

## مقایسه‌ی تأثیر تغییرات نرخ ارز بر تولید در کشورهای در حال توسعه‌ی منتخب با نظام‌های ارزی مختلف: یک رهیافت همجمعی با داده‌های پانل (1981-2004) دکتر محمد علی قطمیری و رضا شرافتیان جهرمی\*

تاریخ وصول: 85/8/30 تاریخ پذیرش: 86/1/31

چکیده:

هدف اصلی از این مقاله بررسی اثر تغییرات نرخ ارز مؤثر اسمی بر تولید ناخالص داخلی حقیقی در کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت و کشورهای دارای نظام نرخ ارز شناور در بلندمدت است. به این منظور دو گروه از کشورها، شامل شش کشور دارای نظام نرخ ارز ثابت و شش کشور دارای نظام نرخ ارز شناور در نظر گرفته شده است. بررسی با استفاده از داده‌های پانل دوره‌ی 1981-2004 انجام شده است. با توجه به نتایج آزمون ایستایی ایم، پسران و شین و عدم ایستایی متغیرها در سطح، در هر دو گروه از کشورها، برای بررسی وجود یا عدم وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرها، آزمون همجمعی پدرونی به کار گرفته شده است. نتایج این آزمون وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرها در هر دو گروه از کشورها را تأیید کرد. بر اساس نتایج آزمون هاسمن، روش اثرات تصادفی برای داده‌های پانل در برآورد مدل در هر دو گروه از کشورها استفاده شد. برآورد مدل، اثر مثبت کاهش ارزش پول بر تولید را در کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت تأیید کرد. اما در کشورهای دارای نظام نرخ ارز شناور رابطه‌ی بین نرخ ارز و سطح تولید، از لحاظ آماری معنی‌دار نبود. نتایج تحقیق نشان داد که کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت، باید در کنار سایر سیاست‌های کلان، از سیاست‌های ارزی نیز برای دستیابی به اهداف کلان اقتصادی از جمله افزایش تولید و اشتغال استفاده کند.

طبقه بندی JEL: C13, C01, F41, F31

واژه‌های کلیدی: نرخ ارز مؤثر اسمی، داده‌های پانل، آزمون همجمعی پدرونی

---

\* به ترتیب، دانشیار و کارشناس ارشد علوم اقتصادی - دانشگاه شیراز

## 1- مقدمه

افزایش سطح تولید ملی از جمله اهداف مهم کشورهای مختلف و به ویژه کشورهای در حال توسعه است. افزایش تولید زمینه ساز دستیابی به اهداف توسعه و شکوفایی اقتصادی در هر کشور است. بنابراین، مشخص کردن عوامل مؤثر بر تغییرات تولید ناخالص داخلی و ارتباط آن با دیگر متغیرهای اقتصادی لازم است. نرخ ارز هر کشور از متغیرهای مهم اقتصادی در این زمینه است. نرخ ارز از عوامل متعدد اقتصادی و غیر اقتصادی اثر می پذیرد و بر عوامل متعدد اقتصادی، همچون صادرات، واردات، سرمایه گذاری، رشد و اشتغال اثر می گذارد. تاکنون مطالعاتی در ارتباط با اثرگذاری تغییرات نرخ ارز بر میزان صادرات، واردات و یا سرمایه گذاری و تولید در کشور و خارج از آن انجام شده است. اما تاکنون به طور تجربی اثر کاهش ارزش پول بر تولید ناخالص داخلی در کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت و کشورهای دارای نظام نرخ ارز شناور بررسی نشده است. به این منظور در این تحقیق دو گروه از کشورها برای مقایسه ی تأثیر تغییرات نرخ ارز بر تولید در نظر گرفته شده است. گروه اول، برخی از کشورهای دارای نظام ارز ثابت مانند مالزی، ونزوئلا، مالت، لسوتو، مغرب و چین و گروه دوم برخی از کشورهای دارای نظام نرخ ارز شناور مانند شیلی، پاکستان، پاراگوئه، فیلیپین، آفریقای جنوبی و ترینیداد و توباگو است (صندوق بین المللی پول، سالهای مختلف). نقطه ی مشترک این کشورها، در حال توسعه بودن، کاهش و یا افزایش ارزش پول آنها طی دوره ی مورد بررسی است.

## 2- مبانی نظری

چگونگی اثرگذاری تغییرات نرخ ارز بر تراز تجاری و تولید ناخالص داخلی با استفاده از کشش های صادرات و واردات قابل بررسی است. در این روش طبق شرط مارشال و لرنر<sup>1</sup> در صورت بزرگتر از یک بودن مجموع کشش های صادرات و واردات، کاهش ارزش پول دارای اثر مثبت بر تراز تجاری کشور است. به عبارتی دیگر، با اعمال سیاست کاهش ارزش پول، تراز تجاری و به تبع آن تولید ناخالص داخلی بهبود می یابد. در صورت کوچکتر از یک بودن مجموع این کشش ها، می توان با اعمال سیاست افزایش ارزش پول تراز تجاری را بهتر کرد. به این

<sup>1</sup> Marshall-Lerner Condition

ترتیب، در این شیوه اثر کاهش ارزش پول بر تراز تجاری به میزان کشش‌های صادرات و واردات وابسته است.

بررسی اثر کاهش ارزش پول بر تراز تجاری با استفاده از روش جذب که در ادامه توضیح داده می‌شود، نیز قابل بررسی است. در این تحقیق از این روش استفاده شده است.

می‌دانیم تولید ناخالص داخلی در یک اقتصاد باز از رابطه‌ی زیر قابل محاسبه است.

$$Y = C + I + G + X - M \quad (1)$$

در رابطه‌ی فوق  $Y$  نشانگر تولید ناخالص داخلی،  $C$  مخارج مصرفی،  $I$  مخارج سرمایه‌گذاری خصوصی،  $G$  مخارج دولتی،  $X$  صادرات و  $M$  واردات است.  $X - M$  در رابطه‌ی فوق تراز تجاری است و با علامت  $B$  نشان داده می‌شود.

با به وجود آوردن تغییراتی در رابطه‌ی (1) می‌توان آن را به صورت رابطه‌ی زیر نوشت.

$$X - M = Y - (C + I + G) \quad (2)$$

$$B = Y - A \quad (3)$$

متغیرهای  $C + I + G$  که با متغیر  $A$  نشان می‌دهیم مؤلفه‌های هزینه بوده و جذب<sup>2</sup> نامیده می‌شود.

بر اساس رابطه‌ی فوق، در صورتی که تولید ناخالص داخلی بیش از جذب داخلی باشد، تراز تجاری دارای مازاد است. در شرایطی که جذب داخلی بیش از تولید ناخالص داخلی باشد، تراز تجاری در کسری است. مطابق با رابطه‌ی (3) در صورت برابر بودن میزان جذب و تولید ناخالص داخلی، تراز تجاری در تعادل است. تغییرات در تراز تجاری با استفاده از دیفرانسیل‌گیری طرفین معادله (3) به صورت زیر است.

$$dB = dY - dA \quad (4)$$

<sup>2</sup> Absorption

بر اساس رابطه‌ی فوق، دو سیاست جابه‌جایی مخارج<sup>۳</sup> و کاهش هزینه<sup>۴</sup> برتر از تجارت اثر گذار است. سیاست‌های جابه‌جایی مخارج سیاست‌های جانشینی کالاهای خارجی به جای کالاهای داخلی و یا برعکس است. سیاست‌های کاهش یا افزایش ارزش پول و یا سیاست‌های ایجاد کننده‌ی محدودیت در واردات و یا صادرات، جزء این دسته از سیاست‌ها است. سیاست‌های کاهش هزینه، سیاست‌های اثر گذار بر هزینه‌ها است. سیاست‌های پولی و مالی جزئی از این گروه سیاست‌ها است (سودرستن و رید،<sup>۵</sup> ۱۹۹۴، ص ۶۲۰). چگونگی اثرگذاری کاهش ارزش پول بر تولید به توانایی در ایجاد تغییر در ترکیب مخارج وابسته است. در حالت عدم اشتغال کامل منابع، و کاهش ارزش پول، چنانچه مخارج از کالاهای خارجی به کالاهای داخلی تغییر کند، تغییر در ترکیب مخارج سبب افزایش تولید می‌گردد (ادواردز،<sup>۶</sup> ۱۳۷۳). با توجه به مطالب فوق، در این بخش نیز برای اثرگذاری کاهش ارزش پول بر تولید به طور کامل، مشخص نیست.

روش دیگر اثر کاهش ارزش پول بر تراز تجاری روش پولی است. در این روش، کاهش ارزش پول هیچ اثری بر تولید و اشتغال چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت نخواهد داشت. در روش دیگر، اثر انقباضی کاهش ارزش پول بر طرف تقاضا و عرضه‌ی اقتصاد بررسی می‌شود. برخی از عوامل کاهش دهنده‌ی تقاضای کل در اثر کاهش ارزش پول، به شرح زیر است.

۱- توزیع مجدد درآمد به بخش‌هایی از اقتصاد با میل نهایی به پس‌انداز بالاتر است. کاهش ارزش پول افزایش سود حاصل از صادرات و صنایع تولید کننده‌ی کالاهای رقیب کالاهای وارداتی را در پی دارد. از طرفی دیگر، با کاهش ارزش پول، سطح قیمت‌ها افزایش و دستمزد حقیقی کاهش می‌یابد. با فرض بیشتر بودن میل نهایی به پس‌انداز افراد دریافت کننده‌ی سود از افرادی که دستمزد آنها کاهش یافته، مصرف جامعه کاهش می‌یابد. همچنین، در این حالت توزیع مجدد درآمد بین بخش‌های تولیدی مختلف نیز به وجود آمده، که تشخیص

<sup>۳</sup> Expenditure switching policies

<sup>۴</sup> Expenditure reducing policies

<sup>۵</sup> Sodersten and Reed

<sup>۶</sup> Edwards

چگونگی اثرگذاری آن بر متغیرهای اقتصادی مشکل است (کروگمن و تیلور،<sup>7</sup> 1978، ص 446 و سودرستن و رید، 1994، ص 622).

2- کاهش در سرمایه‌گذاری از دیگر عوامل موثر بر تقاضا متأثر از تغییرات نرخ ارز و کاهش ارزش پول داخلی است. در اغلب کشورهای در حال توسعه سرمایه‌گذاری داخلی به شدت وابسته به واردات کالاهای سرمایه‌ای است تا پس از تلفیق با سرمایه و منابع داخلی مورد بهره‌برداری قرار گیرد. در چنین شرایطی، با کاهش نرخ ارز و کاهش ارزش پول داخلی هزینه‌ی واردات افزایش می‌یابد و در صورت کاهش واردات کالاهای سرمایه‌ای، سرمایه‌گذاری داخلی کاهش و در پی آن، تقاضای کل نیز کاهش می‌یابد.

3- اغلب کشورهای در حال توسعه دارای بدهی‌های خارجی گسترده به دلیل دریافت وام‌های خارجی هستند. کاهش ارزش پول در این کشورها، افزایش بدهی آنها بر حسب پول داخلی را در پی داشته است. گسترش فشار این بدهی‌ها از بین رفتن منابع لازم در تولید و کاهش تولید ناخالص داخلی را در پی داشته است (بهمنی اسکویی و میتزا،<sup>8</sup> 2006، ص 50).

4- اعمال سیاست کاهش ارزش پول، افزایش سطح قیمت‌ها را در پی داشته است. حال چنانچه افراد جامعه متمایل به ثابت نگه داشتن میزان نگهداری پول به طور واقعی باشند، میزان پس‌انداز خود را افزایش می‌دهند و در نتیجه تقاضای کل کاهش می‌یابد. این مورد مربوط به کوتاه‌مدت و در شرایط ثبات عرضه‌ی پول به وجود می‌آید؛ زیرا با عدم ثبات عرضه‌ی پول و افزایش آن توسط بانک مرکزی، نرخ بهره ثابت خواهد بود. در چنین شرایطی تغییرات مطرح شده روی نخواهد داد (سودرستن و رید، 1994، صص 622-623).

5- کاهش ارزش پول در شرایط ثبات حجم واردات، افزایش ارزش واردات بر حسب پول داخلی را در پی خواهد داشت. این افزایش ارزش واردات در وضعیت وضع مالیات بر ارزش کالاها توسط دولت، موجب افزایش درآمد حاصل از مالیات بر ارزش کالاها و افزایش درآمد دولت می‌شود. در چنین شرایطی، درآمد از بخش خصوصی به سمت بخش دولتی منتقل می‌گردد. تأثیر این انتقال بستگی به تمایل نهایی دولت برای مصرف درآمدهای مالیاتی ناشی از کاهش ارزش پول خواهد

<sup>7</sup> Krugman and Taylor

<sup>8</sup> Bahmani-Oskooee and Miteza

داشت. هر چه میل نهایی دولت به پس انداز بیشتر باشد اقتصاد تأثیر کمتری را در نتیجه افزایش مالیات تجربه خواهد نمود (کروگمن و تیلور، ۱۹۷۸، ص ۴۴۶).

کاهش ارزش پول داخلی از طریق تأثیر بر عوامل تولید بر عرضه کلی اثرگذار است. تغییرات نرخ ارز بر عوامل تولید مانند مواد اولیه، سرمایه و نیروی کار اثرگذار است. افزایش قیمت از نتایج کاهش ارزش پول است. همچنین، افزایش در سطح قیمت‌ها باعث افزایش تقاضای دستمزد نیروی کار به عنوان دیگر عامل تولید است. در چنین شرایطی، هزینه‌های تولید افزایش و عرضه کلی کاهش می‌یابد. از سوی دیگر کاهش ارزش پول، افزایش تقاضای پول و در نتیجه افزایش نرخ بهره را در پی دارد. با افزایش نرخ بهره، هزینه‌ی استفاده از سرمایه افزایش می‌یابد. در چنین شرایطی، انگیزه‌ی تولیدکنندگان برای تولید و عرضه‌ی کلی کاهش می‌یابد (بهمنی اسکویی و میتزا، ۲۰۰۶، ص ۵۱ و سلیمانو، ۱۹۸۶<sup>۹</sup>، ص ۱۳۶).

### ۳- بررسی مطالعات انجام شده

مطالعات داخل و خارج از کشور در زمینه‌ی تأثیر تغییرات نرخ ارز بر تولید، نتیجه‌ی واحد و مشخصی را به دست نمی‌دهد. چگونگی تأثیر تغییرات نرخ ارز بر تولید مورد توجه بسیاری از محققان بوده است. به طور کلی، با توجه به روش انجام مطالعه، این مطالعات به چهار روش مقایسه‌ای قبل و بعد از اعمال سیاست کاهش ارزش پول،<sup>۱۰</sup> روش مقایسه بین کشورهای مواجه با کاهش ارزش پول همراه با گروه کنترل<sup>۱۱</sup> روش شبیه‌سازی<sup>۱۲</sup> و روش اقتصادسنجی<sup>۱۳</sup> قابل تقسیم است. دیاز الجاندرو<sup>۱۴</sup> (۱۹۶۵) با استفاده از روش مقایسه‌ی قبل و بعد از اعمال سیاست کاهش ارزش پول، وجود اثرات انقباضی کاهش ارزش پول بر تولید را نتیجه گرفت. مهمترین ایراد این روش در عدم وجود فرض ثبات سایر شرایط<sup>۱۵</sup> است. به این دلیل دونووان<sup>۱۶</sup> (۱۹۸۱) و ادواردز<sup>۱۷</sup> (۱۹۸۹) از روش مقایسه‌ی کشورهای مواجه

<sup>۹</sup> Solimano

<sup>۱۰</sup> 'Before-after' approach

<sup>۱۱</sup> 'With-without' or 'control-group' approach

<sup>۱۲</sup> 'Macro-simulation' approach

<sup>۱۳</sup> 'Econometric' approach

<sup>۱۴</sup> Diaz-Alejandro

<sup>۱۵</sup> Ceteris paribus

<sup>۱۶</sup> Donovan

<sup>۱۷</sup> Edwards

با کاهش ارزش پول برای بررسی اثر تغییرات نرخ ارز بر تولید استفاده کردند. کروگمن و تیلور (1978)، هانسون<sup>18</sup> (1983)، اسلام<sup>19</sup> (1984)، ون‌ویجنبرگن<sup>20</sup> (1986)، سلیمانو<sup>21</sup> (1986)، باربون و ریورا-باتیز<sup>22</sup> (1987) و گیلفسن و رادتزکی<sup>23</sup> (1991) از روش شبیه سازی استفاده کردند. پس از آن روش‌های اقتصادسنجی به دلیل تنوع و اعتبار بیشتر نتایج، جایگزین دیگر روش‌ها شد. ادواردز (1986)، مرلی<sup>24</sup> (1992) و کمین و کلا<sup>25</sup> (1998) با استفاده از روش‌های سنتی اقتصادسنجی نتایج متفاوتی به دست آوردند. در روش‌های جدید اقتصادسنجی، ابتدا چگونگی ایستایی متغیرها و وجود یا عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها بررسی می‌شود. بهمنی اسکویی و ری<sup>26</sup> (1997)، بهمنی اسکویی (1998)، آپادیا<sup>27</sup> (1999)، چو و چاو<sup>28</sup> (2001)، بهمنی اسکویی و همکاران (2002)، کریستوپولس<sup>29</sup> (2004)، بهمنی اسکویی و میتزا (2006) و ختایی و غربالی مقدم (1383) از روش‌های جدید اقتصادسنجی برای بررسی اثر تغییرات نرخ ارز بر تولید استفاده کرده‌اند. بررسی مطالعات انجام شده‌ی این محققان نشان دهنده‌ی وجود نتایج متفاوت اثر تغییرات نرخ ارز بر تولید ناخالص داخلی است، به طوری که در این مطالعات اثر مثبت (انبساطی) و اثر منفی (انقباضی) کاهش ارزش پول بر تولید ناخالص داخلی نتیجه گرفته شده است. وجود تفاوت بین نتایج این مطالعات در روش‌های برآورد، متغیرهای استفاده شده در مدل، دوره‌ی زمانی بررسی و کشور یا کشورهای در نظر گرفته شده در هر تحقیق است. خلاصه‌ی مطالعات انجام شده در این زمینه در جدول (1) نشان داده شده است.

---

<sup>18</sup> Hanson

<sup>19</sup> Islam

<sup>20</sup> Van Wijnbergen

<sup>21</sup> Solimano

<sup>22</sup> Barbone and Rivera-Batiz

<sup>23</sup> Gylfason and Radetzki

<sup>24</sup> Morley

<sup>25</sup> Kamin and Klau

<sup>26</sup> Bahmani-Oskooee and Rhee

<sup>27</sup> Upadhyaya

<sup>28</sup> Chou and Chao

<sup>29</sup> Christopoulos

## جدول ۱: خلاصه مطالعات انجام شده در داخل و خارج

نام محقق یا محققین	نام کشور یا کشورها	روش برآورد	دوره زمانی	نتیجه
دیاز الجاندرو	آرژانتین	شیوهی مقایسه‌ای	1955-1961	اثر انقباضی
دونووان	12 کشور در حال توسعه	گروه کنترل	1970-1976	متفاوت
ادواردز	12 کشور در حال توسعه	گروه کنترل	1962-1982	متفاوت
کروگمن و تیلور	----	شیوهی شبیه‌سازی	----	اثر انقباضی
هانسون	----	شیوهی شبیه‌سازی	----	اثر انقباضی
اسلام	----	شیوهی شبیه‌سازی	----	اثر انقباضی
سلیمانو	----	شیوهی شبیه‌سازی	----	اثر انقباضی
ون‌ویچنبرگن	----	شیوهی شبیه‌سازی	----	اثر انقباضی
باربون و ربورا- باتیز	جامائیکا	شیوهی شبیه‌سازی	1980	اثر انقباضی
گیلفسن و ردتزکی	----	شیوهی شبیه‌سازی	----	اثر انقباضی
ادواردز	12 کشور در حال توسعه	شیوهی اقتصادسنجی	1965-1980	متفاوت
مرلی	26 کشور در حال توسعه	شیوهی اقتصادسنجی	1974-1984	اثر انقباضی
کمین و کلا	کشور در حال توسعه	شیوهی اقتصادسنجی	1970-1996	متفاوت
ختایی و غربالی مقدم	ایران	شیوهی اقتصادسنجی	1338-1379	اثر انقباضی
بهمنی اسکویی و ری	کره	شیوهی اقتصادسنجی	1971-1994	متفاوت
بهمنی اسکویی	23 کشور کمتر توسعه یافته	شیوهی اقتصادسنجی	1973-1988	متفاوت
آپادایا	شش کشور آسیایی	شیوهی اقتصادسنجی	1963-1993	متفاوت
چو و چاو	پنج کشور آسیایی	شیوهی اقتصادسنجی	1966-1998	متفاوت
بهمنی اسکویی، چامسیسنگ‌ف و کندیل	پنج کشور آسیایی	شیوهی اقتصادسنجی	1976-1999	متفاوت
کریستوپولس	11 کشور آسیایی	شیوهی اقتصادسنجی	1968-1999	متفاوت
بهمنی اسکویی و میتزا	42 کشور، شامل 18 کشور عضو OECD و 24 کشور غیر عضو OECD	شیوهی اقتصادسنجی	1988-1997	متفاوت

ماخذ: جمع بندی محققان

## 4- معرفی مدل و داده‌ها

## 4-1- معرفی مدل

در علم اقتصاد سیاست‌های پولی و مالی در کنار سیاست‌های ارزی دارای جایگاه ویژه‌ای است. این سیاست‌ها بر تولید دارای اثرات زیادی است. بر اساس مدل ماندل - فلمینگ،<sup>30</sup> اثر سیاست‌های پولی و مالی در نظام‌های مختلف ارزی قابل بررسی است. تعادل عرضه و تقاضای پول در بازار پول مطابق با رابطه‌ی زیر برقرار است.

$$\frac{M_s}{p} = L(i, y) \quad (5)$$

<sup>30</sup> Mundell-Fleming



در رابطه‌ی فوق  $M_s$  نشانگر عرضه‌ی پول  $p$  سطح عمومی قیمت‌ها،  $i$  نرخ بهره و  $y$  درآمد است. در مدل ماندل-فلمینگ و در یک کشور دارای نظام نرخ ارز ثابت سیاست‌های پولی به دلیل ثابت بودن نرخ ارز، نسبت به یک نظام نرخ ارز شناور اثرگذاری کمتری برخوردار است (منکیو،<sup>31</sup> 2000، ص 329). در بازار کالا نیز سیاست‌های ارزی مطابق رابطه‌ی زیر بر تولید اثرگذار است.

$$Y = A(i, y) + X - M \quad (6)$$

در رابطه‌ی فوق،  $x$  نشانگر میزان صادرات و  $m$  واردات است. مطابق با این رابطه، تغییرات نرخ ارز بر خالص صادرات و سیاست‌های مالی بر میزان جذب اثرگذار است. بر اساس مدل ماندل فلمینگ، سیاست‌های مالی در نظام نرخ ارز ثابت اثرگذاری بیشتری نسبت به نظام نرخ ارز شناور دارد.

برای بررسی ارتباط بین نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی در این تحقیق از تلفیق روش جذب و روش پولی استفاده شده است. این روش با بهره‌گیری از مدل بهمنی اسکویی و میتزا (2006) مطابق با رابطه‌ی (7) برای بررسی تجربی تأثیر تغییرات نرخ ارز بر تولید استفاده شده است.

$$LGDP_{it} = a_0 + a_1 LNEER_{it} + a_2 LGOVEXP_{it} + a_3 LM_{2it} + U_{it} \quad (7)$$

در رابطه‌ی فوق، اندیس  $i$  نشانگر کشورهای مختلف ( $i=1, 2, \dots, 6$ ) است. با توجه به این که در هر گروه از نظام‌های ارزی شش کشور وجود دارد، مقدار برای هر متغیر از یک تا شش است. اندیس  $t$  مشخص کننده‌ی زمان برای هر متغیر ( $t=1981, 1982, \dots, 2004$ ) است. از فرم لگاریتمی متغیرها برای برآورد الگو استفاده شده است.

#### 4-2- معرفی متغیرها

در این تحقیق از سه شاخص تولید ناخالص داخلی، مخارج دولتی و حجم گسترده‌ی پول استفاده شده است. برای محاسبه‌ی این شاخص‌ها ابتدا با استفاده از آمار در دسترس، مقدار هر متغیر برای کلیه‌ی کشورهای مورد مطالعه به قیمت ثابت سال 2000 بر حسب پول داخلی آن کشور محاسبه شده است. سپس با در

<sup>31</sup> Mankiw

نظر گرفتن آمار سال 2000 به عنوان سال پایه و نسبت دادن عدد 100 به آن، هر سه متغیر به شاخص تبدیل شده است. بر این اساس، در این تحقیق  $LGDP$  نشانگر لگاریتم شاخص تولید ناخالص داخلی،  $LGOVEXP$  لگاریتم طبیعی شاخص حقیقی مخارج دولت،  $LM_2$  لگاریتم طبیعی شاخص حجم گسترده‌ی پول (نقدینگی حقیقی) و  $LNEER$  لگاریتم طبیعی نرخ ارز موثر اسمی است.

به این دلیل که ارزش پول یک کشور در برابر ارزش پول سایر کشورها متغیر است و امکان کاهش آن در برابر ارزش پول یک کشور خارجی و افزایش آن در برابر ارزش پول کشور دیگر وجود دارد، از متغیر نرخ ارز موثر اسمی استفاده شده است. با استفاده از این متغیر، خالص تغییرات ارزشی پول داخلی نسبت به سایر کشورها نشان داده می‌شود. همچنین، دلیل استفاده از فرم اسمی متغیر نرخ ارز موثر، استفاده از متغیرهای اسمی به عنوان ابزار سیاستگذاری دولت‌ها است.

ضریب  $a_1$  به عنوان مهمترین متغیر تخمین زده شده در این تحقیق نشانگر ضریب کشش تولید ناخالص داخلی واقعی نسبت به نرخ ارز موثر اسمی است. ضریب  $a_2$  به عنوان ضریب شاخص سیاست پولی با پیش بینی علامت مثبت برای آن، کشش تولید ناخالص داخلی واقعی نسبت به حجم نقدینگی حقیقی است. ضریب  $a_3$  نشان دهنده‌ی میزان تأثیر سیاست‌های مالی بر تولید ناخالص داخلی با پیش بینی علامت مثبت است. با توجه به استفاده از تعریف غیرمستقیم نرخ ارز موثر اسمی در این تحقیق، علامت مثبت  $a_1$  نشان دهنده‌ی اثر منفی کاهش ارزش پول بر تولید ناخالص داخلی است.

## 5- روش برآورد الگو

با توجه به وجود داده‌های سری زمانی به عنوان بخشی از داده‌های پانلی در این تحقیق، ابتدا وجود یا عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای موجود در الگو آزمون شده است. به این منظور، آزمون‌های ایستایی و همجمعی استفاده شده است. همچنین، با توجه به وجود روش‌های مختلف برآورد داده‌های پانلی، برای به دست آوردن شیوه‌ی مناسب برآورد، آزمون هاسمن به کار گرفته شده است. در ادامه، این آزمون‌ها و روش‌ها بررسی شده است.

## 5-1- آزمون ایستایی

آزمون‌های ایستایی از جمله مهمترین آزمون‌ها برای برآورد یک رگرسیون با ضرایب قابل اعتماد است. برای جلوگیری از به وجود آمدن رگرسیون ساختگی، از آزمون‌های ایستایی استفاده می‌شود. در تعیین ایستایی داده‌های پانلی، آزمون‌های متفاوتی وجود دارد.

در این تحقیق برای بررسی ایستایی متغیرها از آزمون ایم، پسران و شین<sup>32</sup> (IPS) استفاده شده است. این آزمون از آزمون لوین و لین<sup>33</sup> و آزمون هریس و زوالیس<sup>34</sup> دارای محدودیت‌های کمتری است.

آزمون IPS، بر اساس میانگین آزمون دیککی فولر<sup>35</sup> تعمیم یافته بین نمونه‌های مقطعی شکل گرفته است. رگرسیون دیککی فولر تعمیم یافته زیر را در نظر بگیرید:

$$y_{it} = r_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{i,t-j} + z'_{it} g + e_{it} \quad (8)$$

بررسی آزمون ایستایی مستلزم بررسی فرض  $H_0 : r_i = 1$  برای همه‌ی  $i$ ها است. در این آزمون فرضیه‌ی  $H_1$  به صورت زیر است.

$$H_1 : r_i < 1 \quad \text{حداقل برای یکی از } i \text{ ها}$$

با آزمون فرضیه‌ی  $H_0$  ایستایی متغیر مورد نظر قابل بررسی است (زرائناد و انواری، 1384). آزمون IPS در دو حالت داده‌های مقطعی دارای یک مقدار ثابت و داده‌های مقطعی دارای مقدار ثابت و متغیر روند قابل بررسی است. به دلیل روشن نبودن اعتبار هر کدام از حالت‌های فوق، در این تحقیق از هر دو حالت با تفکیک نتایج استفاده شده است.

با در نظر گرفتن  $t_{ri}$  به عنوان آماره‌ی  $t$  رگرسیون دیککی- فولر تعمیم یافته‌ی هر کشور، متوسط آماره‌ی  $t$  به صورت زیر است.

$$\bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{ri} \quad (9)$$

<sup>32</sup> Im, Pesaran and Shin (IPS)

<sup>33</sup> Levin and Lin

<sup>34</sup> Harris and Tzavalis

<sup>35</sup> Augmented Dickey-Fuller

در رابطه‌ی فوق،  $\bar{t}$  دارای توزیع نرمال استاندارد است (بالتاجی، ۲۰۰۵<sup>۳۶</sup>، و ایم<sup>۳۷</sup> و همکاران، ۲۰۰۳).

$$t_{IPS} = \frac{\sqrt{N} \left( \bar{t} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N E[t_{iT} / r_i = 1] \right)}{\sqrt{\frac{i}{N} \sum_{i=1}^N \text{var}[t_{iT} / r_i = 1]}} \Rightarrow N(0,1) \quad (10)$$

## 5-2- آزمون همجمعی

در صورت نایستایی متغیرهای مدل، احتمال ایجاد رگرسیون ساختگی وجود دارد. برای اجتناب از وضعیت‌های رگرسیون ساختگی، آزمون همجمعی به عنوان یک پیش‌آزمون قابل استفاده است (گرنجر، ۱۹۸۶<sup>۳۸</sup>، ص ۲۲۶). به این ترتیب، تنها در شرایط همجمعی متغیرها می‌توان به نتایج اعتماد کرد. پدرونی<sup>۳۹</sup> (۲۰۰۴) چگونگی همجمعی داده‌های ترکیبی را به وسیله‌ی هفت آماره‌ی متفاوت در دو گروه، شامل چهار آماره‌ی درون‌گروهی<sup>۴۰</sup> و سه آماره‌ی بین‌گروهی<sup>۴۱</sup> به شرح زیر بررسی کرد.

$$\begin{aligned} y_{it} &= a_i + b_i t + g_{1i} x_{1i,t} + g_{2i} x_{2i,t} + \dots + g_{Mi} x_{Mi,t} + e_{i,t} \\ i &= 1, 2, \dots, N \\ t &= 1, 2, \dots, T \\ m &= 1, 2, \dots, M \end{aligned} \quad (11)$$

پس از برآورد رابطه‌ی فوق، مدل خودهمبسته زیر برای جزء اخلاص محاسبه شده است.

$$\hat{e}_{i,t} = \tilde{a}_i \hat{e}_{i,t-1} + \hat{u}_{i,t} \quad (12)$$

در آماره‌های درون‌گروهی عدم وجود همجمعی به عنوان فرضیه‌ی صفر در نظر گرفته شده و فرضیات آن به شرح زیر است.

$$\begin{aligned} H_0 : \tilde{a}_i &= 1 && \text{برای همه‌ی } i \text{ ها} \\ H_1 : \tilde{a}_i &= \tilde{a} < 1 && \text{برای همه‌ی } i \text{ ها} \end{aligned} \quad (13)$$

<sup>36</sup> Baltagi

<sup>37</sup> Im

<sup>38</sup> Granger

<sup>39</sup> Pedroni

<sup>40</sup> within-dimension

<sup>41</sup> between-dimension

در این روش  $\tilde{a}_i$ ها دارای ارزش یکسانی است. فرضیات روش بین‌گروهی به شرح زیر است.

$$\begin{aligned} H_0 : \tilde{a}_i &= 1 && \text{برای همه‌ی } i\text{ها} \\ H_1 : \tilde{a}_i &< 1 && \text{برای همه‌ی } i\text{ها} \end{aligned} \quad (14)$$

در این روش  $\tilde{a}_i$ ها ارزش یکسانی ندارد. آماره‌های حاصل از روش درون‌گروهی، آماره‌های همجمعی داده‌های پانل<sup>42</sup> است. در این تحقیق، این آماره‌ها با پیشوند *panel* نشان داده شده است. آماره‌های حاصل از روش بین‌گروهی، آماره‌های همجمعی میانگین گروهی داده‌های پانل<sup>43</sup> است و در این تحقیق با پیشوند *group* نشان داده شده است. از هفت آماره‌ی استخراج‌شده‌ی پدرونی تنها دو آماره به صورت پارامتری<sup>44</sup> و شبیه به آماره *t* دیکی- فولر تعمیم‌یافته است. پنج آماره‌ی دیگر، غیرپارامتری<sup>45</sup> و چهار آماره از این پنج آماره شبیه به آماره‌ی *r* فیلپس و پرون<sup>46</sup> است. به دلیل مناسب بودن آماره‌های پارامتری برای داده‌های پانلی متوسط، در این تحقیق از این آماره‌ها استفاده شده است. روش محاسبه‌ی این آماره‌ها به شرح زیر است.

ابتدا با استفاده از رابطه‌ی زیر باقیمانده‌ها محاسبه می‌شود.

$$\Delta y_{it} = b_{1i} \Delta x_{1i,t} + b_{2i} \Delta x_{2i,t} + \dots + b_{Mi} \Delta x_{Mi,t} + c_{i,t} \quad (15)$$

در رابطه‌ی فوق  $\hat{c}_{i,t}$  نشانگر باقیمانده است. سپس واریانس بلندمدت  $\hat{c}_{i,t}$

مطابق رابطه‌ی زیر محاسبه می‌شود.

$$\hat{L}_{11i}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{c}_{i,t}^2 + \frac{2}{T} \sum_{l=1}^{k_i} \left(1 - \frac{l}{k_i + 1}\right) \sum_{t=l+1}^T \hat{c}_{i,t} \hat{c}_{i,t-l} \quad (16)$$

در رابطه‌ی فوق  $\hat{L}_{11i}^2$  نشانگر مقدار واریانس بلند مدت  $\hat{c}_{i,t}$  است. سپس

واریانس‌های  $\hat{e}_{i,t}$  را به صورت زیر محاسبه می‌کنیم.

$$\hat{s}_i^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{u}_{i,t}^2 \quad (17)$$

$$\tilde{s}_{N,T}^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^T \hat{s}_i^2 \quad (18)$$

<sup>42</sup> Panel cointegration statistics

<sup>43</sup> Group mean panel cointegration statistics

<sup>44</sup> Parametric

<sup>45</sup> Nonparametric

<sup>46</sup> Phillips and Perron

در پایان دو آماره‌ی  $Panel-t$  و  $Group-t$  با استفاده از روابط زیر محاسبه می‌شود.

$$Panel - t = \left[ \hat{s}_{N,T} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right]^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} \quad (19)$$

$$Group - t = N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \left[ \sum_{t=1}^T \hat{s}_i^2 \hat{e}_{i,t-1}^2 \right]^{-1/2} \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} \quad (20)$$

سپس دو آماره‌ی محاسبه شده در روابط (19) و (20) با استفاده از رابطه‌ی زیر استاندارد می‌شود.

$$\frac{c_{N,T} - m\sqrt{N}}{\sqrt{n}} \Rightarrow N(0,1) \quad (21)$$

در این رابطه  $c_{N,T}$  نشانگر آماره‌های محاسبه شده در روابط (19) و (20) و  $n$  و  $m$  به ترتیب میانگین و واریانس است. که مقادیر آنها در مطالعه‌ی پیدرونی (1999) وجود دارد (پیدرونی، 1999، ص 666). برای برآورد پارامترها در این تحقیق از روش اثرات ثابت و روش اثرات تصادفی برای داده‌های پانل استفاده شده است.

### 3-5- مدل اثرات ثابت<sup>47</sup> یا حداقل مربعات با متغیر مجازی<sup>48</sup> (LSDV)

در مدل اثرات ثابت عرض از مبدأ بین واحدها متغیر است. رگرسیون زیر با فرض استقلال کلیه‌ی  $x_{it}$  ها از  $e_{it}$  ها در نظر گرفته شده است.

$$y_{it} = a_i + x'_{it}b + e_{it} \quad , \quad e_{it} \sim IID(0, s_e^2) \quad (22)$$

با وارد نمودن متغیرهای مجازی برای هر واحد در رابطه‌ی 22، رابطه‌ی زیر حاصل می‌شود.

$$y_{it} = \sum_{j=1}^N a_j d_{ij} + x'_{it}b + e_{it} \quad (23)$$

در رابطه‌ی فوق اگر  $i = j$  باشد، مقدار  $d_{ij} = 1$  و در سایر موارد  $d_{ij} = 0$  است.

رابطه‌ی (23) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برآورد می‌شود که به روش برآورد حداقل مربعات با متغیر مجازی (LSDV) معروف است. در این

<sup>47</sup> Fixed effects model

<sup>48</sup> Least squares dummy variable

روش، عرض از مبدأ تنها بین مقاطع متغیر است و عامل زمان اثری بر آنها ندارد. مدل اثرات ثابت در شرایط تغییر عرض از مبدأ با تغییرات زمان و یا شرایط تغییر عرض از مبدأ با تغییرات واحدها و تغییرات زمان، قابل بررسی است (وربک،<sup>49</sup> 2004، صص 346-345).

#### 5-4- مدل اثرات تصادفی<sup>50</sup>

در مدل اثرات تصادفی نیز هر واحد دارای عرض از مبدأ خاص است. با این تفاوت که در این روش  $a_i$  ها متغیر تصادفی و به طور یکسان و غیر وابسته بین واحدها مطابق با رابطه‌ی زیر توزیع شده است.

$$y_{it} = m + x'_{it}b + a_i + e_{it}, \quad e_{it} \sim IID(0, s_e^2); \quad a_i \sim IID(0, s_a^2) \quad (24)$$

مطابق با رابطه‌ی فوق، در این روش جزء اخلاص از دو جزء تشکیل شده است: یکی جزء خطای مقطعی ( $a_i$ ) که بین این جزء خطا و گذشت زمان ارتباطی وجود ندارد؛ و دیگری جزء خطای ترکیبی سری زمانی و مقطعی ( $e_{it}$ ) است. در این مدل فرض می‌شود که اجزای خطای مقطعی با یکدیگر خودهمبستگی دارند و میان واحدهای مقطعی و سری زمانی همبستگی وجود ندارد. استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تخمین پارامترها دارای نتایج بدون تورش و سازگار است. اما در این حالت جزء خطا خودهمبستگی دارد و تنها در شرایط  $s_a^2 = 0$  خودهمبستگی وجود نخواهد داشت. به این دلیل از روش حداقل مربعات تعمیم یافته<sup>51</sup> ( $GLS$ ) برای برآورد پارامترها استفاده می‌شود. بر این اساس  $\hat{b}_{GLS}$  به صورت زیر قابل برآورد است.

$$\hat{b}_{GLS} = \left( \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)' + yT \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{x}_i - \bar{x})' \right)^{-1} \times \left( \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i) + yT \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{y}_i - \bar{y})' \right)^{-1} \quad (25)$$

برای تعیین نوع روش تخمین مدل از آزمون هاسمن<sup>52</sup> به شرح زیر استفاده

می‌شود.

<sup>49</sup> Verbeek

<sup>50</sup> Random effects model

<sup>51</sup> General Least Square

<sup>52</sup> Hausman test

## 5-5- آزمون هاسمن

بر اساس آزمون هاسمن (1987) وجود اختلاف بین برآوردهای روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی، به عنوان فرضیه‌ی صفر در نظر گرفته شده است. به این ترتیب، رد فرضیه‌ی صفر نشان دهنده‌ی روش اثرات ثابت است. در این آزمون فرضیه‌ی صفر بر اساس فرض عدم وجود همبستگی بین  $a_i$  و  $x_{it}$  است. ایده‌ی اصلی آزمون هاسمن مقایسه‌ی دو برآوردهای اثرات ثابت و اثرات تصادفی است به طوری که یکی از برآوردها نشان دهنده‌ی سازگاری هم با فرضیه‌ی صفر و هم با فرضیه‌ی مقابل و برآوردهای دیگر نشان دهنده‌ی سازگاری تنها با فرضیه‌ی صفر است. وجود تفاوت معنی‌دار بین این دو برآوردها نشان دهنده‌ی عدم پذیرش فرضیه‌ی صفر است. با فرض برابر صفر بودن  $E\{e_{it}x_{is}\}$  برای هر  $t$  و  $s$  با استفاده از  $\hat{b}_{FE}$  (برآوردهای روش اثرات ثابت) می‌توان نتایج سازگاری را بدون توجه به وجود و یا عدم وجود همبستگی بین  $a_i$  و  $x_{it}$  به دست آورد. اما در شرایط ذکر شده  $\hat{b}_{RE}$  (برآوردهای روش اثرات تصادفی) تنها در شرایط عدم وجود همبستگی بین  $a_i$  و  $x_{it}$  سازگار است.

## 6- نتایج برآورد

قبل از برآورد مدل، برای اطمینان از ساختگی نبودن و در پی آن نتایج نامطمئن، چگونگی ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون ایم، پسران و شین (IPS) بررسی شده است. وقفه‌های بهینه در این آزمون با معیار شوارتز<sup>53</sup> تعیین شده است. این آزمون در دو حالت (داده‌های مقطعی دارای یک مقدار ثابت و داده‌های مقطعی دارای مقدار ثابت و متغیر روند) بررسی شده است. نتایج این آزمون در قسمت‌های بعد برای دو گروه از کشورها شرح داده شده است.

## 6-1- نتایج آزمون IPS برای کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت و شناور

بر اساس نتایج آزمون ایستایی مطابق با جداول (1) و (2) پیوست هیچ یک از متغیرهای حاضر در کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت، در هر دو حالت در سطح ایستا نیست. اما مطابق با نتایج با تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها، فرض صفر رد شده است و متغیرها در سطح یک درصد معنی‌دار هستند. به این ترتیب،

<sup>53</sup> Schwartz



کلیه‌ی متغیرهای مربوط به کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت دارای ریشه‌ی واحد بوده و در نتیجه ایستا از مرتبه‌ی اول،  $I(1)$ ، هستند.

آزمون ایستایی متغیرهای موجود در کشورهای دارای نظام نرخ ارز شناور در جدول (3) و (4) پیوست نشان داده شده است. نتایج نشان دهنده‌ی وجود ریشه‌ی واحد در سطح و در نتیجه عدم ایستایی آنها است. تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها در سطح یک درصد معنی‌دار بوده و فرض صفر قابل رد کردن است. به این ترتیب، این متغیرها نیز ایستا از مرتبه‌ی اول هستند.

با توجه به نتایج به دست آمده از این آزمون، به دلیل عدم ایستایی متغیرها در سطح در هر دو مورد از کشورها، از آزمون‌های همجمعی استفاده شده است؛ زیرا در حالت عدم ایستایی متغیرها، تنها در صورت وجود رابطه‌ی همجمعی میان متغیرها می‌توان به نتایج اعتماد کرد.

#### 6-2- نتایج آزمون همجمعی

در این تحقیق از آزمون همجمعی پدرونی برای بررسی وجود یا عدم وجود رابطه‌ی همجمعی میان متغیرها استفاده شده است. در این بخش از دو آماره‌ی پارامتری  $Panel-t$  و  $Group-t$  استفاده شده است.

پس از استاندارد شدن، این دو آماره به ترتیب با نمادهای  $Panel\ adf-stat$  و  $Group\ adf-stat$  نمایش داده شده است. با توجه به توزیع نرمال استاندارد این دو آماره، نتایج با مقدار بحرانی  $-1/96$  مطابق با جدول (5) پیوست مقایسه شده است. طبق نتایج حاصل شده، در کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت، قدرمطلق اعداد به دست آمده از  $1/96$  بیشتر است و فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی همجمعی میان متغیرها قابل رد است. بر این اساس، در کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت ارتباط بلندمدت میان متغیرها وجود دارد. براساس نتایج، برای کشورهای دارای نظام نرخ ارز شناور نیز می‌توان فرض صفر را رد کرد. با رد شدن فرض صفر در بلندمدت، بین متغیرها ارتباط وجود دارد. لازم به ذکر است که آزمون همجمعی تنها وجود یا عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت را بیان می‌کند و میزان این ارتباط و چگونگی علامت آن با انجام این آزمون قابل تعیین نیست. به این ترتیب، برای بررسی میزان و چگونگی این ارتباط باید از روش‌های برآورد روابط استفاده شود.

### 3-6- نتایج آزمون هاسمن

از آزمون هاسمن برای تعیین روش مناسب برآورد پارامترهای الگو استفاده شده است. با انجام این آزمون مطابق با جدول (5) پیوست میزان آماره‌ی  $c^2$  به دست آمده برای کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت 0/11 است. با مقایسه‌ی این آماره با آماره‌ی جدول مقادیر بحرانی، می‌توان نتیجه گرفت که روش مناسب برای برآورد الگو، روش اثرات تصادفی است. بر اساس نتیجه‌ی آزمون هاسمن در ارتباط با کشورهای دارای نظام نرخ ارز شناور نیز روش اثرات تصادفی به عنوان روش مناسب برآورد الگو است. در این آزمون، آماره‌ی  $c^2$  برابر با 1/52 است. مقادیر بحرانی ارائه شده در جداول آماری، میزان آماره‌ی  $c^2$  با درجه‌ی آزادی 3، در سطح معنی‌داری ده درصد، 6/25 است. به این ترتیب، در سطح معنی‌داری ده درصد نمی‌توان فرض صفر را رد نمود.

### 4-6- نتایج برآورد مدل برای کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت

پس از مشخص شدن روش مناسب برآورد پارامترها، نتایج حاصل از برآورد مدل برای کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت بررسی می‌شود. بر اساس آزمون هاسمن، از روش اثرات تصادفی برای برآورد مدل استفاده شده است. نتایج به دست آمده به فرم اصلی برنامه‌ی RATS در جدول (6) پیوست ارائه شده است. بر اساس نتایج حاصل از برآورد مدل، کلیه‌ی متغیرها در سطح یک درصد معنی‌دار و همه‌ی ضرایب دارای علامت و میزان قابل قبول است. به این ترتیب، نتایج به دست آمده برای متغیرها قابل اعتماد است. همچنین، بر اساس این نتایج میزان ضریب همبستگی بین متغیرها 0/96 است؛ یعنی 96 درصد از تغییرات تولید ناخالص داخلی به وسیله‌ی متغیرهای موجود در الگو توضیح داده شده است.

در این تحقیق ضریب نرخ ارز مؤثر اسمی از اهمیت بالایی برخوردار است. با توجه به تعریف غیرمستقیم نرخ ارز و ضریب منفی، نتایج به دست آمده در ارتباط با این ضریب نشان دهنده‌ی اثر مثبت کاهش ارزش پول بر تولید ناخالص داخلی است. اما میزان این ضریب نشان می‌دهد که با کاهش (افزایش) یک درصدی ارزش پول، تولید ناخالص داخلی به میزان نه صدم درصد افزایش (کاهش) می‌یابد. ضریب به دست آمده در مورد مخارج دولتی نشانگر اثر مثبت سیاست‌های مالی بر تولید است. مقدار این ضریب 0/31 است؛ یعنی تغییر یک درصدی مخارج دولتی،

تغییر 0/31 درصدی تولید را در پی دارد. ضریب حجم حقیقی نقدینگی نیز دارای علامت مثبت است. بنابراین، اثر سیاست‌های پولی بر تولید نیز مثبت است. میزان ضریب این متغیر 0/41 است. به این ترتیب تغییر یک درصدی حجم حقیقی نقدینگی تغییر 0/41 درصدی تولید را در پی دارد.

#### 5-6- نتایج برآورد مدل برای کشورهای دارای نظام نرخ ارز شناور

نتایج برآورد الگو برای کشورهای دارای نظام نرخ ارز شناور با استفاده از روش اثرات تصادفی به فرم اصلی برنامه‌ی RATS در جدول (7) پیوست ارائه شده است. ضرایب برآورد مدل نشانگر معنی داری تمامی ضرایب در سطح یک درصد به جز ضریب متغیر نرخ ارز مؤثر اسمی است. با توجه به میزان آماره  $t$  پایین این متغیر با وجود رابطه‌ی مثبت بین کاهش ارزش پول و سطح تولید، در مورد تأثیر تغییر نرخ ارز بر تولید به طور قاطع نمی‌توان اظهار نظر کرد. ضریب مخارج دولتی از لحاظ آماری کاملاً معنی دار است. نتایج بیانگر وجود رابطه‌ی مثبت بین تغییرات مخارج دولتی و تولید است. بر اساس ضریب مخارج دولتی، یک درصد تغییر در این متغیر 0/14 درصدی تولید ناخالص داخلی را در پی دارد. ضریب حجم حقیقی نقدینگی، از لحاظ آماری کاملاً معنی دار 0/51 است؛ یعنی یک درصد تغییر در حجم حقیقی نقدینگی تغییر 0/51 درصدی تولید ناخالص داخلی را در پی دارد. از دیگر نتایج جدول (7) پیوست ضریب همبستگی است. مقدار این ضریب 0/84 است. به عبارتی دیگر، 84 درصد از تغییرات در تولید به وسیله‌ی متغیرهای توضیحی موجود در مدل توضیح داده شده است.

#### 7- خلاصه و نتیجه‌گیری

در این مقاله اثر تغییرات نرخ ارز (کاهش و یا افزایش ارزش پول) بر تولید ناخالص داخلی در کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت و کشورهای دارای نظام نرخ ارز شناور بررسی شده است. به این منظور، از روش داده‌های پانلی و شش کشور دارای نظام نرخ ارز ثابت و شش کشور دارای نظام نرخ ارز شناور استفاده شده است. با توجه به برآوردهای و پارامترهای به دست آمده، رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای نرخ ارز مؤثر و تولید ناخالص داخلی چه در کشورهای منتخب دارای نظام نرخ ارز ثابت و چه در کشورهای منتخب دارای نظام نرخ ارز شناور به اثبات

رسید. ارتباط بین دو متغیر تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز مؤثر در کشورهای منتخب دارای نظام نرخ ارز ثابت نشان داد که با کاهش ارزش پول میزان تولید ناخالص داخلی افزایش و با افزایش ارزش پول کاهش می‌یابد، اگرچه این اثرگذاری از شدت بالایی برخوردار نیست. اما نتایج نشان داد که در کشورهای دارای نظام نرخ ارز شناور با وجود رابطه‌ی مثبت بین کاهش ارزش پول و سطح تولید، با توجه به سطح معنی‌داری ضریب در مورد تأثیر تغییر نرخ ارز بر تولید به طور قاطع نمی‌توان اظهارنظر کرد. اثر سیاست‌های مالی در کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت بیش از تأثیر آن در کشورهای دارای نظام نرخ ارز شناور است. در مورد اثرگذاری سیاست‌های پولی بر تولید عکس این شرایط حاکم است، به طوری که اثر سیاست‌های پولی در کشورهای دارای نظام نرخ ارز شناور بیش از میزان اثر آن در کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت است. با توجه به این نتایج، کشورهایی دارای نظام نرخ ارز ثابت باید در کنار سایر سیاست‌های کلان، سیاست‌های ارزی را نیز برای دستیابی به اهداف کلان اقتصادی از جمله افزایش تولید و اشتغال مورد توجه جدی قرار دهند.

**فهرست منابع:**

آمارهای بانک جهانی و صندوق بین‌المللی پول، سال‌های مختلف.  
 ادواردز، سباستین، مشکل تنظیم نرخ ارز در کشورهای در حال توسعه، ترجمه اسداله  
 فرزین وش، تهران: مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، 1373.  
 ختایی، محمود و غربالی مقدم، یونس، "بررسی رابطه پویا میان نرخ ارز و تولید ناخالص  
 داخلی در اقتصاد ایران"، مجله برنامه و بودجه، سال نهم، شماره 1، 1383، صص 25-3.  
 زراءنژاد، منصور و انواری، ابراهیم، "کاربرد داده‌های ترکیبی در اقتصادسنجی"، فصلنامه  
 بررسی‌های اقتصادی، دوره دوم، شماره چهارم، 1384، صص 21-52.

- Bahmani-Oskooee, M., "Are Devaluations Contractionary in LDCs?"  
*Journal of Economic Development*, Vol. 23, No. 1, 1998, pp. 131-144.
- Bahmani-Oskooee, M. and Rhee, H-J., "Response of Domestic  
 Production to Depreciation in Korea: An Application of Johansen's  
 Cointegration Methodology," *International Economic Journal*, Vol. 11,  
 No. 4, 1997, pp. 103-112.
- Bahmani-Oskooee, M., Chomsisengphet, S. and Kandil, M., "Are  
 Devaluations Contractionary in Asia," *Journal of Post Keynesian  
 Economics*, Vol. 25, No. 1, 2002, pp. 69-81.
- Bahmani-Oskooee, M. and Miteza, I., "Are Devaluations Expansionary  
 or Contractionary? A Survey Article," *Economic Issues*, Vol. 8, Part 8,  
 2003, pp. 1-28.
- Bahmani-Oskooee, M. and Miteza, I., "Are Devaluations  
 Contractionary? Evidence from Panel Cointegration," *Economic  
 Issues*, Vol. 10, Part 1, 2006, pp. 49-64.
- Baltagi, B. H., *Econometric Analysis of Panel Data*, 3rd ed. England:  
 John Wiley and Sons, Ltd, 2005.
- Barbone, L. and Rivera-Batiz, F., "Foreign Capital and the  
 Contractionary Impact of Currency Devaluation, with an Application  
 to Jamaica," *Journal of Development Economics*, Vol. 26, No. 1,  
 1987, pp. 1-15.
- Chou, W. L. and Chao, C.C., "Are Currency Devaluations Effective? A  
 Panel unit Root Test," *Economics Letters*, Vol. 72, 2001, pp. 19-25.
- Christopoulos, D.K., "Currency Devaluation and Output Growth: New  
 Evidence from Panel Data Analysis," *Applied Economics Letters*, Vol.  
 11, 2004, pp. 809-813.
- Diaz-Alejandro, C.F., *Exchange Rate Fevaluation in a Semi-  
 Industrialized Country: The Experience of Argentina 1955- 1961*.  
 United States of America: The M.I.T. Press, 1965.
- Donovan, D. J., "Real Responses Associated with Exchange Rate Action  
 in Selected Upper Credit Tranche Stabilization Programs," *IMF Staff  
 Papers*, Vol. 28, No. 4, 1981, pp. 698-727.

- Edwards, S., "Are Devaluations Contractionary?" *The Review of Economics and Statistics*, Vol. LXVIII, No. 3, 1986, pp. 501-508.
- Edwards, S., "Exchange Controls, Devaluations, and Real Exchange Rates: The Latin American experience," *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 37, 1989, pp. 457-494.
- Granger, C.W.J., "Development in the Study of Co-integrated Economic Variables," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, Is. 3, 1986, pp.213-228.
- Gylfason, T. and Radetzki, M., "Does Devaluation Make Sense in the Least Developed Countries," *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 40, 1991, pp. 1-25.
- Hanson, J.A., "Contractionary Devaluation, Substitution in Production and Consumption and the Role of the Labor Market," *Journal of International Economics*, Vol. 14, No.1/2, 1983, pp. 179-189.
- Harris, R.D.F. and Tzavalis, E., "Inference for Unit Root in Dynamic Panels where the Time Dimension is Fixed," *Journal of Economics*, Vol. 91, 1999, pp. 201-226.
- Im, K.S, Pesaran, M. H. and Shin, Y., "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics*, Vol. 115, No. 1, 2003, pp. 53-74.
- Islam, S., "Devaluation, Stabilization Policies and the Developing Countries: A Macroeconomic Analysis," *Journal of Development Economics*, Vol. 14, No. , 1984, pp. 37-60.
- Kamin, S.B, and Klau, M., "Some Multi-country Evidence on the Effects of Real Exchange Rates on Output," *International Finance Discussion Papers*, No. 611, 1998.
- Krugman, P., and Taylor, L., "Contractionary Effect of Devaluation," *Journal of International Economics*, Vol. 8, 1978, pp. 445-456.
- Mankiw, N. G., *Macroeconomics*, 4th ed. NewYork: R. R. Donnelley & sons, 2000.
- Morley, S., "On the Effects of Devaluation During Stabilization Programs in LDCs," *Review of Economics and Statistics*, Vol. LXXIV, No. 1, 1992, pp. 21-27.
- Pedroni, P., "Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis," *Econometric Theory*, Vol. 20, 2004, pp. 597-625.
- Sodersten, B. and Reed, G., *International economics*, 3d ed. London: The MACMILLAN Press LTD, 1994.
- Solimano, A., "Contractionary Devaluation in the Southern Cone: The Case of Chile," *Journal of Development Economics*, Vol. 23, No. 1, 1986, pp. 135-151.
- Upadhyaya, K.P., "Currency Devaluation, Aggregate Output and the Long Run: An Empirical Study, " *Economics Letters*, Vol. 64, 1999, pp. 197-202.

- 
- Verbeek, M., A Guide to Modern Econometrics, 2nd ed. England: John Wiley and Sons, Ltd, 2004.
- Van Wijnbergen, S.V., "Exchange Rate Management and Stabilization Policies in Developing Countries," Journal of Development Economics, Vol. 23, No. 2, 1986, pp. 227-247.

## پیوست

جدول ۱: نتایج آزمون IPS با مقدار ثابت برای کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت

متغیر	سطح		تفاضل اول	
	Statistic	Prob	Statistic	Prob
LGDP	۰/۸۱۰۶۱	۰/۷۹۱۲	-۸/۲۴۳۲۵	۰/۰۰۰۰۰
LNEER	۰/۳۲۷۹۰	۰/۶۲۸۵	-۴/۵۲۴۳۰	۰/۰۰۰۰۰
LGOVEXP	۳/۶۸۳۷۷	۰/۹۹۹۹	-۷/۹۴۵۵۸	۰/۰۰۰۰۰
LM2	-۰/۳۰۷۹۹	۰/۳۷۹۰	-۵/۸۶۳۵۹	۰/۰۰۰۰۰

ماخذ: نتایج تحقیق

\* در سطح یک درصد معنی دار می باشد

جدول ۲: نتایج آزمون IPS با مقدار ثابت و روند برای کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت

متغیر	سطح		تفاضل اول	
	Statistic	Prob	Statistic	Prob
LGDP	-۰/۱۵۷۴۳	-۰/۵۶۲۵	-۶/۶۱۴۷۱	۰/۰۰۰۰۰
LNEER	-۱/۲۲۰۲۲	۰/۱۱۱۲	-۲/۰۶۶۰۷	۰/۰۰۱۱۰
LGOVEXP	-۱/۲۸۲۹۱	۰/۰۹۹۸	-۷/۱۰۸۸۴	۰/۰۰۰۰۰
LM2	-۰/۶۳۳۷۰	۰/۲۶۳۱	-۴/۵۲۷۹۳	۰/۰۰۰۰۰

ماخذ: نتایج تحقیق

\* در سطح یک درصد معنی دار می باشد

جدول ۳: نتایج آزمون IPS با مقدار ثابت برای کشورهای دارای نظام نرخ ارز شناور

متغیر	سطح		تفاضل اول	
	Statistic	Prob	Statistic	Prob
LGDP	۳/۸۳۵۴۹	۰/۹۹۹۹	-۴/۳۹۳۳۴	۰/۰۰۱۲۰
LNEER	-۱/۰۹۶۰۳	۰/۱۳۶۵	-۳/۳۸۲۹۹	۰/۰۰۰۰۰
LGOVEXP	-۰/۲۳۷۶۸	۰/۴۰۶۱	-۷/۷۰۰۵۷	۰/۰۰۰۰۰
LM2	۱/۸۴۶۳۰	۰/۹۶۷۶	-۴/۱۱۶۹۳	۰/۰۰۰۰۰

ماخذ: نتایج تحقیق

\* در سطح یک درصد معنی دار می باشد

جدول ۴: نتایج آزمون IPS با مقدار ثابت و روند برای کشورهای دارای نظام نرخ ارز شناور

متغیر	سطح		تفاضل اول	
	Statistic	Prob	Statistic	Prob
LGDP	-۰/۲۳۲۱۳	۰/۴۰۸۲	-۳/۳۶۴۲۸	۰/۰۰۰۰۴
LNEER	-۱/۳۲۲۳۳	۰/۰۹۲۹	-۳/۶۲۷۳۲	۰/۰۰۰۰۱
LGOVEXP	-۱/۲۲۵۲۰	۰/۱۱۰۳	-۴/۵۰۲۱۲	۰/۰۰۰۰۰
LM2	۲/۰۲۳۷۷	۰/۹۷۸۵	-۳/۴۹۳۴۵	۰/۰۰۰۰۲

ماخذ: نتایج تحقیق

\* در سطح یک درصد معنی دار می باشد



**جدول 5:** نتایج آزمون‌های هم‌جمعی و هاسمن برای کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت و شناور

آماره	نظام نرخ ارز شناور	نظام نرخ ارز ثابت
	آزمون هم‌جمعی	
Panel adf-stat	-۳/۲۳۰۷۴	-۲/۶۲۷۰۷
Group adf-stat	-۲/۹۶۱۶۱	-۲/۶۵۰۵۶
آزمون هاسمن		
c <sup>2</sup>	۱/۵۲۱۲۰۹	۰/۱۱۷۵۲۷
prob	۰/۶۷۷۴	۰/۹۸۹۷

ماخذ: نتایج تحقیق

**جدول 6:** نتایج برآورد الگو برای کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت

Panel Regression - Estimation by Random Effects				
Dependent Variable LGDP				
Panel(24) of Annual Data From 1//1981:01 To 6//2004:01				
Usable Observations 144		Degrees of Freedom 140		
Centered R**2 0.960986		R Bar **2 0.960150		
Mean of Dependent Variable 1.8409511252		Std Error of Dependent Variable 0.1866797060		
Standard Error of Estimate 0.0372660080		Sum of Squared Residuals 0.1944257490		
Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
*****				
1. Constant	0.699702878	0.062072990	11.27226	0.00000000
2. LNEER	-0.094625463	0.011500492	-8.22795	0.00000000
3. LGOVEXP	0.319604713	0.043212142	7.39618	0.00000000
4. LM2	0.419635061	0.025845526	16.23627	0.00000000

ماخذ: نتایج تحقیق

**جدول 7:** نتایج برآورد الگو برای کشورهای دارای نظام نرخ ارز شناور

Panel Regression - Estimation by Random Effects				
Dependent Variable LGDP				
Panel(24) of Annual Data From 1//1981:01 To 6//2004:01				
Usable Observations 144		Degrees of Freedom 140		
Centered R**2 0.845625		R Bar **2 0.842317		
Mean of Dependent Variable 1.8960305041		Std Error of Dependent Variable 0.1198848620		
Standard Error of Estimate 0.0476054927		Sum of Squared Residuals 0.3172796110		
Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
*****				
1. Constant	0.708775638	0.063388630	11.18143	0.00000000
2. LNEER	-0.016892017	0.011103809	-1.52128	0.12818927
3. LGOVEXP	0.142992065	0.053873952	2.65420	0.00794975
4. LM2	0.514145505	0.044433830	11.57104	0.00000000

ماخذ: نتایج تحقیق

# **A Comparative Study of the Effect of Exchange Rate Changes on Output: Evidence from Panel Cointegration in Selected Developing Countries (1981-2004)**

Mohammad Ali Ghetmiri (Ph.D.) and Reza Sherafatian  
Jahromi (M.Sc.)\*

## **Abstract:**

The main aim of this article is to compare the effect of nominal effective exchange rate changes on real gross domestic product in countries with fixed exchange rate regime and those with floating exchange rate in the long run. For this purpose two groups of countries consisting of six countries each, one group with fixed exchange rate and another with floating exchange rate have been considered. Panel data is used for the period 1981-2004. Im, Pesaran and Shin stationary and Pedroni cointegration tests are used to verify the existence of long run relationship among variables. Based on Hausman test random effect model was estimated for both groups of countries. Results confirm the positive effect of devaluation on output for the group of countries with fixed exchange rate regime. The estimated coefficient is not statistically significant for the group of countries based on flexible exchange rate regime. Based on the study exchange rate policy can effectively be used along with other macroeconomic policies in order to achieve output and employment targets in those countries who have adopted pegged exchange rate regime.

**JEL classification:** *C13, C01, F41, F31*

**Keywords:** Nominal effective exchange rate, panel data, pedroni cointegration test

---

\* Associate professor and graduate student of economics, respectively- Shiraz University, Iran