستایی متغیرهای مدل و انجام آزمون‌های مربوطه در قسمت قبل این نتیجه حاصل شد که متغیرهای نرخ ارز، نرخ تورم انتظاری، عرضه پول و تولید ناخالص داخلی انباشته از مرتبه اول می‌باشند<sup>۳۸</sup>. در این مرحله از آزمون‌های هم‌انباشتگی تابلویی پدرونی و کائو استفاده کرده و هم‌انباشتگی متغیرها در بلندمدت بررسی می‌گردد.

نتایج بررسی هم‌انباشتگی متغیرها با استفاده از آزمون پدرونی و کائو در جدول شماره (۲) ارائه شده است. با توجه به نتایج این جدول، متغیرهای مدل با استفاده از آماره‌های *Panel ADF-statistic*; *Panel PP-statistic* و *Group ADF-statistic* و *Group PP-statistic* در آزمون هم‌انباشتگی پدرونی در سطح ۱۰٪ معنی‌دار می‌باشند. بنابراین، فرضیه عدم مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها رد می‌شود و لذا، متغیرها در بلندمدت هم‌انباشته می‌باشند. آزمون کائو نیز همانند آزمون پدرونی بر وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها در بلندمدت دلالت می‌کند.

---

۳۸ لازم به توضیح است که از سه آماره استفاده شده دو آماره PS و بریتونق نشان‌دهنده انباشته از مرتبه اول بودن متغیرها و آماره LLC نشان‌دهنده انباشته از مرتبه اول بودن متغیرهای نرخ ارز و نرخ تورم انتظاری هستند. بنابراین، با توجه به اینکه اکثر آزمون‌ها دلالت بر انباشته از مرتبه اول بودن متغیرها دارند، لذا می‌توان عنوان کرد که همه متغیرها انباشته از مرتبه اول می‌باشند.



جدول شماره (۲) : نتایج آزمون هم‌انباشتگی تابلویی با استفاده از آزمون پدرونی و کائو

آزمون	آماره آزمون	<i>t - statistic</i>	احتمال
پدرونی	<i>Panel U -statistic</i>	-۱/۳۵	۰/۱۶
	<i>Panel ρ -statistic</i>	۷/۷۲	۰
	<i>Panel PP -statistic</i>	-۱/۹۸	۰/۰۵
	<i>Panel ADF -statistic</i>	-۲/۰۱	۰/۰۵
	<i>Group ρ -statistic</i>	۸/۹۵	۰
	<i>Group PP -statistic</i>	-۶/۱۶	۰
	<i>Group ADF -statistic</i>	-۱/۷۲	۰/۰۸
کائو	<i>ADF-۳/۲۸</i>	۰/۰۰۰۵	

۳-۱-۶- تعیین بردار هم‌انباشتگی

۱-۳-۱-۶- انتخاب آزمون مناسب برای تخمین

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

## ۶-۱-۳-۲- 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 فرضیه صفر از روش داده‌های تابلویی برای برآورد مدل استفاده می‌شود. در ادامه، آزمون‌های لازم برای انتخاب روش تخمین در داده‌های تابلویی صورت می‌پذیرد.

## ۶-۱-۳-۳- آزمون معنی‌دار بودن اثرات گروه

قبل از ورود به بحث بررسی و تفسیر نتایج و قضاوت در مورد رابطه بین عرضه پول و تولید ناخالص داخلی، لازم است ابتدا آزمون شود که آیا کشورهای مورد بررسی همگن هستند یا خیر؟ در این آزمون که بوسیله آماره  $F$  صورت می‌گیرد، فرضیه صفر همگن بودن کشورهای مورد بررسی بوده و از این رو رد فرضیه صفر مبین استفاده از روش داده‌های تابلویی و عدم توانایی در رد فرضیه صفر بیانگر استفاده از روش حداقل مربعات معمولی تجمیع شده<sup>۳۹</sup> می‌باشد. نتایج این آزمون که در جدول شماره ۳ آمده است، بیانگر رد فرضیه صفر و لزوم استفاده از روش داده‌های تابلویی برای بررسی مدل پولی تعیین نرخ ارز در کشورهای حاشیه خلیج فارس و کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه می‌باشد.

جدول شماره (۳): نتایج آزمون  $F$ 

مقدار $prob$	مقدار آماره	آماره به کار گرفته شده
.	۲۷/۲۵	$F$
.	۳۴۰/۶۴	$chi-square$

آزمون انتخاب بین اثرات ثابت و اثرات تصادفی

در این مرحله بایستی از بین دو روش تخمین داده‌های تابلویی یعنی روش اثرات ثابت<sup>۴۰</sup> و روش اثرات تصادفی<sup>۴۱</sup> یکی انتخاب شود. برای تعیین روش تخمین (اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی) در داده‌های تابلویی از آزمون هاسمن<sup>۴۲</sup> استفاده شده است. بر اساس این آزمون، رد فرضیه صفر، بیانگر استفاده از روش اثرات ثابت می‌باشد. نتایج بدست آمده از آزمون هاسمن که در جدول شماره (۴) آمده است، دال بر رد فرضیه صفر و انتخاب روش اثرات ثابت می‌باشد.

جدول شماره (۴): نتایج آزمون هاسمن

مقدار <i>prob</i>	مقدار آماره	آماره به کار گرفته شده
.	۲۴/۹۲	<i>chi-square</i>

با توجه به آزمون‌های فوق رابطه بلندمدت که برای تخمین مورد بررسی به دست می‌آید به صورت زیر در جدول شماره (۵) برآورد شده است

$$s_t = -0.18 + 0.38(m_t - m_t^*) - 0.18(y_t - y_t^*) + 0.006(\pi_t^e - \pi_t^{e*}) + 0.46D_1^*(m_t - m_t^*) - 0.16D_1^*(y_t - y_t^*) - 0.003D_1^*(\pi_t^e - \pi_t^{e*}) + 0.1T$$

$$\left\{ \begin{array}{l} D_1 = 1 \quad \text{برای کشورهای حاشیه خلیج فارس} \\ D_1 = 0 \quad \text{کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه} \end{array} \right.$$

شایان ذکر است که بر اساس ادبیات اقتصادسنجی متغیرهای مجازی، در رابطه فوق ورود متغیرهای مجازی صرفاً به منظور تفکیک مدل پولی دو گروه از کشورهای حاشیه خلیج فارس و کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه بوده است. به طوری اگر متغیر مجازی تعریف شده در رابطه فوق مقدار صفر اختیار کند، مدل پولی تعیین نرخ ارز همانند مدل اصلی و اولیه‌ای خواهد بود که در بند ۱-۴ معرفی شده است و در این صورت نتایج

4۰ Fixed Effect  
4۱ Random Effect  
4۲ Hausman Test

تجربی برای 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 پولی برای کشورهای حاشیه خلیج فارس اختصاص داشته و نتایج تجربی برای این کشورها قابل تجزیه و تحلیل خواهد بود.

جدول شماره (۵): نتایج برآورد مدل برای کشورهای منتخب حاشیه خلیج فارس و کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه

متغیرها	ضریب برآورد شده	t-statistic	ارزش احتمال
$s_t$	۱	-	-
c (عرض از مبدا مشترک)	-۰/۱۸	-۰/۲۹	۰/۷۶
$m_t - m_t^*$	۰/۳۸	۷/۵	۰/۰۰۰
$y_t - y_t^*$	-۰/۸	-۳/۹	۰/۰۰۰
$\pi_t^e - \pi_t^{e*}$	۰/۰۰۶	۴/۸۵	۰/۰۰۰
$D_1 \times (m_t - m_t^*)$	۰/۴۶	۷/۵۴	۰/۰۰۰
$D_1 \times (y_t - y_t^*)$	-۰/۵۳	-۰/۱۶	۰/۵۹
$D_1 \times (\pi_t^e - \pi_t^{e*})$	-۰/۰۰۳	-۲/۴۱	۰/۰۱
T	۰/۰۱	۴/۵۹	۰/۰۰۰

## ۶-۲- تجزیه و تحلیل یافته‌ها

با توجه به نتایج حاصل از تخمین مدل در جدول شماره (۵)، می‌توان عنوان کرد که رهیافت پولی به نرخ ارز در هر دو گروه از کشورها برقرار است. به طوری که 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 می‌باشد (البته به جز تولید ناخالص داخلی). ضریب مربوط به عرضه پول برای کشورهای عضو سازمان

همکاری اقتصادی و توسعه ۰/۳۸ می‌باشد، در حالیکه همین ضریب برای کشورهای منتخب حاشیه خلیج فارس ۰/۸۴ است که بیانگر این نکته است که یک سیاست پولی یکسان (افزایش عرضه پول) برای تحت تأثیر قرار دادن نرخ ارز (افزایش) در کشورهای حاشیه خلیج فارس در مقایسه با کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه اثرات بیشتری بر نرخ ارز خواهد داشت. مکانیزم اثر این متغیر به این صورت است که افزایش در عرضه پول کشور داخلی نسبت به کشور خارجی منجر به افزایش سطح قیمت‌ها شده 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 به صورت لگاریتمی هستند، بنابراین ضرایب بدست آمده نشان‌دهنده کشش نرخ ارز اسمی نسبت به متغیرهای توضیحی می‌باشند. با در نظر گرفتن این مطلب و ضرایب برآورد شده می‌توان گفت یک درصد افزایش در عرضه پول کشور داخلی نسبت به کشور خارجی در کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه منجر به افزایش نرخ ارز در حدود ۰/۳۸ می‌شود. در حالی که یک درصد افزایش در عرضه پول در کشورهای منتخب حاشیه خلیج فارس افزایش نرخ ارز در حدود ۰/۸۴ 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 که آنهم 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 حاشیه خلیج فارس و کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه دارد، همین متغیر تولید ناخالص داخلی است. ضریب برآورد شده برای تولید ناخالص داخلی برای کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه ۰/۸ است. با توجه به اینکه متغیر مجازی تعریف شده برای متغیر تولید ناخالص داخلی برای کشورهای حاشیه خلیج فارس در سطح ۱۰٪ نیز بی معنی می‌باشد، لذا 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 ۰/۸ برای کشورهای منتخب حاشیه 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 ۰/۰۰۰۶ و برای کشورهای حاشیه خلیج فارس ۰/۰۰۳ می‌باشد. در تفسیر این ضریب نیز می‌توان چنین عنوان کرد که اگر سطح قیمت‌ها در داخل نسبت به خارج از کشور افزایش یابد، منجر به عدم رقابت کالاهای داخلی در مقابل کالاهای خارجی شده و با افزایش تقاضا برای ارز منجر به افزایش نرخ ارز می‌شود.

و در نهایت آخرین متغیر موجود در تخمین مربوط به متغیر روند با ضریب ۰/۰۱ و با علامت مثبت می‌باشد. این بدین معنی است که میانگین نرخ ارز در طی زمان با این ضریب رشد می‌کند.

## ۷- نتیجه‌گیری

این مقاله رهیافت پولی به نرخ ارز در کشورهای منتخب حاشیه خلیج فارس در مقایسه با کشورهای سازمان همکاری اقتصادی و توسعه (OECD) را مورد بررسی قرار می‌دهد. با توجه به یافته‌های تجربی این مقاله می‌توان عنوان نمود 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 حاشیه 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 حاشیه خلیج فارس بیشتر از سایر متغیرها بر نرخ ارز تأثیرگذار است. از این رو، اتخاذ سیاست‌های تعیین کننده 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.

### فهرست منابع

- اخباری، محمد(۱۳۸۵)، آزمون پولی بودن روند حرکت نرخ ارز در دوره درآمد ۱۳۵۷-۸۳، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۵: ۴۳-۷۴.
- اصغریپور، حسین، رضازاده، علی و فشاری، مجید(۱۳۸۷)، رهیافت پولی به نرخ ارز در کشورهای منطقه منا، نامه اقتصادی مفید. دی ماه، شماره ۶۹: ۵۵-۶۸.
- باستانزاد، حسین(۱۳۸۲)، بررسی تطبیقی الگوهای پولی با الگوهای تعدیل روند ساختاری نرخ ارز، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۱: ۶۳-۴۱.
- مدنی اصفهانی، محبوبه(۱۳۸۲)، الگوی پولی تعیین نرخ ارز در اقتصاد تورمی ایران، مجله پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۱۰-۱۱: ۱۹۹-۲۳۲.
- Asteriou, D. (2006). *Applied Econometrics: A Modern Approach using Eviews and Microfit*. Palgrave MacMillan, New York, USA.
- Breitung, J. & W. Meyer. (1994). Testing for Unit Roots in Panel Data: Are Wages on Different Bargaining Levels Cointegrated?. *Applied Economics*, 26: 353-361.
- Bitzenis, A. (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, 2007
- Bilson, J. (1978). The Monetary Approach to the Exchange Rate: Some Empirical Evidence. *IMF Staff Papers* 25: 48-75.
- Cagan, P. (1956). The monetary dynamics of hyperinflation. In M. Friedman (Ed.). *Studies in the Quantity Theory of Money*. Chicago: University of Chicago Press.
- Civcir, I. (2003). The Monetary Model of the Exchange Rate under High Inflation The Case of the Turkish Lira/US Dollar. *Finance a օvŭr – Czech Journal of Economics and Finance*, 53: 3-4
- Clarida, R. & J. Gali. (1994). Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important are Nominal Shocks?. *CEPR Discussion Papers* 951, C.E.P.R. Discussion Papers.
- Jesús-Cuaresma, C., J. Fidrmuc. & R. MacDonald. (2004). *The Monetary Approach to Exchange Rates in the CEECs*.

- William Davidson Institute Working Paper, Number 642, January 2004
- Dara, L. & S. Samreth. (2008). The Monetary Model of Exchange Rate: Evidence from the Philippines Using ARDL Approach. *conomics Bulletin*, 6(31): 1-13.
- Dornbusch, S. M. "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, 1979.
- Efficient Estimation of Panel Data Models With Strictly Exogenous Explanatory Variables, *Journal of Econometrics*, 93: 177- 201.
- 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.
- Ferdinand, C. N. (2006). The Naira-Dollar Exchange Rate Determination: A Monetary Perspective *International Research. Journal of Finance and Economics*, (1986:1-2002:4).
- 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.
- Islam, M.F & M. S. Hasan. (2006) The Monetary Model of the Dollar-Yen Exchange Rate Determination: A Cointegration Approach. *International Journal of Business and Economics*, 5 (2): 129-145.
- 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: 93-56.



- Levin, A., C. Lin, & J. Chia-Shang. (2002). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. *Journal of Econometrics* 108:1.
- McDonald, P., U. Seljak, R. Cen, D. Shih, D. H. Weinberg, S. Burles, D. P. Schneider, D. J. Schlegel, N. A. Bahcall, J. W. Briggs, J. Brinkmann, M. Fukugita, Ž. Ivezić, S. Kent, & D. E. Vanden Berk. (2003). The Linear Theory Power Spectrum from the Ly Forest in the Sloan Digital Sky Survey. *The Astrophysical Journal*, 635:761-783
- Meese, R. A. & Rogoff, K. (1983). Empirical exchange rate models of the seventies, do they fit out of sample, *Journal of International Economics*, 14.
- 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.
- Quah, D. (1994). Exploiting Cross Section Variation for Unit Root Inference in Dynamic Data. *Economics Letters*, 44: 9-19.
- 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

## **The Monetary Approach to exchange rate in the selected Persian Gulf Countries in comparison with the OECD countries**

Hassan Heidari, Ph. D.      Hossein Asgharpur, Ph. D.

Hassan Hosseinzadeh, MA.

Received:

Accepted:

### **Abstract:**

In this paper, the monetary approach to exchange rate for the selected Persian Gulf Countries in comparison with Organization for Economic Co-operation and Development (OECD) countries for the period of 1989-2005 was analyzed through panel cointegration method. For this purpose, we apply monetary flexible price model. Our results suggest the establishment of monetary approach to exchange rate in both group of countries and creating a cointegration relationship among variables in monetary model. Moreover, according to different economic structure of both groups of countries, the severity efficacy of variable to exchange rate is different. The results also show that, GDP with negative effect has greatest influence in the change of exchange rate. This implies that, adaptation of proper policy to increase GDP not only cause to decline exchange rate but also, has positive effects on GDP. Other operative variables which determine the trend of exchange rate are money supply and expected inflation rate.

***JEL classification: C130, E520, E590, F310***

**Keywords:** Monetary Model, Exchange Rate, Persian Gulf Countries, OECD Countries, Panel Cointegratio