Archive of SID

فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان / سال دوم، شماره پنجم، بهار ۱۳۹۳/ صفحات ۹۵-۷۷

بررسی تأثیر نرخ ارز بر تولید با استفاده از رهیافت همجمعی داده‌های تلفیقی: مطالعه موردی کشورهای منتخب سند چشم‌انداز

سید فخرالدین فخرحسینی[۱]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۱۱/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۳/۵

چکیده

هدف اصلی از این مقاله «بررسی اثر تغییرات نرخ ارز حقیقی بر تولید ناخالص داخلی حقیقی» در کشورهای منتخب است. به این منظور مدل ادواردز[۲] (۱۹۸۶) برای بررسی این اثر در نظر گرفته شده است. بررسی با استفاده از اطلاعات بانک جهانی(WDI)، داده‌های تلفیقی دوره ۱۹۹۳-۲۰۱۰ انجام شده است. با توجه به نتایج آزمون ایستایی ایم، پسران و شین و عدم ایستایی متغیرها در سطح و برای بررسی وجود یا عدم وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرها، آزمون هم‌انباشتگی پدرونی و کاؤ به‌کار گرفته شده است. نتایج این آزمون‌ها وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرها در این کشورها را تأیید کردند. براساس نتایج آزمون هاسمن، روش آثار ثابت برای داده‌های تلفیقی در برآورد مدل استفاده شد. برآورد مدل، اثر مثبت کاهش ارزش پول بر تولید را در کشورهای منتخب تأیید کرد. اما برای اقتصاد ایران این رابطه معنادار نبوده است. نتایج تحقیق نشان داد که اثر سیاست‌های مالی و پولی بر تولید، مثبت ارزیابی شده است.

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

واژگان کلیدی: نرخ ارز حقیقی، داده‌های تلفیقی، آزمون هم‌انباشتگی پدرونی.

---

۱. استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد تنکابن **Email:** F_fkm21@yahoo.com

2. Edwards

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

افزایش سطح تولید ملی از جمله اهداف مهم کشورهای مختلف و به‌ویژه کشورهای در حال توسعه است. افزایش تولید، زمینه‌ساز 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، به‌عنوان یک متغیر کلیدی و مهم اقتصادی در سیاستگذاری‌ها قلمداد می‌شود، تا جایی که گروهی از کارشناسان به‌خصوص در کشورهای درحال توسعه، از این متغیر به عنوان لنگر اسمی یاد می‌کنند. از سوی دیگر، تولید ناخالص داخلی نیز یکی از مهم‌ترین شاخص‌هایی است که قدرت اقتصادی کشورها را نشان می‌دهد. این مسئله برای اقتصاددانان کشورهای در حال توسعه نیز دارای اهمیت ویژه‌ای بوده است، زیرا در این کشورها برای جبران عقب افتادگی توجه خاصی به رشد تولید داخلی آنها می‌شود و از این جهت شناسایی متغیرهایی که بیشترین تأثیرگذاری را در رشد تولید داشته باشند، مهم است.

شناسایی روابط میان این دو متغیر مهم اقتصادی و عوامل مؤثر بر آن از موضوع‌هایی است که همواره توجه اقتصاددانان را به‌خود جلب کرده که بر این اساس نظریه‌های مختلف و گاهی متناقص نیز ارائه شده است، این تحقیق به‌دنبال بررسی آثار تغییرات نرخ واقعی ارز بر سطح تولید در اقتصاد کشورهای منتخب(ایران، ارمنستان، ترکیه، آذربایجان وقزاقستان) و همچنین ارائه راهکارهایی جهت رویارویی با این آثار در دوره زمانی ۱۹۹۳-۲۰۱۰ از اطلاعات بانک جهانی(WDI)، است. ساختار پژوهش به این صورت است که در بخش دوم به ارائه مبانی نظری، در بخش سوم به ارائه مطالعات انجام گرفته داخلی و خارجی تقسیم شده است. در بخش چهارم به ارائه روش تحقیق و مدل مورد استفاده پرداخته شده است. بخش پنجم به برآورد مدل و در نهایت، بخش ششم به ارائه نتایج و پیشنهادها می‌پردازد.

۱. مبانی نظری

در چارچوب نظریه کلاسیکی، تغییرات نرخ ارز و سایر متغیرهای قیمتی بر تولید حقیقی تأثیر بلندمدت ندارند و رشد و تغییرات تولید تنها به تغییر متغیرهای حقیقی مبنایی مانند سرمایه حقیقی، رشد نیروی کار و پیشرفت فنی بستگی دارد. متغیرهای قیمتی صرفاً در کوتاه‌مدت می‌توانند بعضی از متغیرهای حقیقی را از مقادیر تعادلی بلندمدت تغییر دهند، ولی متغیرهای حقیقی در بلندمدت در سطح تعادلی بلندمدت خود قرار می‌گیرند.

نظریه پولیون[1] در مورد تأثیر نرخ ارز بر تولید ناخالص ملی[در بلندمدت] شبیه نظریه کلاسیکی است. طبق فرضیه نرخ طبیعی بیکاری هر تغییری در متغیرهای قیمتی و اسمی در بلندمدت بر تولید حقیقی تأثیری ندارد و تولید متناظر با نرخ طبیعی بیکاری(که همان اشتغال کامل است) تعیین می‌شود. کلاسیک‌های جدید هم اعتقاد دارند که متغیرهای قیمتی حتی در کوتاه‌مدت هم تولید را تحت تأثیر قرار

1. poolin

www.SID.ir

Archive of SID

نمی‌دهند، زیرا طبق نظریه انتظارات عقلایی جز سیاست‌های پیش‌بینی نشده و غافلگیر کننده، متغیرهای اسمی تأثیری بر تولید ناخالص ملی ندارند. (شاکری،۱۳۸۱: ص۹۱).

در چارچوب اقتصاد کینزی، اگر کاهش ارزش پول داخلی بتواند خالص صادرات و تراز پرداخت‌ها را بهبود بخشد، متناسب با ضریب فزاینده مخارج، درآمد ملی را تحت تأثیر قرار می‌دهد و این مسئله در صورتی قابل تحقق است که رشد تولید ناخالص ملی به گسترش تقاضا وابسته باشد و در طرف عرضه مانع و مشکلی وجود نداشته باشد.(درنبوش،۱۹۸۱؛ص۴).

به‌عبارت دیگر، چنانچه افزایش در تقاضای کل، بیش از کاهش عرضه کل باشد، باعث اثر انبساطی بر تولید می‌شود، ولی اگر میزان کاهش عرضه کل بر افزایش تقاضای کل پیشی بگیرد، اثر انقباضی بر تولید خواهد داشت. خنثی بودن اثر تغییر نرخ ارز بر تولید، زمانی به‌وجود می‌آید که «تغییرات تقاضای کل - عرضه کل» برابر شده و اثر یکدیگر را بر تولید خنثی کنند. (بهمنی اسکویی، ۱۹۹۸: ص۲). تفاوت‌هایی مربوط به تعیین اثر نرخ ارز بر تولید از طریق رویکردهای کشش، جذب و پولی بیان می‌شود. فروض اساسی این مدل‌ها انعطاف‌پذیر بودن قیمت، درجه استفاده از ظرفیت و تأکید بر تقاضای اقتصاد است. برابر رویکرد کششی در مدل کینزی‌ها فرض می‌شود که طرف تقاضا، محصول را تعیین می‌کند و مطابق آن اثر کاهش اسمی ارزش پول بر محصول و اشتغال، مثبت خواهد بود. (خیابانی، ۱۳۸۴؛ص۴۷)

رویکرد برداشت جذبی بیان می‌کند که ارتباط بین میزان جذب و تولید ناخالص داخلی، تغییر تراز تجاری را تعیین می‌کند. به عبارت دیگر در حالت عدم اشتغال کامل منابع، چنانچه مردم مصرفشان از کالاهای خارجی به سمت کالاهای داخلی تغییر کند و همچنین هزینه‌ها با توجه به سطح درآمد کاهش یابد، بنابراین کاهش ارزش پول، سبب افزایش تولید می‌گردد. (ختایی، غربالی،۱۳۸۳: ص۲۰)

رویکرد دیگر پولی است که در این رویکرد، کاهش ارزش پول، هیچ اثری بر تولید و اشتغال، چه در کوتاه-مدت و چه در بلندمدت نخواهد داشت. زیرا براساس نظریه برابری قدرت خرید، کاهش ارزش اسمی پول اثر یک به یک بر روی قیمت‌های داخلی خواهد داشت. دیدگاه‌های نظری دیگری، اثر مثبت و منفی کاهش ارزش پول بر تولید را توضیح می‌دهد، که به اختصار بیان می‌شود: کاهش ارزش پول موجب افزایش قیمت و عوامل تولید مانند مواد اولیه، سرمایه و نیروی‌کار می‌گردد. به همین ترتیب، هزینه‌های تولید افزایش و عرضه کل کاهش می‌یابد. همچنین کاهش ارزش پول، موجب افزایش تقاضای پول و در نتیجه افزایش نرخ بهره می‌شود که این امر، هزینه استفاده از سرمایه را افزایش می‌دهد. در چنین شرایطی، انگیزه تولیدکنندگان برای تولید و عرضه کل کاهش می‌یابد. (بهمنی اسکویی میتزا، 2006 : ص۵).

با فرض ثبات حجم واردات، کاهش ارزش پول موجب افزایش ارزش واردات خواهد شد. درآمد دولت نیز به‌واسطه این افزایش، با وضع مالیات بر ارزش کالاها افزایش پیدا خواهد کرد. اگر دولت تمایل زیادی به مصرف درآمدهای مالیاتی ناشی از کاهش ارزش پول داشته باشد؛ اقتصاد تأثیر زیادی را در نتیجه افزایش مالیات تجربه خواهد کرد (کروگمن و تیلور، 1978: ص4). در کوتاه‌مدت و در شرایط ثبات عرضه پول، سیاست کاهش ارزش پول، موجب افزایش سطح قیمت‌ها شده و چنانچه افراد جامعه تمایل به ثابت نگه

www.SID.ir

Archive of SID

داشتن میزان نگهداری پول به‌طور واقعی تمایل داشته باشند، میزان پس‌انداز خود را افزایش می‌دهند و در نتیجه تقاضای کل کاهش می‌یابد (سودرستن و رید،1994: ص6).

چون مواد اولیه، کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای مورد نیاز صنعت در کشورهای در حال توسعه، اغلب وارداتی هستند، کاهش ارزش پول داخلی، هزینه تولید را بالا می‌برد. همچنین، کاهش ارزش پول، نیاز بنگاه‌ها به سرمایه در گردش‌شان را - که وابسته به بانک‌ها و سهمیه‌بندی اعتبارات آنهاست - افزایش خواهد داد. این امر نرخ‌های بهره و تقاضای وجوه را افزایش می‌دهد که ممکن است منجر به کاهش تولید بنگاه‌ها شود. از این رو، اثر مثبت تولید افزایش یافته به‌وسیله قیمت‌های نسبی بالاتر، خنثی می‌شود. اگر قیمت‌های نسبی با تأخیر عمل کنند، در کوتاه‌مدت، امکان اثر منفی بر عرضه کل وجود دارد (خیابانی،۱۳۸۴: ص۴۹). کاهش ارزش پول در کشورهای در حال توسعه - که دارای بدهی‌های خارجی گسترده، به دلیل دریافت وام‌های خارجی هستند - منجر به افزایش بدهی آنها برحسب پول داخلی خواهد شد. گسترش فشار این بدهی‌ها، از بین رفتن منابع لازم در تولید و در نهایت کاهش تولید ناخالص داخلی را به‌دنبال خواهد داشت (بهمنی اسکویی و میتزا، 2006 : ص5).

۲. مروری بر مطالعات تجربی

در زمینه بررسی تأثیر نرخ ارز بر تولید، مطالعات بسیاری صورت گرفته است. از این رو مروری بر مطالعات تجربی تحقیق خواهیم داشت.

دورنبوش و اسمیت[1] (۱۹۸۲و۱۹۸۱): در تحقیقی خود در مورد کشورهای صنعتی واردکننده نفت نشان داده‌اند که به علت پایین بودن کشش در قیمت واردات و صادرات در این کشورها، کاهش ارزش پول ملی احتمالاً آثار حقیقی منفی بر تولید داشته باشد. کروگمن و تیلور[2] (۱۹۷۸): با استفاده از چارچوب ارائه شده کینز، و نیز مطالب طرفداران مکتب پولی و مفروضات مربوط به آن، نشان دادند که کاهش ارزش پول داخلی اثر انقباضی بر تولید و اشتغال دارد. به اعتقاد آنان، تمام این شرایط در همه کشورها به‌خصوص کشورهای کمتر توسعه یافته صدق می‌کند و در این کشورها رکود ناشی از کاهش ارزش پول داخلی بیشتر از احتمال رونق آن است، راجرز و ونگ[3] (۱۹۹۵): در مورد مکزیک نشان دادند که بین سال‌های۱۹۷۷-۱۹۹۰ تکانه‌های نرخ ارز حقیقی منجر به کاهش در تولید شده است. کمین و راجرز[4] (۲۰۰۰): نیز در مورد مکزیک نشان دادند که حدود ۲۰ درصد تغییرات تولید ناخالص داخلی توسط تغییر نرخ ارز تعیین می‌شود و کاهش نرخ ارز حقیقی منجر به کاهش تولید در میان‌مدت و بلندمدت می‌شود.

1. Dornbush & Schmid
2. Krugman. P & L. Taylor
3. Rogers. J.H. Wange. P. (1995).
4. Kamin. S.B. Rogers. J.H. (2000).

www.SID.ir

Archive of SID

بهمنی اسکوئی(۱۳۷۲) این مقاله مبتنی برتجزیه و تحلیل‌های همبستگی متقابل و تنظیم مدل تصحیح اشتباه[1]است. وی نتیجه‌گیری می‌کند که تقلیل ارزش پول به‌دلیل افزایش هزینه داده‌های وارداتی تولید، عرضه کل را تقلیل می‌دهد. در عین حال این کاهش، بیشتر از افزایش تقاضای کلی است که از ترقی صادرات و تنزل واردات حاصل می‌شود. به هر حال این تحولات در مجموع، تولید کل را به‌ویژه در کشورهای کمتر توسعه یافته، محدود می‌کند.

تقوی و سعیدی(۱۳۷۹) نتایج روش یوهانس- یوسیلیوس حاکی از آن است که رابطه‌ای مستقیم و بلندمدت بین نرخ ارز بازار آزاد و تولید ناخالص ملی وجود دارد. همچنین اگر واردات را تابعی صعودی از درآمد فرض کنیم با افزایش تولید، درآمد واردات افزایش یافته و منجر به کاهش خالص صادرات می‌شود که این امر با افزایش تقاضا برای ارز، نرخ ارز را افزایش می‌دهد. از طرفی، با توجه به محدودیت واردات در اقتصاد ایران، افزایش سرمایه‌گذاری، تولید کالاهای جایگزین واردات را بیشتر از واردات کالاهای سرمایه-ای، واسطه‌ای و مواد اولیه افزایش می‌دهد. بنابراین افزایش سرمایه‌گذاری منجر به افزایش خالص صادرات شده و با کاهش تقاضا برای ارز قیمت آن را پایین می‌آورد.

ختایی و غربالی مقدم(۱۳۸۳) از روش ARDL برای بررسی اثر تغییرات نرخ ارز بر تولید استفاده کرده-اند. بررسی مطالعات انجام شده این محققان نشان دهنده میان نرخ ارز حقیقی و تولیدات کشور رابطه منفی ولی ضعیفی برقرار است؛ به‌طوری که با کاهش ارزش خارجی پول ملی(افزایش نرخ ارز حقیقی) تولیدات کشور افزایش نشان نمی‌دهد. به همین ترتیب، افزایش نرخ ارز اسمی نیز تأثیر چندانی در افزایش تولیدات ندارد. توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس نیز برای بررسی چگونگی تغییرات تولید ناخالص داخلی کشور مورد توجه قرار گرفت که نتیجه‌گیری قبلی را تأیید کرد.

جلایی و حری(۱۳۸۵) رفتار نرخ ارز واقعی ایران را در سال‌ها یا ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۳مورد بررسی قرار دادند. آنها دریافتند که درآمدهای نفتی به‌دلیل ویژگی خاصی که در اقتصاد ایران دارند، در کوتاه‌مدت کاهش نرخ ارز واقعی را به‌دنبال خواهد داشت، ولی در بلندمدت به‌واسطه تأثیری که بر تقاضای جامعه دارند، موجب افزایش نرخ ارز واقعی خواهند شد.

فولادی(۱۳۹۱) به بررسی اثر تغییرات نرخ ارز بر سطح قیمت‌ها، تولید، صادرات و واردات بخش‌های مختلف اقتصادی با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پرداخته است. وی نتیجه می‌گیرد میزان تولید بخش ساختمان، بیش از سایر بخش‌ها تحت تأثیر تغییرات نرخ ارز است، زیرا افزایش قیمت در این بخش، به‌شدت بر میزان تقاضا و در نتیجه، میزان تولید تأثیر می‌گذارد. در سایر بخش‌ها، تغییرات تولید هم‌جهت با تغییر قیمت است، یعنی جنبه عرضه اقتصاد به تغییر قیمت‌ها واکنش نشان می‌دهد. نتایج این تحقیق بیانگر هم جهت بودن تغییرات تولید ناخالص داخلی با تغییرات نرخ ارز است. تغییرات اجزای تشکیل‌دهنده تولید ناخالص داخلی نیز با تغییرات نرخ ارز هم‌جهت است، یگانه استثنای موجود در سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است. با توجه به اینکه نتایج به‌دست آمده، مقادیر اسمی متغیرهای مذکور

1. Error-Correction Modeling

www.SID.ir

Archive of SID

را نشان می‌دهد، می‌توان گفت که افزایش نرخ ارز با افزایش سطح قیمت‌ها، موجب افزایش ارزش اسمی اجزاء تولید ناخالص داخلی می‌شود. علاوه بر این، افزایش مخارج دولت و مخارج مصرفی، با توجه به افزایش نرخ ارز نشان می‌دهد که مخارج مصرفی اقتصاد، چندان به میزان واردات وابسته نیست و درجه جایگزینی واردات با تولیدات ساخت داخل بالاست؛ اما تغییرات معکوس سرمایه‌گذاری می‌تواند وابستگی هر چه بیشتر این بخش را به کالاهای واسطه‌ای وارداتی نشان دهد. به عبارت دیگر، با افزایش نرخ ارز، قیمت نهاده‌های تولید افزایش و در نتیجه، سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد.

۳. معرفی الگوها

الگوی پیشنهادی در این مقاله برگرفته از مدل ادواردز(۱۹۸۶) است. وی مدل تولید ناخالص داخلی را به سیاست مالی(G)، سیاست پولی(M)، رابطه مبادله(TOT) و نرخ ارز اسمی(E) مرتبط ساخته است. در الگوی پیشنهادی، هزینه‌های نهایی مصرفی دولت در مورد سیاست مالی مورد توجه قرار گرفته است. حجم نقدینگی به‌عنوان شاخص سیاست پولی در الگو منظور شده است. از آنجایی که آمار و ارقام سالانه مربوط به قیمت صادرات و واردات از سال۱۳۵۸ تا ۱۳۶۹ در دست نبود، بناچار می‌بایست رابطه مبادله حذف می‌شد؛ ولی با جایگزینی نرخ ارز حقیقی به جای نرخ ارز اسمی، - که نوعی رابطه مبادله را نیز شامل می‌شود و به تعبیر دورنبوش(۱۹۸۶) رابطه مبادله و نرخ ارز حقیقی مفهوم واحدی را می‌رساند - این مشکل تا حدود زیادی حل می‌شود.

اما از آنجا که کشورهای درحال توسعه عموماً با تعدد نرخ ارز به اشکال گوناگون رسمی و غیررسمی مواجه هستند، بنابراین، انتخاب نرخ ارز به‌کار گرفته شده از جمله مسائل مهم در تحقیقات به‌حساب می‌آید. بنابراین دلایلی که از نرخ ارز واقعی استفاده شده است، آورده می‌شود:

اولاً، نرخ ارز اسمی در معاملات خارجی نمی‌تواند برای واردکنندگان و صادرکنندگان شاخص مناسبی جهت محاسبه مقدار پرداختی‌ها و دریافتی‌ها به‌شمار آید. همچنین در شرایط تورمی نیز نمی‌تواند بیانگر قدرت رقابت خارجی باشد. ثانیاً، نرخ ارز مؤثر نیز صرفاً قیمت ارزی را - که صادرکنندگان، یا واردکنندگان، با آن درگیر هستند - نشان می‌دهد. از این لحاظ، برای تحلیل ترازپرداخت‌ها و تراز تجاری، اندازه‌گیری هزینه تولید کالاها و تشخیص توان رقابتی کشور و روند واقعی نرخ ارز تعادلی و تعیین قدرت آن نمی‌تواند سودمند باشد. از این رو، نرخ ارز حقیقی تاحد زیادی موارد فوق را پوشش می‌دهد.

از آنجایی‌که پول رایج ایالات متحده(دلار) سهم غالبی را در بازار ارز کشورهای انتخاب شده دارا بوده، از این‌رو به‌کارگیری قیمت دلار ایالات متحده در بازار ارز به صورت نرخ ارز حقیقی از پشتوانه محکمی برخوردار بوده است. برای محاسبه نرخ ارز حقیقی، از نرخ ارز اسمی استفاده شد. بدین ترتیب براساس تعریف نرخ ارز حقیقی، نرخ ارز اسمی را نسبت به شاخص قیمت‌های داخلی و خارجی تعدیل نمودیم که از فرمول زیر تبعیت می‌کند:

$$RER = \frac{NER/P}{1\$/P^*} = NER_* \frac{P^*}{P}$$

www.SID.ir

Archive of SID

در رابطه فوق RER نرخ ارز حقیقی، NER نرخ ارز اسمی، P شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی کشورهای منتخب و P^* شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی کشور ایالات متحده و $ معرف دلاراست. پس، مدل نهایی به‌کار گرفته شده در این مقاله به صورت زیر است:

$$GDP = \frac{P^* E^{a_1}}{1} . GOVEXP^{a_2} . M2^{a_3} e^{u} \qquad (۱)$$

درخصوص موضوع مورد بررسی مطالعات بسیاری انجام شده که در آنها از متغیرهای مختلفی جهت برآورد الگو استفاده شده است. در این تحقیق با توجه به مبانی نظری، مطالعات تجربی و محدودیت‌های آمار و اطلاعاتی از متغیرهای ذکر شده استفاده شده است.

در الگوی زیر، اندیس i نشانگر کشورهای مختلف (i=1,2,…,5) است. اندیس t مشخص کننده زمان برای هر متغیر (t =1993, 1982, ..., 2010) است. از فرم لگاریتمی متغیرها برای برآورد الگو استفاده شده است.

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 ادواردز(۱۹۸۶) و لگاریتم‌گیری از رابطه(۱) برای بررسی تجربی تأثیر تغییرات نرخ ارز بر تولید استفاده شده است.

$$LGDP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LRER_{it} + \alpha_2 LGOVEXP_{it} + \alpha_3 LM2_{it} + u_{it} \qquad (۲)$$

در این تحقیق از سه متغیر تولید ناخالص داخلی، مخارج دولتی و حجم گسترده پول(نقدینگی حقیقی) استفاده شده است. بر این اساس، در این تحقیق:

LGDP : لگاریتم طبیعی شاخص تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰

LGOVEXP : لگاریتم طبیعی شاخص هزینه‌های مصرفی نهایی دولت به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰

LM2 : لگاریتم طبیعی شاخص حجم گسترده پول(نقدینگی)

LRER : لگاریتم طبیعی نرخ ارز حقیقی است.

ضریب α_1 به‌عنوان مهمترین متغیر تخمین زده شده در این الگو نشانگر ضریب کشش تولید ناخالص داخلی واقعی نسبت به نرخ ارز حقیقی است. ضریب α_2 نشان‌دهنده میزان تأثیر سیاست‌های مالی بر تولید ناخالص داخلی با پیش‌بینی علامت مثبت است. ضریب α_3 به‌عنوان ضریب شاخص سیاست پولی با پیش‌بینی علامت مثبت برای آن، کشش تولید ناخالص داخلی واقعی نسبت به حجم نقدینگی است. ضریب α_3 نشان‌دهنده میزان تأثیر سیاست‌های مالی بر تولید ناخالص داخلی با پیش‌بینی علامت مثبت است.

۴. برآورد الگو و نتایج آزمون‌ها

با توجه به وجود داده‌های سری زمانی به عنوان بخشی از داده‌های تلفیقی در این تحقیق، ابتدا وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای موجود در الگو آزمون شده است. به این منظور از آزمون‌های ایستایی و هم‌انباشتگی استفاده شده است. همچنین، با توجه به وجود روش‌های مختلف برآورد داده‌های تلفیقی، برای به‌دست آوردن شیوه‌های مناسب برآورد، آزمون‌های F،LM و هاسمن به‌کار گرفته شده است. در ادامه، این آزمون‌ها و روش‌ها بررسی شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

۱-۴. آزمون ایستایی

آزمون‌های ایستایی از جمله مهمترین آزمون‌ها برای برآورد یک رگرسیون با ضرایب قابل اعتماد است. برای جلوگیری از برآورد رگرسیون ساختگی، از آزمون‌های ایستایی استفاده می‌شود. در تعیین ایستایی داده‌های تلفیقی، آزمون‌های متفاوتی وجود دارد. جهت بررسی ایستایی، چهار نوع آزمون با ریشه واحد انجام گرفته است که عبارتند از: آزمون لوین و همکاران[1]، آزمون بریتانگ[2]، آزمون ایم، پسران و همکاران[3] (۲۰۰۳) آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته(نوع فیشر) و فیلیپس و پرون (نوع فیشر). در این تحقیق، معیار تصمیم‌گیری آزمون ایم، پسران و همکاران(IPS) می‌باشد.

نتایج این آزمون که در جدول(۱) ارائه شده است، شامل عرض از مبدأ و روند می‌باشد. فرضیه صفر در این آزمون‌ها مبین وجود ریشه واحد است. نتایج نشان می‌دهند که سری‌های تلفیقی(نرخ ارز واقعی، تولید ناخالص داخلی و هزینه‌های مصرفی نهایی دولت) روی سطح مانا نبوده، اما متغیر نقدینگی(M_2) بروی سطح مانا است، بنابراین سایر متغیرها با یکبار تفاضل‌گیری از نوع $I(0)$ شده‌اند.

جدول- ۱. نتایج آزمون ریشه واحد تلفیقی

نام متغیر	LERE		LM2	LGDP		LGOVEXP	
	سطح	یک[4]	سطح	یک	سطح	یک	سطح
Levin et.al	۱۶/۸۲	-۲۸/۵	-۱۴/۸۲	-۱/۷۳	۰/۳۹	-۱/۴۶	-۱/۲۹
P-value	۱/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰۴	۰/۶	۰/۰۷	۰/۰۹
Breitung	۲/۴۲	-۲۱/۸۹	-۰/۲۲	۱/۹۵	۰/۸۴	-۳/۴۷	۲/۱۶
P-value	۰/۹	۰/۰۲	۰/۴	۰/۹	۰/۸	۰/۰	۰/۹
Pesaran et.al	-۰/۴	-۲۰/۷۴	-۱۱/۴۵	-۱/۶۴	-۰/۶۷	-۲/۳۷	-۰/۸۳
P-value	۰/۳	۰/۰	۰/۰	۰/۰۲	۰/۲	۰/۰	۰/۲
ADF	۱۱/۰۵	۵۳/۱۶	۶۴/۰۶	۱۳/۷	۱۰/۳	۲۰/۹۹	۱۱/۶۹
P-value	۰/۳۵	۰/۰	۰/۰	۰/۱	۰/۴	۰/۰۲	۰/۳
PP	۳۹/۶۲	۵۳/۲	۶۹/۴۹	۱۷/۸	۲۰/۹	۲۷/۸	۶/۸۱
P-value	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰۵	۰/۲۰	۰/۰	۰/۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Levin, Lin & Chu(2000)
2. Breitung(2000)
3. Im, Pesaran and Shin (IPS)(2003)

۴. تفاضل مرتبه اول.

www.SID.ir

Archive of SID

۲-۴. آزمون هم‌انباشتگی تلفیقی دیتا

در صورت ناایستایی متغیرهای مدل، احتمال ایجاد رگرسیون ساختگی وجود دارد. برای اجتناب از وضعیت رگرسیون ساختگی؛ آزمون هم‌انباشتگی به‌عنوان یک پیش آزمون قابل استفاده است(گرنجر[1]، ۱۹۸۶؛ ۲۲۶). به این ترتیب، تنها در شرایط هم‌انباشتگی متغیرها می‌توان به نتایج اعتماد کرد. در این تحقیق برای بررسی آزمون هم‌انباشتگی میان متغیرها از آزمون هم‌انباشتگی پدرونی و کاؤ استفاده شده است که به ترتیب توضیح داده می‌شود.

الف) آزمون هم‌انباشتگی تلفیقی دیتا ابتدا توسط پدرونی[2] در سال ۱۹۹۵ به‌کار برده شد. در این آزمون، فرضیه صفر(H_0) دلالت برعدم وجود هم‌انباشتگی میان متغیرهای موجود در مدل دارد. این روش، رگرسیون هم‌انباشتگی جداگانه‌ای برای هر کشور تخمین می‌زند و بعد از آن برای آزمون ایستایی جملات اخلال از هفت آماره استفاده می‌کند. چهار مورد از این آزمون‌ها، ضرایب اتورگرسیو را در بین مقاطع مختلف در طول آزمون ریشه واحد، ترکیب می‌کنند، یعنی ضرایب اتورگرسیو برای همه مقاطع یکی خواهد بود. بنابراین، پارامترهای اتورگرسیو مرتبه اول را محدود می‌کنند تا برای همه مقاطع یکسان باشد. پدرونی آماره‌های حاصل از روش درون گروهی را، به عنوان آماره‌های هم‌انباشتگی تلفیقی[3] معرفی می‌کند. سه آماره دیگر براساس میانگین ضرایب اتورگرسیو هستند که برای هر کشور بطور جداگانه تخمین زده می‌شود. بنابراین، این آماره‌ها به ضرایب اتورگرسیو اجازه می‌دهد که از کشوری به کشور دیگر تغییر کند که آماره‌های حاصل از روش بین‌گروهی به عنوان آماره‌های هم‌انباشتگی گروهی- میانگین تلفیقی[4] شناخته می‌شوند.

اولین آماره هم‌انباشتگی تلفیقی(آماره- Vتلفیقی) یک آزمون نسبت واریانس غیرپارامتریک[5] است. دومین و سومین نوع آماره‌های تلفیقی نیز به ترتیب آماره‌های rho و t تلفیقی شبیه آماره فیلیپس پرون[6] (PP) می‌باشند. چهارمین آمارهADF تلفیقی[7] است که مشابه آزمون ریشه واحد تلفیقی لوین و همکاران[8] است. به طریق مشابه، دو مورد اول از آماره‌های هم‌انباشتگی گروهی- میانگین تلفیقی به ترتیب آماره‌های rho وt تلفیقی، شبیه آماره فیلیپس پرون می‌باشد. سومین آماره نیز آزمونADF گروهی- میانگین است که مشابه با آزمون ریشه واحد تلفیقی ایم و همکاران[9] است. به‌دلیل مناسب بودن آماره-ADF تلفیقی نتایج هم‌انباشتگی پدرونی در جدول(۲) آمده است. نتایج حاصل از این آزمون نشان می‌دهد که بر طبق آماره-ADF تلفیقی هم برای هم‌انباشتگی تلفیقی و هم برای هم‌انباشتگی تلفیقی گروهی زمانی که فقط فرض عرض از مبدأ را بپذیریم، هم‌انباشتگی بین متغیرهای الگو وجود دارد. مطابق با نتایج به‌دست آمده در جدول(۲) فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی میان متغیر قابل رد است. بر این اساس، میان متغیرها ارتباط بلندمدت وجود دارد. لازم به ذکر است که آزمون هم‌انباشتگی تنها وجود یا عدم

1. Granger
2. Pedroni
3. Panel cointegration statistc
4. group-mean panel cointegration statistics
5. non-parametric variance ratio test
6. Philips and peron (PP)
7. panel ADF statistic
8. Levin et al
9. Im et al

www.SID.ir

Archive of SID

وجود رابطه بلندمدت را بیان می‌کند و میزان 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.

جدول-۲. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی

نوع آماره	هم‌انباشتگی تلفیقی		هم‌انباشتگی تلفیقی گروهی	
	عرض از مبدأ	عرض از مبدأ و روند	عرض از مبدأ	عرض از مبدأ و روند
آماره- Vتلفیقی	۱/۴۴	۳/۴	-	-
مقدار احتمال	۰/۰۷	۰/۰۰	-	-
آماره- rhoتلفیقی	۰/۱۶	۱/۷	۰/۹۸	۲/۳
مقدار احتمال	۰/۵	۰/۹۵	۰/۸۳	۰/۹
آماره- PPتلفیقی	-۲/۳۲	۰/۴۹	-۴/۱۸	-۱/۵
مقدار احتمال	۰/۰۰	۰/۶۹	۰/۰۰	۰/۰۶
آماره-ADF تلفیقی	-۲/۳۲	۰/۰۲	-۳/۱۸	-۰/۴۹
مقدار احتمال	۰/۰۰	۰/۵۱	۰/۰۰	۰/۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

ب) همچنین می‌توان برای انجام آزمون هم‌انباشتگی تلفیقی از روش پیشنهادی کاؤ[1] استفاده کرد. روش پیشنهادی وی براساس پسماندهای حاصل از مدل حداقل مربعات با متغیر موهومی[2] است. نتایج این آزمون، فقط با عرض از مبدأ، در جدول(۳) ارائه شده است. همانطور که از جدول مشاهده می‌شود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای الگو برقرار است. براساس آماره ADF تلفیقی(۷/۳۶-) در سطح ۵ درصد معنادارند، بنابراین فرضیه صفر آزمون مبنی بر عدم هم‌نباشتگی متغیرها رد شده و متغیرها در بلندمدت هم‌انباشتگی بوده و رابطه بلندمدت بین آنها وجود دارد.

1. Kao,1999
2. Least-Squares Dummy Variable (LSDV)

www.SID.ir

Archive of SID

جدول-۳. نتایج آزمون هم‌انباشتگی کاو

	عرض از مبدأ		وقفه
آماره-ADF تلفیقی	t-Statistic	prob	۱
	-۷/۳۶	۰/۰۰۰	

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

۳-۴. مدل اثرات ثابت[1] (FEM) یا مدل اثرات تصادفی[2] (REM)

برای برآورد مدل معرفی شده از روش داده‌های تلفیقی استفاده می‌شود. استفاده از روش داده‌های تلفیقی نسبت به روش‌های مقطعی و سری‌زمانی دو مزیت عمده دارد: اول اینکه به محقق این امکان را می‌دهد تا ارتباط میان متغیرها و حتی واحدها (کشورها) را در طول زمان در نظر بگیرد و به بررسی آنها بپردازد و مزیت دوم نیز، در توانایی این روش در کنترل اثرات انفرادی مربوط به کشورها (به‌عنوان واحدهای مقطعی) است که قابل مشاهده و اندازه‌گیری نیستند. در مدل عرض از مبدأ معرفی شده، از سه قسمت ($\alpha = \alpha_0 + \alpha_i + \alpha_t$) تشکیل شده است که: الف) α_0 برای همه سال‌ها و همه کشورها مشترک است، ب) α_t که برای سال t بوده و برای همه کشورها به‌عنوان واحدهای انفرادی مشترک است. هرگاه این جزء وارد مدل شود، آن را مدل داده‌های تلفیقی دو طرفه می‌گویند و هرگاه وارد مدل نشود، آن را مدل داده‌های تلفیقی یک طرفه می‌نامند. ج) α_i که برای هر یک از کشورها منحصر به فرد بوده؛ ولی برای همه سال‌ها مشترک است. این جزء را در اصطلاح اثرات انفرادی مربوط به هر یک از کشورها می‌نامند که از طریق برآورد مدل به روش داده‌های تلفیقی به‌دست می‌آید.

از آنجا که در روش مرسوم حداقل مربعات معمولی(OLS) یعنی وقتی که داده‌ها مقطعی، سری‌زمانی یا ترکیب شده در نظر گرفته می‌شوند، محدودیت $\alpha_i = 0$ ظاهر می‌شود و به‌عبارتی اثرات انفرادی کشورها یکسان فرض شده و نتایج دچار اریب ناهمگنی ناشی از یکسان بودن این اثرات می‌گردند. به این ترتیب برای رفع این مشکل در روش داده‌های تلفیقی محدودیت یکسان بودن اثرات انفرادی حذف می‌شود($\alpha_i \neq 0$).

زمانی که α_i با متغیرهای توضیحی ارتباط نداشته باشد، مدل اثرات تصادفی(RE) را خواهیم داشت و زمانی که α_i با متغیرهای توضیحی ارتباط داشته باشد، مدل مورد نظر مدل اثرات ثابت(FE) خواهد بود. مدل اثرات تصادفی(RE) تنها زمانی کاربرد دارد که داده‌های تلفیقی شامل N فرد است که به‌صورت تصادفی از یک جامعه بزرگ انتخاب شده باشد، به‌طوری که α_i ها به‌طور تصادفی میان واحدها توزیع می شود. مدل اثرات ثابت زمانی مناسب‌تر خواهد بود که ما به یک مجموعه خاصی از N واحد تمرکز کنیم که از یک جامعه بزرگ به‌صورت تصادفی انتخاب نمی‌شوند.

1. Fixed Effect Model
2. Random Effect Model

www.SID.ir

Archive of SID

برای انتخاب بین مدلی که بیان می‌کند عرض از مبدأ و شیب برای تمام کشورها ثابت بوده و جمله خطا در طول زمان و برای کشورهای مختلف متفاوت باشد(مدل مقید) و مدلی که شیب ثابت بوده ولی عرض از مبدأ برای کشورها متفاوت باشد(مدل اثرات ثابت)، از آزمون F استفاده می‌شود. این آماره مبتنی بر صحت همگنی میان کشورهای بسیاری استوار است. از این رو رد فرضیه H_0 مبین استفاده از مدل اثرات ثابت و عدم رد فرضیه H_0 بیانگر استفاده از روش حداقل مربعات معمولی تجمیع شده است. این آماره با توجه به گرین[1] (۲۰۰۳) به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$F(n-1, nT-n-K) = \frac{(R^2_{LSDV} - R^2_{Pooled})/(N-1)}{(1-R^2_{LSDV})/(nT-n-K)}$$

و یا مانند والدریج[2] (۲۰۰۱)

$$F(n-1, nT-n-K) = \frac{(SSR_{pooled} - SSR_{LSDV})/(N-1)}{(SSR_{LSDV})/(nT-n-K)}$$

که در آن R^2_{LSDV}: R^2 اثرات ثابت یا درونگروهی، SSR_{pooled}: R^2 کل یا ترکیبی(pool)، N تعداد مقاطع، T طول دوره نظر و تعداد پارامترهاست.

مقدار F حاصل شده از آزمون (۲۶/۸۱) از $F_{3/71}$ بحرانی(۲/۶۸) بیشتر است. در نتیجه فرضیه رد می‌شود و از بین دو روش حداقل مربعات معمولی تجمیع شده و روش اثرات ثابت، روش اثرات ثابت پذیرفته می‌شود. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که هر کشور دارای عرض از مبدأ خاص خود است و در نظر گرفتن فقط یک عرض از مبدأ برای تمام کشورهای مورد مطالعه مناسب نیست.

برای مقایسه بین مدل مقید و مدلی که بیان می‌کند شیب ثابت و عرض از مبدأ برای کشورها متفاوت بوده و عرض از مبدأ هر کشور دارای توزیع تصادفی باشد (مدل اثرات تصادفی) می‌توان از آزمون LM که براساس پسماندهای حاصل از مدل مقید یا ترکیبی قرار دارد بهره گرفت. (گرین،۲۰۰۳) آزمون به صورت زیر است:

$$\begin{Bmatrix} H_0: \sigma_u^2 = 0 \\ H_1: \sigma_u^2 \neq 0 \end{Bmatrix}$$

آمارهٔ آزمون به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)}\left[\frac{\sum_{i=1}^{n}\left[\sum_{t=1}^{n} e_{it}\right]^2}{\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T} e^2{}_{it}} - 1\right]^2 = \frac{nT}{2(T-1)}\left[\frac{\sum_{i=1}^{n}(T\bar{e}_{i.})^2}{\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T} e^2{}_{it}} - 1\right]^2$$

1. Green(2003)
2. Wooldridge(2001)

www.SID.ir

Archive of SID

تحت فرضیهٔ صفر، LM دارای توزیع χ^2 با یک درجهٔ آزادی است. در رابطهٔ فوق e بردار پسماند حداقل مربعات معمولی است. در صورتی که آمارهٔ LM محاسبه شده بیشتر از مقدار بحرانی (۳/۸۴) باشد، آنگاه فرضیه صفر رد می‌گردد و این بدان مفهوم است که جزء تصادفی (U_i) در مدل قابل توجیه است و مدل اثرات تصادفی، مدل برتر می‌باشد(گرین، ۲۰۰۰؛ ۳-۵۷۲). این آماره برابر ۴۱۹۵۶/۴ می‌باشد که از کمیت بحرانی بیشتر می‌باشد، از این رو نتایج آزمون که با آماره χ^2 مقایسه شده است، قویاً فرض صفر را رد نموده و نشان می‌دهند که مدل اثرات تصادفی به مدل مقید ارجحیت دارد.

دیدیم که دو مدل اثرات تصادفی و ثابت هر دو بهتر از مدل مقید هستند و این بدان معناست که در هر صورت، در نظرگرفتن عرض از مبدأ خاص برای هر کشور بهتر از در نظر گرفتن یک عرض از مبدأ مشترک برای همه آنها است. این امر می‌تواند به‌دلیل تفاوت‌های احتمالی در محیط تجاری، ساختارهای سیاسی و فرآیندهای تصمیم‌گیری‌های کلان اقتصادی در هر کشور باشد.

حال باید دید از بین این دو مدل کدام یک گزینه بهتری است. برای انجام این گزینش، از آزمون هاسمن[1] استفاده می‌کنیم. آزمون هاسمن به‌صورت زیر تنظیم می‌شود.

H_0: بین اثرات تصادفی و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود ندارد

H_0: بین اثرات تصادفی و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود دارد

آماره آزمون نیز به صورت زیر ارائه شده است:

$$H = (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})'(\widehat{var}(\hat{\beta}_{FE}) - \widehat{var}(\hat{\beta}_{RE}))^{-1}(\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}) \approx x^2$$

که $\hat{\beta}_{FE}$ ضریب مدل اثرات ثابت، $\hat{\beta}_{RE}$ ضریب مدل اثرات تصادفی و $\widehat{\text{var}}$ علامت واریانس است (والدریج، ۲۰۰۱).

حال اگر آمارهٔ χ^2 محاسبه شده بزرگتر از آماره جدول باشد فرضیه H_0 رد می شود، یعنی اینکه بین جزء اخلال مربوط به عرض از مبدأها و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود دارد.

جدول-۴. نتایج آزمون هاسمن

آزمون هاسمن	مقدار
آماره H	۶۸/۷۷
کمیت χ^2	۳
Prob	۰/۰۰

مأخذ: : یافته‌های تحقیق

همانطوری‌که ملاحظه می‌شود مقدار آماره محاسبه شده به‌طور معناداری از مقدار آماره جدول بزرگتر است. پس فرضیه H_0 رد می‌شود. بنابراین میان اثرات تصادفی و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود دارد و این به معنای مناسب بودن مدل اثرات ثابت است.

1. Hausman Test

www.SID.ir

Archive of SID

همانطور که براساس جدول(۵) مشاهده شد، ضرایب برآوردی رابطه مثبت و منفی میان متغیر توضیحی مدل بر متغیر وابسته - که تولید ناخالص کشورها می‌باشد - را نشان می‌دهد. ضریب برآوردی نرخ ارز حقیقی دارای علامت منفی، معادل ۰/۱۳- است و از نظر آماری نیز به علت بالا بودن آماره t با احتمال بیش از ۹۹ درصد معنادار است.

جدول-۵. اثر هر یک از عوامل بر تولید ناخالص داخلی کشورهای منتخب

متغیرهای مستقل	متغیروابسته : لگاریتم تولید ناخالص داخلی LGDP		
	ضریب	آماره t	Prob
عرض از مبدأ	۳/۹۴	۱۲/۴۸	۰/۰۰
لگاریتم نرخ ارز حقیقیLRER	-۰/۱۳	-۶/۰۸	۰/۰۰
لگاریتم نقدینگیLM2	۰/۱۶	۹/۱۳	۰/۰۰
لگاریتم هزینه‌های نهایی دولتLGOV	۰/۵۰	۱۱/۲۶	۰/۰۰
	۰/۰۶ IRAN—C -۰/۳۳ ARMA—C -۰/۰۲ KAZ—C -۰/۰۷ AZAR—C ۰/۳۶ TURK—C	ضریب تعیین ۰/۹۹ آماره F ۳۱۷۳/۴ آماره دوربین واتسون ۰/۶۱	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج به‌دست آمده در ارتباط با این ضریب نشان دهنده اثر مثبت کاهش ارزش پول بر تولید ناخالص داخلی است. اما میزان این ضریب نشان می‌دهد که با کاهش(افزایش) یک درصد در نرخ ارز حقیقی(تقویت پول ملی)، تولید ناخالص داخلی به میزان سیزده صدم درصد افزایش(کاهش) می‌یابد. این نکته قابل ذکر است که برای اقتصاد ایران رابطه بین نرخ ارز حقیقی و تولید ناخالص داخلی معنادار نبوده است.

ضریب برآوردی تأثیر هزینه‌های نهایی دولت روی تولید ناخالص داخلی کشورها رابطه مثبت(۰/۵۰) دارد. از نظر آماری این ضریب به علت بالا بودن آماره t با احتمال بیش از ۹۹ درصد معنادار است. یعنی تغییر یک درصدی هزینه‌های مصرفی نهایی دولت تغییر ۰/۵ درصدی تولید ناخالص داخلی را در پی دارد. ضریب حجم نقدینگی نیز دارای علامت مثبت ۰/۱۶ است، یعنی تغییر یک درصدی حجم نقدینگی تغییر ۰/۱۶ درصدی در تولید صورت می‌گیرد.

www.SID.ir

Archive of SID

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مقاله اثر تغییرات نرخ ارز حقیقی بر تولید ناخالص داخلی در کشورهای منتخب بررسی شده است. به این منظور، از روش داده‌های تلفیقی برای پنج کشور استفاده شده است. با توجه به برآوردهای به‌دست آمده برای پارامترهای، رابطه بلندمدت بین متغیرهای مستقل(شامل نرخ ارز حقیقی، حجم نقدینگی و مخارج دولت) و تولید ناخالص داخلی در کشورهای منتخب به اثبات رسید. ارتباط بین دو متغیر تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز حقیقی در کشورهای منتخب نشان داد که با کاهش ارزش پول ملی، میزان تولید ناخالص داخلی افزایش و با افزایش ارزش پول ملی کاهش می‌یابد، اگرچه این اثرگذاری از شدت بالایی برخوردار نیست؛ اما این اثر منفی وجود دارد. اثر سیاست‌های مالی بر تولید ناخالص داخلی در کشورهای منتخب، مثبت ارزیابی شده است. در مورد اثرگذاری سیاست‌های پولی بر تولید نیز یک رابطه مثبت حاکم است.

- اگرچه میان نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی اقتصاد ایران رابطه مثبت برقرار است؛ اما اولاً این مقدار معنادار نبوده و ثانیاً پایین بودن این ضریب نمی‌تواند توجیه کننده دفاع از ارزشگذاری بالای پول خارجی در حمایت از تولیدات کشور باشد، همچنین تمرکز و حساسیت بالا بر تغییرات نرخ ارز به‌منظور افزایش تولید توجیه پذیر نیست.
- پرهیز از یکسونگری (تنها توجه به افزایش نرخ ارز) و بخشی‌نگری(توجه به بخش ارزی اقتصاد) در اعمال سیاست‌های ارزی و به‌کارگیری روش سیستمی، و بررسی آثار همه‌جانبه تغییرات نرخ ارز مورد تأکید قرار می‌گیرد.
- با توجه به اینکه تأثیر سیاست مالی بر تولید ناخالص داخلی نسبت به نرخ ارز حقیقی و نقدینگی بیشتر است، به‌نظر می‌رسد در طرف تقاضا به‌کارگیری سیاست‌های مالی به جای سیاست‌های پولی و ارزی برای افزایش تولید نتایج بهتری ارائه خواهد شد.

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

ادواردز، سباستین(۱۳۷۳). «**مشکل تنظیم نرخ ارز در کشورهای در حال توسعه**»، ترجمه اسداله فرزین وش، *مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی*، تهران.

ختایی، محمود و غربالی مقدم، یونس(۱۳۸۳). «**بررسی رابطه پویا میان نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی در اقتصاد ایران**»، *مجله برنامه و بودجه*، سال نهم، شماره۱.

شهشهانی، احمد (۱۳۵۷). «**الگوی اقتصادسنجی ایران و کاربردهای آن**»، تهران، *مؤسسه توسعه و تحقیقات اقتصادی دانشگاه تهران*.

طاهری فرد، احسان (۱۳۸۱). «**مبانی نظری اندازه‌گیری نرخ داخلی واقعی ارز به روش مستقیم: کاربرد در ایران (۱۳۷۷-۱۳۵۰)**»، *مجله برنامه و بودجه*، سال ششم، شماره ۷۱ و ۷۲.

عبدا... میلانی، مهنوش و همکاران (۱۳۷۵). «**بررسی رابطه نرخ ارز با برخی متغیرهای کلان اقتصادی در ایران**»، *مجله برنامه و بودجه*، سال اول، شماره ۱۰.

فتحی، یحیی (۱۳۷۷). «**بررسی کشش‌پذیری صادرات غیرنفتی نسبت به تغییرات نرخ ارز**»، *پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۸.

فرهندی، علی (۱۳۶۸). «**ارزیابی سیاست ارزی در ایران**»، تهران، دانشگاه تهران.

هادیان، ابراهیم و احسان طاهری فرد (۱۳۷۸). «**بررسی تأثیر تغییرات درآمد حاصل از صدور نفت بر نرخ واقعی ارز**»، *مجله برنامه و بودجه*، سال چهارم، شماره ۹.

ولد خانی، عباس (۱۳۷۶). «**عوامل تعیین کننده صادرات غیرنفتی در ایران با استفاده از روش‌های همگرایی انگل- گرنجر و یوهانسن ۱۳۷۴-۱۳۳۸**»، *مجله برنامه و بودجه*، سال دوم، شماره ۲۲ و ۲۳.

Bahmani-Oskooee, M. and Miteza, I **"Are Devaluations Contractionary? Evidence from Panel Cointegration,"** Economic Issues (2006). Vol. 10, Part 1, pp. 49-64.

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 Rhee, H-J (1997). **"Response of Domestic Production to Depreciation in Korea**: An Application of Johansen's Cointegration Methodology," International Economic Journal, Vol. 11, No. 4, pp. 103-112.

Baltagi, B. H (2005). **"Econometric Analysis of Panel Data, 3rd ed"**, England: John Wiley and Sons, Ltd.

Chou, W. L. and Chao, C.C (2001) **"Are Currency Devaluations Effective? A Panel unit Root Test,"** Economics Letters, Vol. 72, pp. 19-25.

www.SID.ir

Archive of SID

Diaz-Alejandro, C.F.(1955- 1961) **"Exchange Rate Fevaluation in a Semi-Industrialized Country: The Experience of Argentina"**. United States of America: The M.I.T. Press, 1965.

Donovan, D. J(1981) **"Real Responses Associated with Exchange Rate Action in Selected Upper Credit Tranche Stabilization Programs,"** IMF Staff Papers, Vol. 28, No. 4, pp. 698-727.

Edwards, S (1986) **"Are Devaluations Contractionary?"** The Review of Economics and Statistics, Vol. LXVIII, No. 3, pp. 501-508.

Edwards, S (1989) **"Exchange Controls, Devaluations, and Real Exchange Rates: The Latin American experience,"** Economic Development and Cultural Change, Vol. 37, pp. 457-494.

Harris, R.D.F. and Tzavalis, E(1999) **"Inference for Unit Roost in Dynamic Panels where the Time Dimension is Fixed,"** Journal of Economics, Vol. 91, pp. 201-226.

Im, K.S, Pesaran, M. H. and Shin, Y(2003) **"Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels,"** Journal of Econometrics, Vol. 115, No. 1, pp. 53-74.

Kamin, S.B, and Klau, M(1998) **"Some Multi-country Evidence on the Effects of Real Exchange Rates on Output,"** International Finance Discussion Papers, No. 611.

Krugman, P., and Taylor, L(1987) **"Contractionary Effect of Devaluation,"** Journal of International Economics, Vol. 8, pp. 445-456.

Morley, S(1992) **"On the Effects of Devaluation During Stabilization Programs in LDCs,"** Review of Economics and Statistics, Vol. LXXIV, No. 1, pp. 21-27.

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

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

Van Wijnbergen, S.V(1986) **"Exchange Rate Management and Stabilization Policies in Developing Countries,"** Journal of Development Economics, Vol. 23, No. 2, pp. 227-247.

www.SID.ir

Archive of SID

پیوست

الف) آزمون IPS

آزمون IPS براساس میانگین آزمون دیکی فولر تعمیم یافته و میان نمونه‌های مقطعی شکل گرفته است. رگرسیون دیکی فولر تعمیم یافته زیر را در نظر بگیرید:

$$y_{it} = p_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{P_i} \varphi_{ij} \Delta y_{i,t-j} + Z'_{it} Y + \varepsilon_{it}$$

برای بررسی آزمون ایستایی، فرضیه زیر وجود دارد:

$$H_0: p_i = 1$$
$$H_1: p_i < 1$$

با آزمون فرضیه H_0 ایستایی متغیر مورد نظر قابل بررسی است. با در نظر گرفتن t_{pi} به‌عنوان آماره t رگرسیون دیکی – فولر تعمیم یافته هر کشور، متوسط آماره t به صورت زیر است:

$$\bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} t_{pi}$$

در رابطه فوق $\bar{t}$ دارای توزیع نرمال استاندارد است(بالتاجی و ایم پسران و همکاران[1])

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

ب) آزمون هم‌انباشتگی پدرونی

$$y_{it=} a_i + \beta_i t + \gamma_{1i} x_{1i,t} + \gamma_{2i} x_{2i,t} \dots + \gamma_{Mi} x_{Mi,t+} e_{i,t}$$
$$i = 1,2,\dots,N \quad و \quad t = 1,2,\dots,T \quad و \quad m = 1,2,\dots,M$$

پس از برآورد رابطه فوق، مدل خودهمبسته زیر برای جزء اخلال محاسبه شده است.

$$\hat{e}_{i,t} = \tilde{\alpha}_i \hat{e}_{i,t-1} + \hat{u}_{i,t}$$

در آماره‌های درونگروهی عدم وجود هم‌انباشتگی به‌عنوان فرضیه صفر در نظر گرفته شده و فرضیات آن به‌شرح زیر است.

$$H_0: \tilde{\alpha}_i = 1$$
$$H_1: \tilde{\alpha}_i = \tilde{\alpha} < 1$$

در این روش $\tilde{\alpha}_i$ها دارای ارزش یکسانی است. فرضیات روش بین‌گروهی به‌شرح زیر است.

$$H_0: \tilde{\alpha}_i = 1$$
$$H_1: \tilde{\alpha}_i < 1$$

1. Baltaji(2005) and Im, Pesaran and Shin (IPS)(2003)

www.SID.ir

Archive of SID

در این روش $\tilde{\alpha}_i$ها دارای ارزش یکسانی نیستند. پدرونی نشان می‌دهد آماره استاندارد شده دارای توزیع نرمال استاندارد می‌باشد:

$$\frac{\chi_{N.T} - \mu\sqrt{N}}{\sqrt{\nu}} \Rightarrow N(0,1)$$

در این رابطه $\chi_{N.T}$ نشانگر آماره محاسبه شده μ و ν به ترتیب میانگین و واریانس است که مقادیر آنها در مطالعه پدرونی وجود دارد(پدرونی، ۱۹۹۹، ص ۶۶۶).

ج) آزمون هم‌انباشتگی کاوُ

اگر معادله رگرسیون تلفیقی زیر را داشته باشیم:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + e_{it} \Leftrightarrow i = 1,2, \dots N, t = 1,2, \dots T$$

که در آن e_{it} از نوع I(1) باشند، آنگاه برآوردکننده LSDV برای β به صورت زیر خواهد بود:

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{t} y_{it}(X_{it} - \bar{X}_i)}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{t}(X_{it} - \bar{X}_i)^2}$$

حال برای آزمون دیکی فولرتعمیم یافته فرض کنید:

$$\hat{e}_{it} = \bar{p}\hat{e}_{it-1} + \sum_{j=1}^{p} \phi \quad \Delta\, \hat{e}_{it-j} + v_{it}$$

بنابراین خواهیم داشت:

$$ADF = \frac{t_{ADF} + \sqrt{6N}^{\hat{\sigma}_v}\Big/(2\hat{\sigma}_{0v})}{\sqrt{\hat{\sigma}^2_{0v}\Big/(2\hat{\sigma}^2_v) + 3\hat{\sigma}^2_v\Big/(10\hat{\sigma}^2_{0v})}}$$

که بطور مجانبی به $N(0,1)$ همگراست. برای مطالعه بیشتر در این باره می‌توانید به مقاله کاوُ مراجعه کنید.

www.SID.ir

Archive of SID

The Effect of Exchange Rate on Output, Using Panel Cointegration approach: Case study of Selected competing Countries with Iran in 2020 Vision

S. F.Fakhrhosseini

Received: 10 February 2014 **Accepted**: 26 May 2014

The main aim of this is to survey the effect of real exchange rate changed on real gross domestic product in selected countries. Edwards (1986) model have been considered for this survey. Panel data is used for the period 1993-2010. Im Pesaran, Shin stationary, and Pedroni and Kao co-integration tests are used to verify the existence of long run relationship among variables. Based on Hausman test, fixed effect model for Panel data is used. The estimated coefficient is statistically significant positive for the effect of devaluation on output. The results show the effect of monetary and fiscal policies on output is positive.

JEL Classification: C13, C01, F41, F31

Keywords : *Real exchange rate, panel data, pedroni cointegration test*

www.SID.ir