

بررسی رابطه پویا میان نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی در اقتصاد ایران[†]

نویسندگان: محمود ختائی*
یونس غربالی مقدم**

چکیده

در مورد اثرگذاری تغییرات نرخ ارز بر تولیدات کشور، نظریات متفاوتی مطرح شده است. با توجه به اهمیت موضوع در سیاستگذاری ها و امکان اثرگذاری بر تولید از طریق نرخ ارز، در این مقاله رابطه میان نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی کشور با روش ARDL در دوره ۱۳۳۸-۱۳۷۹ بررسی شده و الگوی "ادواردز" مبنای اصلی تحقیق است. با کمک متغیرهای توضیحی سرمایه‌گذاری بخش دولتی و خصوصی، حجم نقدینگی و انواع نرخ ارز تغییرات تولید ناخالص داخلی و میزان اثرپذیری آن مطالعه شده است. براساس این تحقیق، بر خلاف بسیاری از نظریات مطرح شده در مورد اقتصاد ایران،

[†] این مقاله برگرفته از رساله، کارشناسی ارشد یونس غربالی مقدم تحت عنوان «بررسی رابطه علی پویا بین نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی در اقتصاد ایران» است که در تیر ماه سال ۱۳۸۱ در دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی به راهنمایی دکتر محمود ختائی به اتمام رسیده است.

* عضو هیئت علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

** کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه علامه طباطبائی

میان نرخ ارز حقیقی و تولیدات کشور رابطه منفی ولی ضعیفی برقرار است؛ به طوری 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 آبی و تجزیه واریانس نیز برای بررسی چگونگی تغییرات تولید ناخالص داخلی کشور مورد توجه قرار گرفت که نتیجه‌گیری قبلی را تأیید نمود.

مقدمه

نرخ ارز، یک متغیر کلیدی و مهم اقتصادی در سیاست‌گذاری‌ها قلمداد می‌شود، تا جایی که گروهی از کارشناسان بخصوص در کشورهای در حال 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 نمایان می‌سازد. این مسئله برای اقتصاددانان کشورهای در حال توسعه نیز دارای اهمیت ویژه‌ای بوده است، زیرا برای جبران عقب افتادگی در این کشورها توجه خاصی به رشد تولید داخلی آنها می‌شود و از این جهت شناسایی متغیرهایی که بیشترین تأثیرگذاری را در رشد تولید داشته باشد، مهم است.

شناسایی روابط میان این دو متغیر مهم اقتصادی و عوامل مؤثر بر آن از موضوعاتی است که همواره توجه اقتصاددانان را به خود جلب کرده و نظریه‌های مختلف و گاهی متناقض نیز ارائه شده است.

پاسخ به این مسئله، که نرخ ارز چه رابطه‌ای با تولید ناخالص داخلی دارد و یا اینکه متغیرهای کلان اقتصادی در برابر تکانه‌های وارده بر نرخ ارز چه عکس‌العملی را نشان می‌دهند، به منظور برنامه‌ریزی‌های اقتصادی در زمینه کاربردی برای سیاست‌گذاران اقتصادی نیز حائز اهمیت است. هدف اصلی این مقاله، بررسی رابطه پویای میان نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی در اقتصاد ایران است. برای این منظور، ابتدا مبانی نظری موضوع مطابق سه تفکر کینزی، جذب، پولی و دیدگاه‌های دیگر بررسی می‌شود. سپس در قسمت دوم مقاله، چگونگی الگو و داده‌ها توضیح داده شده و از الگوی ادواردز و داده‌های نرخ ارز به صورت اسمی، حقیقی و مؤثر در این فصل استفاده می‌شود. در قسمت سوم، الگوی معرفی شده برآورد گردیده و براساس آن رابطه میان سه نوع نرخ ارز با تولید ناخالص داخلی

بررسی می‌شود. قسمت چهارم مقاله با کمک تابع عکس العمل آنی و تجزیه واریانس به ساختار پویای الگو می‌پردازد. قسمت پایانی الگو به نتایج و پیشنهادهای حاصل از مقاله اختصاص دارد.

۱. مطالعات نظری

کاهش ارزش پول داخلی از یک طرف به دلیل ارزان‌نمایی صادرات و گران‌نمایی واردات سبب افزایش خالص صادرات گشته، از طرف دیگر، از طریق افزایش قیمت نهاده‌های وارداتی، عرضه کل را کاهش می‌دهد. لذا، تأثیر خالص کاهش ارزش پول داخلی بر تولید، بستگی خواهد داشت که تقاضا و عرضه کل به چه میزان تغییر یابد. به عبارت دیگر، چنانچه افزایش در تقاضای کل بیش از کاهش عرضه کل باشد، باعث اثر انبساطی بر تولید می‌شود. اما 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 به وجود می‌آید که تغییرات تقاضای کل - عرضه کل برابر شده و اثر یکدیگر را بر تولید خنثی نمایند. (بهمنی اسکویی، ۱۳۷۲، ص ۲). تفاوت‌ها و تمایزهای مربوط به تعیین اثر نرخ ارز بر تولید از طریق رویکردهای کنترلی (کشش)، جذب و پولی بیان می‌شود. فروض اساسی این مدل‌ها انعطاف‌پذیر بودن قیمت، درجه استفاده از ظرفیت و تأکید بر طرف تقاضای اقتصاد است.

برابر رویکرد کششی در مدل کینزی‌ها فرض می‌شود که طرف تقاضا، محصول را تعیین می‌کند و بر طبق آن اثر کاهش اسمی ارزش پول بر محصول و اشتغال مثبت خواهد بود (خیابانی، ص ۴۷). برداشت جذبی از کاهش ارزش پول داخلی بیان می‌نماید که سیاست فوق‌زمانی مؤثر واقع می‌شود که: اول اینکه، توانایی در انتقال هزینه‌ها را داشته باشد؛ به عبارتی، هزینه‌ها از سمت کالاهای خارجی به سمت کالاهای داخلی حرکت کند. دوم اینکه، منجر به کاهش هزینه‌ها شود، یعنی هزینه‌ها با توجه به سطح درآمد کاهش یابد. در این صورت اگر در اقتصاد، ظرفیت‌های خالی تولیدی و منابع استفاده نشده وجود داشته باشد، انتقال هزینه‌ها باعث افزایش محصول حقیقی خواهد شد.

برداشت پولی بر آثار متقابل بین بخش خارجی و بخش پولی اقتصاد توجه دارد. این روش فرض می‌کند که نوع مطلق برابری قدرت خرید (PPP) و آربیتراژ (بدون توجه به نرخ بهره) به طور دائم برقرار است و از منابع به طور کامل استفاده می‌شود. با این فرضیات، کاهش ارزش اسمی پول اثری

بر تولید ندارد. زیرا براساس نظریه برابری قدرت خرید، کاهش ارزش اسمی پول اثر یک به یک بر روی قیمت‌های داخلی خواهد داشت. براساس ساده‌ترین مدل برداشت پولی از تراز پرداخت‌ها، کاهش ارزش پولی هیچ اثری در تولید حقیقی و یا اشتغال در کوتاه مدت و یا بلند مدت ندارد (ادواردز، ۱۳۷۳، ص ۸۹). جدول زیر آثار کاهش ارزش پول داخلی بر تولید را در سه مدل فوق نشان می‌دهد.

جدول ۱. آثار کاهش ارزش پول داخلی بر تولید

مدل	تولید کل
مدل ساده کینز (رویکرد کششی)	اگر تقلیل ارزش پول داخلی سبب بهبود تراز جاری به پول داخلی شود ، تولید کل در کوتاه مدت و بلند مدت افزایش می‌یابد.
مدل جذب	در صورت وجود منابع بلااستفاده تولید ممکن است افزایش یابد.
مدل پولی	هیچ اثری در کوتاه مدت و بلند مدت بر تولید نداشته و تولید در اشتغال کامل قرار دارد.

بر خلاف نظریه‌های بالا که توضیح می‌داد چگونه ارزش پول می‌تواند بر تولید اثر مثبت یا خنثی داشته باشد، بحث‌های نظری دیگری نیز وجود دارد که احتمال اثر منفی کاهش ارزش پول بر تولید را توضیح می‌دهد.

دورنبوش و اسمیت^۱ (۱۹۸۱، ۱۹۸۲) این مسئله را در مورد کشورهای صنعتی واردکننده نفت بررسی کرده‌اند. آنان معتقدند 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^۲ (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 بخصوص کشورهای کمتر توسعه یافته صدق می‌کند و در این کشورها رکود ناشی از کاهش ارزش پول داخلی بیشتر از احتمال رونق آن است.

۱. Dornbush & Schmid

۲. Krugman. P & L. Taylor

علاوه بر آثار طرف تقاضا، تعداد زیادی کانال‌های سمت عرضه نیز وجود دارد که از طریق آنها، کاهش ارزش پول می‌تواند انقباضی باشد. برونو (۱۹۷۹) دو بحث را در تأیید این نظریه مطرح می‌کند، مبنی بر اینکه در یک کشور در حال توسعه، با کاهش ارزش پول داخلی، هزینه داده‌های مورد نیاز صنعت، چون وارداتی هستند و به راحتی قابل جایگزین توسط داده‌های داخلی نیستند، بالا می‌رود. 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 به وسیله قیمت‌های نسبی بالاتر خنثی می‌شود. اگر قیمت‌های نسبی با تأخیر عمل کنند، در کوتاه مدت، امکان اثر منفی بر عرضه کل هست. وینبرگن (۱۹۸۶) مدلی را برای کالاهای واسطه‌ای و بازار مالی، بسط داد و مانند برونو، بر تأثیر کاهش ارزش پول بر هزینه‌های کالاهای واردات بر حسب پول داخلی، به علاوه تأثیر منفی آن بر سرمایه در گردش تأکید نمود. وی همچنین به اثر تغییرات برابری بر بازپراخت‌های بدهی‌های خارجی و بر دستمزدهای اسمی در غیاب شاخص دستمزدها پرداخت. (خیابانی، ص ۴۹).

۲. معرفی الگو و داده‌ها

الگوی پیشنهادی در این مقاله بر گرفته 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، سرمایه‌گذاری بخش دولتی و بخش خصوصی در مورد سیاست مالی مورد توجه قرار گرفته است. حجم نقدینگی به عنوان شاخص سیاست پولی در الگو منظور شده است. از آنجایی که آمار و ارقام سالانه مربوط به قیمت صادرات و واردات از سال ۱۳۵۸ 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 تغییر دورنبوش (۱۹۸۶) رابطه مبادله و نرخ ارز حقیقی مفهوم واحدی را می‌رسانند، 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 به کار گرفته شده از جمله مسائل مطرح است. در بررسی و مطالعه الگوسازی این مقاله به موارد ذیل در خصوص نرخ ارز توجه شده است:

۱. نرخ ارز اسمی در معاملات خارجی نمی‌تواند برای واردکنندگان و صادرکنندگان شاخص مناسبی جهت محاسبه مقدار پرداختی‌ها و دریافتی‌ها به شمار آید. همچنین در شرایط تورمی نیز نمی‌تواند بیانگر قدرت رقابت خارجی باشد.

۲. نرخ ارز مؤثر نیز صرفاً قیمت ارزی را، که صادرکنندگان، یا واردکنندگان، با آن درگیر هستند، نشان می‌دهد. از این لحاظ، برای تحلیل تراز پرداخت‌ها 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 تا حد زیادی موارد فوق را پوشش می‌دهد.

از سوی دیگر، با توجه به اینکه برآیند مجموعه تحولات پولی، مالی و تجاری به نحوی در بازار موازی ارز انعکاس می‌یابد و بازار موازی ارز در مقایسه با بازار رسمی به جهت چگونگی فعالیت‌های اقتصادی و ارائه اطلاعات برای تنظیم، تدوین و اعمال سیاست‌های اقتصادی از مزیت نسبی بهره‌مند است (کازرونی، ۱۳۷۸، ص ۶۴)؛ نرخ ارز بازار موازی ارز در مقابل نرخ ارز رسمی ترجیح داده شد. نکته دیگری که در فرایند این تحقیق باید به آن توجه می‌شد، این بود که نرخ ارز کدام کشور انتخاب شود؟ در این خصوص اول اینکه، پول رایج ایالات متحده (دلار) سهم غالبی را در بازار ارز ایران دارا بوده، دوم اینکه، برآورد رابطه بلند مدت بین دلار ایالات متحده و مارک آلمان، به عنوان نماینده سایر نرخ‌های ارز با استفاده از روش انگل - گرنجر نشان داد که رابطه همسوی بلند مدت بین نرخ‌های ارز وجود داشته، و تغییرات در هر کدام از پول‌های خارجی در حداقل زمان تأثیر خود را به نوعی به سایر پول‌ها انتقال می‌دهند. بنابراین مجموعه دلایل فوق نشان داد که به کارگیری قیمت دلار ایالات متحده در بازار موازی ارز به صورت نرخ ارز حقیقی از پشتوانه محکمی برخوردار باشد. لذا، مدل نهایی به کار گرفته شده در این مقاله به صورت زیر است:

$$GDP = f\left(\frac{P^*E}{P}, M, \psi, PUBINV, PRIINV\right) + W_1 t \quad (1)$$

که در آن

$$GDP = \text{تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۶۹}$$

$$\text{نرخ ارز حقیقی} = E \frac{P^*}{P}$$

$$M_1 = \text{حجم نقدینگی}$$

$$PUBINV = \text{سرمایه‌گذاری بخش دولتی به قیمت ثابت سال ۶۹}$$

$$PRIINV = \text{سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به قیمت ثابت سال ۶۹}$$

$$W_{1t} = \text{اجزای اخلاص هستند.}$$

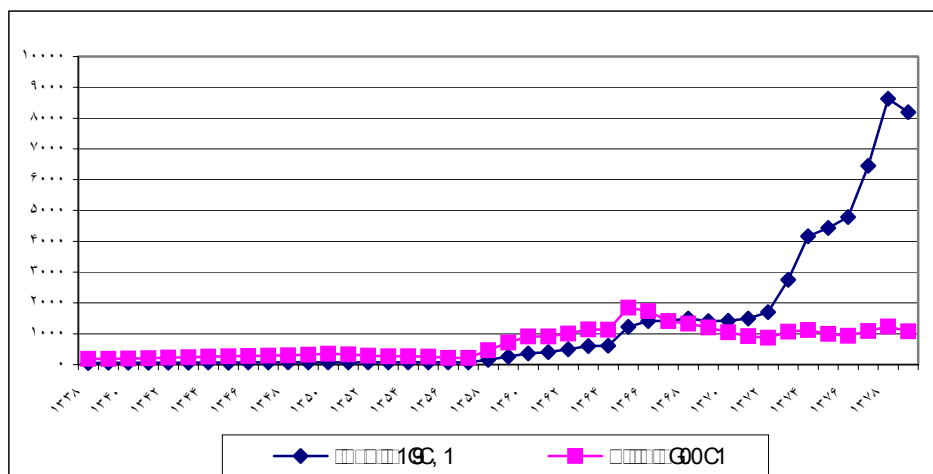
بنابراین، از نظر تئوریک انتظار می‌رود که روابط بین سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و دولتی با تولید مثبت، و حجم نقدینگی و نرخ ارز با تولید نامشخص (مثبت یا منفی) باشد. برای محاسبه نرخ ارز حقیقی، از نرخ ارز اسمی استفاده شد. بدین ترتیب براساس تعریف نرخ ارز حقیقی، نرخ ارز اسمی را نسبت به شاخص قیمت‌های داخلی و خارجی تعدیل نمودیم که از فرمول زیر تبعیت می‌کند.

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

در رابطه فوق RER نرخ ارز حقیقی، NER نرخ ارز اسمی، P شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی ایران، P* شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی کشور ایالات متحده و \$ معرف دلار است.

نمودار ۱ نشان می‌دهد که نرخ ارز حقیقی تا سال ۱۳۵۰ از یک روند صعودی آهسته برخوردار بوده است. از سال ۱۳۵۱ تا ۱۳۵۷، ارزش پول ملی افزایش یافته و نرخ ارز حقیقی روند نزولی به خود گرفته است. با افزایش ناگهانی نرخ ارز از سال ۱۳۵۷، این روند از حالت صعودی برخوردار شده و تا سال ۱۳۶۶ ادامه یافته است. به طوری که تا آغاز برنامه یکسان‌سازی ارز در سال ۱۳۷۲ شیب، منفی شده و مجدداً با اندکی افزایش در شیب، حالت نوسانی به خود می‌گیرد.

نمودار ۱. روند نرخ ارز اسمی و حقیقی طی سال‌های ۱۳۳۸-۱۳۷۹



تولید ناخالص داخلی نیز به عنوان یکی از مهم‌ترین متغیر کلان اقتصادی تا سال ۱۳۵۵ از یک روند صعودی برخوردار بوده است، به طوری که تکانه نفتی سال ۱۳۵۳ نیز بر روند صعودی آن افزوده است. همان‌گونه که از نمودار ۲ ملاحظه می‌شود، شیب این متغیر از سال ۱۳۵۵ به بعد معکوس شده و تا سال ۱۳۵۹ به همراه وقوع انقلاب اسلامی ایران و تحریم نفتی و آغاز جنگ تحمیلی شیب نزولی آن ادامه داشته است. از سال ۱۳۶۰ تا سال ۱۳۶۵ تولید ناخالص داخلی روند مثبت داشته و مجدداً با تکانه نفتی ۱۳۶۵ و کاهش درآمدهای ارزش شاهد شیب منفی هستیم. از سال ۱۳۶۵ به بعد روند مثبت بوده است.

روند تولید ناخالص داخلی بدون نفت نیز دقیقاً آهنگ تغییرات تولید ناخالص داخلی با نفت را طی می‌نماید. نمودار ۳ روند تغییرات این دو تولید ناخالص داخلی با نفت و نرخ ارز حقیقی را نشان می‌دهد.

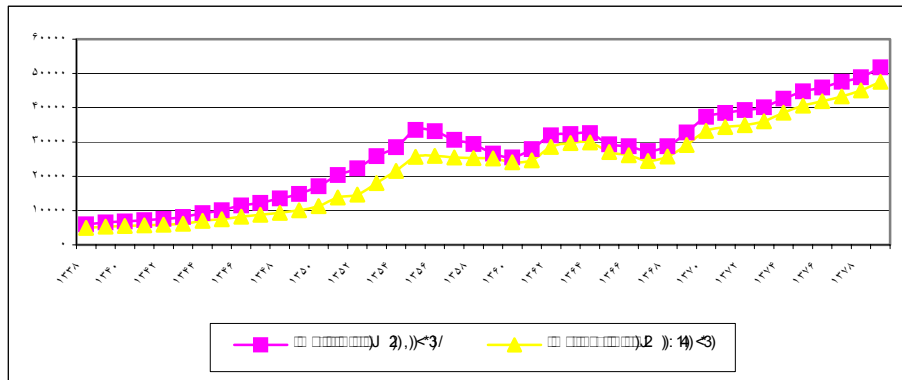
۳. برآورد الگو

وجود همگرایی^۱ بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، نه تنها معنای وجود رابطه تعادلی بلند مدت بین این متغیرهاست، بلکه می‌توان با استفاده از روش OLS، برآورد کاملاً سازگاری از ضرایب الگو به

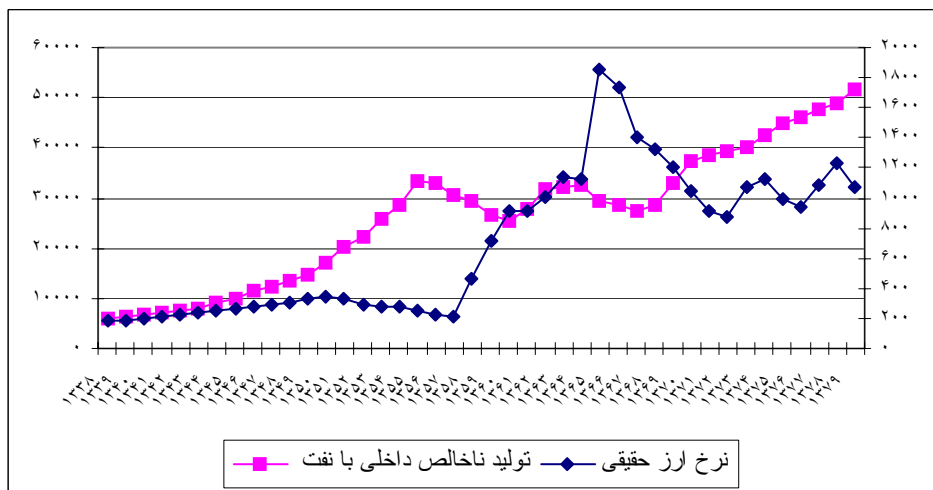
۱. Cointegration

دست آورد. به همین منظور آزمون یوهانسون نیز برای تشخیص همگرایی متغیرهای مدل تحقیق به کار گرفته و نشان داده که یک رابطه همگرایی بلند مدت بین متغیرها برقرار است. اما متأسفانه وقتی حجم نمونه کوچک است، استفاده از روش OLS در برآورد رابطه بلند مدت، به دلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه مدت موجود بین متغیرها، برآورد بدون تورشی را ارائه نخواهد داد. بنابراین، منطقی به نظر می‌رسد برآورد الگوی کاملی را مورد توجه قرار دهیم که پویایی کوتاه مدت را در خود داشته باشد و در نتیجه موجب شود تا ضرایب الگو با دقت بیشتری برآورد شود.

نمودار ۲. روند تولید ناخالص داخلی با نفت وبدون نفت طی سال‌های ۱۳۳۸-۱۳۷۹



نمودار ۳. تولید ناخالص داخلی و روند نرخ ارز حقیقی طی سال‌های ۱۳۳۸-۱۳۷۹



الگوی پویایی که برای رابطه ایستای بلند مدت مدل مورد استفاده در تحقیق، مورد توجه قرار گرفت تا به کمک آن به برآوردهای نسبتاً بدون تورشی از ضرایب بلند مدت الگو دست یافتیم، به صورت زیر است:

$$LGDP = a_0 + \sum_{j=1}^p a_j LGDP_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \beta_{1j} LREER_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \beta_{2j} LM^2_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \beta_{3j} LPUBINV_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4} \beta_{4j} LPRINV_{t-j} + v_t \quad (2)$$

این الگو به الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) مشهور است.

الف) نرخ ارز حقیقی و تولید ناخالص داخلی

رابطه (۱) با استفاده از نرم افزار Microfit و با قرار دادن دو وقفه ($m=2$) برآورد شده است. رگرسیون‌های برآورد شده برابر با $3^5 = 243 = (m+1)^{k+1}$ است. با توجه به معیار قرار دادن ضابطه شوارتز - بیزین (SBC) بهترین مدل انتخاب شده توسط Microfit در جدول ۲ ارائه شده است. بر اساس ضابطه مذکور تعداد وقفه‌های متغیر وابسته تنها یک بوده ($P=1$) و کمیت آماره محاسباتی به صورت زیر است:

$$\frac{\hat{\alpha}_1 - 1}{S\hat{\alpha}_1} = \frac{0,6488}{0,0911} = 7,12$$

از آنجاکه کمیت بحرانی ارائه شده از بنرجی، دولادو و مستر^۱، طبق جدول در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر $-4/60$ است، فرضیه H_0 رد می‌شود. نتیجه می‌گیریم رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو وجود دارد و تمامی ضرایب به استثنای ضریب با وقفه سرمایه‌گذاری بخش خصوصی (-1) LPRINV که در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی دارند.

ضریب تعیین R^2 برابر با ۹۹ درصد است که نشان از قدرت توضیح دهنده بالا دارد. آماره‌های آزمون همبستگی سریالی، تصریح الگو، نرمال بودن و ناهمسانی واریانس که به طور همزمان در جدول آمده است؛ نشان از خوبی برازش الگو دارد و قابلیت اطمینان برآورد فوق را بالا برده است.

۱. Banerjee, Dolado & Mester

جدول ۲

Autoregressive Distributed Lag Estimates
 ARDL(۱,۰,۱,۰,۱) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is LGDP

۴۰ observations used for estimation from ۱۳۴۰ to ۱۳۷۹

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LGDP(-۱)	.۳۵۱۲۷	.۰۹۱۱۰۳	۳,۸۵۵۸[.۰۰۱]
LRER	-.۰۴۶۸۷۵	.۰۱۶۴۳۴	-۲,۸۵۲۳[.۰۰۸]
LM۲	.۲۳۸۳۰	.۰۹۷۵۹۶	۲,۴۴۱۷[.۰۲۱]
LM۲(-۱)	-.۳۵۵۸۳	.۰۹۳۱۳۰	-۳,۸۲۰۷[.۰۰۱]
LPOBINV	.۱۶۴۴۰	.۰۲۵۶۷۴	۶,۴۱۱۳[.۰۰۰]
LPRIINV	.۱۲۹۳۰	.۰۲۳۲۹۵	۵,۵۵۰۶[.۰۰۰]
LPRIINV(-۱)	-.۰۵۲۸۸۹	.۰۲۷۸۰۶	-۱,۹۰۲۱[.۰۶۶]
INTP	۴,۶۶۷۸	.۵۶۳۳۳	۸,۲۸۶۲[.۰۰۰]
T	.۰۴۸۳۸۸	.۰۰۶۴۰۶۷	۷,۵۵۲۷[.۰۰۰]

R-Squared	.۹۹۷۵۶	R-Bar-Squared	.۹۹۶۹۳
S.E. of Regression	.۰۳۲۵۸۳	F-stat. F(۸, ۳۱)	۵۸۱,۶[.۰۰۰]
Mean of Dependent Variable	۱۰,۰۸۳۱	S.D. of Dependent Variable	.۵۸۷۶۱
Residual Sum of Squares	.۰۳۲۹۱۲	Equation Log-likelihood	۸۵,۲۹۸۷
Akaike Info. Criterion	۷۶,۲۹۸۷	Schwarz Bayesian Criterion	۶۸,۶۹۸۷
DW-statistic	۱,۸۸۹۳	Durbin's h-statistic	.۴۲۸۱۸[.۶۶۹]

Diagnostic Tests

* Test Statistics * LM Version * F Version *

*A:Serial Correlation *CHSQ (۱) = .۰۶۴۸۵۵[.۷۹۹]*F(۱, ۳۰) = .۰۴۸۷۲۰[.۸۲۷]*

*B:Functional Form *CHSQ (۱) = .۹۵۰۸۵[.۳۳۰]*F(۱, ۳۰) = .۷۳۰۵۰[.۳۹۹]*

*C:Normality *CHSQ (۲) = .۶۶۹۰۵[.۷۱۶]* not applicable

*D:Heteroscedasticity*CHSQ (۱) = .۰۲۰۵۴۴[.۸۸۶]*F(۱, ۳۸)= .۰۱۹۵۲۷[.۸۹۰]*

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlatio

B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals

D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

بنابراین، ضرایب بلند مدت مدل برآورد شده از روش ARDL براساس ضابطه شوارتز - بیترین

به صورت زیر است:

$$LGDP = 7.9 - 0.72LRER - 1.81LM^2 + 1.17LPRIINV + 2.52LPOBINV + 0.74T \quad (3)$$

(۶,۲۰) (۹,۷۴) (۲,۷۴) (-۳,۳۴) (-۲,۷۴) (-۲۳,۱۲)

این معادله، که مدل پویایی بلند مدت را به اثبات می‌رساند، نشان می‌دهد که یک رابطه منفی ضعیف بین نرخ ارز حقیقی و تولید ناخالص داخلی در اقتصاد ایران وجود دارد. به بیان دیگر، اگر هدف دولت از کاهش ارزش پول داخلی رشد تولید حقیقی باشد، ساختار و شرایط اقتصادی ایران، این اجازه را نخواهد داد و با افزایش یک درصد در نرخ ارز حقیقی (تضعیف پول ملی) با فرض ثبات سایر عوامل، در بلند مدت ۰/۰۷ درصد تولید ناخالص داخلی حقیقی نیز کاهش می‌یابد. همچنین در برآورد مزبور، یک رابطه منفی نیز بین میزان نقدینگی و تولید ناخالص داخلی به اندازه (۰/۱۸) دیده می‌شود، اما سرمایه‌گذاری دولتی و خصوصی اثر مثبت بر تولید حقیقی دارند.

از سوی دیگر، مدل تصحیح خطای مرتبط با رابطه تعادلی بلند مدت که از روش ARDL برآورد شده، به صورت زیر است.

$$D(LGDP) = -0.46D(LRER) + 1.25D(LPRIINV) + 1.64D(LPOBINV) \quad (4)$$

(۶,۴۱) (۵,۵۵) (-۲,۸۵)

$$+ 0.238D(LM^2) - 0.648ecm(-1) + 0.48T + 4.668$$

(-۷,۱۲) (۲,۴۴) (۸,۲۸) (۷,۵۵)

$R^2 = 0.83$ $D-W = 1.88$ $F = 26$

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود تمامی ضرایب در سطح اطمینان بالای ۹۵ درصد معنی دار هستند. ضریب تعیین R^2 برابر ۰/۸۳ است که نشان از قدرت توضیح دهنده بالایی مدل دارد. ضریب تعدیل یا ضریب تصحیح خطا برابر ۰/۶۴ - برآورد شده است و نشان می‌دهد در هر سال ۰/۶۴ از عدم تعادل یک دوره در رابطه مزبور در دوره بعد تعدیل می‌شود. بنابراین، تعدیل به سمت تعادل بلندمدت نسبتاً خوبی را ارائه می‌دهد.

آماره‌های (t) مربوط به ضریب تغییرات نرخ ارز حقیقی، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، سرمایه‌گذاری بخش دولتی، حجم نقدینگی و متغیر روند نیز بالاتر از دو بوده و نشان از معنی‌دار بودن ضرایب دارد.

باید یادآوری کرد که در بررسی و برآورد فوق متغیرهای مختلف موهومی، تورم، حجم پول و تولید ناخالص داخلی بدون نفت در وقفه‌های مختلف آزمون شد، و بهترین مدل برآورد شده مرتبط با نرخ ارز حقیقی به شرح فوق مورد تفصیل قرار گرفت.

ب) نرخ ارز اسمی و تولید ناخالص داخلی

حال با قرار دادن نرخ ارز اسمی به جای نرخ ارز حقیقی در الگوی اصلی تحقیق، به بررسی رابطه بین نرخ ارز اسمی و تولید ناخالص داخلی می‌پردازیم. روش برآورد، مطابق روش قبلی بوده و با قرار دادن دو وقفه و ضابطه شوارتز-بیزین، رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای مدل به دست می‌آید که به صورت زیر است.

$$\begin{aligned}
 LGDP = & ۷,۵۱ - ۰,۱۰۱۳LNER + ۰,۰۷۳LPRINV + ۰,۲۱۲LPOBNV \\
 & (۱۸,۶۸) \quad (-۲,۵۵) \quad (۱,۵۸) \quad (۷,۴۸) \\
 & - ۰,۷۴LM^2 + ۰,۰۷۳T \\
 & (-۲,۱۳) \quad (۶,۵۴)
 \end{aligned} \quad (۵)$$

بر اساس این برآورد یک رابطه منفی ضعیف، بین نرخ ارز اسمی و تولید ناخالص داخلی وجود دارد، و با افزایش یک درصد نرخ ارز اسمی (تضعیف پول ملی)، با فرض ثبات سایر عوامل در بلندمدت، ۰/۱۰ درصد تولید ناخالص داخلی حقیقی کاهش می‌یابد. ضریب حجم نقدینگی مبین یک رابطه منفی با تولید ناخالص داخلی به میزان ۰/۱۱ است. به استثنای ضریب سرمایه‌گذاری بخش خصوصی که در سطح اطمینان ۸۷ درصد معنی‌دار است و رابطه ضعیف را نشان می‌دهد، تمامی ضرایب در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار هستند. مقایسه سرمایه‌گذاری بخش خصوصی با دولتی

در میزان اثرگذاری بر تولید ناخالص داخلی نشان می‌دهد که در بلندمدت سرمایه‌گذاری بخش دولتی بر تولید تأثیر بیشتری دارد.

مدل تصحیح خطای مرتبط با رابطه تعادلی بلند مدت به صورت زیر است:

$$D(LGDP) = 5,32 - 0,071D(LNER) + 0,118D(PRIINV) + 0,150D(POBINV) \quad (6)$$

$$\begin{aligned} & (5,66) \quad (-2,38) \quad (4,08) \quad (7,32) \\ & + 0,281D(LM^2) - 0,708ecm(-1) + 0,052T \\ & (2,90) \quad (-7,06) \quad (7,22) \\ R^2 = 0,82 \quad D-W = 1,64 \quad F = 24,06 \end{aligned}$$

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، تمامی ضرایب در سطح اطمینان بالای ۹۵ درصد معنی‌دار هستند. ضریب تعیین R^2 برابر ۸۲ درصد، مبین این است که مدل از قدرت توضیح‌دهندگی بالایی برخوردار است. ضریب جمله تصحیح خطا برابر $0,708$ است که نشان می‌دهد در هر سال $0,7$ از عدم تعادل دوره‌ای در رابطه مزبور در دوره بعد تعدیل می‌شود، بنابراین، از سرعت تعدیل نسبتاً خوبی در حرکت به سمت تعادل بلند مدت برقرار است.

ج) نرخ ارز مؤثر تولید ناخالص داخلی

سومین و آخرین نرخ ارز مورد نظر در بررسی رابطه بین نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز مؤثر است. روش برآورد مطابق دو روش قبلی بوده و رابطه بلندمدت آن به صورت زیر است:

$$LGDP = 6,32 + 0,02LEER + 0,180LPRIINV + 0,24LPOBINV - 0,17LM^2 + 0,064T \quad (7)$$

$$(21,41) \quad (1,00) \quad (4,54) \quad (8,68) \quad (-3,01) \quad (5,12)$$

براساس این معادله، برخلاف دو نرخ ارز بررسی شده هر چند به میزان ناچیز بین نرخ ارز مؤثر و تولید ناخالص داخلی رابطه مثبت وجود دارد، از آنجا که آماره $t = 1,00$ است، لذا بی‌معنی بوده و ضرایب آن در سطح اطمینان ۹۵ درصد قابل اعتماد نیست.

با عنایت و توجه به نرخ‌های ارز بررسی شده و حذف و اضافه نمودن برخی متغیرها، و انتخاب بهترین مدل برآوردی در روابط مذکور، می‌توان به این جمع‌بندی رسید؛ اول اینکه نرخ ارز مؤثر نتایج

خوبی را نسبت به نرخ‌های دیگر ارائه نداد. دوم اینکه، اگرچه نرخ‌های ارز اسمی و حقیقی نتایج قابل قبول و با اطمینان بالایی را نشان داده‌اند، با مقایسه آماره‌های هر دو مدل مشاهده می‌شود که به رغم برآوردهای تقریباً مشابه، نتایج نرخ ارز حقیقی از درجه اعتماد بالاتری برخوردار است.

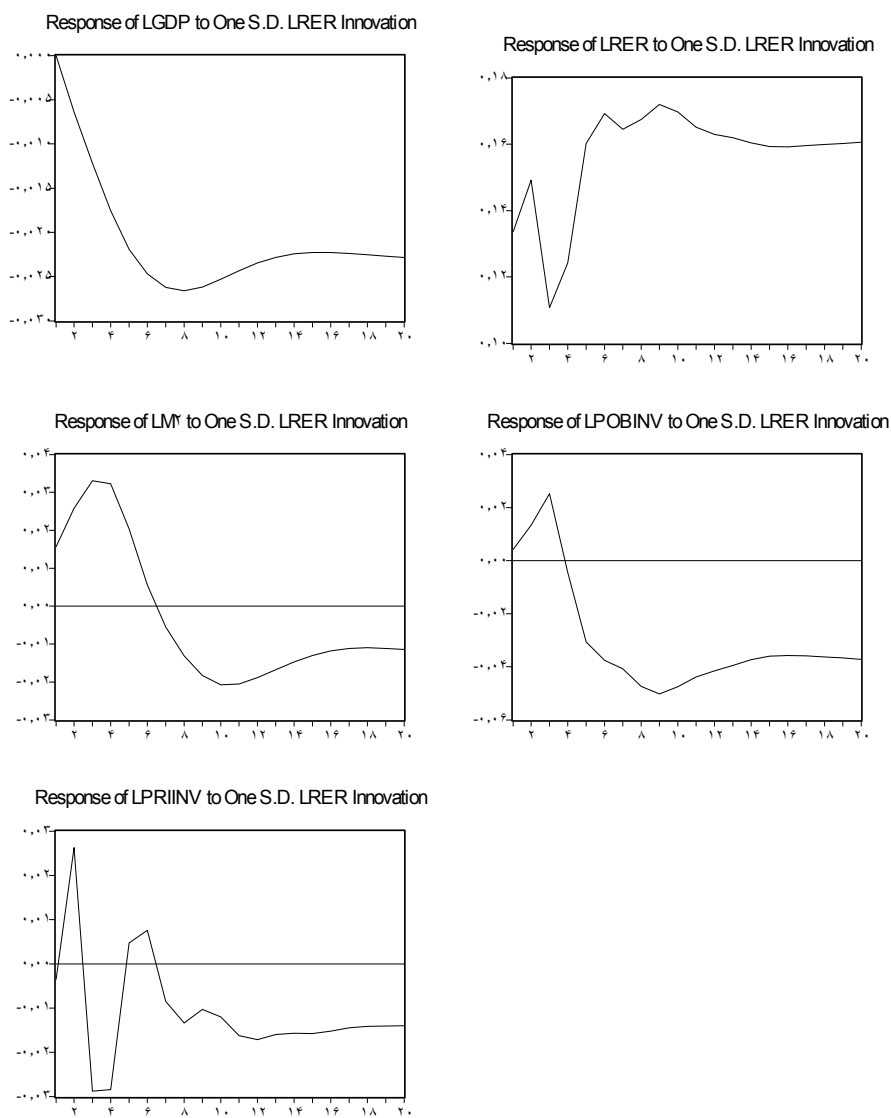
۴. ساختار پویایی الگو

اکنون با توجه به وجود الگوی کوتاه‌مدت و تأیید رابطه تعادلی پویای آن با بلند مدت در الگوی ARDL که در قسمت قبل ارائه شده، به بررسی پویایی‌های کوتاه‌مدت می‌پردازیم. این روش‌ها که در واقع جایگزینی برای تحلیل‌های سنتی مانند تعدیل جزئی و... هستند، به توابع عکس‌العمل (واکنش) آنی و تجزیه واریانس معروف اند.

الف) تابع عکس‌العمل آنی

از آنجا که تفسیر ضرایب الگوی تصحیح خطا به طور انفرادی مشکل است، از معیار تابع عکس‌العمل آنی استفاده می‌شود. این معیار پویایی آثار متقابل بین متغیرها را به وسیله تابع عکس‌العمل نشان می‌دهد؛ به طوری که اثر مشخص یکسری را روی سری‌های دیگر ترسیم می‌کند. به عبارتی، تابع عکس‌العمل آنی به عنوان ابزاری مناسب برای دستیابی به اطلاعات پیرامون تأثیرات متقابل بین متغیرها در الگوهای پویا به کار می‌رود. همچنین این توابع، مسیر پویایی نظام را در پاسخ به تکانه‌های وارده به اندازه یک انحراف معیار نشان می‌دهد (هژبر کیانی، ۱۳۸۰، ص ۲۹).

برای این منظور، انتخاب طول وقفه بهینه جهت الگوی تصحیح خطای برداری براساس ضابطه شوارتز - بیزین و تعیین بردار همگرایی از طریق آزمون یوهان سون با استفاده از نرم افزار Eviews انجام یافته و با وقفه بهینه یک، دو بردار همگرایی را نتیجه داده است. یکی از بردارها، که انتظار ما را به لحاظ وجود متغیر نرخ ارز حقیقی و تولید ناخالص داخلی و تعداد ضرایب برآورده می‌سازد، انتخاب می‌گردد. بنابراین، با استفاده از این رابطه بلندمدت ابزارهای توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس برای تحلیل کوتاه مدت الگو به کار گرفته می‌شود. نمودارهای زیر عکس‌العمل سایر متغیرها را نسبت به یک انحراف معیار نرخ ارز حقیقی نشان می‌دهد.



بر اساس نمودارهای مزبور، یک انحراف معیار در نرخ ارز حقیقی در دوره اول، بر تولید ناخالص داخلی تأثیری نداشته و با وقفه یک اثر می‌گذارد. اثر این تکانه تا دوره سوم ابتدا روند نزولی داشته، سپس حالت صعودی به خود می‌گیرد. روند صعودی تقریباً از دوره دهم به بعد ثابت شده و به تعادل بلندمدت می‌رسد.

همچنین یک انحراف معیار وارده از طرف نرخ ارز حقیقی بر خودش بعد از حدود شش دوره به تعادل کامل می‌رسد، برحجم نقدینگی اثر منفی داشته، ولی بعد از ۷ دوره به سمت تعادل حرکت می‌کند.

(ب) تجزیه واریانس

تجزیه واریانس به عنوان معیاری برای عملکرد پویایی کوتاه‌مدت، قادر به تعیین سهم بی‌ثباتی هر متغیر در مقابل تکانه وارده به هر یک از متغیرهای دیگر الگو است (هژبر کیانی، ۱۳۸۰، ص ۲۷). بنابراین برای تعیین سهم بی‌ثباتی ایجاد شده در تولید ناخالص داخلی، توسط هر یک از متغیرهای الگو از تجزیه واریانس استفاده می‌شود. نتایج حاصل از آن در جدول ۳ و نمودار مربوط ارائه شده است.

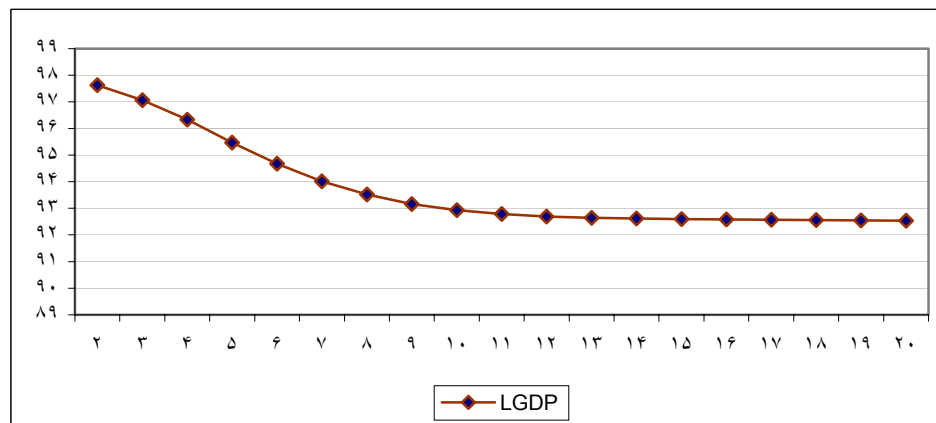
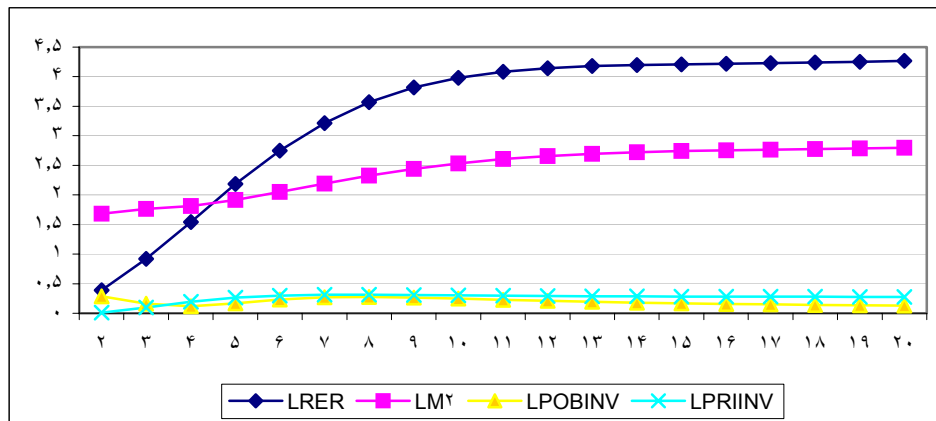
جدول ۳

Variance Decomposition of LGDP

Period	S.E.	LGDP	LRER	LM ^۲	LPUBINV	LPRIINV
۱	۰,۰۵۳۵۶۱	۱۰۰,۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰۰۰
۲	۰,۱۰۲۳۵۷	۹۷,۶۲۹۰۱	۰,۳۹۰۵۰۳	۱,۶۸۳۰۰۴	۰,۲۸۶۹۷۹	۰,۰۱۰۵۰۲
۳	۰,۱۴۳۳۸۴	۹۷,۰۶۱۷۷	۰,۹۱۸۳۷۳	۱,۷۶۲۱۴۳	۰,۱۶۱۷۱۱	۰,۰۹۶۰۰۴
۴	۰,۱۷۹۵۰۴	۹۶,۳۲۷۹۹	۱,۵۴۰۸۵۳	۱,۸۱۲۴۷۱	۰,۱۲۱۴۱۰	۰,۱۹۷۲۸۰
۵	۰,۲۱۱۵۶۰	۹۵,۴۶۷۵۲	۲,۱۸۲۴۰۶	۱,۹۱۵۹۳۸	۰,۱۶۹۵۵۸	۰,۲۶۴۵۷۸
۶	۰,۲۴۰۲۴۶	۹۴,۶۷۰۵۵	۲,۷۴۹۳۳۶	۲,۰۴۸۳۴۴	۰,۲۳۱۹۶۰	۰,۲۹۹۸۰۶
۷	۰,۲۶۵۹۸۶	۹۴,۰۱۲۶۲	۳,۲۱۳۵۹۴	۲,۱۹۰۲۸۲	۰,۲۷۰۳۰۲	۰,۳۱۳۲۰۲
۸	۰,۲۸۹۱۰۷	۹۳,۵۱۴۴۳	۳,۵۶۷۴۴۳	۲,۳۲۵۱۶۷	۰,۲۷۸۳۹۷	۰,۳۱۴۵۶۸
۹	۰,۳۰۹۹۵۹	۹۳,۱۶۳۸۴	۳,۸۱۷۳۷۰	۲,۴۴۰۸۱۳	۰,۲۶۷۴۴۰	۰,۳۱۰۵۳۲
۱۰	۰,۳۲۸۹۲۴	۹۲,۹۳۱۴۰	۳,۹۸۱۹۴۵	۲,۵۳۳۷۸۳	۰,۲۴۸۳۷۰	۰,۳۰۴۵۰۲
۱۱	۰,۳۴۶۳۷۵	۹۲,۷۸۴۲۴	۴,۰۸۴۴۹۴	۲,۶۰۴۸۳۸	۰,۲۲۸۱۲۱	۰,۲۹۸۳۰۶
۱۲	۰,۳۶۲۶۵۱	۹۲,۶۹۵۳۱	۴,۱۴۵۲۰۳	۲,۶۵۷۰۰۰	۰,۲۰۹۶۶۲	۰,۲۹۲۸۲۴
۱۳	۰,۳۷۸۰۳۰	۹۲,۶۴۴۲۴	۴,۱۷۹۴۳۶	۲,۶۹۴۲۴۴	۰,۱۹۳۶۹۱	۰,۲۸۸۳۸۹
۱۴	۰,۳۹۲۷۲۹	۹۲,۶۱۵۷۲	۴,۱۹۸۵۶۰	۲,۷۲۰۶۵۱	۰,۱۸۰۰۴۳	۰,۲۸۵۰۲۴
۱۵	۰,۴۰۶۸۹۹	۹۲,۵۹۸۷۴	۴,۲۱۰۵۱۹	۲,۷۳۹۷۲۳	۰,۱۶۸۴۱۷	۰,۲۸۲۶۰۳
۱۶	۰,۴۲۰۶۴۲	۹۲,۵۸۶۱۶	۴,۲۲۰۱۷۴	۲,۷۵۴۱۶۲	۰,۱۵۸۵۶۶	۰,۲۸۰۹۳۴
۱۷	۰,۴۳۴۰۱۸	۹۲,۵۷۳۹۸	۴,۲۳۰۰۴۲	۲,۷۶۵۹۰۴	۰,۱۵۰۲۶۸	۰,۲۷۹۸۰۰
۱۸	۰,۴۴۷۰۶۱	۹۲,۵۶۰۳۸	۴,۲۴۱۱۱۶	۲,۷۷۶۲۲۴	۰,۱۴۳۲۷۸	۰,۲۷۹۰۰۶
۱۹	۰,۴۵۹۷۸۹	۹۲,۵۴۴۹۷	۴,۲۵۳۴۵۴	۲,۷۸۵۸۴۹	۰,۱۳۷۳۲۹	۰,۲۷۸۳۹۷
۲۰	۰,۴۷۲۲۱۰	۹۲,۵۲۸۲۶	۴,۲۶۶۵۹۳	۲,۷۹۵۱۰۸	۰,۱۳۲۱۶۸	۰,۲۷۷۸۶۹

Ordering: LGDP LRER LM^۲ LPOBINV LPRIINV

VARIANCE DECOMPOSITION OF LGDP



در این جدول، ستون اول که با SE مشخص شده است، خطای پیش بینی متغیرهای مربوط را طی دوره‌های مختلف نشان می‌دهد. به علت اینکه خطای پیش‌بینی هر سال، روی خطای پیش‌بینی سال بعدش تأثیر می‌گذارد و آن را افزایش می‌دهد؛ طی دوره زمانی، با گذشت زمان خطای پیش‌بینی در حال افزایش است. براساس این جدول، حدود ۹۷ درصد واریانس خطای تولید ناخالص داخلی توسط خود متغیر توضیح داده می‌شود، در حالی که در همین دوره متغیرهای LM^2 ، LRER، LPUBINV، LPRIINV به ترتیب ۰/۰۱، ۰/۲۸، ۱/۶۸، ۰/۳۹ درصد از واریانس خطای متغیر وابسته الگو را توضیح می‌دهد. در یک مقایسه مقطعی دیگر پس از پنج سال مشاهده می‌شود که تولید ناخالص داخلی ۹۴ درصد، نرخ ارز حقیقی ۲/۷ درصد، حجم نقدینگی ۲/۰۴ درصد،

سرمایه‌گذاری بخش دولتی ۰/۲۳ درصد و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی ۰/۲۹ درصد از واریانس خطای تولید ناخالص داخلی را توضیح می‌دهد.

بنابراین، مشاهده می‌شود در دوره‌های مختلف تجزیه واریانس، تولید ناخالص داخلی بیشترین توانایی را برای توضیح دهندگی متغیر وابسته (خودش) دارد. بدین ترتیب، سهم توضیح‌دهندگی نرخ ارز در روند آتی اختلالات تولید ناخالص داخلی از مسیر تعادلی بلندمدت به میزان اندکی بوده و مقدار کمتری از بی‌ثباتی الگو را بیان می‌کند.

۵. نتایج و توصیه‌های سیاستی

برآورد مدل به کار رفته در تحقیق، که با استفاده از متغیرهای همگرا و با استناد به روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) انجام شده است، منتهی به نتایج زیر گردید:

۱. در بلندمدت بین نرخ ارز حقیقی و تولید ناخالص داخلی رابطه منفی ضعیفی به اندازه (۰/۰۷-) وجود دارد.

۲. نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطای برداری متناظر با برآوردها نشان داد که ضریب جمله تصحیح خطا معادل (۰/۶۴-) بوده و ضمن معنی‌دار بودن از ضرایب تعدیل خوبی در حرکت به سمت تعادل بلند مدت برخوردار است.

۳. بررسی پویایی‌های کوتاه‌مدت مدل که از توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس استفاده شد، نشان داد که: نخست، تکانه‌های وارده از طرف نرخ ارز بر تولید ناخالص داخلی در بلندمدت به تعادل می‌رسد. دوم، در بین متغیرهای به کار رفته در مدل تولید ناخالص داخلی بیشترین سهم توضیح‌دهندگی را از اختلالات وارد بر خود دارا بوده و نرخ ارز سهم اندکی را در توضیح دهندگی سهم بی‌ثباتی الگو دارد.

نرخ ارز به عنوان یک متغیر مهم و کلیدی در الگوهای اقتصادی به حساب می‌آید و به لحاظ تأثیر بسزایی که بر بخش حقیقی و مالی دارد، ارائه پیشنهاد و سیاست‌گذاری با استفاده از این متغیر حساسیت و دقت نظر خاصی را می‌طلبد، اما آنچه با استفاده از این تحقیق می‌توان در قالب پیشنهاد بیان کرد، به صورت زیر است:

۱. در اقتصاد ایران، رشد نقدینگی اثر نامطلوبی بر تولید دارد. بنابراین، پیشنهاد می‌شود به منظور رشد تولید، از به کارگیری سیاست‌های پولی انبساطی بدون فراهم آمدن سایر عوامل مؤثر بر تولید اجتناب شود.
۲. از آنجا که بخش تولیدی تحرک لازم را نسبت به تغییرات نرخ ارز نشان نمی‌دهد، لذا سیاست‌هایی که منجر به افزایش نرخ ارز اسمی می‌شود، بر سطح تولید اثر محسوسی ندارد. بنابراین، در این زمینه نیز مقدم قرار دادن طرف عرضه و اصلاح ساختار تولید قبل از تغییر نرخ ارز توصیه می‌شود.
۳. با توجه به اینکه بیشترین سهم توضیح دهندگی از اختلالات وارد بر تولید ناخالص داخلی را خود آن متغیر بیان می‌کند، لذا توصیه می‌شود برای افزایش تولید، عوامل مؤثر بر آن به صورت دقیق مورد باز بینی قرار گیرد.
۴. با توجه به اینکه تأثیر سرمایه‌گذاری بخش دولتی و خصوصی بر تولید ناخالص داخلی نسبت به نرخ ارز و نقدینگی بیشتر است، به نظر می‌رسد در طرف تقاضا به کارگیری سیاست‌های مالی به جای سیاست‌های پولی و ارزی برای افزایش تولید نتایج بهتری را ارائه خواهد شد.
۵. گرچه میان نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی رابطه معکوس برقرار است، پایین بودن این ضریب (۱۰۰ درصد افزایش نرخ ارز به میزان ۷ درصد اثر منفی بر تولید در طول زمان دارد)، نمی‌تواند توجیه‌کننده دفاع از ارزشگذاری بالای پول خارجی در حمایت از تولیدات کشور باشد، همچنین تمرکز و حساسیت بالا بر تغییرات نرخ ارز به منظور افزایش تولید توجیه‌پذیر نیست.
۶. و بالأخره پرهیز از یکسونگری (تنها توجه به افزایش نرخ ارز) و بخشی‌نگری (توجه به بخش ارزی اقتصاد) در اعمال سیاست‌های ارزی و به کارگیری روش سیستمی، و بررسی آثار همه جانبه تغییرات نرخ ارز مورد تأکید قرار می‌گیرد.

منابع

الف) فارسی

- ادواردز، سباستیان. (۱۳۷۳). مشکل تنظیم نرخ ارز در کشورهای در حال توسعه. ترجمه اسداله فرزین وش. تهران. مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.
- برانسون، ویلیام اچ. (۱۳۷۳). *تئوری و سیاستهای اقتصاد کلان*. ترجمه عباس شاکری. تهران. نشر نی. چاپ دوم.
- بهمنی اسکویی، محسن. (۱۳۷۲). *اثرات کلان اقتصادی کاهش ارزش خارجی ریال*. سومین کنفرانس سیاستهای پولی و ارزی. تهران. مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.
- پدرام، مهدی. (۱۳۷۷). *بررسی تأثیر کاهش ارزش نرخ ارز واقعی بر سطح تولید در ایران طی سالهای ۱۳۵۸-۷۴*، رساله دکتری. تهران. دانشگاه شهید بهشتی.
- خاوری نژاد، ابوالفضل. (۱۳۷۳). *بررسی نرخ واقعی ارز در اقتصاد ایران*. رساله کارشناسی ارشد. تهران. دانشگاه علامه طباطبایی.
- خوشنویس یزدی، سهیلا. (۱۳۷۸). *اثرات کاهش ارزش پول بر روی متغیرهای کلان اقتصادی*. رساله دکتری. تهران. واحد علوم و تحقیقات دانشگاه آزاد اسلامی.
- خیابانی، ناصر. (-). *یکسان سازی ارز و آثار آن بر متغیرهای کلان اقتصادی*. تهران. مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی. (منتشر نشده).
- ذالنور، سید حسین. (۱۳۷۹). *کاهش ارزش پول، تورم و تولید واقعی*. تهران. مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.
- رحیمی بروجردی، علیرضا. (۱۳۷۹). *نظام ارزی مطلوب و نرخ واقعی ارز در مدل‌های مالیه بین الملل*. تهران. مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.
- کازرونی، سید علیرضا. (۱۳۷۸). *بررسی کارآیی بازار سیاه ارز در اقتصاد ایران*. تهران. مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.
- مهدویان، محمدهادی. (۱۳۶۹). *روشهای تحلیلی نرخ ارز*. گزارش اولین سمینار سیاستهای پولی و ارزی. تهران. مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، ۱۳۷۰.

ب) انگلیسی

- Agnor, P.R. (۱۹۹۱). "Output, Devaluation and the Real Exchange Rate in Developing Countries". *Weltwirtschaftliche Archive*. ۱۲۷, ۱۸-۴۱
- Cooper, R.N. (۱۹۷۱a). "Currency Devaluation in Developing Countries". *Essay in International Finance*. No. ۸۶. International Finance Section Princeton University.
- Dornbush, R. (۱۹۸۱). *Open Economy Macroeconomics*. (New York, Basic Book).
- Edwards, S. (۱۹۸۶). *Adjustment and Exchange Rates in Developing Countries*. the University Of Chicago Press.
- Edwards, Sebastian. (۱۹۸۶). "Are Devaluation Contractionary?". *The Review Of Economics and Statistics*. Vol. ۶۸ (August ۱۹۸۶) pp.۵۰۸-۵۰۱
- Gylfason, Thorvaldur and Schmid Michael. (۱۹۸۳). "Does Devaluation Cause Stagflation?". *Canadian journal of Economics*. Vol. ۱۶, pp.۶۴۱-۶۵۴
- Halpern, L. and Wyplosz, C. (۱۹۹۷). "Equilibrium Exchange Rate in Transition Economies". *IMF Staff Papers* ۴۴. pp ۴۳۰-۴۶۱
- Kamin, S.B, Rogers, J.H. (۲۰۰۰). "Output and The Real Exchange Rate in Developing Countries: An Application to Mexico". *Journal of Development Economics*. Vol. ۶۱. P.P۸۵-۱۰۹
- Krugman. P. and Taylor, L. (۱۹۷۸). "Contractionary Effects of Devaluation". *Journal of International Economics*. ۸. pp.۴۴۵-۴۵۶
- Meade, J.E. (۱۹۵۱). "The Theory of International Economic Policy: The Balance Of Payments". London. Oxford university Press.
- Pentecost, E.J. (۱۹۹۳). *Exchange Rate Dynamics*, Aldershot: Edward Elgar
- Pesaran, M. H. Shin, Y. (۱۹۹۷). *An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis*. Unpublished Manuscript. University of Cambridge.
- Rogers, J.H, Wang, P. (۱۹۹۵). "Output, Inflation, and Stabilization in a Small Open Economy : Evidence from Mexico". *Journal of Development Economics*. ۴۶, ۲۷۱-۲۹۳
- Salter, J.E. (۱۹۵۹). "Supply – Side Effects of Disinflation Programs". *IMF. Staff Papers*. ۴۲, ۱۵۸-۱۸۳

- Swan, T. (۱۹۶۰). "Economic Control in a Dependent Economy". *Economic Record*. ۳۶, pp. ۵۱-۶۶.
- Schmid. (۱۹۸۲). "Stagflation Effects of a Devaluation in a Monetary Model With Imported Intermediate Good". *Johrbuch für Nationalökonomie und Statistik*. ۱۹۲/۲. pp. ۱۰۷-۱۲۹
- Terence, C. Mills and Pentecost Eric. J. (۲۰۰۰). "The Real Exchange Rate and The Output Response in Four E.U. Accession Countries". *Business Cycle Volatility and Economic Growth Research Paper*. No, ۰۰۴.
- Vilasuso, J. (۲۰۰۱). "Causality Tests and Conditional Heteroskedasticity: Monte Carlo Evidence". *Journal of Economics*. ۱۰۱. pp. ۲۵-۳۵
- Yao, F. Hosoya. Y. (۲۰۰۰). "Inference On One-way Effect and Evidence In Japanese Macroeconomic Data". *Journal Of Econometrics*. pp. ۲۲۵-۲۵۵.