

آثار غیرخطی متغیرهای کلان اقتصادی بر رشد اقتصادی با تأکید بر نرخ ارز (مورد ایران)

محسن مهرآرا

دانشیار دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه تهران mmehrra@ut.ac.ir

اکبر سرخوش

کارشناس ارشد اقتصاد akbar.sarkhosh@gmail.com

تاریخ دریافت: ۸۸/۸/۱۷ تاریخ پذیرش: ۸۹/۳/۵

چکیده

در این مقاله ضمن آزمون عدم تقارن نوسانات نرخ ارز (بر حسب تکانه‌های مثبت و منفی) بر تولید حقیقی، با استفاده از الگوی رگرسیونی سری زمانی غیرخطی (STR)، به تبیین عوامل تعیین‌کننده‌ی رشد تولید حقیقی در اقتصاد ایران طی دوره‌ی ۱۳۸۶-۱۳۳۸ می‌پردازیم. در تصریح معادله‌ی رشد تولید، علاوه بر لحاظ کردن تکانه‌های مثبت و منفی نرخ ارز، تأثیر سایر عوامل (متغیرهای کنترلی) شامل هر دو گروه عوامل طرف عرضه (مانند درآمدهای نفتی و سرمایه‌گذاری) و عوامل طرف تقاضا (مانند مخارج دولت) مورد توجه قرار گرفته است. نتایج به دست آمده زمینه‌ی فرضیه‌ی اصلی تحقیق مبنی بر عدم تقارن تکانه‌های مثبت و منفی نرخ ارز دلالت بر آن دارد که تکانه‌های منفی اثرات به‌مراتب بیش‌تری بر کاهش رشد اقتصادی نسبت به تکانه‌های مثبت دارد. در حقیقت؛ تکانه‌های منفی نرخ ارز حقیقی (تقویت ارزش حقیقی پول داخلی) رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد، در حالی‌که تکانه‌های مثبت نرخ ارز اثر مشابهی بر تولید نداشته و قادر نیست تولید را به سطح اولیه‌ی آن برگرداند. در ادامه با استفاده از مدل‌های غیرخطی STR^۱ و بررسی روابط میان تولید و متغیرهای سیاستی، ضمن مشاهده‌ی افزایش قدرت توضیح‌دهندگی مدل، می‌توان نتیجه گرفت که رشد تولید حقیقی در اقتصاد ایران نسبت به سطوح متفاوت رشد مخارج دولتی رفتاری نامتقارن نشان می‌دهد. متغیرهای کاهش نرخ ارز، نسبت سرمایه‌گذاری به تولید، مخارج دولت و عدم تعادل پولی در رژیم پایین مخارج دولتی، اثرات بااهمیتی بر رشد اقتصادی دارند، اما در رژیم بالا اثرات متغیرهای مذکور به میزان قابل توجهی کاهش پیدا می‌کند.

طبقه‌بندی JEL: C۰۱، C۱۳، F۳۱، O۲۳.

کلید واژه: نرخ ارز حقیقی، تولید ناخالص داخلی، اثرات نامتقارن، مخارج دولتی، مدل STR

۱- Smooth Transition Regression.

۱- مقدمه

یکی از مهم‌ترین بحث‌ها و چالش‌های مطرح در اقتصاد کلان، اثرات نرخ ارز بر متغیرهای کلان اقتصادی است. نوسانات نرخ ارز از دو کانال تقاضای کل (از طریق خالص صادرات) و عرضه‌ی کل (از طریق هزینه‌های کالاهای واسطه‌ای وارداتی) رشد تولید را تحت تأثیر قرار داده و برآیند این دو بستگی به شرایط اولیه‌ی اقتصادی کشور خواهد داشت و می‌تواند تأثیرات متفاوتی برجا بگذارد. از سوی دیگر، مباحث تئوریک جدید و به‌دنبال آن بررسی‌های تجربی انجام یافته حاکی از آن است که نوسانات نرخ ارز اثرات نامتقارن از خود نشان می‌دهند، بدان معنی که اثرات افزایش نرخ ارز بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله تولید، متفاوت از اثرات کاهش نرخ ارز می‌باشد.^۱

تحقیقات زیادی در رابطه با اثرات نوسانات نرخ ارز بر تولید، در ایران و جهان دیده می‌شود، اما تحقیقات در زمینه‌ی اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تولید معدود بوده و بیش‌تر تحقیقات انجام گرفته بر بعد تک‌معادله‌ای و استفاده از رگرسیون‌های خطی برای تبیین اثرات نوسانات نرخ ارز بر تولید استوار بوده است. در این راستا، تحقیق حاضر با نگرشی جدید به این مسئله و عدم تقارن احتمالی واکنش تولید به عوامل تعیین‌کننده‌ی آن، ضمن بررسی و آزمون اثرات نامتقارن نرخ ارز بر تولید، تلاش دارد با استفاده از الگوی رگرسیونی سری زمانی غیرخطی، به تبیین رفتار رشد تولید حقیقی نسبت به عوامل تعیین‌کننده‌ی آن از جمله تکانه‌های نرخ ارز بپردازد. مطابق این رویکرد، تأثیر نرخ ارز بر رشد تولید در رژیم‌های مختلف (به‌طور مثال، سطوح مختلف نرخ تورم یا مخارج دولت) ممکن است کاملاً متفاوت باشد. برای کنترل اثرات غیرخطی مذکور در ادبیات اقتصادسنجی از مدل‌های رگرسیون انتقال هموار یا STR استفاده می‌شود. بر اساس این رویکرد؛ ضرایب معادله‌ی رشد اقتصادی، مقادیر ثابتی نبوده و خود تابع یکی از متغیرهای مستقل است که اصطلاحاً آن را متغیر گذار^۲ می‌نامند. در این مطالعه مشاهده می‌شود که متغیر گذار مناسب، مخارج دولت است. در حقیقت میزان اثر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله نرخ ارز بر رشد اقتصادی به موقعیت مالی دولت (نرخ رشد مخارج دولت) بستگی دارد، به‌طوری‌که اثربخشی متغیرهای کلان اقتصادی به شدت به موقعیت مالی دولت وابسته است.

ساختار مقاله در پنج بخش سازماندهی شده است: در بخش دوم، چارچوب نظری تحقیق در قالب یک مدل اقتصاد کلان مورد بررسی قرار می‌گیرد، سپس در بخش سوم،

۱- Kandil, M. (۲۰۰۰).

۲- Trasition.

به مرور مطالعات انجام شده در این زمینه پرداخته می‌شود، بخش چهارم، به معرفی الگو و نتایج تجربی در مورد آزمون عدم تقارن نرخ ارز و برآورد الگوی سری زمانی خطی و غیرخطی STR اختصاص دارد و در بخش پنجم نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲- چارچوب نظری

در این تحقیق به منظور بررسی چگونگی اثرات نوسانات نرخ ارز بر تولید در قالب چارچوب نظری، از مدل اقتصاد کلان معرفی شده توسط کندیل و میرزائی^۱ استفاده شده است. در این مدل فرض بر این است که نرخ ارز حول روند تعادل بلندمدت در نوسان است. این انحراف از روند، میزان نوسانات نرخ ارز را مشخص می‌کند که از آن به‌عنوان عدم اطمینان یاد می‌کنند. این عدم اطمینان در طرف تقاضای اقتصاد از طریق صادرات، واردات و تقاضای پول؛ و در طرف عرضه از طریق هزینه‌های کالاهای واسطه‌ای وارداتی، اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در حقیقت مدل معرفی شده به این نکته اشاره می‌کند که از لحاظ نظری، شوک‌های منفی نرخ ارز (کاهش نرخ ارز پیش‌بینی نشده) به‌واسطه‌ی اثر آن در طرف عرضه، (به‌دلیل کاهش قیمت کالاهای واسطه‌ای وارداتی) موجب افزایش رشد تولید حقیقی می‌شوند، اما با توجه به اثر آن در طرف تقاضا، تأثیر نهایی دارای نتیجه‌ی قطعی نمی‌باشد.

در مدل معرفی شده تأثیر تکنانه‌های ارزی بر تولید در هر یک از بخش‌های عرضه و تقاضا و برآیند آن‌ها را می‌توان به‌صورت زیر خلاصه کرد:

- در بازار کالا، شوک مثبت نرخ ارز (کاهش ارزش پول داخلی) سبب می‌شود که صادرات نسبتاً ارزان‌تر و واردات گران‌تر شود، در نتیجه، قدرت رقابتی کالاهای داخلی نسبت به کالاهای خارجی افزایش یافته و تمایل به تقاضای کالاهای داخلی بیشتر و در نهایت موجب افزایش تولید می‌شود.

شوک منفی نرخ ارز (افزایش ارزش پول داخلی) سبب می‌شود که صادرات گران‌تر و واردات نسبتاً ارزان‌تر شود، در نتیجه، تقاضا برای محصولات خارجی در مقایسه با محصولات داخلی بیشتر می‌شود، که در نهایت این امر سبب کاهش تقاضای کل داخل خواهد شد.

- در بازار پول، شوک‌های مثبت نرخ ارز (کاهش ارزش پول داخلی) نسبت به مقدار مورد انتظار آن سبب می‌شود که تلاش کارگزاران اقتصادی برای نگهداری پول داخلی در سبد دارایی‌اشان بیشتر شود. بنابراین تقاضای پول داخلی افزایش یافته و نرخ بهره

^۱- Kandil, M. and A. Mirzaie(۲۰۰۲).

بالا می‌رود و ممکن است حجم سرمایه‌گذاری با توجه به حساسیت آن نسبت به نرخ بهره تا حدودی کاهش یابد، اما در کل تقاضای اقتصاد افزایش می‌یابد.

اگر شوک منفی نرخ ارز بر اقتصاد وارد شود (افزایش ارزش پول داخلی)، در این صورت تقاضای پول خارجی بیش‌تر شده و تقاضای پول داخلی نسبت به مقدار مورد انتظار آن کم‌تر می‌شود و در کل تقاضای اقتصاد را کاهش می‌دهد.

- در طرف عرضه‌ی کل اقتصاد، شوک مثبت نرخ ارز سبب می‌شود که هزینه‌ی واردات کالاهای واسطه‌ای افزایش یافته و از این‌رو هزینه‌ی تمام شده‌ی تولید افزایش پیدا می‌کند. بنابراین، با افزایش هزینه‌ی کالای واسطه‌ای وارداتی، سطح تولید کاهش می‌یابد.

با بروز هرگونه شوک منفی، نرخ ارز به صورت غیر قابل انتظار کاهش پیدا کرده و ارزش پول داخلی نسبت به پول خارجی افزایش می‌یابد. در این حالت، هزینه کالای واسطه‌ای وارداتی کاهش یافته و تولیدکنندگان به مصرف بیش‌تر کالای واسطه‌ای تمایل خواهند داشت. از این‌رو با افزایش تقاضای کالاهای واسطه‌ای وارداتی، سطح تولید بیش‌تر خواهد شد.

بنابراین، شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز، هم طرف تقاضا و هم طرف عرضه را تحت تأثیر قرار می‌دهد. منتها برآیند اثرات متضاد این شوک‌ها بستگی به میزان انتقال عرضه و تقاضای اقتصاد از یک سو و شرایط اولیه‌ی اقتصاد (که عموماً در شیب منحنی عرضه و تقاضا متلجی می‌شود) از سوی دیگر دارد که تعیین‌کننده‌ی میزان تغییرات سطح تولید می‌باشد. از آن‌جا که ممکن است عرضه و تقاضا در پاسخ به شوک‌های دوگانه رفتارهای متفاوتی از خود نشان دهند، لذا امکان بروز اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز وجود خواهد داشت.

۳- مروری بر مطالعات انجام شده

مطابق ادبیات اقتصادی، کاهش ارزش پول ملی ممکن است اولین آثار خود را در افزایش قیمت کالاهای وارداتی در مقایسه با کالاهای داخلی نشان دهد. با افزایش قدرت رقابتی صنایع داخلی، کاهش ارزش پول ملی سبب می‌شود با انتقال هزینه‌های پرداختی از کالاهای خارجی به کالاهای داخلی، تقاضای خرید کالاهای داخلی نسبت به خارجی بیش‌تر شود. همان‌طور که گایتیان (۱۹۷۶)^۱ و دورنبوش (۱۹۸۸)^۲ نیز اشاره می‌کنند،

۱- Guitian, M. (۱۹۷۶).

۲- Dornbusch, R. (۱۹۸۸).

موفقیت این سیاست، به توانایی اقتصاد داخلی در برآورد مازاد تقاضا و عرضه‌ی کالاهای بیش‌تر بستگی دارد. هر چند دیدگاه سنتی در کاهش ارزش پول دلالت بر اثر انبساطی آن دارد، ولی مکتب ساختارگرایی نوین برخلاف دیدگاه سنتی، بر اثرات انقباضی کاهش ارزش پول پافشاری می‌کند. در این مکتب ابتدا بر اثرات انقباضی کاهش ارزش پول بر اساس کانال‌های طرف تقاضای اقتصاد تأکید شده است. تا اوایل دهه‌ی ۶۰، بیش‌تر تجزیه و تحلیل‌های نظری در مورد این که کاهش ارزش پول می‌تواند منجر به افت تولید شود، بر اساس مدلی که توسط مید (۱۹۵۱)^۱ ارائه شده، مورد بررسی قرار گرفته است. براساس این مدل، کاهش ارزش پول ملی در صورت تحقق شرط مارشال-لرنر، سطح تولید را افزایش می‌دهد، در غیر این صورت، سطح تولید کاهش خواهد یافت. هیرشمن (۱۹۴۹)^۲ یادآوری می‌کند که کاهش ارزش پول در هنگام وجود کسری تجاری اولیه، درآمد ملی حقیقی را کاهش می‌دهد و ممکن است به افت در تقاضای کل منتهی شود. کاهش ارزش پول از یک سو سبب پایین آمدن قیمت صادرات می‌شود و از سوی دیگر قیمت واردات را افزایش می‌دهد. اگر تجارت در موازنه باشد و شرایط تجاری تغییری نکند، این تغییرات قیمت‌ها را تعدیل می‌کند. اما اگر واردات نسبت به صادرات بیش‌تر باشد، نتیجه‌ی نهایی، کاهش درآمد حقیقی است. بنابراین همراه یک کسری تجاری اولیه، تأثیر انقباضی کاهش ارزش پول محتمل خواهد بود. کوپر (۱۹۷۱)^۳ نیز این نکته را در یک مدل تعادل عمومی مورد تأیید قرار داد. دیاز-آلجاندرو (۱۹۶۳)^۴، بحث دیگری را برای انقباضی بودن کاهش ارزش پول که ناشی از توزیع دوباره‌ی درآمد از حقوق بگیران به صاحبان سود است، را معرفی کرد. به عقیده‌ی او، کاهش ارزش پول ممکن است منجر به کاهش درآمد حقیقی شود. مکانیزم اصلی، حاکی از انتقال درآمد حقیقی از کارگران با میل‌نهایی به مصرف بالاتر به صاحبان سود با میل به پس‌انداز بالاتر در نتیجه‌ی کاهش ارزش پول می‌باشد که در نهایت منجر به کاهش درآمد حقیقی خواهد شد. گروکمن و تیلور (۱۹۷۸)^۵، به همان نظریه شکل مشخصی داده و و آن را کردند.

کانال‌های طرف عرضه اثرات کاهش ارزش پول داخلی بر عملکرد اقتصادی را پیچیده‌تر می‌کند. برونو (۱۹۷۹)^۶ و وینبرگن (۱۹۸۹)^۷، معتقدند که در کشورهای

۱- Meade, J.E. (۱۹۵۱).

۲- Hirschman, A.O. (۱۹۴۹).

۳- Cooper, R.N. (۱۹۷۱).

۴- Diaz-Alejandro, C.F. (۱۹۶۳).

۵- Krugman, P. and J. Taylor (۱۹۸۷).

۶- Bruno, M. (۱۹۷۹).

۷- van Wijnbergen, S. (۱۹۸۹).

نیمه‌ی صنعتی، که از نهاده‌های صنعتی وارداتی در مقیاس وسیع استفاده می‌کنند و امکان تولید این نهاده‌ها به آسانی در آن‌ها میسر نیست، کاهش ارزش پول داخلی از یک سو منجر به افزایش هزینه‌ی کالاهای واسطه‌ای وارداتی بخش صنعت شده و از سوی دیگر، سبب افزایش نرخ بهره حقیقی می‌شود، که ممکن است تولید بنگاه‌ها را کاهش دهد.

در مطالعات تجربی که در مورد اثرات کاهش ارزش پول داخلی بر تولید در کشورهای مختلف انجام شده، نتایج متفاوتی به دست آمده است. گیلفسون و اشמיד (۱۹۸۳)^۱، بر پایه‌ی یک مطالعه‌ی تجربی برای ۱۰ کشور مستقل نشان دادند که در کوتاه‌مدت و بلندمدت شواهد تجربی برخی کشورها، دیدگاه سنتی کاهش ارزش پول را که منتهی به بهبود تراز تجاری و به دنبال آن رشد تولید می‌شود، را تأیید می‌کند. ادواردز (۱۹۸۶)^۲، در یک نمونه‌ی ترکیبی برای ۱۲ کشور در حال توسعه طی سال‌های ۱۹۸۰-۱۹۶۵ نشان داد که کاهش ارزش پول ملی در سال اول ابتدا یک اثر انقباضی ضعیفی داشته، اما در سال دوم این اثر کاهشی معکوس شده و در بلندمدت خنثی می‌شود. اگنور (۱۹۹۱)^۳، بر اساس شواهد تجربی برای گروهی از ۲۳ کشور طی دوره‌ی ۸۷-۱۹۷۸ نشان می‌دهد که کاهش ارزش پول پیش‌بینی شده تأثیر منفی بر فعالیت اقتصادی دارد، در حالی که کاهش ارزش پول غیر قابل پیش‌بینی تأثیر مثبت بر روی تولید می‌گذارد. روگرز و وانگر (۱۹۹۵)^۴، در تلاش برای تجزیه‌ی تغییرات تولید مکزیک در طی دوره ۹۰-۱۹۷۷ با استفاده از مدل VAR نشان دادند، شوک‌های مثبت نرخ ارز حقیقی (کاهش ارزش پول داخلی) منجر به کاهش تولید می‌شود. بهمنی اسکویی (۱۹۹۸)^۵، با استفاده از داده‌های فصلی تولید داخلی و نرخ ارز مؤثر اسمی و حقیقی ۲۳ کشور کم‌تر توسعه یافته طی دوره‌ی ۱۹۸۸-۱۹۷۳ نشان داد که کاهش ارزش پول، اثر بلندمدت بر روی تولید در بیش‌تر کشورهای *LDCs* ندارد. کامین و روگرز (۲۰۰۰)^۶، در مطالعه‌ای در مورد کشور مکزیک نشان دادند که کاهش نرخ ارز حقیقی منجر به کاهش تولید در بلندمدت می‌شود. کندیل (۲۰۰۴)^۸، در بررسی خود برای ۱۲ کشور در حال توسعه نشان می‌دهد که کاهش ارزش پول داخلی قابل پیش‌بینی در کشورهای کاستاریکا،

۱- Gylfason, T. and M. Schmid (۱۹۸۳).

۲- Edwards, Sebastian (۱۹۸۶).

۳- Agenor, P.R. (۱۹۹۱).

۴- Rogers, J.H., and P. Wang (۱۹۹۵).

۵- Bahmani-Oskooee, M (۱۹۹۸).

۶- Least Developed Countries.

۷- Kamin, S.B. and J.H. Rogers (۱۹۹۷).

۸- Kandil, M. (۲۰۰۴).

ایران، مالزی، و پرو، دارای اثرات انقباضی بر رشد تولید حقیقی می‌باشد. هم‌چنین کاهش ارزش پول غیر قابل پیش‌بینی با واکنش منفی و معنی‌دار رشد تولید در کشورهای کاستاریکا، هند، ایران، مالزی و ترکیه و با واکنش مثبت رشد تولید در کلمبیا همراه می‌باشد.

در مورد ایران نیز مطالعات بسیاری در این زمینه انجام شده است. بهمنی اسکویی (۱۳۷۲)، در مطالعه‌ی خود به این نتیجه می‌رسد که تقلیل ارزش ریال، به تولید داخلی ایران صدمه می‌زند. خوشنویس یزدی (۱۳۷۸)، در رساله‌ی خود نشان می‌دهد که کاهش ارزش پول داخلی، تولید اسمی و قیمت‌ها را افزایش می‌دهد، ولی بر تولید حقیقی اثری ندارد. پدرام (۱۳۷۸)، در رساله‌ی خود نتیجه می‌گیرد که سیاست کاهش ارزش اسمی ریال در بلندمدت و با توجه به اثرات مستقیم و غیرمستقیم آن در مجموع موجب کاهش تولید می‌شود. ختائی و غربالی مقدم (۱۳۸۳)، در مقاله‌ی خود نشان می‌دهند، میان نرخ ارز حقیقی و تولید داخلی رابطه‌ی منفی، ولی بسیار ضعیف برقرار است. هم‌چنین کندیل و بهمنی اسکویی (۲۰۰۷)^۱، در تحقیق خود در مورد کشور ایران نشان دادند که کاهش ارزش پول جاری اثر انبساطی بر رشد تولید، در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارد.

به تازگی در زمینه‌ی مقوله‌ی اثرات نامتقارن متغیرهای کلان اقتصادی بر یکدیگر، مطالعات بسیار ارزشمندی انجام گرفته است، که بیش‌تر آن‌ها به بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی معطوف بوده، که از آن جمله می‌توان به مطالعات کندیل (۱۹۹۶)، (۱۹۹۸) و (۱۹۹۹)^۲، کاور (۱۹۹۲)^۳ و غیره اشاره کرد. در خصوص معدود مطالعات در مورد اثرات نامتقارن نرخ ارز نیز می‌توان به مطالعات کندیل (۲۰۰۰)^۴ اشاره کرد. او در مطالعه‌ی خود با استفاده از داده‌های ترکیبی کشورهای در حال توسعه، نشان می‌دهد که نوسانات نرخ ارز در برخی کشورها اثرات نامتقارن بر تولید دارد.

۴- معرفی الگو و نتایج تجربی

در این بخش الگوی تجربی اثرات نامتقارن تکانه‌های نرخ ارز بر تولید، مبتنی بر ادبیات موضوع (شامل مبانی نظری و مطالعات تجربی) ارائه و برآورد می‌شود. در تصریح

۱- Bahmani-Oskooee, M and, M. Kandil (۲۰۰۷).

۲- Kandil, M. (۱۹۹۶), (۱۹۹۸), (۱۹۹۹).

۳- Cover, J.P. (۱۹۹۲).

۴- Kandil, M. (۲۰۰۰).

معادله‌ی رشد تولید، علاوه بر لحاظ کردن تکانه‌های مثبت و منفی نرخ ارز، تأثیر سایر عوامل (متغیرهای کنترلی) شامل هر دو گروه عوامل طرف عرضه (مانند درآمدهای نفتی و سرمایه‌گذاری) و عوامل طرف تقاضا (مانند مخارج دولت) مورد توجه قرار می‌گیرد. الگوی مورد استفاده در این تحقیق با الهام از تئوری‌های رشد اقتصادی، به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$\Delta \ln y_t = \alpha + \delta \text{pos}_t^+ + \gamma \text{neg}_t^- + \beta X_t + \varepsilon_t \quad (18)$$

که در آن Δ نشان‌دهنده‌ی تفاضل مرتبه‌ی اول، \ln لگاریتم طبیعی، Y_t تولید ناخالص داخلی حقیقی (بدون نفت)، pos تکانه‌ی مثبت نرخ ارز، neg تکانه‌ی منفی نرخ ارز، X بردار متغیرهای تأثیرگذار بر رشد اقتصادی و ε بیانگر جزء خطا می‌باشد. در الگوهای رشد از متغیرهای گوناگونی به‌عنوان متغیرهای کنترل در بردار X استفاده می‌شود. برخی از این متغیرها عبارتند از: سرمایه‌گذاری فیزیکی، سرمایه‌ی انسانی، باز بودن تجاری، نرخ تورم، جمعیت، مخارج دولت، متغیرهای جغرافیایی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، پریمیوم نرخ ارز، وفور منابع طبیعی، نهاده‌ها و کیفیت سیاست کلان اقتصادی. در این مطالعه با توجه به محدود بودن حجم نمونه، در دسترس بودن داده‌ها و آزمون‌های تشخیصی، ترکیبات مختلفی از متغیرهای رشد مخارج دولت ($\Delta \ln G$)، رشد درآمدهای نفتی ($\Delta \ln \text{OILREV}$)، درصد تغییرات نرخ ارز حقیقی ($\Delta \ln \text{RER}$)، نرخ تورم ($\Delta \ln P$) و نسبت سرمایه‌گذاری به تولید ناخالص داخلی (INV/GDP) به‌عنوان متغیرهای کنترل در بردار X استفاده می‌شود.

در این تحقیق، هم‌چنین با توجه به اهمیت بازار کالا در فعالیت اقتصادی ایران، از متغیر مازاد تقاضای دوره‌ی قبل به عنوان عدم تعادل بخش تولید استفاده می‌شود. به منظور محاسبه‌ی تولید غیرنفتی بالقوه (مؤلفه روند) و مازاد تقاضا (مؤلفه ادواری)، از فیلتر Hodrick - Prescott یا HP استفاده می‌کنیم. HP یک فیلتر خطی دو طرفه بوده که سری همواره شده‌ی y^* را با حداقل کردن واریانس سری اصلی y حول y^* محاسبه می‌کند.

$$\sum_{t=1}^T (y_t - y_t^*)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(y_{t+1}^* - y_t^*) - (y_t^* - y_{t-1}^*)]^2 \quad (19)$$

که در آن T تعداد مشاهدات و λ پارامتری است که درجه‌ی هموار بودن روند y^* را تعیین می‌کند و مقدار آن برای داده‌های سالانه برابر با ۱۰۰ می‌باشد. بدین ترتیب y_t^* مؤلفه‌ی روند سری و $\text{gapy} = y_t - y_t^*$ مؤلفه‌ی ادواری سری مذکور می‌باشد. در بخش

بعد به هنگام الگوسازی ساختار کوتاه‌مدت، بازخور عدم تعادل مذکور (مؤلفه ادواری یا gap) را روی نوسانات کوتاه‌مدت الگو مورد توجه قرار می‌دهیم.

نرخ ارز اسمی نمی‌تواند به‌طور واقعی بیانگر قدرت رقابت خارجی یک کشور به خصوص در شرایط تورمی قلمداد شود. هم‌چنین نرخ ارز مؤثر نیز صرفاً قیمت ارزی که صادرکنندگان یا واردکنندگان با آن درگیر هستند را نشان می‌دهد. از این لحاظ، برای تحلیل میزان قدرت رقابتی کشور بایستی از نرخ ارز حقیقی استفاده کرد. نرخ ارز حقیقی، به مفهوم وسیع، قابلیت رقابت کالاهای تولید شده‌ی داخلی در مقایسه با کالاهای تولید شده در سایر نقاط جهان را اندازه‌گیری می‌کند. هم‌چنین، با توجه به این‌که برآیند مجموعه‌ی تحولات پولی، مالی و تجاری به نحوی در بازار موازی ارز انعکاس می‌یابد و از سوی دیگر به جهت این‌که پول رایج ایالات متحده‌ی آمریکا سهم بزرگ در مبادلات بین‌المللی دارد و به‌طور عمده در سیاست‌های ارزی به‌طور سنتی از دلار به‌عنوان ارز مرجع استفاده می‌شود، لذا نرخ ارز اسمی بازار آزاد برای دلار در این تحقیق برای محاسبه نرخ ارز حقیقی به کار گرفته می‌شود.^۱

براساس مجموعه دلایل ذکر شده به‌کارگیری قیمت دلار ایالت متحده در بازار موازی ارز به صورت نرخ ارز حقیقی از پشتوانه‌ی محکمی برخوردار می‌باشد، لذا در این مقاله نرخ ارز حقیقی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$RER = \frac{EG.WPI_{US}}{CPI_{IR}}$$

که CPI_{IR} شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران، WPI_{US} شاخص قیمت عمده‌فروشی در آمریکا و EG نرخ ارز در بازار آزاد می‌باشد.

۵- روش تجزیه‌ی تکانه‌های مثبت و منفی نرخ ارز

در مطالعات و تحقیقات تجربی به منظور تجزیه‌ی شوک‌ها و به‌دست آوردن تکانه‌های مثبت و منفی، روش‌های متفاوتی مورد استفاده قرار می‌گیرد. یکی از متداول‌ترین این روش‌ها استفاده از روش فیلتر هودریک-پرسکات است که از شهرت زیادی برخوردار می‌باشد.

منطق استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات آن است که این روش می‌تواند به تفکیک تکانه‌ی مشاهده شده به اجزای دائمی و موقتی کمک کند. همان‌گونه که قبلاً نیز بیان

۱- ختائی (۱۳۸۳)، در تحقیق خود به این نتیجه می‌رسد که یک رابطه‌ی هم‌سوی بلندمدت بین نرخ‌های ارز وجود داشته و تغییرات هر کدام از پول‌های خارجی در حداقل زمان تأثیر خود را به نوعی به سایر پول‌ها انتقال می‌دهد.

شد، فیلتر هودریک-پرسکات با حداقل کردن مجموع مجذورات انحراف متغیر سری زمانی X_t از روند آن به دست می آید.

بر اساس روش فوق، شوک‌های ارزی (حقیقی) به صورت زیر تعریف می‌شود:
اگر مقادیر پیش‌بینی شده یا تعادلی (لگاریتم) نرخ ارز را براساس فیلتر هودریک-پرسکات با Hplex نشان دهیم، آنگاه شوک‌های پیش‌بینی نشده‌ی نرخ ارز از تفاضل لگاریتم نرخ ارز (lex) و مقادیر پیش‌بینی شده‌ی نرخ ارز به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$\text{Shocklex}_t = \text{Lex}_t - \text{Hplex}_t$$

بدین ترتیب شوک‌های مثبت (pos) و منفی (neg) نرخ ارز به شرح زیر به دست می‌آید:

$$\text{pos}_t = \text{Max}(\cdot, \text{Shocklex}_t)$$

$$\text{neg}_t = \text{Min}(\text{Shocklex}_t, \cdot)$$

۶- داده‌های تحقیق و خواص آماری داده‌ها

تمامی داده‌های مورد استفاده در این تحقیق به صورت سالانه، طی دوره‌ی ۱۳۸۶-۱۳۳۸ در نظر گرفته شده است. منبع و چگونگی محاسبه‌ی داده‌های مورد نظر در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱- توضیحات و منابع آماری، سال‌های ۱۳۳۸-۱۳۸۶

نماد	منبع	توضیح
Y	بانک مرکزی ایران	تولید ناخالص داخلی بدون نفت به قیمت ثابت ۱۳۷۶
G	بانک مرکزی ایران	کل پرداخت‌های جاری و انتقالی دولت
M_2	بانک مرکزی ایران	حجم نقدینگی
P	محاسبه‌ی مؤلف	Y حقیقی/Y اسمی = شاخص تعدیل‌کننده‌ی Y
M_2/P	محاسبه‌ی مؤلف	حجم حقیقی نقدینگی
INV/GDP	محاسبه‌ی مؤلف	نسبت سرمایه‌گذاری کل به تولید ناخالص داخلی
OILREV	محاسبه‌ی مؤلف	درآمدهای حقیقی نفت، تعدیل شده نسبت به شاخص قیمت آمریکا
CPI_{IR}	لوح فشرده‌ی شاخص‌های توسعه جهانی ^۱	شاخص قیمت مصرف‌کننده‌ی ایران
WPI_{US}	لوح فشرده‌ی شاخص‌های توسعه جهانی	شاخص قیمت عمده‌فروشی آمریکا
EG	بانک مرکزی ایران	نرخ ارز دلار نسبت به ریال در بازار آزاد
RER	محاسبه‌ی مؤلف	$\text{RER} = \text{EG} * \text{WPI}_{US} / \text{CPI}_{IR}$ = نرخ ارز حقیقی

۱- World Development Indicator, WDI ۲۰۰۷.

تجزیه و تحلیل‌های هم‌انباشتگی موکول به تعیین خواص سری زمانی متغیرهای الگو است، لذا قبل از تحلیل‌های هم‌انباشتگی، ابتدا مانا یا نامانا بودن همه‌ی متغیرهای مدل به‌وسیله‌ی روش‌های دیکی- فولر تعمیم‌یافته^۱ و ریشه‌ی واحد پرون^۲ آزمونی می‌شود. همان‌طور که در جدول (۲) ملاحظه می‌شود، مطابق آزمون‌های فوق، متغیرهای الگو غیرمانا و انباشته از درجه واحد هستند. نتیجه‌ی مذکور حکایت از آن دارد که سطح این متغیرها تحت تأثیر تکانه‌های دائمی قرار داشته است، به‌طوری‌که پس از هر تغییری، گرایش برای بازگشت به سمت روند خطی مشخصی را ندارند.

جدول ۲- آزمون‌های ریشه‌ی واحد

متغیر	آزمون فیلیپس- پرون				
	آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته	بدون روند	با روند	بدون روند	با روند
ln Y	-۱/۲۶	-۱/۷۳	-۱/۶۷	-۱/۵۵	-۱/۵۵
ln G	۰/۸۵	-۲/۹۹	۰/۴۹	-۱/۹۹	-۱/۹۹
ln M _r	۱/۲	-۲/۱۸	۱/۴۷	-۲/۵۹	-۲/۵۹
ln P	۱	-۲/۹۲	۲/۱۳	-۳/۱۹	-۳/۱۹
INV/GDP	-۲/۳۳	-۲/۴۵	-۲/۳۵	-۲/۳۹	-۲/۳۹
ln RER	-۱/۵۲	-۱/۲۲	-۱/۲۸	-۰/۸۲	-۰/۸۲
ln OILREV	-۱/۶۶	-۱/۸۲	-۱/۷۲	-۱/۹۰	-۱/۹۰
ln (M _r /P)	-۲/۱۴	-۱/۸۶	-۲/۱۰	-۱/۶۱	-۱/۶۱
Δ(ln Y)	-۳/۹۸***	-۴/۰۴**	-۴/۰۱***	-۴/۰۷**	-۴/۰۷**
Δ(ln G)	-۴/۸۳***	-۴/۷۸***	-۴/۹۲***	-۴/۸۲***	-۴/۸۲***
Δ(ln M _r)	-۴/۲۵***	-۴/۳۶***	-۴/۲۲***	-۴/۲۸***	-۴/۲۸***
Δ(ln P)	-۳/۵۹***	-۴/۲۵***	-۳/۵۷**	-۴/۳۰***	-۴/۳۰***
Δ(INV/GDP)	-۵/۹۹***	-۵/۹۳***	-۶/۲۰***	-۶/۱۲***	-۶/۱۲***
Δ(ln RER)	-۴/۱۸***	-۴/۲۷***	-۴/۱۰***	-۴/۱۶**	-۴/۱۶**
Δ(ln OILREV)	-۶/۱۰***	-۶/۰۳***	-۶/۱۰***	-۶/۰۳***	-۶/۰۳***
Δ(ln(M _r /P))	-۳/۹۵***	-۴/۲۳***	-۳/۹۵***	-۴/۲۵***	-۴/۲۵***

توضیحات: *** و ** به ترتیب نشان‌دهنده‌ی رد فرض صفر وجود ریشه‌ی واحد در سطح ۱٪ و ۵٪ می‌باشد.

۱- Augmented Dickey – Fuller (ADF) Test.

۲- Perron.

۷- آزمون رابطه‌ی بلندمدت و تحلیل‌های هم‌انباشتگی

با توجه به نامانا بودن سطوح متغیرهای تحت بررسی، بایستی هم‌انباشتگی میان سطوح متغیرها را با الهام از تئوری اقتصادی مورد آزمون قرار داد. بر اساس تئوری تقاضای پول (یا تعادل بازار پول)، انتظار می‌رود که متغیرهای حجم پول، سطح عمومی قیمت‌ها و تولید، یک رابطه‌ی تعادلی بلندمدت با یکدیگر داشته باشند. در صورت وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرهای مذکور، باقیمانده‌های حاصل از آن که عدم تعادل پولی تفسیر می‌شوند نیز می‌توانند تولید ناخالص داخلی را تحت تأثیر قرار دهند، لذا در این مرحله، هم‌انباشتگی بین متغیرهای مذکور را با استفاده از متدلوژی جوهانسون آزمون می‌کنیم. نتایج آزمون در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳- آزمون‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه برای برآورد تعداد بردارهای هم‌انباشتگی

متغیرهای الگو شده: $(\ln M_2, \ln P, \ln Y)$							
متغیرهای قطعی: جمله‌ی ثابت							
فضای هم‌انباشتگی							
آزمون حداکثر مقدار ویژه				آزمون تریس			
فرضیه‌ی بحرانی ۹۵٪	فرضیه‌ی مخالف	آماره‌ی آزمون	مقدار بحرانی ۹۵٪	فرضیه‌ی صفر	فرضیه‌ی مخالف	آماره‌ی آزمون	مقدار بحرانی ۹۵٪
$I=0$	$I=1$	۲۳.۳۵	۲۱.۳۸	$I=0$	$I \geq 1$	۳۰.۹۵	۲۹.۸۷
$I \leq 1$	$I=2$	۹.۷۹	۱۴.۵۱	$I \leq 1$	$I \geq 2$	۹.۸۸	۱۵.۷۸
$I \leq 2$	$I=3$	۰/۳۲	۹/۲۵	$I \leq 2$	$I=3$	۰/۳۲	۹/۲۵
بردار هم‌انباشته کننده							
		$\ln M_p$		$\ln P$		$\ln Y$	
$ecm(m - m^*)$		-۱		۰/۸۶		۲/۳۲	
				(۱۸/۶۴)		(۱۱/۱۵)	

توضیحات: اعداد داخل پرانتز زیر ضرایب نسبت‌های t هستند

همان‌طور که در جدول مذکور ملاحظه می‌شود، آزمون جوهانسون وجود یک رابطه‌ی تعادلی بلندمدت را میان متغیرهای مذکور مورد تأیید قرار می‌دهد. بر اساس قضیه‌ی نمایش گرنجر، رابطه‌ی تعادلی بلندمدت، مستلزم وجود مکانیسم یا الگوهای تصحیح خطا است. در حقیقت مکانیسم‌های تصحیح خطا دست‌یابی به رابطه‌ی بلندمدت را تضمین می‌کنند، بنابراین هر یک از متغیرهای دستگاه از جمله تولید ممکن است نسبت به عدم تعادل بازار پول یا $ecm(m - m^*)$ (باقیمانده‌های حاصل از رابطه‌ی

بلندمدت)، تعدیل شوند. در حقیقت ضریب تعدیل جمله‌ی مذکور در معادله‌ی رشد تولید (که در بخش بعد به برآورد آن می‌پردازیم) نشان می‌دهد که چه سهمی از عدم تعادل پولی با تغییرات تولید جبران می‌شود. به‌علاوه صفر بودن ضریب تعدیل $(m - m^*)$ (معنی‌دار نبودن آن) در معادله‌ی رشد تولید دلالت بر آن دارد که متغیر وابسته (تولید) نسبت به عدم تعادل مربوطه تعدیل نشده و برای حصول به تعادل بلندمدت هیچ واکنشی نشان نمی‌دهد.

بنابراین در بخش بعد، علاوه بر عدم تعادل در بخش تولید (که قبلاً توضیح داده شد)، اهمیت عدم تعادل پولی را نیز در کنار سایر متغیرها بر رشد تولید مورد آزمون قرار می‌دهیم.

۸- برآورد مدل خطی و آزمون عدم تقارن

در این قسمت تأثیر عوامل مختلف طرف عرضه و تقاضا را بر رشد تولید با تأکید بر تکانه‌های مثبت و منفی نرخ ارز حقیقی مورد بررسی قرار می‌دهیم. برای این منظور، تصریحات مختلفی را طبق جدول (۴) برآورد می‌کنیم. تصریحات (ستون‌های) اول تا پنجم، به بررسی اثرات نرخ ارز (حقیقی) بر تولید حقیقی بر اساس روابط متقارن اختصاص دارد. به عبارت دیگر در این تصریحات فرض می‌شود که اثر تکانه‌های مثبت و منفی نرخ ارز بر تولید حقیقی یکسان و روابط میان آن‌ها متقارن است.

در تمامی تصریحات مذکور، متغیرهای توضیحی بین ۵۷ تا ۸۰ درصد نوسانات تولید ناخالص داخلی حقیقی بدون نفت را توضیح می‌دهند. ضرایب مربوط به رشد نقدینگی در تمام موارد مذکور معنی‌دار بوده و علامت مورد انتظار را دارد. با توجه به نتایج به‌دست آمده، افزایش نقدینگی، رشد تولید ناخالص حقیقی بدون نفت را با ضریب ۰/۲۴ تا ۰/۳۵ افزایش می‌دهد. نرخ تورم، $\Delta(\ln P)$ ، نیز با ضریب ۰/۳۳- تا ۰/۳۹- تولید را مطابق انتظار کاهش می‌دهد. به عبارت دیگر، نتایج تحقیق دلالت بر رابطه‌ی مثبت بین نقدینگی و تولید ناخالص داخلی بدون نفت و رابطه‌ی منفی بین نرخ تورم و تولید ناخالص داخلی بدون نفت دارد. مخارج دولت، $\Delta(\ln G)$ ، نیز اثرات مثبت و معنی‌داری بر رشد تولید در همان دوره دارند. نسبت سرمایه‌گذاری به تولید، INV/GDP ، نیز با ضریب ۰/۲۱ تا ۰/۵۳ اثر با اهمیت و معنی‌داری بر نرخ رشد اقتصادی دارد. رشد درآمدهای نفتی، $\Delta(\ln OILREV)$ ، در برخی تصریحات معنی‌دار نبوده و از نظر اندازه‌ی ضریب نیز اثر ناچیزی بر نرخ رشد اقتصادی دارد. آنچه قابل توجه می‌باشد، این است

که ضریب متغیر نرخ ارز، $\Delta(\ln RER)$ ، در بیش تر تصریحات فوق اثر ناچیزی بر رشد تولید حقیقی دارد و ضریب آن به لحاظ آماری معنی دار نیست. به لحاظ نظری می توان چنین استدلال کرد که در صورت کاهش (افزایش) ارزش حقیقی پول، افزایش (کاهش) در تقاضای کل (از طریق کانال خالص صادرات افزایش یافته) تقریباً برابر کاهش (افزایش) در عرضه ی کل (از طریق کانال هزینه نهاده های وارداتی افزایش یافته) می باشد و در نتیجه تأثیر کلی نوسانات نرخ ارز بر تولید حقیقی از کانال های عرضه و تقاضا خنثی شده و تأثیر ناچیز و غیرمعنی داری بر رشد تولید حقیقی دارد. بدین ترتیب نتایج تحقیق بر رابطه ی مثبت بین نقدینگی، نسبت سرمایه گذاری و مخارج دولتی با تولید ناخالص داخلی بدون نفت و رابطه ی منفی بین نرخ تورم و تولید ناخالص داخلی بدون نفت دارد. در مقابل، رابطه ی میان درآمدهای نفتی و نرخ ارز با تولید ناخالص داخلی بدون نفت به لحاظ آماری معنی دار نیست.

ضریب جمله ی تصحیح خطا ecm_{t-1} سرعت تعدیل متغیرها، نسبت به عدم تعادل پولی (بازار پول) را منعکس می کند. با توجه به ضریب جملات تصحیح خطای برآورد شده (که مقدار مربوط به آن ۰/۰۳ تا ۰/۰۶ می باشد) می توان نتیجه گرفت که رشد تولید نسبت به عدم تعادل پولی (مازاد عرضه پول) به طور معنی داری واکنش نشان می دهد. برای مثال، چنان چه عرضه ی پول نسبت به تقاضای مطلوب پولی ده درصد افزایش یابد، تولید غیرنفتی در دوره ی بعد به میزان ۰/۶ درصد افزایش می یابد. ضریب gap_{t-1} را نیز می توان به طور مشابهی به عنوان واکنش رشد تولید نسبت به عدم تعادل بازار کالا (مازاد تقاضا) تفسیر کرد. بنابراین تولید، بخشی از بار ایجاد تعادل در بازار پول و کالا را به عهده می گیرد.

هر دو متغیر مجازی به کار رفته در تصریحات مذکور به لحاظ آماری معنی دار بوده و تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارند. DU_{8967} ، متغیر مجازی مربوط به جنگ تحمیلی است که برای سال های ۱۳۶۷-۱۳۵۹، عدد یک و برای سایر سال ها عدد صفر اختیار می کند. هم چنین متغیر مجازی DU_{81} به منظور نشان دادن سیاست ها و تغییراتی هم چون تثبیت و سیاست یکسان سازی و نرخ ارز، افزایش درآمدهای نفتی، آزادسازی های تجاری و... بعد از سال ۱۳۸۱ است.

نتایج آزمون های تشخیصی در انتهای جدول (۴)، برای هر تصریح ارائه شده است. در جدول مذکور $AR \times$ آماره ی آزمون ضریب لاگرانژ برای خود همبستگی پیاپی

جملات اخلاص (برای چهار وقفه)، RESET آماره‌ی آزمون رمزی^۱ برای شکل تبعی الگو مبتنی بر مربع مقادیر برازش شده، NORM آماره‌ی آزمون نرمال بودن باقیمانده‌ها مبتنی بر چولگی^۲ و کشیدگی^۳ باقیمانده‌ها و HET آماره‌ی آزمون واریانس همسانی بر اساس رگرسیون مربع باقیمانده‌ها روی مربع مقادیر برازش شده می‌باشد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، نتایج به‌دست آمده برای تمامی تصریحات رضایت‌بخش می‌باشد (تنها فروض واریانس همسانی در تصریح چهارم نقض می‌شود).

نتایج به‌دست آمده از تصریحات اول تا پنجم مبتنی بر فرض متقارن بودن اثرات نوسانات مثبت و منفی نرخ ارز حقیقی بر تولید می‌باشد، اما در صورت عدم تقارن اثرات نرخ ارز، نتایج الگوهای فوق ممکن است از اعتبار کافی برخوردار نباشد. همان‌طور که در بخش قبل توضیح داده شد، برای بررسی و آزمون اثرات نامتقارن نوسانات ارز بر تولید حقیقی، تغییرات نرخ ارز با استفاده از روش فیلتر هودریک-پرسکات به دو تکانه‌ی مثبت و منفی، تجزیه و به عنوان دو متغیر توضیحی در الگوی رشد لحاظ می‌شود. تصریحات ششم تا دهم در جدول (۴)، به نتایج برآورد الگوهای نامتقارن مذکور اختصاص دارد.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، با لحاظ کردن تجزیه‌ی تکانه‌های نرخ ارز حقیقی مثبت (*pos*) و منفی (*neg*) در معادله‌ی رشد، مقدار ضریب تعیین به‌طور محسوسی افزایش می‌یابد (به ۶۴ تا ۸۴ درصد می‌رسد). معیارهای اطلاعات آکائیک و شوارز نیز در تصریحات مذکور به مراتب کم‌تر از تصریحات خطی مربوط به الگوهای متقارن هستند. آماره‌های تشخیصی نیز در تصریحات نامتقارن بهبود می‌یابد. در تمامی موارد تکانه‌های منفی نرخ ارز حقیقی اثر به مراتب بیش‌تری از تکانه‌های مثبت در همان دوره دارد. تکانه‌های مثبت در هیچ یک از موارد معنی‌دار نبوده و از اهمیت آماری پایین‌تری نسبت به تکانه‌های منفی نرخ ارز برخوردارند، بنابراین اثرات تغییرات مثبت نرخ ارز حقیقی بر تولید، ناچیز است. در مقابل اثر هم‌زمان تکانه‌های منفی (بر اساس ضریب *neg*) به لحاظ اندازه‌ی عددی و اهمیت آماری بسیار قوی است. بر اساس آزمون والد نیز فرضیه‌ی متقارن بودن تکانه‌های نرخ ارز حقیقی مثبت و منفی رد می‌شود.

در تصریحات فوق با لحاظ کردن تجزیه‌ی تکانه‌های نرخ ارز مثبت و منفی در معادله‌ی رشد، مقدار ضریب تعیین، معیارهای اطلاعات آکائیک و شوارز و هم‌چنین

۱- Ramsey's RESET test.

۲- Skewness.

۳- Kurtosis.

آماره‌های تشخیصی به‌طور محسوسی بهبود می‌یابد. نتایج به دست آمده در خصوص فرضیه‌ی اصلی تحقیق مبنی بر عدم تقارن تکانه‌های مثبت و منفی دلالت بر آن دارد که تکانه‌های منفی اثرات به مراتب بیش‌تری بر کاهش رشد اقتصادی نسبت به تکانه‌های مثبت دارد. در حقیقت اندازه‌ی عددی ضریب تکانه‌ی مثبت به‌طور معنی‌داری کم‌تر از اندازه‌ی این ضریب برای تکانه‌ی منفی است. بنابراین نتایج نشان می‌دهد که تقویت پول داخلی (تقویت قدرت رقابت کالاهای داخلی نسبت به کالاهای خارجی) رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد، اما افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول داخلی) قادر نیست تولید را به سطح اولیه‌ی آن بازگرداند، به‌عبارت دیگر سیاست کاهش ارزش پول بازگشت‌ناپذیر است.

از میان تصریحات مربوط به الگوهای مختلف، معادله‌ی ۱۰ بهترین برازش را بر حسب معیارهای آکائیک (AIC) و هم‌چنین شوارز (SIC) به‌دست می‌دهد. در معادله‌ی مذکور ضرایب متغیرهای نسبت سرمایه‌گذاری، مخارج دولتی و تراز حقیقی پول علاوه بر متغیرهای اصلی (تکانه‌های نرخ ارز حقیقی) معنی‌دار هستند. این معادله ۸۴ درصد از تغییرات تولید ناخالص داخلی بدون نفت را توضیح می‌دهد. بنابراین، در این تحقیق به‌منظور مدل‌سازی رفتار غیرخطی رشد تولید داخلی نسبت به متغیرهای موجود، به‌عنوان نقطه‌ی شروع، مدل خطی مربوط به تصریح (۱۰) را انتخاب می‌کنیم.

جدول ۴- برآورد الگوهای رشد با تصریحات مختلف

متغیر	۱	۲	۳	۴	۵
c	-۰.۰۳ (-۱.۲۴)	-۰.۰۴ (-۱.۵۴)	-۰.۰۸ (-۱.۸۳)*	-۰.۰۹ (-۴.۰۴)***	-۰.۱۲ (-۵.۱۱)***
$\Delta(\ln RER)_t$	۰.۰۲ (۰.۴۷)	۰.۰۳ (۰.۷۴)	۰.۰۰ (۰.۰۱)	۰.۰۰ (-۰.۰۸)	۰.۰۲ (۰.۷۷)
$\left(\frac{INV}{GDP}\right)_t$	۰.۲۱ (۲.۲۶)**	۰.۲۵ (۲.۹۶)***	۰.۴۰ (۴.۰۹)***	۰.۴۶ (۵.۹۴)***	۰.۵۳ (۶.۶۳)***
$\Delta(\ln G)_t$	۰.۰۹ (۲.۰۵)**	-	-	-	۰.۰۵ (۲.۱۳)**
$\Delta(\ln M_r)_t$	۰.۲۴ (۲.۴۳)**	-	۰.۳۵ (۳.۵۲)***	-	-
$\Delta(\ln P)_t$	-۰.۳۹ (-۵.۳۸)***	-	-۰.۳۳ (-۴.۸۰)***	-	-
$\Delta\left(\ln \frac{M_r}{P}\right)_t$	-	-۰.۲۸ (۴.۲۰)***	-	-۰.۲۲ (۴.۱۵)***	-۰.۲۶ (۴.۷۵)***
$\Delta(\ln OILREV)_t$	۰.۰۳ (۱.۶۱)	۰.۰۵ (۲.۹۳)***	۰.۰۴ (۲.۸۷)***	-	-
DU _{۰۹۶۷}	-	-۰.۰۴ (-۲.۹۳)***	-۰.۰۷ (-۳.۹۱)***	-۰.۰۷ (-۵.۵۲)***	-۰.۰۸ (-۵.۶۲)***

ادامه جدول ۴- برآورد الگوهای رشد با تصریحات مختلف

متغیر	۶	۷	۸	۹	۱۰
c	-۰.۰۸ (-۲.۷۲)***	-۰.۱۲ (-۳.۹۱)***	-۰.۱۱ (-۴.۶۰)***	-۰.۱۵ (-۵.۷۸)***	-۰.۱۶ (-۶.۵۱)***
pos _t	۰.۰۶ (۰.۴۰)	۰.۵۵ (۰.۰۸)	۰.۰۶ (۰.۵۶)	-	-
neg _t	۰.۲۳ (۳.۲۴)***	۰.۲۰ (۲.۴۱)**	۰.۲۳ (۲.۵۹)***	۰.۲۲ (۳.۲۳)***	۰.۲۲ (۳.۲۳)***
$\left(\frac{INV}{GDP}\right)_t$	۰.۵۳ (۳.۹۹)***	۰.۵۶ (۵.۰۱)***	۰.۵۸ (۵.۷۰)***	۰.۶۹ (۷.۸۶)***	۰.۶۷ (۷.۹۵)***
$\Delta(\ln G)_t$	-	۰.۰۹ (۲.۶۷)**	۰.۰۴ (۱.۷۷)*	۰.۰۸ (۲.۷۶)***	۰.۰۷ (۷.۹۹)***
$\Delta(\ln M_r)_t$	۰.۲۱ (۲.۲۴)**	۰.۲۱ (۱.۷۸)*	-	۰.۱۷ (۲.۲۴)**	-
$\Delta(\ln P)_t$	-۰.۲۴ (-۳.۰۸)***	-۰.۳۱ (-۴.۵۶)***	-	-۰.۲۵ (-۴.۷۸)***	-
$\Delta\left(\ln \frac{M_r}{P}\right)_t$	-	-	۰.۱۷ (۲.۹۲)***	-	۰.۲۳ (۴.۷۸)***
$\Delta(\ln OILREV)_t$	-	۰.۰۱ (۰.۷۳)	-	۰.۰۰ (-۰.۴۱)	-
DU _{۵۹۶۷}	-۰.۰۹ (-۴.۵۵)***	-۰.۰۶ (-۴.۷۲)***	-۰.۰۹ (-۵.۴۴)***	-۰.۱۰ (-۶.۹۵)***	-۰.۱۰ (-۷.۰۸)***
DU _{۸۱}	-۰.۰۵ (-۲.۶۴)**	-	-۰.۰۵ (-۳.۴۶)***	-۰.۰۴ (-۳.۹۹)***	-۰.۰۵ (-۴.۱۴)***
gapy _{t-1}	-	-	-۰.۳۲ (-۳.۶۱)***	-۰.۲۳ (-۲.۲۵)**	-۰.۲۶ (-۲.۵۵)***
ecm _{t-1}	-	۰.۰۶ (۲.۹۸)***	-	۰.۰۴ (۲.۲۴)**	۰.۰۴ (۳.۹۳)***
$\delta = \gamma$ آماره‌ی آزمون عدم تقارن	۷.۳۴***	۶.۹۲***	۷.۷۱***	۷.۴۰***	۷.۸۸***
\bar{R}^2	۰.۶۴	۰.۷۴	۰.۷۷	۰.۸۳	۰.۸۴
DW	۲.۳۸	۱.۷۹	۱.۷۰	۲.۰۸	۲.۱۴
AIC	-۳.۶۱	-۳.۸۵	-۴.۰۵	-۴.۳۱	-۴.۳۶
SIC	-۳.۳۰	-۳.۴۵	-۳.۷۰	-۳.۸۷	-۴.۰۰
AR x ^۱	۱.۹۷	۱.۶۹	۰.۹۶	۰.۷۱	۱.۰۴
RESET	۰.۱۶	۰.۰۹	۰.۰۰	۰.۷۳	۱.۱۰
HET	۰.۰۳	۰.۰۷	۰.۰۵	۱.۰۳	۰.۸۲
NORM	۰.۱۷	۱.۶۹	۰.۱۰	۱.۱۰	۰.۳۸

توضیحات: اعداد داخل پرانتز زیر ضرایب نسبت‌های t هستند. ***, **, * و * به ترتیب نشان‌دهنده‌ی معنی‌داری در سطح ۱٪، ۵٪، و ۱۰٪ می‌باشند.

برآورد الگوی رگرسیون غیر خطی انتقال ملایم (STR)

مدل رگرسیونی انتقال ملایم یک مدل رگرسیونی سری زمانی غیر خطی است که می‌توان آن را به عنوان یک شکل توسعه یافته از مدل رگرسیونی تغییر وضعیت^۱ که توسط باکون و واتس (۱۹۷۱)^۲ معرفی شد، تلقی کرد. این محققان دو خط رگرسیونی را در نظر گرفتند و به طراحی مدلی پرداختند که در آن گذار از یک خط به خط دیگر به صورت ملایم اتفاق می‌افتد. در ادبیات سری زمانی، گرنجر-تراسورتا (۱۹۹۳)^۳، برای نخستین بار به تشریح و پیشنهاد مدل انتقال ملایم STR در مطالعات خود پرداختند. مدل مذکور را می‌توان به دو شکل انتقال ملایم نمایی (ESTR) و انتقال ملایم لجستیک (LSTR) به صورت زیر مورد استفاده قرار داد:

$$y_t = \alpha + \varphi'z_t + \theta'z_tF(s_t) + u_t = \alpha + \{\varphi + \theta F(s_t)\}'z_t + u_t \quad (20)$$

$$F(s_t) = \frac{1}{1 + \exp[-\gamma(s_t - c)]} \quad \text{برای تابع LSTR}$$

$$F(s_t) = 1 - \frac{1}{\exp[-\gamma(s_t - c)]^2} \quad \text{برای تابع ESTR}$$

که در آن y_t ، متغیر وابسته، α عرض از مبدا و z_t بردار متغیرهای توضیحی است. در تصریح مذکور، ضرایب متغیرهای توضیحی، دیگر کمیت ثابتی نبوده و تابعی از متغیر s_t است. $F(s_t)$ تابع انتقال، s_t متغیر گذار، c پارامتر موضعی^۴، و $\gamma > 0$ پارامتر شیب نامیده می‌شوند. s_t می‌تواند هر یک از متغیرهای الگو (z_t)، وقفه‌های آن‌ها و یا متغیری خارج از الگو باشد. تصریح فوق بیانگر این است که الگو می‌تواند به صورت یک تابع خطی با ضرایبی که به طور تصادفی در طی زمان تغییر می‌کنند^۵، نیز تفسیر شود. در این مطالعه همان طور که خواهیم دید متغیر گذار، نرخ رشد مخارج دولت انتخاب شده است ($s_t = \Delta(\ln G)_t$) به طوری که ضرایب متغیرهای تعیین کننده‌ی رشد اقتصادی، خود تابعی از رشد مخارج دولت (یا رژیم مالی دولت) هستند.

برای الگوی LSTR، ضرایب $\varphi + \theta F(s_t)$ به عنوان تابعی از s_t به صورت یکنواخت از φ به $\varphi + \theta$ تغییر می‌کنند (هنگامی که s_t از $-\infty$ به $+\infty$ حرکت می‌کند). اما برای

۱- Switching Regression Model.

۲- Bacon, D. W. and D.G. Watts, (۱۹۷۱).

۳- Granger, C.W. and T. Teräsvirta (۱۹۹۳)

۴- Exponential Smooth Transition Regression.

۵- Logistic Smooth Transition Regression.

۶- Transition Variable.

۷- Locational Parameter.

۸- Time-Varying parameters.

تابع ESTR، ضرایب به صورت متقارن حول نقطه‌ی میانی c از φ به $\varphi + \theta$ تغییر می‌کنند (هنگامی که s_t از c بسمت $\pm\infty$ حرکت می‌کند)، لذا مدل LSTR دارای قابلیت مدل‌سازی رفتار متقارن متغیرهاست. به‌عنوان مثال این الگو برای توصیف فرایندهایی که در دوره‌های رونق، رفتاری متفاوت از دوره‌های رکودی دارند و انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر به صورت ملایم انجام می‌پذیرد، مدلی قابل اتکاء و مناسب است. از سوی دیگر، مدل ESTR برای شرایطی مناسب است که ضرایب یا فرایند تعدیل پویا در مقادیر حدی (بالا و پایین) s_t رفتاری مشابه داشته و فقط در مقادیر میانی رفتاری متفاوت از خود نشان دهند. وقتی که پارامتر شیب $\gamma = 0$ باشد، تابع‌گذار $F(s_t) = 1$ خواهد بود و بنابراین مدل STR تبدیل به یک مدل خطی می‌شود. از سوی دیگر وقتی که $\gamma \rightarrow \infty$ ، مدل LSTR به مدل رگرسیونی تغییر وضعیت با دو رژیم گسسته تبدیل می‌شود. در مدل ESTR، اگر $\gamma \rightarrow \infty$ میل کند، عملاً به یک الگوی خطی می‌رسیم.

قبل از تصریح و برآورد یک الگوی غیرخطی به صورت STAR، ابتدا بایستی غیرخطی بودن آن را مورد آزمون قرار دهیم. در صورتی که فرض صفر مبنی بر خطی بودن الگو رد شود، باید از بین مدل‌های غیرخطی بالقوه، به انتخاب نوع مدل غیرخطی (LSTR یا ELSTR) پرداخته و پارامترهای آن را تخمین زد. برای آزمون فرضیه‌ی خطی بودن، بایستی محدودیت $\gamma = 0$ را در الگوی غیرخطی (۲۰) آزمون کرد. اما تحت فرضیه‌ی صفر $\gamma = 0$ ، ضرایب الگو، قابل شناسایی نیستند، به همین دلیل برای آزمون مذکور تقریب تابع انتقال (۲۰) را بر اساس بسط تیلور به صورت زیر می‌نویسیم:

$$y_t = c + \beta'_1 z_t + \sum_{j=1}^3 \beta'_j z_t s_t^j + u_t^* \quad , \quad t = 1, \dots, T \quad (21)$$

الگوی خطی بر اساس فرضیه‌ی صفر $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ مبتنی بر آماره‌ی ضریب لاگرانژ یا نسبت F آزمون می‌شود. پس از تخمین مدل با متغیرهای گذار مختلف، همه‌ی متغیرهای گذار به جز نرخ رشد تراز حقیقی پول، فرض صفر خطی بودن را رد کردند، اما با توجه به آن چه که در ادبیات سری‌های زمانی غیرخطی آمده است، در چنین شرایطی باید از میان متغیرهای گذار بالقوه متغیری برای تخمین الگوی غیرخطی استفاده شود که مقدار P - Value آزمون را حداقل کند. با مقایسه‌ی مقدار P - Value آزمون به ازای متغیرهای گذار مختلف که در سطر اول جدول (۵) به‌عنوان فرضیه‌ی H_1 آمده است، ملاحظه می‌شود که مقادیر P - value برای متغیرهای دیگر

بسیار نزدیک به هم می‌باشد، در نتیجه مدل غیرخطی با هر چهار متغیر گذار تخمین زده شد؛ از آن‌جا که نتایج تخمین برای نرخ رشد مخارج دولتی بهتر از سایر متغیرهای گذار بود، نرخ رشد مخارج دولتی به‌عنوان متغیر گذار انتخاب شد.

پس از این که فرض خطی بودن رد و متغیر گذار نیز انتخاب شد، گام بعدی برای تخمین مدل غیرخطی، انتخاب نوع مدل غیرخطی است. در مدل‌های STR، هیچ تئوری اقتصادی روشنی در زمینه‌ی انتخاب نوع مدل وجود ندارد، بنابراین انتخاب نوع مدل STR (از میان دو نوع ESTR و LSTR) باید براساس داده‌ها و آزمون‌های آماری باشد. برای این منظور آزمون‌های زیر را مبتنی بر معادله‌ی (۲۱) انجام می‌دهیم:

$$H.4: \beta_3 = 0$$

$$H.3: \beta_2 = 0 \mid \beta_3 = 0 \quad H.2: \beta_1 = 0 \mid \beta_2 = \beta_3 = 0$$

اگر $H.3$ رد و دو فرضیه‌ی دیگر پذیرفته شود، مدل ESTR انتخاب می‌شود. اگر $H.4$ یا $H.2$ رد شود، مدل LSTR می‌باشد. علاوه بر این اگر هر سه فرضیه‌ی صفر شوند، با توجه به مقدار $P - Value$ ، قوی‌ترین رد فرضیه‌ی صفر را در نظر می‌گیریم. مطابق قاعدوی پیشنهادی اگر فرضیه‌ی $H.3$ به قوی‌ترین شکل رد شود، مدل ESTR می‌باشد، در غیر این‌صورت مدل LSTR انتخاب می‌شود. در جدول (۵) مقادیر $P - Value$ برای آماره‌های F حاصل از آزمون فوق آمده است. نتایج نشان می‌دهند که فرضیه‌ی $H.4$ با قدرت بیش‌تری نسبت به $H.3$ رد می‌شود. در نتیجه مدل LSTR برای تخمین الگوی غیرخطی انتخاب می‌شود.

جدول ۵- مقادیر $P - Value$ آزمون خطی مدل به ازای متغیرهای گذار مختلف

فرضیه	متغیر گذار					
	neg_t	$\Delta(\ln G)_t$	$\left(\frac{INV}{GDP}\right)_t$	$\Delta\left(\ln \frac{M_t}{P}\right)_t$	$gapy_{t-1}$	ecm_{t-1}
$H.$	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۲۸	۰/۰۴	۰/۰۲
$H.4$	۰/۰۵	۰/۰۱	۰/۵۲	-	۰/۱۲	۰/۰۷
$H.3$	۰/۳۵	۰/۰۹	۰/۰۴	-	۰/۰۴	۰/۰۳
$H.2$	۰/۰۲	۰/۶۰	۰/۰۳	-	۰/۳۹	۰/۴۴

تخمین مدل با استفاده از الگوی LSTR

تخمین مدل غیرخطی LSTR به صورت معادله‌ی (۲۰) پس از حذف متغیرهای زاید (بی معنی) منتهی به رابطه‌ی زیر می‌شود:

$$\Delta(\ln Y)_t = -0.22 + 0.21 \text{neg}_t + 0.16 \Delta(\ln G)_t + 0.84 \left(\frac{\text{INV}}{\text{GDP}}\right)_t + 0.22 \Delta\left(\ln \frac{M_t}{P}\right)_t$$

$$\begin{matrix} (-7.61) & (2.27) & (2.68) & (8.68) & (4.56) \end{matrix}$$

$$+ 0.09 \text{ecm}_{t-1} - 0.11 \text{DU}_{5967}$$

$$\begin{matrix} (4.08) & (-8.14) \end{matrix}$$

$$+ \left(\begin{matrix} 0.16 - 0.28 \text{neg}_t - 0.12 \Delta(\ln G)_t - 0.52 \left(\frac{\text{INV}}{\text{GDP}}\right)_t - 0.66 \text{gap}_{t-1} \\ (2.94) & (-2.08) & (-2.00) & (-2.94) & (-4.71) \\ -0.07 \text{ecm}_{t-1} - 0.03 \text{DU}_{81} \\ (-2.24) & (-2.63) \end{matrix} \right)$$

$$\times (1 + \exp\{-72(\Delta(\ln G)_t - 0.16)\})^{-1} \quad (22)$$

$$s = 0.02 \quad \bar{R}^2 = 0.89 \quad s^2/s_L^2 = 0.66 \quad \text{AR } x^2 = 2.09(0.08) \quad \text{RESET} = 0.005(0.81)$$

اعداد داخل پرانتز نسبت‌های t هستند. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، تمامی ضرایب در الگو معنی دارند.

نتایج به دست آمده از تخمین مدل با استفاده از الگوی LSTR را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

(۱) ضرایب متغیرهای تعیین‌کننده‌ی رشد اقتصادی در اقتصاد ایران مقادیر ثابتی نبوده و خود تابعی از رشد مخارج دولتی هستند. به عبارت دیگر با انتخاب نرخ رشد مخارج دولتی به عنوان متغیر گذار، می‌توان نتیجه گرفت که رشد تولید در اقتصاد ایران نسبت به موقعیت مالی دولت رفتاری نامتقارن نشان می‌دهد.

(۲) نرخ رشد مخارج دولتی که در آن نرخ، گذار بین دو رژیم رشد تولید اتفاق می‌افتد، برابر با ۱۶ درصد می‌باشد. بنابراین نقطه‌ی عطف سرعت تغییر ضرایب در تابع لجستیک مذکور، متناظر با ۱۶٪ برای رشد مخارج دولتی است.

(۳) سرعت گذار بین دو رژیم رشد تولید، با توجه به پارامترگذار تخمین زده شده (۷) ۷۲ می‌باشد.

۴) در رژیم پایین رشد مخارج دولتی؛ افزایش مخارج مذکور رشد اقتصادی را با ضریب ۰.۱۶٪ افزایش می‌دهد، در حالی که در رژیم بالای مخارج دولتی، اثر این متغیر به‌طور قابل ملاحظه‌ای کاهش یافته است.

۵) تکانه‌های مربوط به تقویت ارزش پول داخلی اثرات بازدارنده‌ی مهمی بر رشد اقتصادی در رژیم مخارج دولتی پایین دارد، اما در رژیم مخارج دولتی بالا، اثر متغیر مذکور بر کاهش رشد اقتصادی معنی‌دار نیست.

۶) در رژیم مخارج دولتی پایین، نسبت سرمایه‌گذاری به تولید، رشد اقتصادی را به‌طور معنی‌داری با ضریب ۰.۸۴٪ افزایش می‌دهد. بار دیگر اثر متغیر مذکور در رژیم مخارج دولتی بالا بر افزایش رشد اقتصادی به‌طور قابل ملاحظه‌ای کاهش یافته و به ۰.۳۱٪ می‌رسد. احتمالاً افزایش بیش از حد مخارج دولت با دامن‌زدن به فعالیت‌های رانت‌جویی و کاهش بهره‌وری سرمایه‌گذاری (حداقل در بخش دولتی) اثر هزینه‌های عمرانی بر رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد، به‌طوری‌که دیگر فعالیت‌های عمرانی و سرمایه‌گذاری اثرات مورد انتظار را بر رشد اقتصادی نداشته است.

۷) عدم تعادل‌های پولی فقط در رژیم مخارج دولتی پایین عامل تحریک رشد اقتصادی به حساب می‌آیند. در رژیم مخارج دولتی بالا اهمیت عوامل پولی در رشد اقتصادی کاهش می‌یابد.

۸) شکاف تقاضا فقط در رژیم مخارج دولتی بالا، اثرات منفی معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد. در این رژیم افزایش تقاضا نسبت به مقدار تعادلی آن، رشد اقتصادی را با ضریب ۰.۶۶٪- در دوره‌ی بعد کاهش می‌دهد.

۹) حجم حقیقی نقدینگی در هر دو رژیم مخارج دولتی بالا و پایین، بر رشد اقتصادی اثرات معنی‌داری دارد. افزایش حجم حقیقی نقدینگی، رشد اقتصادی را در هر دو رژیم مخارج دولتی با ضریب ۰.۲۲٪ افزایش می‌دهد.

در قسمت پایین مدل برآورد شده، تعدادی از آماره‌های آزمون جهت تشخیص تصریح صحیح مدل ارائه شده است. آماره‌های آزمون‌های ضریب لاگرانژ برای وجود خودهمبستگی ($AR\ x^2$) و ثبات پارامترها (RESET) معنی‌دار نبوده و دلالت بر رضایت‌بخش بودن نتایج الگوی غیرخطی دارد (برای تشریح این آزمون‌ها ایتیریم و تراسورتا (۱۹۹۶)^۱ را ملاحظه کنید). علاوه بر آن، نسبت واریانس مدل غیرخطی LSTR

۱- Eitrheim, Ø. and T.Ter'asvirta, (۱۹۹۶).

به خطی (s^2/s_L^2) ۰.۶۶ می‌باشد که نشان‌دهنده‌ی بهبود قابل ملاحظه برآزش به هنگام استفاده از الگوی غیرخطی LSTR است.

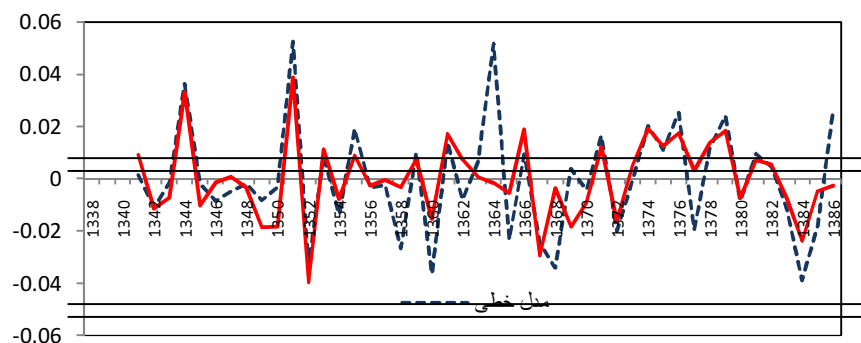
یک مسئله قابل توجه در این که آیا مدل برآورد شده ویژگی‌های رضایت‌بخشی از غیرخطی بودن را داراست، استفاده از آزمون عدم غیرخطی فزاینده^۱ می‌باشد. بر اساس نتایجی که در جدول (۶) نشان داده شده است، دو نکته مهم قابل توجه است: نخست مسئله غیرخطی بودن که قبلاً با مخارج دولتی به‌عنوان متغیر گذار استنتاج شده بود، به‌طور مناسبی مدل‌سازی شده است. از طرف دیگر، اثرات غیرخطی اضافی به‌ازاء متغیرهای گذار مختلف دیگر از طریق آزمون فوق رد می‌شود.

جدول ۶- مقادیر P - Value آزمون عدم غیرخطی فزاینده مدل (۲۲)

فرضیه	متغیر گذار					
	neg_t	$\Delta(\ln G)_t$	$\left(\frac{INV}{GDP}\right)_t$	$\Delta\left(\ln \frac{M_T}{P}\right)_t$	$gapy_{t-1}$	ecm_{t-1}
H_1	۰/۵۱	۰/۳۳	۰/۲۹	۰/۴۹	۰/۳۴	۰/۷۱

به‌منظور توصیف عمیق‌تر رفتار مدل، آزمون‌های ارزیابی بوسیله تجزیه و تحلیل باقیمانده‌های مدل برآورد شده کامل‌تر می‌شود. شکل (۱) باقیمانده‌های مدل‌های خطی و غیرخطی را با انحراف استاندارد به‌تریبیت ۰/۲۴ و ۰/۲۰ نشان می‌دهد. در مدل LSTR به‌طور کلی باقیمانده‌ها نسبت به تصریح خطی به‌طور قابل توجهی کاهش یافته‌اند؛ گذشته از این، باقیمانده‌های مدل غیرخطی نسبت به مدل خطی بر اساس تعریف انحراف استانداردشان دارای وسعت کم‌تری می‌باشند. این‌ها علائمی از رفتار بهینه‌ی مدل غیرخطی می‌باشد.

^۱- Testing no additive nonlinearity.



شکل ۱- باقیمانده‌های مدل خطی و LSTR برآورد شده

در جدول (۷) بهترین تخمین حاصل از مدل خطی و غیرخطی به صورت توأم ارائه شده‌اند تا از این طریق بتوان به مقایسه‌ی دقیق‌تر بین الگوهای خطی و غیرخطی رسید. مدل غیرخطی خود به دو بخش مدل غیرخطی LG^۱ (رژیم رشد مخارج دولتی پایین) و مدل غیرخطی HG^۲ (رژیم رشد مخارج دولتی بالا) تقسیم شده است.^۳

جدول ۷- مقایسه‌ی تخمین‌های به دست آمده از مدل رشد خطی و غیرخطی

نوع مدل	متغیرهای توضیحی					
مدل خطی	۰/۲۲	۰/۰۷	۰/۶۷	۰/۲۳	-۰/۲۶	۰/۰۴
مدل غیر خطی با رشد مخارج دولتی پایین	۰/۲۱	۰/۱۶	۰/۸۴	۰/۲۲	-	۰/۰۹
مدل غیر خطی با رشد مخارج دولتی بالا	-	-	۰/۳۱	۰/۲۲	-۰/۶۶	-

نتایج به دست آمده از مقایسه‌ی مدل خطی و غیرخطی را می‌توان به صورت زیر خلاصه کرد:

۱- Low Growth.

۲- High Growth.

۳- در مدل‌های غیرخطی ضمن اعمال قید $\phi_j = -$ ، تمامی ضرایبی که تفاوت معنی‌داری از صفر نداشتند، حذف شدند.

۱) با توجه به معیارهای ارزیابی مدل و آزمون‌های مربوطه، الگوی غیرخطی، مدلی مناسب‌تر برای تبیین رفتار رشد اقتصادی ایران می‌باشد.

۲) با توجه به مشابه بودن ضرایب متغیرهای نرخ رشد حجم حقیقی نقدینگی در هر دو الگوی خطی و غیرخطی (در جدول (۷))، این نتیجه حاصل می‌شود که ضرایب مذکور در مدل‌های خطی و غیرخطی تفاوت محسوسی با یکدیگر ندارند. ولی در مورد سایر متغیرها، الگوی غیرخطی نتایج متفاوتی (به تفکیک رژیم‌های مخارج بالا و پایین دولتی) ارائه می‌دهد. در این موارد نتایج الگوی خطی به‌طور کلی گمراه‌کننده می‌باشد.

۳) اگرچه مدل خطی همانند مدل غیرخطی دلالت بر بااهمیت بودن نقش تکانه‌های منفی نرخ ارز بر رشد اقتصادی دارد، اما نتیجه‌ی به‌دست آمده از مدل غیرخطی به مراتب دقیق‌تر است. مطابق نتایج تخمین مدل غیرخطی در جدول (۷)، تکانه‌های منفی نرخ ارز فقط در سطوح پایین رشد مخارج دولتی بر روی رشد اقتصادی اثر می‌گذارند و در رژیم بالای رشد مخارج دولتی هیچ‌گونه اثری بر روی رشد اقتصادی ندارند.

۱۰- نتیجه‌گیری

تحقیقات معدودی در رابطه با اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تولید موجود بوده و بیش‌تر تحقیقات انجام گرفته در بعد تک معادله‌ای و استفاده از رگرسیون‌های خطی به‌منظور تبیین اثرات نوسانات نرخ ارز بر تولید استوار بوده است. در این مقاله با نگرشی جدید به این مسئله و عدم تقارن احتمالی واکنش تولید به عوامل تعیین‌کننده‌ی آن، ضمن بررسی و آزمون اثرات نامتقارن نرخ ارز بر تولید، با استفاده از الگوی رگرسیونی سری زمانی غیرخطی STR، به تبیین رفتار رشد تولید حقیقی نسبت به عوامل تعیین‌کننده‌ی آن از جمله تکانه‌های نرخ ارز پرداخته‌ایم. خلاصه نتایج تحقیق را می‌توان به‌صورت زیر بیان کرد:

۱) در الگوی خطی و متقارن، اثر نرخ ارز حقیقی بر رشد تولید معنی‌دار و بااهمیت تشخیص داده نمی‌شود، درحالی‌که در الگوی نامتقارن، تکانه‌های منفی نرخ ارز اثرات بااهمیتی بر (کاهش) رشد اقتصادی دارند و به علاوه تأثیر تکانه‌های مثبت نرخ ارز بر رشد تولید معنی‌دار نیست.

۲) افزایش ارزش پول اثرات بازدارنده بر رشد اقتصادی دارد. به‌علاوه اثرات این سیاست دائمی و بازگشت‌ناپذیر است، به‌طوری‌که کاهش ارزش پول اثرات معنی‌دار و بااهمیتی بر تولید ندارد. از این رو، تثبیت نرخ ارز اسمی و کاهش نرخ ارز حقیقی از

طریق تفاوت نرخ‌های تورم داخلی و خارجی (به‌ویژه در سال‌های اخیر)، می‌تواند برای رشد اقتصادی بلندمدت نگران‌کننده باشد و به‌نظر نمی‌رسد که رشد بهره‌وری در صنایع صادراتی یا جایگزین واردات، قادر باشد این کاهش حقیقی را جبران کند.

۳) تأثیر نرخ ارز و سایر متغیرهای کلان اقتصادی بر رشد اقتصادی به‌شدت وابسته به موقعیت مالی دولت (رژیم نرخ رشد مخارج دولت) است. در رژیم مخارج دولتی بالا (یا رشد بیش از حد مخارج دولت)، اثر بسیاری از متغیرهای کلان اقتصادی مانند (کاهش) نرخ ارز، نسبت سرمایه‌گذاری، تکانه‌های پولی و مالی بر رشد اقتصادی به لحاظ آماری معنی‌دار و بااهمیت نیست.

احتمالاً رشد بیش از حد مخارج دولت به‌دلیل دامن زدن به فعالیت‌های رانت‌جویی، بی‌انضباطی مالی، فساد و عدم تعادل‌هایی که در سطح کلان ایجاد می‌کند، بهره‌وری سرمایه‌گذاری‌ها (به‌ویژه پروژه‌های عمرانی) را کاهش داده و ظرفیت رشد اقتصادی بیش‌تر را محدود می‌کند. در این شرایط، تکانه‌های پولی، مالی و ارزی قادر نیستند در جهت نیل به رشد اقتصادی بیش‌تر کمک چندانی کنند.

در مجموع به‌نظر می‌رسد ثبات نرخ ارز حقیقی و کنترل مخارج دولت برای اثربخشی سیاست‌های پولی، مالی و ارزی و بهره‌وری آن‌ها در جهت نیل به رشد اقتصادی بیش‌تر بسیار اساسی باشد.

فهرست منابع

- ۱- ادواردز، سباستیان، (۱۳۷۳) "مشکل تنظیم نرخ ارز در کشورهای در حال توسعه"، ترجمه‌ی اسدالله فرزین‌وش، تهران، پژوهشکده‌ی پولی و بانکی.
- ۲- اندرس، والتر، (۱۳۸۶) "اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی"، ترجمه‌ی مهدی صادقی و سعید شوال‌پور، انتشارات دانشگاه امام صادق، چاپ اول.
- ۳- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش سالانه و ترازنامه‌ی سال‌های مختلف.
- ۴- بهمنی اسکویی، محسن، (۱۳۷۲) "اثرات کلان اقتصادی کاهش ارزش خارجی ریال ایران در دوران پس از انقلاب اسلامی"، مؤسسه‌ی مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.
- ۵- پدرام، مهدی، (۱۳۷۸) "رفتار نرخ ارز حقیقی در ایران طی دوره‌ی ۱۳۷۵-۱۳۵۸"، مجله‌ی برنامه و بودجه، شماره‌ی ۳۷.
- ۶- ختائی، محمود و یونس غربالی مقدم، (۱۳۸۳) "بررسی رابطه‌ی علی پویا بین نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی در اقتصاد ایران"، مجله‌ی برنامه و بودجه، سال نهم، شماره‌ی ۸۴.

۷- خوشنویس یزدی، سهیلا، (۱۳۷۸) "اثرات کاهش ارزش پول بر روی متغیرهای کلان اقتصادی"، رساله‌ی دکتری، تهران، واحد علوم و تحقیقات دانشگاه آزاد اسلامی.

- ۸- Agenor, P.R. (۱۹۹۱), "Output, Devaluation, and the Real Exchange Rate in Developing Countries", *Weltwirtschaftliches Archive*, Vol. ۱۲۷, pp. ۱۸-۴۱.
- ۹- Bacon, D. W. and D. G. Watts, (۱۹۷۱), "Estimating the transition between two intersecting Straight lines", *Biometrika* ۵۸: ۵۲۵-۵۳۴.
- ۱۰- Bahmani-Oskooee, M (۱۹۹۸), "Are Devaluations Contractionary in LDCs?", *Journal of Economic Development*.
- ۱۱- Bahmani-Oskooee, M and M. Kandil (۲۰۰۷), "Exchange Rate Fluctuations and Output in Oil-Producing Countries: The Case of Iran", *IMF Working Paper*, Western Hemisphere Department.
- ۱۲- Bruno, M. (۱۹۷۹), "Stabilization and Stagflation in a Semi-Industrialized Economy", in *International Economic Policy*, eds. by R. Dornbusch and J. Frankel, John Hopkins University Press, Baltimore, MD.
- ۱۳- Buiter, W.H. (۱۹۹۰), "International Macroeconomics (University Press: Oxford).
- ۱۴- Cooper, R.N. (۱۹۷۱), "Currency Devaluation in Developing Countries", *Essays in International Finance*, No. ۸۶, International Finance Section, Princeton University.
- ۱۵- Cover, J.P. (۱۹۹۲), "Asymmetric Effect of positive and negative money- supply shocks", *Quarterly journal of Economics*, Nov ۱۲۶۱-۱۲۸۲.
- ۱۶- Diaz-Alejandro, C.F. (۱۹۶۳), "A Note on the Impact of Devaluation and Redistributive Effect," *Journal of Political Economy*, Vol. ۷۱, August, ۵۷۷-۵۸۰.
- ۱۷- Dornbusch, R. (۱۹۸۸), "Open Economy Macroeconomics", ۲nd Edition, New York.
- ۱۸- Edwards, Sebastian (۱۹۸۶), "Are Devaluations Contractionary?", *The Review of Economics and Statistics*, ۵۰۱-۵۰۸.
- ۱۹- Eitrheim, Ø. and T. Teräsvirta, (۱۹۹۶) , "Testing the adequacy of smooth transition autoregressive models", *Journal of Econometrics* ۷۴: ۵۹-۷۵.
- ۲۰- Granger, C.W. and T. Teräsvirta (۱۹۹۳), "Modelling nonlinear economic relationships", Oxford University Press: Oxford.
- ۲۱- Guitian, M. (۱۹۷۶), "The Effects of Changes in the Exchange Rate on Output, Prices, and the Balance of Payments", *Journal of International Economics*, Vol. ۶, ۶۵-۷۴.
- ۲۲- Gylfason, T. and M. Schmid (۱۹۸۳), "Does Devaluation Cause Stagflation?" *Canadian Journal of Economics*, Vol. XV۱, November.

- ٢٣- Hedrick, R.J. and E.C. Prescott (١٩٩٧), "Postwar U.S. Business Cycles. An Empirical Investigation", *Journal of Money and Banking* ٢٩, ١-١٦.
- ٢٤- Hirschman, A.O. (١٩٤٩), "Devaluation and the Trade Balance: A Note", *Review of Economics and Statistics*, ٣١, ٥٠-٥٣.
- ٢٥- Johansen, S. and K. Juselius, (١٩٩٠), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration: with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. ٥٢, ١٦٩ – ٢١٠.
- ٢٦- Kamin, S.B. and J.H. Rogers (١٩٩٧), "Output and the real exchange rate in developing countries: an application to Mexico", *Journal of International Money and Finance*, ٢١:١-٣١.
- ٢٧- Kandil, M. (١٩٩٦), "Sticky Wage or Stiky Price? Analysis of the Cyclical Behavior of the Real Wage", *Southern Economy Journal* (October), pp. ٤٤٠-٤٥٩.
- ٢٨- Kandil, M. (١٩٩٨), "Supply-Side Asymmetry and the Non-Neutrality of Demand Fluctuations", *Journal of Macroeconomics*, Vol. ٢٠, ٤(fall), pp. ٧٨٥-٨١٠.
- ٢٩- Kandil, M. (١٩٩٩), "the asymmetry stabilizing effects of price flexibility: historical evidence and implications", *applied economics*, Vol. ٣١, pp. ٨٢٥-٨٣٩.
- ٣٠- Kandil, M. (٢٠٠٠), "The Asymmetric Effects of Exchange Rate Fluctuations: Theory and Evidence from Developing Countries", IMF Working Paper, WP/٠٠/١٨٤ (Washington: International Monetary Fund).
- ٣١- Kandil, M., and A. Mirzaie (٢٠٠٢), "Exchange Rate Fluctuations and Disaggregated Economic Activity in the US: Theory and Evidence", *Journal of International Money and Finance*, Vol. ٢١, pp. ١-٣١.
- ٣٢- Kandil, M. (٢٠٠٤), "Exchange Rate Fluctuations and Economic Activity in Developing Countries: Theory and Evidence", *Journal of Economic Development*, Vol. ٢٩, pp. ٨٥-١٠٨.
- ٣٣- Krugman, P. and J. Taylor (١٩٨٧), "Contractionary Effects of Devaluation", *Journal of International Economics*, ٨, ٤٤٥-٤٥٦.
- ٣٤- Meade, J.E. (١٩٥١), "The Theory of International Economic Policy", I: The Balance of Payment, Oxford University Press, Oxford.
- ٣٥- Rogers, J.H., and P. Wang (١٩٩٥), "Output, inflation, and stabilization in a small open economy: evidence from Mexico", *Journal of Development Economics* ٤٦, ٢٧١-٢٩٣.
- ٣٦- Shone, R. (١٩٨٩), "Open Economy Macroeconomics", Harvester Wheatsheaf.
- ٣٧- Ter'asvirta, T. (١٩٩٨), "Modeling economic relationships with smooth transition regressions", In A. Ullah & D. E. Giles (eds.), *Handbook of Applied Economic Statistics*, Dekker, New York, pp. ٥٠٧-٥٥٢.

38- Van Wijnbergen, S. (1989), "Exchange Rate Management and Stabilization Policies in Developing Countries", *Journal of Development Economics*, 33, 227-47.