فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی در ایران
سال اوّل، شماره ۱، بهار ۱۳۹۱
صفحات : ۳۹- ۱

بررسی اثرات غیرخطی متغیرهای کلان اقتصادی بر رشد اقتصادی ایران مبتنی بر الگوی STR

محسن مهرآرا*[۱]
مصطفی سرگلزایی[۲]

تاریخ دریافت : ۹۱/۳/۲۰ تاریخ پذیرش : ۹۱/۶/۳

چکیده

در این تحقیق عوامل تأثیرگذار بر رشد اقتصادی با استفاده از الگوی رگرسیونی سری زمانی خطی و غیرخطی (STR) در اقتصاد ایران طی دوره ۸۸-۱۳۳۸ مورد بررسی قرار می‌گیرد. در تصریح معادله رشد تولید، علاوه بر لحاظ کردن تکانه‌های بخش تقاضای پول، ارز و کالا؛ 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 حاصله، فرضیه اصلی تحقیق مبنی بر توانایی بیشتر مدل رگرسیونی سری زمانی غیرخطی نسبت به مدل خطی برای تبیین رفتار رشد تولید در اقتصاد ایران را تأیید می‌کند. تبیین مدل غیرخطی نشاندهنده این است که ضرایب الگو تابعی از ارزش حقیقی پول داخلی (عدم تعادل بخش خارجی) هستند. در رژیم اول (ارزشگذاری بیش از حد پول داخلی)، متغیرهای تکانه‌های منفی نفتی، حجم حقیقی نقدینگی، نسبت سرمایه‌گذاری به تولید، مخارج دولتی و عدم تعادل در بازارها اثرات با اهمیتی بر رشد اقتصادی دارند؛ اما در رژیم دوم (ارزشگذاری کمتر از حد پول داخلی)، به استثناء اثرات حجم حقیقی نقدینگی بر رشد که افزایش می‌یابد، اثرات متغیرهای مخارج دولتی، نسبت سرمایه‌گذاری و تکانه‌های منفی نفتی به میزان قابل توجهی کاهش پیدا می‌کند.

کلید واژه: رشد اقتصادی، متغیرهای کلان، رگرسیون های انتقال هموار، عدم تعادل های اقتصادی
طبقه بندی JEL : E20, E58, C22

۱- دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران (نویسنده مسئول)* **Email**: mmehrara@ut.ac.ir
۲- دانشجوی دکتری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران **Email**: m.sargolzaee@ut.ac.ir

۱- مقدمه

دست‌یابی به نرخ رشد اقتصادی بالا و پایدار از جمله اهداف سیاست‌های اقتصاد کلان محسوب می‌شود. بنابراین یکی از سؤالات اساسی در ادبیات نظری و تجربی الگوهای رشد، شناخت عوامل تعیین کننده رشد اقتصادی و بررسی واکنش متغیر تولید داخلی به شوک‌های نشأت گرفته از بازارهای پول، کالا و ارز خارجی می‌باشد.

اکثر مطالعات انجام پذیرفته در زمینه رشد اقتصادی از الگوی خاصی پیروی نکرده‌اند. بدین معنی که محققان ابتدا معادله حسابداری رشد را در نظر گرفته و سپس به منظور توضیح بهتر رشد اقتصادی، متغیرهای را به الگو اضافه می‌نمایند. علت این عمل را خان و رینهات(۱۹۹۰)[1] بدلیل ناتوانی مدل‌های رشد در توضیح رشد اقتصادی می‌دانند.

بر اساس شاخص‌های اقتصاد کلان ایران، متوسط نرخ رشد اقتصاد در طول سالهای ۱۳۸۸-۱۳۷۰ معادل ۴/۱ درصد بوده است (شاخص‌های توسعه جهانی، ۲۰۱۰). در رابطه با اثرات متغیرهای کلان بر رشد تولید، تحقیقات زیادی را در ایران و جهان می‌توان یافت، اما تحقیقات معدودی در رابطه با اثرات غیرخطی متغیرهای کلان اقتصادی بر تولید موجود است. در ایران نیز اکثر تحقیقات انجام گرفته در بعد تک‌معادله‌ای و استفاده از رگرسیون‌های خطی استوار بوده است. در این مقاله با محاسبه عدم تعادل‌ها در بازار پول، بخش تراز پرداخت‌ها و بازار کالا و با استفاده از الگوی رگرسیونی سری زمانی غیرخطی به تبیین اثرات غیرخطی متغیرهای کلان و عدم تعادل های مذکور بر تولید می‌پردازیم.

بدین منظور، با استفاده از الگوی رگرسیونی سری زمانی غیرخطی و بهره‌گیری از رگرسیون‌های انتقال هموار غیرخطی شامل ESTR[2] و یا LSTR[3]، به تبیین رفتار فعالیت

[1]. Khan, M.S. and C.M. Reinhart (1990)
[2]. Exponential Smooth Transiton Regression
[3]. Logistic Smooth Transiton Regression

حقیقی اقتصادی در ایران طی دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۸پرداخته و آن را با مدل‌های خطی مقایسه می‌کنیم. برای این منظور مقاله حاضر در پنج بخش سازماندهی شده است: بخش دوم به بررسی و بازبینی مبانی نظری و تحقیقات تجربی در این باب پرداخته می‌پردازد. در بخش سوم الگوی تجربی، داده‌ها و روش اقتصادسنجی مورد استفاده معرفی می‌شوند. در بخش چهارم یافته‌های تجربی تحقیق مورد بررسی قرار گرفته و نهایتاً بخش پنجم به نتیجه‌گیری و پیشنهادهای ارائه شده تخصیص می‌یابد.

۲- مبانی نظری

همانگونه که در بخش ادبیات موضوع بیان شد، تولید داخلی علاوه بر تأثیر عوامل مرسوم شامل عوامل طرف عرضه (مانند درآمدهای نفتی و سرمایه‌گذاری) و عوامل طرف تقاضا (مانند مخارج دولت)، می‌تواند تحت تأثیر شوک‌های نشأت گرفته از بازارهای پول، کالا و ارز خارجی قرار گیرد. این تحقیق با نگرشی جدید به این مسئله، با توجه به نتایج تحقیقات انجام گرفته در حیطه اثرات عوامل تعیین کننده رشد اقتصادی، سعی دارد با استفاده از الگوی رگرسیونی سری زمانی غیرخطی توأم با الگوی خطی به تبیین مسئله فوق بپردازد. در این جهت، تحقیق حاضر در ادامه مقاله ضمن بررسی ساختارهای مدل بلندمدت، به معرفی الگوی تجربی و داده‌های بکار رفته در تحقیق پرداخته و آزمون‌های مختلف و همچنین ابزارهای تجزیه و تحلیل الگوها را مورد بررسی قرار خواهیم داد.

۲-۱- تقاضای پول

در تئوری‌های معاملاتی تقاضای پول، وظیفه پول را در حد وسیله مبادله می‌دانند که برای هدف معاملاتی نگهداری می‌شود. در حالی که در تئوری‌های پرتفوی ، تقاضای پول تأکید بر نقش پول به عنوان ذخیره ارزش است، که افراد آن را به عنوان بخشی از سبد

دارایی‌شان نگهداری می‌کنند و میزان تقاضای پول بر اساس بازده و ریسک دارایی‌ها در برابر پول تعیین می‌شود.

در مطالعه حاضر براساس مبانی نظری موجود، بردار متغیرها را در طرف تقاضای پول به صورت (۱) $M_2 = (P, Y, \Delta P)$ انتخاب می‌کنیم. که در آن M_2 پول به مفهوم وسیع آن، P شاخص قیمت ضمنی، Y درآمد واقعی می‌باشند (کلیه متغیرها لگاریتمی هستند). چنانچه آحاد اقتصادی بخش قابل توجهی از سبد دارایی‌های خود را به صورت دارایی‌های حقیقی نگهداری کنند آنگاه نرخ تورم به عنوان معیاری از بازدهی این دارایی‌ها (بخصوص در غیاب بازارهای مالی توسعه یافته) روی تقاضای پول تأثیرگذار خواهد بود. اما همانطور که خواهیم دید قیمت در طول دوره نمونه متغیر ساکن و انباشته از درجه اول یا $p \sim I(1)$ می‌باشد. لذا نرخ تورم $I(0)$ بوده و در روابط بلند مدت طرف تقاضا پول لحاظ نمی‌گردد. هر چند که این متغیر می‌تواند پویایی‌های کوتاه مدت (رفتار متغیرها در طول ادوار تجاری) را تحت تأثیر قرار دهد. بدین ترتیب تفسیر رابطه تعادلی بلند مدت متغیرهای $(\mathrm{m, p, y})$ به عنوان تقاضا برای پول یک مقوله کاملاً تجربی می‌باشد. از طرف دیگر می‌توان انحراف از رابطه تعادلی بلند مدت میان متغیرهای مذکور را بدون اطلاعات بیشتر در مورد ضرایب بازخور می‌توان به عنوان پول مازاد (ECM_p) تفسیر نمود.

۲-۲- تراز پرداخت‌ها

مبنای اصلی تجزیه و تحلیل تعادل بلندمدت در بخش خارجی یا تحلیل رفتار بلندمدت نرخ ارز، نظریه تساوی قدرت خرید یا PPP[1] بوده است.

[1]. Purchasing Power Parity

برای اقتصاد ایران، عوامل تعیین کننده نرخ ارز حقیقی یا انحراف از PPP را در بلندمدت با توجه به اهمیت دسترسی به منابع ارزی برای واردات (یعنی درآمد حاصل از صادرات نفت و استقراض خارجی) استخراج می‌کنیم. اتحاد تراز پرداخت‌ها را به صورت زیر در نظر می‌گیریم:

$$X\$ - IMG\$ + NFB \equiv dR \qquad (۲)$$

که در آن $X\$$ درآمدهای صادراتی برون‌زا (حاصل از فروش نفت و گاز)، $IMG\$$ واردات کالا، dR خالص انباشت ذخایر خارجی و NFB خالص استقراض خارجی می‌باشند. عرضه حقیقی ارز خارجی مبتنی بر معادله (۲) عبارت است از:

$$FX^S = (X\$ + NFB - dR)/p\$ \qquad (۳)$$

که در آن $p\$$ قیمت واردات بر حسب دلار امریکاست. FX^S با توجه به اجزاء تشکیل دهنده آن متغیری برون‌زا محسوب می‌شود. تقاضای حقیقی ارز خارجی از تقاضا برای واردات ناشی می‌شود. لذا داریم:

$$FX^d = F(Y_d, RER, (M - M^d), PREM) \qquad (۴)$$

که در آن $RER = E.P^f/P$ نرخ حقیقی ارز به عنوان معیاری از هزینه فرصت خرید کالاهای وارداتی و $M - M^d$ عرضه مازاد پول می‌باشد. $PREM$ نیز حاشیه نرخ ارز بوده که از نسبت نرخ ارز بازار موازی به نرخ موزون ارز به دست می‌آید. با توجه به استفاده گسترده از جیره‌بندی ارز خارجی و کنترل‌های وارداتی در طول دوره نمونه این متغیر (سیاستی) تأثیر محدودیت‌های ارز خارجی را روی تقاضای واردات منعکس می‌سازد. تعادل در بازار ارز خارجی به صورت $FX^d = FX^s$ تعریف می‌شود. با جایگزینی FX^d از رابطه (۴) در شرط تعادلی مذکور و با توجه به آنکه در تعادل بلند مدت $M = M^d$ است داریم:

$$FX^s = F(Y_d, REREQ, PREM) \qquad (۵)$$

که در آن $REREQ$ نرخ ارز حقیقی تعادلی است. بدین ترتیب رابطه بلند مدت مربوط به نرخ ارز حقیقی تعادلی در شکل لگاریتمی $(rereq)$ پس از جایگزین کردن واردت به جای عرضه (یا تقاضای) ارز خارجی در (۵) عبارت خواهد بود از:

$$rereq = \beta_1 y_d - \beta_2 im + \beta_3 prem, \quad \beta_1, \beta_2, \beta_3 > 0 \qquad (۶)$$

مطابق رابطه فوق انحراف از PPP توسط تقاضای حقیقی جمعی شده (y_d) و واردات حقیقی کالا (im) توضیح داده می‌شود. با توجه به سطح فعالیت‌های اقتصادی و عرضه ارز خارجی، نرخ ارز به گونه‌ای تعدیل می‌شود که تعادل عرضه و تقاضا را در بازار ارز خارجی برقرار نماید.

تفاوت میان نرخ ارز حقیقی و مقدار تعادلی آن ، دومین عدم تعادلی است که بازخور متغیرهای دستگاه را نسبت به آن مورد توجه قرار می‌دهیم:

$$ECM_{\text{rer}} = \text{rer} - \text{rereq} \qquad (۷)$$

۲-۳- بازار کالا

دو رویکرد مختلف برای الگوسازی رفتار تولید در ادبیات تجربی و نظری مربوطه وجود دارد. در رویکرد اول از تابع تولید استفاده شده و نقش عوامل تولید مانند نیروی کار، سرمایه و واردات نهاده‌های واسطه‌ای در رفتار ستاده بلندمدت (تولید بالقوه) و کوتاه‌مدت مورد توجه قرار می گیرد. در رویکرد دوم عرضه کل به صورت تابعی از قیمت‌های نسبی مانند دستمزدهای حقیقی و یا هزینه‌های واحد نیروی کار (ULC[1])، هزینه نهاده‌های وارداتی و هزینه سرمایه با حل مسئله بهینه‌یابی رفتار عرضه کننده تصریح می گردد. در واقع تصریح رابطه (استاتیک) عرضه کل بر حسب دستمزدهای حقیقی به

[1]. Unit Labor Cost

صورت $Y^S = Y^S(W/P)$ در الگوهای نظری مرسوم بوده است.[۱] در این تحقیق با توجه به مشکلات تصریح؛ به دلایل زیادی همچون دوگانگی‌های اقتصادی (بخش اولیه و ثانویه)، کنترل‌های دولتی، مناسب نبودن شاخص دستمزد بخش اولیه (حمایت شده)، نرخ ارز حقیقی یا حتی موجودی سرمایه و مهم‌تر از همه، تحولات شدید ساختاری طی دوره نمونه، از متغیر مازاد تقاضا دوره قبل به عنوان عدم تعادل بخش تولید استفاده می‌شود.

به منظور محاسبه تولید غیر نفتی بالقوه (مؤلفه روند) و مازاد تقاضا (مؤلفه ادواری) از فیلتر $Hodrick - Prescott$ یا HP استفاده می‌کنیم. فیلتر HP یک روش همواره کردن برای تخمین مؤلفه روند یک سری می‌باشد.

بدین ترتیب y_t^* مؤلفه روند سری و $gapy = y_t - y_t^*$ مؤلفه ادواری سری مذکور می‌باشد. در بخش بعد به هنگام الگوسازی ساختار کوتاه‌مدت، بازخور عدم تعادل مذکور (مؤلفه ادواری یا $gapy$) را روی نوسانات کوتاه‌مدت الگو مورد توجه قرار می‌دهیم.

۲-٤- معرفی الگوی تجربی و داده‌های تحقیق

در این قسمت، ساختار الگوی مورد استفاده به‌منظور بررسی اثرات خطی و غیر خطی متغیرهای کلان بر رشد تولید، مبتنی بر ادبیات موضوع (شامل مبانی نظری و مطالعات تجربی) ارائه می‌گردد.

الگوها و روش‌های متعددی بمنظور بررسی اثرات عوامل موثر بر تولید از سوی پژوهشگران ارائه شده است. در این تحقیق به منظور بررسی این مسئله، از تلفیق تئوری‌های رشد اقتصادی استفاده شده است.

[۱]. بطور مثال تیلور (۱۹۸۰) و فیشر (۱۹۹۷) را ملاحظه کنید.

به منظور بررسی اثرات متغیرهای مربوطه بر رشد تولید، علاوه بر لحاظ کردن متغیرهای مرسوم، شامل هر دو گروه عوامل طرف عرضه و عوامل طرف تقاضا، بازخور عدم تعادل در بازارهای پول، ترازپرداخت ها و شکاف تولید در تصریح معادله مذکور مورد توجه قرار می‌گیرند. بنابراین با الهام از تئوریهای رشد اقتصادی، معادله رشد به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$\Delta \ln y_t = \alpha_0 + \delta \mathrm{ECM}_t + \beta X_t + \varepsilon_t \qquad (۸)$$

که درآن Δ نشان دهنده تفاضل مرتبه اول، $\ln$ لگاریتم طبیعی، y_t تولید ناخالص داخلی حقیقی (بدون نفت)، $ECM = \left(\mathrm{ECM}_{\mathrm{OUTPUT}}, ECM_{MONEY}, ECM_{\mathrm{RER}}\right)$، X بردار متغیرهای کلان تأثیرگذار بر رشد اقتصادی و ε بیانگر جزء خطا می‌باشد.

در این مطالعه با توجه به محدود بودن حجم نمونه، در دسترس بودن داده‌ها و آزمون‌های تشخیص، ترکیبات مختلفی از متغیرهای رشد مخارج دولت $(\Delta \ln G)$، رشد درآمدهای نفتی $(\Delta \ln OILREV)$، درصد تغییرات نرخ ارز حقیقی $(\Delta \ln RER)$، نرخ تورم $(\Delta \ln P)$ و نسبت سرمایه‌گذاری به تولید ناخالص داخلی (INV/GDP) به‌عنوان متغیرهای کنترل در بردار X استفاده می‌شود. در واقع متغیرهای مخارج دولتی، تراز پولی و رشد قیمت‌ها به‌عنوان عوامل طرف تقاضا و نسبت سرمایه‌گذاری به‌عنوان عوامل طرف عرضه، تولید را تحت تأثیر قرار می‌دهند.

کلیه داده‌های مورد استفاده در این تحقیق به‌صورت سالانه، طی دوره ۱۳۸۸-۱۳۳۸ در نظرگرفته شده است. به منظور نشان دادن آثار جنگ تحمیلی بر رشد اقتصادی از متغیر موهومی DU_{5967} استفاده می‌شود. برای این منظور برای سال‌های ۱۳۶۷-۱۳۵۹ عدد یک و برای بقیه سال‌ها عدد صفر قرار می‌دهیم.

۲-٤-۱- مدل رگرسیونی انتقال ملایم(STR)

مدل رگرسیونی انتقال ملایم یک مدل رگرسیونی سری زمانی غیرخطی است که می‌توان آن را بعنوان یک شکل توسعه‌یافته از مدل رگرسیونی تغیر وضعیت[۱] که توسط کوانت(۱۹۵۸)[۲] معرفی شد تلقی کرد.

مدل STR نوع خاصی از مدل رگرسیونی تغیر وضعیت می‌باشد که توسط باکون و واتس(۱۹۷۱)[۳] بکار گرفته شد. این محققان دو خط رگرسیونی در نظر گرفتند و به طراحی مدلی پرداختند که در آن گذار از یک خط به خط دیگر بصورت ملایم اتفاق می‌افتد. در ادبیات سری زمانی چان و تونگ(۱۹۸۶)[۴] برای نخستین بار به تشریح و پیشنهاد مدل STR در مطالعات خود پرداختند. البته قبل از این دو برخی دیگر از اقتصاددانان از قبیل گلدفلد– کوانت(۱۹۷۲)[۵] و مدالا(۱۹۷۷)[۶] در کارهای خود به این نوع از مدل‌های غیرخطی اشاره کرده بودند.

مدل رگرسیونی تغیر وضعیت با دو رژیم متفاوت بهمراه یک متغیر تغییر وضعیت قابل مشاهده، یک مورد خاص از مدل STR استاندارد می‌باشد[۷]، اما مدل STR، مدل‌های رگرسیونی تغییر وضعیت با بیش از دو رژیم را در بر نمی‌گیرد.

در سال‌های اخیر استفاده از مدل‌های غیرخطی رواج بیشتری یافته و محققین بسیاری در جهت توسعه این مدل‌ها کوشیده‌اند که شاخص‌ترین آنها تراسورتا(۱۹۹۸)[۸] می‌باشد.

شکل استاندارد مدل STR بصورت زیر تعریف می‌شود:

---

1. Switching Regression Model
2. Quandt, R. E. (1958)
3. Bacon, D. W. and D.G. Watts, (1971)
4. Chan, K. S. and H.Tong, (1986)
5. Goldfeld, S. M. and R.Quandt, (1972)
6. Maddala, D. S, (1977)

[۷] بالتبع مدل خود رگرسیونی انتقال ملایم STAR نیز، یک مدل رگرسیونی کرانه‌ای با دو رژیم می‌باشد

8. Ter¨asvirta, T, (1998)

$$y_t = \varphi' z_t + \theta' z_t F(\gamma, s_t, c) + u_t$$
$$= \{\varphi + \theta F(\gamma, s_t, c)\}' z_t + u_t \qquad t = 1, \dots, T \qquad (۹)$$

که z_t بردار متغیرهای توضیحی می‌باشد. بعلاوه، $(\varphi_0, \varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_m)$ و $(\theta_0, \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m)$ بردار پارامترها و $u_t \quad iid(0, \sigma^2)$ می‌باشند. تابع انتقال $F(\gamma, s_t, c)$ یک تابع کران‌دار برحسب متغیر گذار[1] s_t، γ پارامتر شیب و $c \quad (c_0, c_1, c_2, \dots, c_m)$ یک بردار از پارامترهای موضعی[2] است، به نحوی که $c_1 \quad c_2 \quad \dots \quad c_k$ می‌باشد. آخرین عبارت در معادله فوق بیانگر این است که مدل می‌تواند بصورت یک مدل خطی با ضرایبی که بطور تصادفی در طی زمان تغیر می‌کنند[3]، نیز تفسیر شود.

در این بخش فرض می‌کنیم که تابع گذار یک تابع لجستیک عمومی می‌باشد:

$$F(\gamma, s_t, c) \quad (1 \quad \exp\{-\gamma \prod_{k=1}^{K} (s_t - c_k)\})^{-1}, \quad \gamma > 0 \qquad (۱۰)$$

اگر معادلات (۹) و (۱۰) را بصورت توأم با هم در نظر بگیریم (یعنی به جای تابع گذار در معادله (۹)، معادله (۱۰) را جایگزین نماییم) به مدل STR لاجستیک (LSTR) دست می‌یابیم.

عموماً مقادیر رایج برای k در مطالعات k=1 و k=2 می‌باشد. برای k=1 پارامترهای $F(\gamma, s_t, c)$ بعنوان تابعی از s_t بصورت یکنواخت از به تغییر صفر و نیم قرار می‌گیرد. وقتی $\gamma \to \infty$، می‌نیمم به صفر می‌رسد و وقتی برابر نیم می‌شود که $c_1 \quad c_2$. پارامتر γ شیب و c_2, c_1 محل تابع گذار را نشان می‌دهند.

---

[1]. Transiton Variable
[2]. Locational Parameters
[3]. Time-Varaying parameters

توجه به این نکته حائز اهمیت است که یک مدل جایگزین (ساده‌تر) برای LSTR2 وجود دارد که مدل STR نمایی (ESTR) نامیده می‌شود. اگر یک بار دیگر معادله (۱۳-۳) را در نظر بگیریم با این تفاوت که درآن تابع گذار بصورت نمایی (معادله (۱۱)) باشد به مدل ESTR می‌رسیم.

$$F_E(\ ,s_t,c)\quad 1\quad \exp\{\quad (s_t\quad c_1^*)^2\},\qquad 0 \qquad (۱۱)$$

در مدل ESTR تابع در حول نقطه c_1^* s_t متقارن می‌باشد و در مقادیر پایین و میانی متغیر، پارامتر شیب (γ) تقریباً مقدار یکسانی دارد. از آنجا که این تابع یک پارامتر کمتر از مدل LSTR2 دارد، جانشین مناسبی برای مدل LSTR2 تلقی می‌شود. مدل ESTR در شرایطی که مقدار γ بزرگ بوده و c_1 c_2 نیز با صفر فاصله معناداری داشته باشد تخمین مناسبی از LSTR2 نمی‌باشد، ولی در سایر موارد می‌تواند جایگزین مناسبی باشد.

متغیرگذار S_t یک متغیر تصادفی است و اغلب یکی از متغیرهای Z_t می‌باشد. البته متغیرگذار می‌تواند ترکیبی از چند متغیر نیز باشد. در برخی موارد، متغیرگذار می‌تواند تفاضل یکی از متغیرهای موجود در z_t باشد.

در کل می‌توان بیان داشت که مدل LSTR دارای دو رژیم بالایی و پایینی می‌باشد که رفتار پارامترها در دو رژیم متفاوت از یکدیگر است (به عبارت دیگر این مدل برای مدل‌سازی رفتار نامتقارن پارامترها، مدل مناسبی است). در حالی که مدل ESTR دارای دو رژیم بالایی و یک رژیم میانی می‌باشد که پارامتر دارای رفتار مشابهی در دو رژیم حدی می‌باشد و در رژیم میانی رفتاری متفاوت از دو رژیم دیگر از خود نشان می‌دهد (به عبارتی این مدل برای مدل‌سازی متغیرهایی که رفتار متقارن از خود نشان می‌دهند مدلی ایده‌ال است).

با ایجاد تغییراتی در مدل STR می‌توان به انواع دیگری از مدل‌های رگرسیونی انتقال دست یافت. برای مثال در موردی که $s_t \quad t$ باشد، مدل تبدیل به یک مدل خطی خواهد شد یا اگر از معادله (۱۱)، z_t را حذف کنیم و همچنین $s_t \quad y_{t\ d}$ ، یا $s_t \quad y_{t\ d}$, d>0 مدل STAR تبدیل به یک مدل یک متغیره خود رگرسیونی انتقال ملایم[1] می‌شود. مدل STAR نمایی (ESTR) نوع تعمیم‌یافته مدلی است که هاگان و اُزاکی(۱۹۸۱)[2] معرفی کردند[3].

آزمون خطی بودن. به پیروی از کار صورت گرفته شده توسط گرنجر و تراسورتا (۱۹۹۳)[4] و استفاده از رگرسیون کمکی(۱۶-۳)، فرضیه غیرخطی بودن متغیرها در مقابل دو مدل پارامتری غیرخطی؛ مدل رگرسیونی غیرخطی لاجستیک (LSTR) و مدل رگرسیونی غیرخطی نمایی (ESTR)، را آزمون می کنیم.

اما برای k=2 ، آنها بصورت متقارن در حول نقطه میانی $(c_1 \quad c_2)/2$ (وقتی که این تابع لاجستیک به مقدار می نیم خود می‌رسد) تغیر می کنند. می‌نیمم بین

$$y_t \quad {}_0 z_t \quad \sum_{j\ 1}^{3} {}_j z_t s_t^j \quad u_t^*, t \quad 1,...,T \qquad (۱۲)$$

که $u_t \quad iid(0, \ ^2)$ و z_t یک بردار از متغیرهای توضیحی، $z_t \quad (1, z_t)$ $z_t = (1, \tilde{z}_t')' \quad z_t = (1, \tilde{z}_t)'$، که z_t یک بردار $(m \quad 1)$ است؛ s_t متغیر گذار؛ و F تابع گذار می‌باشد که مقدار آن بین صفر و یک محدود می‌باشد که خود می‌تواند به یکی از دو صورت لاجستیک (معادله(۱۰)) و یا نمایی (معادله (۱۱)) باشد.

---

1. Smooth Transition Auto Regressive
2. Haggan, V. and T.Ozaki, (1981)
3. اندرس، والتر، ۱۳۸۶
4. Granger, C.W. and T. Teräsvirta (1993), "Modelling nonlinear economic relationships", Oxford University Press: Oxford

برای تصریح مدل غیرخطی نخست بعنوان نقطه شروع یک مدل خطی ایجاد (تصریح) می‌شود و سپس آزمون غیرخطی بودن بر روی آن انجام می‌گیرد، در صورتی‌که فرض صفر رد شود[۱] (مدل غیرخطی پذیرفته شود)، باید از بین مدل‌های غیرخطی بالقوه، به انتخاب نوع مدل غیرخطی پرداخته و پارامترهای آن را تخمین زد.

انتخاب نوع مدل غیرخطی. بین مدل‌های STR مختلف یعنی LSTR1 و LSTR2 با توجه به آن‌چه که در ادبیات رگرسیون‌های غیرخطی آمده است از معادله (۱۶-۳) و فروض صفری که در زیر آمده‌اند استفاده می‌کنیم.

$$H_{04}: \quad _3 \quad 0 \qquad (۱۳)$$

$$H_{03}: \quad _2 \quad 0 \mid \; _3 \quad 0.$$

$$H_{02}: \quad _1 \quad 0 \mid \; _2 \quad \; _3 = 0.$$

برای متغیرگذار (s_t) انتخاب شده، اگر فرض H_{04} یا H_{02} رد شود مدل LSTR و اگر فرض H_{03} رد شود مدل ESTR انتخاب می‌شود. اگر هر سه فرض رد شوند، مدل LSTR زمانی انتخاب می‌شود که فرض H_{04} یا H_{02} نسبت به فرض H_{03} با قدرت بیشتر(کمتر) رد شود. البته این امکان نیز وجود دارد که اگر P-Value حاصل از فرض‌های صفر به هم نزدیک باشند مدل را با هر دو الگوی و ESTR تخمین بزنیم و سپس در مرحله ارزیابی مدل به انتخاب الگوی بهینه بپردازیم.

۳- ادبیات تجربی

در رابطه با اثرات متغیرهای کلان اقتصادی بر تولید، تحقیقات زیادی را در ایران و جهان می‌توان یافت، اما تحقیقات معدودی در رابطه با اثرات غیرخطی متغیرهای کلان بر

[۱]. فرض صفر این آزمون مبنی بر خطی بودن مدل رگرسیونی است.

رشد اقتصادی موجود است. در ایران نیز اکثر تحقیقات انجام گرفته در بعد تک‌معادله‌ای و استفاده از رگرسیون‌های خطی استوار بوده است. اکثر تحقیقات انجام گرفته به رابطه یک متغیر کلان با تولید تأکید شده و به بررسی اثرات متغیر مربوطه بر تولید پرداخته‌اند. در این بخش از فصل به بررسی و مرور تعدادی از مطالعات و تحقیقات انجام گرفته در این حوزه می‌پردازیم.

مطالعه درگاهی و قدیری(۱۳۸۲)، این تحقیق با هدف مطالعه ساختار رشد اقتصادی ایران در چارچوب دو الگو به تجزیه و تحلیل عوامل تعیین کننده رشد اقتصادی ایران پرداخته است. نتایج حاصله نشان می‌دهد که سیاست‌های پولی و مالی دولت و درآمدهای ارزی نفت از مهمترین عوامل نوسانات رشد اقتصادی ایران بوده و عوامل درونزای رشد که همان عوامل مؤثر در تشکیل سرمایه انسانی جامعه هستند، نقش کمتری را در تحولات رشد اقتصاد ایران دارا می‌باشند. به عبارت دیگر اقتصاد ایران فاقد ساز و کارهای درونی و پویای رشد است و رشد اقتصادی بطور عمده از طریق منابع برونزا به اقتصاد حاصل شده و این فرایند کمتر به تشکیل سرمایه انسانی با کیفیت و مؤثر به عنوان عامل رشد پایدار، با شاخصه‌های مهمی چون توسعه آموزش کیفی، ارتقاء تحقیق و توسعه و فناوری، و بهبود بهره‌وری منجر شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که نرخ رشد هزینه-های مصرفی دولت، رشد درآمدهای ارزی و انباشت سرمایه فیزیکی در بلندمدت و کوتاه‌مدت اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارند، اما ضریب نرخ تورم و نسبت نیروی کار به جمعیت معنی‌دار و منفی است.

یاوری و سلمانی(۱۳۸٤)، در این تحقیق با استفاده از ادبیات موضوعی رشد اقتصادی در کشورهای بهره‌مند از منابع طبیعی، رشد اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت در چارچوب مطالعات رشد اقتصادی بین-کشوری طی دوره۱۹۹۹-۱۹۶۰ بررسی شده است.

نتایج نشان می‌دهد، طی دوره زمانی مورد بررسی سرمایه‌گذاری فیزیکی، سرمایه انسانی، باز بودن نجاری و بهبود رابطه مبادله تأثیر مثبت و تورم و وفور منابع طبیعی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی این کشورها دارد.

مطالعه مهرآرا(۱۳۸۷)، در این تحقیق مهرآرا به دنبال بررسی و آزمون آثار نامتقارن تغییرات عرضه پول بر رشد تولید در اقتصاد ایران می‌باشد. برای این منظور از تحلیل‌های هم انباشتگی و مدل تصحیح خطا طی دوره ۱۳۸۴-۱۳۳۸ استفاده شده است. در تصریح معادله رشد، علاوه بر لحاظ کردن تکانه های مثبت و منفی پولی، تأثیر سایر عوامل (متغیرهای کنترلی) شامل هر دو گروه عوامل طرف عرضه (مانند درآمدهای نفتی و سرمایه گذاری) و عوامل طرف تقاضا (مانند مخارج دولتی) مورد توجه قرار گرفته است. نتایج حاصله در خصوص فرضیه 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 تکانه های مثبت دارد.از میان متغیرهای کنترل، نسبت سرمایه‌گذاری و رشد مخارج دولت اثرت مثبت و نرخ تورم اثرات منفی بر رشد تولید دارند، در حالی که ضریب رشد نرخ ارز در اغلب تصریحات به لحاظ آماری معنی‌دار نیست.

مطالعه کمیجانی و نظری(۱۳۸۸)، در این مقاله محققین با استفاده از داده‌های ۸۴-۱۳۵۳ و بر اساس مدل اقتصادی که شامل متغیرهای تولیدناخالص داخلی، مصرف خصوصی، مخارج دولت، سرمایه‌گذاری، خالص صادرات، خالص رشد شاخص قیمت‌های نسبی و به کمک خط رگرسیون برداری، روابط بین متغیرها مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که تأثیر مخارج دولت بر رشد اقتصادی هر چند در کوتاه‌مدت منفی و به لحاظ آماری بی‌معنی است، اما در بلندمدت متغیر اندازه دولت بیشترین اثر را بر رشد اقتصادی دارد. همچنین اثر مصرف خصوصی،

سرمایه‌گذاری، خالص صادرات و قیمت‌های نسبی بر رشد اقتصادی مثبت است؛ که میزان اثرگذاری مصرف خصوصی و خالص صادرات بعد از متغیر مخارج دولت، بیش از سایر متغیرهاست.

مطالعه مهرآرا و مکی(۱۳۸۸)، در این مقاله، وجود رابطه‌ی غیرخطی میان درآمدهای نفتی و رشد تولید حقیقی در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۳۸، مبتنی بر الگوی تصحیح خطای آستانه‌ای مورد بررسی قرار می‌گیرد. تخمین‌های بدست آمده نشان می‌دهد که واکنش رشد اقتصادی به رشد درآمدهای نفتی در رژیم پایین درآمدهای نفتی، بیشتر از رژیم بالای درآمدهای نفتی است. به علاوه اثر موجودی سرمایه بر رشد اقتصادی، در سطوح پایین رشد درآمدهای نفتی نیز به مراتب بیشتر از دوره‌های رونق درآمدهای نفتی است. مهرآرا و مکی عنوان می‌کنند که نتایج مذکور فرضیه‌ی نفرین منابع، افزایش فعالیت‌های رانت‌جویی و کاهش بهره‌وری را بویژه در دوره‌های رونق بالای درآمدهای نفتی، تأیید می‌کند.

مطالعه عرب مازار و چالاک(۱۳۸۹)، در این مقاله عرب مازار و چالاک، در قالب یک الگوی کلان اقتصادی و با استفاده از روش پویای سیستمی، به شبیه‌سازی متغیرهای کلان و بررسی اثر مخارج مصرفی و عمرانی دولت بر رشد اقتصادی و سایر متغیرها می‌پردازند. ابتدا با فرض افزایش ۴۰ درصدی بودجه‌ی دولت در دوره‌ی ده ساله در قالب سه سناریوی مختلف، اثر مخارج دولت بر رشد اقتصادی و مقایسه‌ی میزان اثرگذاری مخارج مصرفی و عمرانی دولت بررسی می‌شود. سپس اثر افزایش کسری بودجه‌ی دولت و تأمین آن از طریق استقراض از بانک مرکزی، بر رشد اقتصادی بررسی می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که اگرچه مخارج عمرانی و مصرفی دولت به طور متوسط سبب افزایش رشد اقتصادی

می‌شود، این اثر برای مخارج عمرانی بیش‌تر است. هم چنین تـأمین مـالی دولـت از طریـق انتشار اسکناس، رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد.

مطالعه کویجز (۱۹۹۸)[1]، در این مطالعه عوامل تعیین‌کننـده تـورم، نـرخ ارز و تولیـد در نیجریه مبتنی بر یک الگوی اقتصاد کلان ساده شامل سه رابطه تعادلی بلندمدت مربـوط بـه بازار پول، ارز خارجی و تولید به همراه معادلات تصحیح خطای کوتاه‌مدت آنها برآورد و مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. سپس معادلات پویا برای سطح قیمت، نـرخ ارز واقعـی و تولید را برآورد می‌گردد که در آن امکان تـأثیرگـذاری عـدم تعـادل سـه بـازار بـر روی سطح قیمت‌ها، نرخ ارز واقعی و تولید مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. نتایج این مقاله، براساس تئوری‌های کلاسیکی مبنی بر دوگانگی بخش‌های پولی و واقعی اقتصاد می‌باشد. همچنـین در این مقاله به این نتیجه می‌رسد که عدم تعادل پولی یـا عرضـه مـازاد پـول (کـه انعکـاس موقعیت سیاست پولی است) سطح قیمت‌ها را مطابق انتظار افزایش می‌دهد.

جو هانگ[2] (۲۰۰۳) وجود رابطه غیرخطی در سیکل‌های تجاری کشور کانادا را مبتنـی بر رگرسیون های انتقال هموار مورد بررسی قرار می‌دهد. با توجه به آزمون‌هـای مختلـف، فرض وجود رابطه خطی در سیکل‌های تجاری کانادا رد شده و در بین الگوهای غیرخطی، LSTAR برای تبیین رابطه غیر خطی، عملکرد رضایت‌بخش تری بدست می‌دهد.

فاروق اکرم و همکاران[3] (۲۰۰۵)، به بررسی وجود رابطه غیرخطی در تولید، نرخ ارز و حجم حقیقی پول با استفاده از الگوهـای خطـی چنـد متغیـره و الگوهـای غیرخطـی انتقـال ملایم برای کشور نروژ در دوره ۲۰۰۳-۱۸۳۰ پرداختند. با توجه به نتایج این مطالعه وجود

1. Kuijs, L.(1998)
2. Joe H. Huang
3. Q. Farooq Akram

رابطه غیر خطی پویا بین رشد اقتصادی با نرخ ارز و حجم حقیقی پول در کشور نروژ تأیید می‌گردد.

تارلوگ سینگل[1] (۲۰۱۲) به مقایسه دو مدل غیر خطی (SETAR) و (STAR) برای بررسی رشد اقتصادی در ۱۰ کشورهای OECD پرداخت. آزمون‌های مربوطه مبتنی بر الگوی SETAR دلالت بر غیر خطی بودن الگوی رشد اقتصادی کشورهای OECD به جز اسپانیا و ایرلند، دارد. همچنین بر توجه به الگوی STAR فرض خطی بودن فقط برای کشورهای دانمارک و ایرلند رد نمی‌شود.

٤- نتایج تجربی

٤-١- بررسی پایایی متغیرها

پیش از بررسی ارتباط بین متغیرها و برآورد روابط بلندمدت، متغیرهای مورد نظر از دیدگاه پایایی مورد آزمون قرار گیرند و درجه همجمعی(هم‌انباشتگی) آنها تعیین شود، برای این منظور مانایی کلیه متغیرهای مدل بوسیلهٔ روش‌های دیکی- فولر تعمیم‌یافته[2] (ADF)و ریشه واحد پرون[3] (pp) آزمون می‌شود.

همانطور که در جدول (۱) ملاحظه می‌گردد، مطابق آزمون‌های دیکی–فولر تعمیم-یافته و فلیپس–پرون، متغیرهای الگو غیر مانا و انباشته[4] از درجه واحد می‌باشند. به عبارت دیگر با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. نتیجه مذکور حکایت از آن دارد که سطح این متغیرها تحت‌تأثیر تکانه‌های دائمی قرار داشته، به طوریکه پس از هر تغییری گرایش برای بازگشت به سمت روند خطی مشخصی را ندارند.

---

1. Tarlok singh
2. Augmented Dickey – Fuller (ADF) Test
3. Perron
4. Integrated

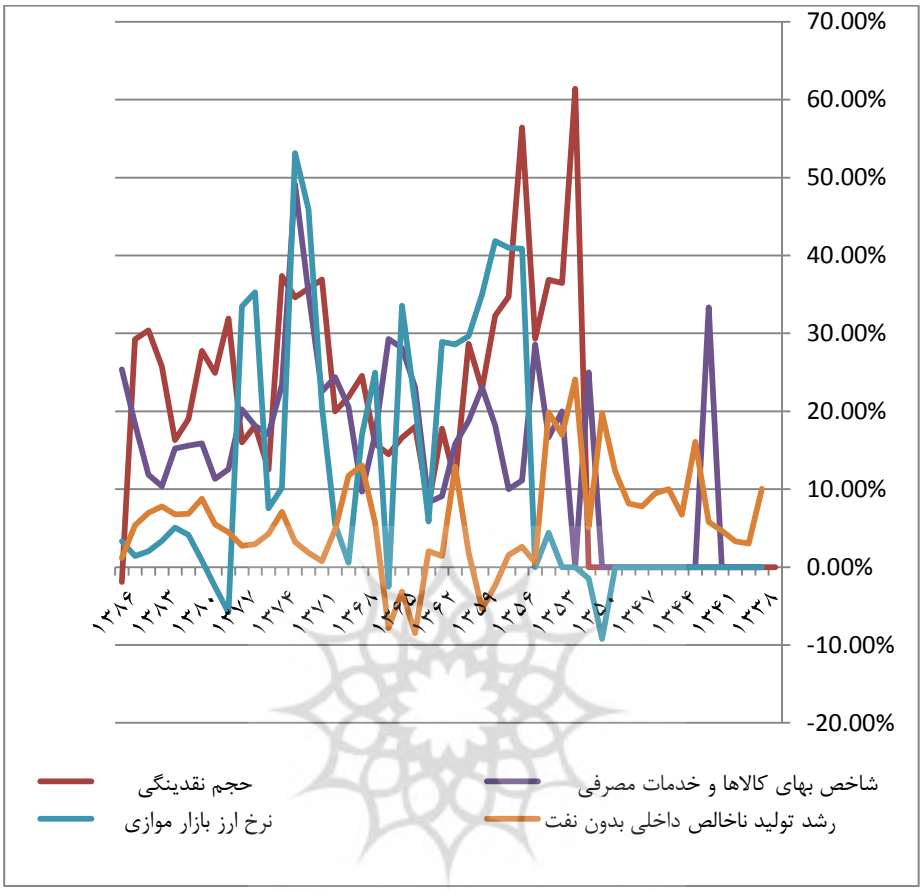
جدول ۱. آزمون‌های ریشه واحد

متغیر	آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته		آزمون فیلیپس-پرون	
	بدون روند	با روند	بدون روند	با روند
$ln\,Y$	-۱/۲۶	-۱/۷۳	-۱/۶۷	-۱/۵۵
$ln\,IM$	۱/۳۵	-۱/۵۸	۰/۴۸	-۲/۰۳
$ln\,PREM$	-۱/۹۶	-۱/۸۲	-۱/۸۶	-۱/۷۰
$ln\,M_2$	۱/۲	-۲/۱۸	۱/۴۷	-۲/۵۹
$ln\,P$	۱	-۲/۹۲	۲/۱۳	-۳/۱۹
$ln\,RER$	-۱/۵۲	-۱/۲۲	-۱/۲۸	-۰/۸۲
$ln(M_2/P)$	-۲/۱۴	-۱/۸۶	-۲/۱۰	-۱/۶۱
$\Delta(ln\,Y)$	-۳/۹۸***	-۴/۰۴**	-۴/۰۱***	-۴/۰۷**
$\Delta(ln\,IM)$	-۴/۵۵***	-۴/۶۴***	-۴/۵۳***	-۴/۶۴***
$\Delta(ln\,PREM)$	-۶/۳۲***	-۶/۳۶***	-۶/۳۴***	-۶/۳۴***
$\Delta(ln\,P)$	-۳/۵۹**	-۴/۲۵**	-۳/۵۷**	-۴/۳۰**
$\Delta(ln\,RER)$	-۴/۱۸***	-۴/۲۷***	-۴/۱۰***	-۴/۱۶**
$\Delta(ln(M_2/P))$	-۳/۹۵***	-۴/۲۳***	-۳/۹۵***	-۴/۲۵***

توضیحات: *** و ** به‌ترتیب نشان‌دهنده رد فرض صفر وجود ریشه واحد در سطح ۱٪ و ۵٪ می‌باشد.

٤-۲- توصیف داده‌ها:

حال پس از آنکه مانایی متغیرها را مورد بررسی قرار دادیم، به توصیف روند نموداری برخی متغیرها می‌پردازیم. از آنجاییکه تمامی متغیرهای مورد بررسی در این مقاله با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شدند، برای این منظور در توصیف نموداری داده‌ها از رشد این نمودارها استفاده می‌کنیم.



شکل۱. توصیف نموداری داده ها

همانطور که در شکل (۱) ملاحظه می کنیم رشد تولید ناخالص داخلی یک حرکت همسویی با حجم نقدینگی داشته است، و بین تورم (رشد شاخص کالاها و خدمات مصرفی) و رشد تولید ناخالص داخلی یک حرکت غیر همسو و مخالفی وجود دارد.

اما قابل ذکر است که بین رشد نرخ ارز بازار موازی و رشد تولید ناخالص داخلی بدون نفت یک رابطه مشخصی در طول دوره مورد بررسی وجود ندارد بطوری که در مقاطعی که نرخ ارز بسیار رشد کرده است تولید ناخالص بدون نفت نیز رشد کاهشی

داشته است و همچنین در مقاطعی که رشد نرخ ارز کاهشی بوده است رشد تولید ناخالص داخلی بدون نفت رشد کاهشی داشته است، که خود می‌تواند نشان از وجود یک رابطه غیرخطی بین رشد نرخ ارز و رشد تولید ناخالص داخلی بدون نفت باشد.

٤-٣- نتایج همجمعی

مدل تعادل بلندمدت برای مشاهدات مربوط به سالهای۱۳۸۸-۱۳۳۸، با استفاده از روش همجمعی تخمین زده می‌شود. مناسبات تعادلی بلندمدت پایدار در بازارهای پول، ارز خارجی و کالا برقرار می‌شود. انحراف از سطوح تعادلی بلندمدت که در عبارت‌های تصحیح خطا تصریح می‌شود، این امکان را فراهم می‌کند که مدل پویای رشد تولید حقیقی در بخش‌های بعدی وارد شوند.

٤-٣-١- تقاضای پول

بر اساس تئوری تقاضای پول (یا تعادل بازار پول) انتظار می‌رود که متغیرهای حجم پول، سطح عمومی قیمت‌ها و مخارج نهایی تولید داخلی یک رابطه تعادلی بلندمدت با یکدیگر داشته باشند. در صورت وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مذکور، باقیمانده‌های حاصل از آن به عنوان عدم تعادل پولی تفسیر می‌شوند. لذا در این مرحله، هم‌انباشتگی بین متغیرهای مذکور را با استفاده از متدلوژی جوهانسون آزمون می‌کنیم. نتایج آزمون در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول۲. تحلیل‌های هم انباشتگی برای تقاضای پول

متغیرهای الگو شده: $(lnM_2\ ,lnP\ ,lnY_d)$ متغیرهای قطعی: جمله ثابت							
فضای هم‌انباشتگی							
آزمون تریس				آزمون حداکثر مقدار ویژه			
مقدار بحرانی۹۵٪	آماره آزمون	فرضیه مخالف	فرضیه صفر	مقدار بحرانی ۹۵٪	آماره آزمون	فرضیه مخالف	فرضیه صفر
۲۹/۷۹	۳۹/۳۰	r≥۱	r=۰ *	۲۱/۱۳	۳۱/۳۵	r=۱	r=۰ *
۱۵/۴۹	۷/۹۴	r ۲	r ۱	۱۴/۲۶	۷/۸۳	r=۲	r ۱
۳/۸۴	۰/۱۱	r=۳	r ۲	۳/۸۴	۰/۱۱	r=۳	r ۲
بردار هم انباشته کننده							
lnY_d		lnP		lnM_2		متغیر وابسته / جمله تصحیح خطا	
−۱/۶۳		−۰/۹۵		۱		$ecm(m-m^*)$	
(−۲۱/۰۳)		(−۴۶/۱۰)					

توضیحات: اعداد داخل پرانتز زیر ضرایب نسبت‌های t هستند.

همانطور که در جدول مذکور ملاحظه می‌گردد آزمون جوهانسن وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت را میان متغیرهای مذکور مورد تأیید قرار می‌دهد. براساس قضیه نمایش گرنجر، رابطه تعادلی بلندمدت، مستلزم وجود مکانیسم یا الگوهای تصحیح خطا است. در واقع مکانیسم‌های تصحیح خطا حصول به رابطه بلندمدت را تضمین می‌کنند. بنابراین هر یک از متغیرهای دستگاه ممکن است نسبت به عدم تعادل بازار پول $(ecm(m-m*))$ باقیمانده‌های حاصل از رابطه بلندمدت) تعدیل شوند. بطوریکه ضریب تعدیل جمله

مذکور در معادله رشد تولید (که در بخش بعد به برآورد آن می‌پردازیم) نشان می‌دهد که چه سهمی از عدم تعادل پولی با تغییرات تولید جبران می‌گردد.

تقاضای اشتقاقی تابع پول را می توان به صورت زیر نوشت:

$$lnM_2 = 0.95lnP + 1.63\ ln\mathrm{Y_d}$$
$$(-۴۶/۱۰) \qquad (-۲۱/۰۳) \qquad (۱۴)$$

طبق آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته(ADF)، پسماندهای تقاضای اشتقاقی تابع پول مانا هستند.

٤-۳-۲- نرخ ارز حقیقی تعادلی

نتایج تحلیل های هم انباشتگی برای مجموعه متغیرهای $(\mathrm{lnRER}, \mathrm{lnIM}, \mathrm{lnY_d}, \mathrm{lnPREM})$ در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول۳. تحلیل های هم انباشتگی برای نرخ ارز حقیقی

متغیرهای الگو شده: $(lnRER, lnIM, lnY_d, lnPREM)$ متغیرهای قطعی: جمله ثابت							
فضای هم‌انباشتگی							
آزمون تریس				آزمون حداکثر مقدار ویژه			
مقدار بحرانی۹۵٪	آماره آزمون	فرضیه مخالف	فرضیه صفر	مقدار بحرانی۹۵٪	آماره آزمون	فرضیه مخالف	فرضیه صفر
۴۷/۸۵	۴۸/۶۴	r ۱	r=۰ *	۲۷/۵۸	۲۷/۱۵	r=۱	r=۰
۲۹/۷۹	۲۱/۴۹	r ۲	r ۱	۲۱/۱۳	۱۳/۳۲	r=۲	r ۱
۱۵/۴۹	۸/۱۷	r ۳	r ۲	۱۴/۲۶	۷/۷۴	r=۳	r ۲
۳/۸۴	۰/۴۲	r=۴	r ۳	۳/۸۴	۰/۴۲	r=۴	r ۳

بردار هم انباشته کننده

متغیر وابسته / جمله تصحیح خطا	$lnRER$	$lnIM$	lnY_d	$lnPREM$
$ecm(rer - rereq)$	۱	۱/۱۰	-۱/۲۶	-۰/۷۰
		(۳/۶۱)	(-۳/۷۵)	(-۹/۵۲)

آزمون هم انباشتگی بر اساس آماره های مربوطه حاکی از وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای الگو می‌باشد. رابطه بلندمدت را به صورت زیر می‌توان بازنویسی کرد:

$$\ln RER = -1.10\ \ln IM + 1.26\ \ln Y_d + 0.70 \ln PREM \qquad (۱۵)$$

(-۹/۵۲) (-۳/۷۵) (۳/۶۱)

همانطور که ملاحظه می‌شود تمامی ضرایب مورد نظر علائم مورد انتظار را دارند و به لحاظ آماری معنی دار هستند. اگر معادله مورد نظر را برای تقاضای واردات (یعنی با بازنویسی معادله و آوردن $lnIM$ به طرف چپ) در نظر بگیریم، کشش واردات نسبت به تقاضای داخلی (1.14= 1.26/1.10) و نرخ ارز حقیقی (0.90=1/1.10) می‌باشند.

٤-۳-۳- شکاف تولید

شکاف تولید بر اساس محصول ناخالص داخلی غیرنفتی بصورت زیر تعریف می شود:

$$gapy = y_t - y_t^* \qquad (۱۶)$$

کا در آن y_t ترتیب y_t^* محصول ناخالص داخلی غیرنفتی واقعی و y_t^* تولید بالقوه است که با فیلترهای HP نشان داده می شود.

٤-٤- مشخصات پویای مدل خطی

در این قسمت تأثیر عوامل مختلف را بر رشد تولید مورد بررسی قرار می‌دهیم. برای این منظور، تصریحات مختلفی را طبق جدول(۴) مورد برآورد قرار می‌دهیم. در

تصریحات ارائه شده، علاوه بر متغیرهای معرفی شده، عدم تعادل های بازار پول، ارز خارجی و کالا نیز لحاظ می‌شود.

جدول٤. برآورد الگوهای رشد با تصریحات مختلف

متغیر	۱	۲	۳	٤	٥	٦	۷	۸
c	-0.06 $(-2.07)^{*}$	-0.14 $(-3.67)^{*}$	-0.14 $(-4.30)^{*}$	-0.00 (-0.12)	-0.14 $(-3.63)^{*}$	-0.11 $(-3.82)^{*}$	-0.11 $(-5.43)^{*}$	-0.04 (-1.41)
$\Delta(ln\,RER)_t$	0.02 (0.69)	0.02 (0.64)	0.04 (0.27)	0.01 (0.22)	-	-	-	-
$\Delta(ln\,OILREV$	0.00 (-0.37)	0.03 $(4.14)^{***}$	0.01 (1.22)	- 0.0 (-1.36)	0.03 $(4.57)^{***}$	0.00 (-0.34)	-	-
$\left(\frac{INV}{GDP}\right)_t$	0.21 $(0.54)^{***}$	-	0.41 $(4.02)^{***}$	0.35 $(2.45)^{**}$	-	0.55 $(5.16)^{***}$	0.48 $(6.88)^{***}$	0.53 $(4.37)^{***}$
$\Delta(ln\,G)_t$	0.09 $(3.15)^{***}$	-	-	0.09 $(2.48)^{**}$	-	0.04 $(2.07)^{**}$	0.05 $(2.42)^{**}$	-
$\Delta(ln\,M_2)_t$	-	0.33 $(3.67)^{***}$	-	-	-	-	-	-
$\Delta(ln\,P)_t$	-0.24 $(-3.47)^{*}$	-0.39 $(-6.30)^{*}$	-	-	-		-	-
$\Delta\left(ln\frac{M_2}{P}\right)_t$	-	-	0.32 $(4.20)^{***}$	0.29 $(4.16)^{***}$	0.38 $(6.89)^{***}$	0.24 $(4054)^{**}$	0.30 $(6.41)^{***}$	0.22 $(3.86)^{***}$
DU_{5967}	-0.08 $(-5.27)^{*}$	-0.06 $(-4.32)^{*}$	-0.09 $(-6.46)^{*}$	-0.05 $(-2.67)^{*}$	-0.06 $(-4.34)^{*}$	-0.08 $(-6.56)^{*}$	-0.08 $(-6.19)^{*}$	-0.07 $(-5.25)^{*}$
$ecm_m(-1)$	-	0.16 $(5.38)^{***}$	0.21 $(7.44)^{***}$	-	0.16 $(5.59)^{***}$	0.12 $(3.08)^{***}$	0.18 $(7.09)^{***}$	-
$ecm_{rer}(-1)$	-	-	0.02 $(1.81)^{*}$	-	-	0.03 $(2.97)^{***}$	0.02 $(2.47)^{**}$	-
$gapy(-1)$	-0.40 $(-4.45)^{*}$	-	-	-	-	-0.27 $(-2.31)^{*}$	-	-0.46 $(-5.54)^{*}$
$\bar{R}^2$	0.74	0.72	0.81	0.64	0.73	0.83	0.82	0.73
DW	1.62	1.72	2.40	1.54	1.76	2.34	2.58	1.49
AIC	-3.94	-3.85	-4.19	-3.49	-3.92	-4.34	-4.29	-3.94
SIC	-3.63	-3.57	-3.87	-3.22	-3.72	-3.99	-4.01	-3.70
$AR\,x^2$	0.99	0.60	1.89	1.50	0.64	1.36	1.85	1.75
$RESET$	1.24	0.21	2.28	1.69	0.42	2.58	2.05	3.36*
HET	0.13	0.17	0.46	0.60	0.21	0.76	0.52	0.67
$NORM$	2.18	3.14	0.62	0.22	5.17*	0.56	1.59	1.07

ادامه جدول٤. آورد الگوهای رشد با تصریحات مختلف

متغیر	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱٤	۱۵	۱٦
c	-0.11 $(-4.56)^{***}$	-0.07 $(-2.95)^{**}$	-0.05 (-1.57)	-0.09 $(-4.20)^{***}$	-0.05 $(-4.60)^{***}$	-0.09 $(-3.76)^{***}$	-0.10 $(-4.74)^{***}$	-0.11 $(-5.35)^{***}$
$oilp_t$	0.00 (0.04)	0.01 (0.48)	0.01 (0.22)	-	-	-	-	-
$oiln_t$	0.04 $(1.94)^{*}$	0.05 $(1.84)^{*}$	0.08 $(2.69)^{**}$	0.04 $(2.12)^{**}$	0.05 $(2.10)^{**}$	0.05 $(2.15)^{**}$	0.04 $(2.13)^{**}$	0.04 $(2.13)^{**}$
$\left(\frac{INV}{GDP}\right)_t$	0.49 $(6.04)^{***}$	0.38 $(4.32)^{***}$	0.25 $(2.52)^{***}$	0.46 $(5.41)^{***}$	0.47 $(5.70)^{***}$	0.44 $(6.02)^{***}$	0.51 7.27^{***}	0.49 $(7.32)^{***}$
$\Delta(ln\, G)_t$	0.04 $(1.89)^{*}$	–	0.08 $(2.29)^{**}$	0.06 $(2.38)^{**}$	0.09 $(3.21)^{***}$	0.05 $(1.84)^{*}$	0.06 $(2.27)^{**}$	0.04 $(2.05)^{**}$
$\Delta(ln\, M_2)_t$	–	-	0.37 $(3.43)^{***}$	0.25 $(3.25)^{***}$	–	0.23 $(2.81)^{***}$	0.19 $(2.46)^{**}$	–
$\Delta(ln\, P)_t$	-	-	-0.43 $(-7.15)^{***}$	-0.32 $(-6.59)^{***}$	-0.26 $(-4.89)^{***}$	-0.30 $(-5.54)^{***}$	-0.27 $(-5.34)^{***}$	–
$\Delta\left(ln\frac{M_2}{P}\right)_t$	0.26 $(5.04)^{***}$	0.33 $(6.518)^{***}$	–	-	-	–	–	0.26 $(5.38)^{***}$
DU_{5967}	-0.07 $(-5.77)^{***}$	-0.07 $(-5.04)^{**}$	-	-0.07 $(-5.37)^{***}$	-0.06 $(-4.85)^{***}$	-0.06 $(-5.76)^{***}$	-0.07 $(-5.84)^{***}$	-0.07 $(-5.85)^{***}$
$ecm_m(-1)$	0.12 $(3.63)^{***}$	0.16 $(6.61)^{***}$	0.11 $(3.43)^{***}$	0.17 $(6.57)^{***}$	-	0.10 $(2.65)^{**}$	0.11 $(3.33)^{***}$	0.12 $(3.80)^{***}$
$ecm_{rer}(-1)$	0.02 $(2.89)^{***}$	–	-	0.02 $(2.49)^{**}$	-	-	0.02 $(3.04)^{**}$	0.02 $(2.94)^{***}$
$gapy(-1)$	-0.24 $(-2.27)^{**}$	–	-	-	-0.39 $(-4.88)^{***}$	-0.19 $(1.71)^{*}$	-0.25 $(-2.41)^{**}$	-0.24 $(-2.37)^{**}$
$\delta = \gamma$ آماره آزمون عدم تقارن	7.08***	7.34***	6.92***	5.89***	7.71***	8.23***	7.40***	7.88***
$\bar{R}^2$	0.85	0.80	0.70	0.83	0.77	0.82	0.85	0.85
DW	2.19	1.99	1.60	2.34	1.71	1.85	2.19	2.19
AIC	-4.41	-4.16	-3.76	-4.32	-4.07	-4.24	-4.42	-4.46
SIC	-4.04	-3.88	-3.44	-3.96	-3.80	-3.88	-4.03	-4.10
$AR\ x^2$	0.34	0.90	0.80	0.67	0.59	0.18	0.50	0.32
$RESET$	1.78	5.53**	1.41	0.75	2.76	3.12*	1.81	1.23
HET	0.41	0.05	0.47	0.08	0.00	0.00	0.60	0.40
$NORM$	0.93	0.07	3.72	0.26	0.82	0.69	0.31	0.93

توضیحات: اعداد داخل پرانتز زیر ضرایب نسبت‌هایt هستند. ***، **و * به‌ترتیب نشان‌دهنده معنی داری در سطح ۱٪، ۵٪، و ۱۰٪ می‌باشد

تصریحات ۱ تا ۸ نشان دهنده تصریحاتی است که در آن فرض بر این است که درآمدهای نفتی دارای اثرات متقارن بر رشد تولید می‌باشد. در کلیه تصریحات مذکور،

متغیرهای توصیحی بین ۶۴ تا ۸۳ درصد نوسانات تولید ناخالص داخلی حقیقی بدون نفت را توضیح می دهند. نتایج تحقیق دلالت بر رابطه مثبت بین نقدینگی و تولید ناخالص داخلی بدون نفت و رابطه 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 ۰/۲۵ تا ۰/۵۱ اثر با اهمیت و معنی‌داری بر نرخ رشد اقتصادی دارد. ضریب متغیر نرخ ارز، $\Delta(\ln RER)$، در اغلب تصریحات فوق اثر ناچیزی بر رشد تولید حقیقی دارد و ضریب آن به لحاظ آماری معنی‌دار نیست. رشد درآمدهای نفتی، $\Delta(\ln OILREV)$، در اغلب تصریحات معنی‌دار نبوده و به لحاظ اندازه ضریب نیز اثر ناچیزی بر نرخ رشد اقتصادی دارد.

ضریب جمله تصحیح خطا $ecm_{rer}(-1)$ و $ecm_m(-1)$ به ترتیب سرعت تعدیل متغیرها، نسبت به عدم تعادل پولی(بازار پول) و ارزی(بخش ترازپرداخت‌ها) را منعکس می کنند. با توجه به ضریب جملات تصحیح خطای برآورد شده، می‌توان نتیجه گرفت که رشد تولید نسبت به عدم تعادل پولی و ارزی بطور معنی‌داری واکنش نشان می‌دهد. برای مثال، چنانچه عرضه پول نسبت به تقاضای مطلوب پولی ده درصد افزایش یابد تولید غیرنفتی در دوره بعد به میزان ۰/۱۲درصد افزایش می‌یابد. ضریب $gapy_{t-1}$ را نیز می‌توان به طور مشابه‌ای به عنوان واکنش رشد تولید نسبت به عدم تعادل بازار کالا(مازاد عرضه) تفسیر نمود. همانگونه که در تصریحات فوق ملاحظه می‌شود، عدم تعادل در بخش تقاضا تأثیر منفی روی رشد تولید حقیقی دارد. بنابراین تولید برونزای ضعیف نبوده و بخشی از بار ایجاد تعادل در بازار کالا را به عهده می گیرد.

هانگونه که اشاره شد، نتایج بدست آمده از تصریحات اول تا هشتم مبتنی بر فرض متقارن بودن اثرات نوسانات مثبت و منفی درآمدهای حقیقی بر تولید می‌باشد. در

مطالعات مشابهی که توسط ابریشمی و همکاران(۱۳۸۸)، در مورد آثار تکانه‌های درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی در اقتصاد ایران انجام دادند، حاکی از عدم تقارن تکانه‌های نفتی بر رشد می‌باشد. در این تحقیق نیز با توجه به اهمیت درآمدهای نفت بر رشد اقتصادی تلاش نمودیم تا با تجزیه نوسانات درآمدهای نفت به تکانه‌های مثبت و منفی به بررسی این مقوله بپردازیم. بدین منظور، تغییرات درآمدهای نفتی را با استفاده از روش فیلتر هودریک-پرسکات به دو تکانه مثبت و منفی تجزیه و به عنوان دو متغیر توضیحی در الگوی رشد لحاظ می گردد. تصریحات نهم تا شانزدهم در جدول (۴) به نتایج برآورد الگوهای نامتقارن مذکور اختصاص دارد.

همانطور که ملاحظه می گردد با لحاظ کردن تجزیه تکانه‌های درآمدهای نفتی مثبت $(oilp)$ و منفی $(oiln)$ در معادله رشد، مقدار ضریب تعیین بطور محسوسی افزایش می یابد(۷۰ تا ۸۵ 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. تکانه‌های مثبت در تمامی موارد معنی‌دار نبوده و از اهمیت آماری پایین‌تری نسبت به تکانه‌های منفی برخوردارند. بر اساس آزمون والد نیز فرضیه متقارن بودن تکانه‌های درآمدهای نفتی مثبت و منفی رد می‌شود.

از میان تصریحات مربوط به الگوهای نامتقارن معادله ۱۶ بهترین برازش را بر حسب معیارهای آکائیک (AIC) و همچنین شوارز (SIC) بدست می‌دهد. در معادله مذکور ضرایب متغیرهای نسبت سرمایه گذاری، مخارج دولتی، و تراز حقیقی پول علاوه بر بازخورهای عدم تعادل بازارهای پول، ارز و کالا معنی‌دار می‌باشند. این معادله ۸۵ درصد از تغییرات تولید ناخالص داخلی بدون نفت را توضیح می‌دهد.

٤-٥- مدل‌سازی رفتار غیرخطی

در این تحقیق به منظور مدل‌سازی رفتار غیرخطی رشد تولید داخلی نسبت به متغیرهای موجود، بعنوان نقطه شروع، مدل خطی مربوط به تصریح (۱۶) را انتخاب می‌کنیم. این مدل در بین کلیه مدل‌های خطی بهترین برازش را بر حسب معیارهای آکائیک (AIC) و همچنین شوارز (SIC) بدست می‌دهد و قادر است ۸۵٪ نوسانات رشد را توضیح دهد.

در مرحله بعد، طبق فرایند مدل‌سازی، به آزمون فرض صفر خطی بودن در مقابل غیرخطی بودن می‌پردازیم. برای این منظور به پیروی از کار صورت گرفته شده توسط گرنجر و تراسورتا(۱۹۹۳)[1] و استفاده از معادله رگرسیون کمکی(۱۲)، فرضیه غیرخطی بودن متغیرها در مقابل دو مدل پارامتری غیرخطی؛ مدل رگرسیونی غیرخطی لاجستیک $(LSTR)$ و مدل رگرسیونی غیرخطی نمایی $(ESTR)$، را آزمون می‌کنیم. پس از تخمین مدل با متغیرهای گذار مختلف، متغیرهای گذار عدم تعادل پولی و ارزی، فرض صفر خطی بودن را رد کردند، اما با توجه به آنچه 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 مقایسه مقدار $P-Value$ آزمون به ازاء متغیرهای گذار مختلف که در جدول شماره (۵) آمده است، ملاحظه می‌شود که مقادیر $P-Value$ برای متغیرهای مذکور بسیار نزدیک به هم می‌باشد، در نتیجه مدل غیرخطی با هر دو متغیر گذار تخمین زده شد؛ از آنجا که نتایج تخمین برای عدم تعادل ارزی بهتر از متغیر گذار دیگر بود، عدم تعادل ارزی بعنوان متغیرگذار انتخاب شد.

[1]. Granger, C.W. and T. Teräsvirta, (1993)

پس از این که فرض خطی بودن رد شد و متغیرگذار نیز انتخاب گردید، گام بعدی برای تخمین مدل غیرخطی، انتخاب نوع مدل غیرخطی است.

ما در بین مدل‌های STR مختلف باید برای تصریح مدل خود به انتخاب یکی بپردازیم و آن‌را تخمین بزنیم. برای انتخاب یکی از دو مدل غیرخطی با توجه به آنچه که در ادبیات رگرسیون‌های غیرخطی آمده است از معادله (۱۲) و فروض صفری که در پیرو آمده‌اند استفاده می‌کنیم.

در تحقیق مذکور، نتایج موجود در جدول(۵) نشان می‌دهند که فرض صفر H_{04} مربوط به متغیر گذار $(ecm_{rer}(-1))$ در سطح ۱٪ رد می‌شود، در نتیجه مدل $LSTR$ برای تخمین الگوی غیرخطی انتخاب می‌شود.

جدول۵. مقادیر *P-Value* آزمون خطی مدل به ازاء متغیرهای گذار مختلف

فرضیه	متغیر گذار						
	$oiln_t$	$\Delta(ln\,G)_t$	$\Delta\left(ln\frac{M_2}{P}\right)_t$	$\left(\frac{INV}{GDP}\right)_t$	$gapy_{t-1}$	$ECMm_{t-}$	$\boldsymbol{ECMrer_{t-1}}$
H_0	۰/۱۱	۰/۶۴	۰/۵۲	۰/۱۱	۰/۲۷	۰/۰۳	۰/۰۴
H_{04}	–	–	–	–	–	۰/۲۹	۰/۱۰
H_{03}	–	–	–	–	–	۰/۰۳	۰/۱۰
H_{02}	–	–	–	–	–	۰/۰۲	۰/۰۰

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

- تخمین مدل با استفاده از الگوی *LSTR*

شکل عمومی مدل $LSTR$ ، با توجه به این که متغیر وابسته رشد تولید و متغیر گذار عدم تعادل ارزی می‌باشد، بصورت زیر می‌باشد:

$$\Delta(ln\,Y)_t = \varphi'(ECMrer)_t + \theta'(ECMrer)_t F(\gamma, s_t, c) + u_t$$
$$= \{\varphi + \theta F(\gamma, s_t, c)\}'(ECMrer)_t + u_t \qquad t = 1, \dots, T \qquad (۱۷)$$

که در آن تابع گذار F برابر است با:

$$F(\gamma, s_t, c) = (1 + exp\{-\gamma(s_t - c)\})^{-1} \ , \quad \gamma > 0 \qquad (۱۸)$$

تخمین مدل رشد با توجه به الگوی فوق و پس از حذف متغیرهای زاید، منتج به معادله زیر می‌شود.

$$\Delta(ln\,Y)_t = -0.13 + 0.07\text{oiln}_\text{t} + 0.07\Delta(ln\,G)_t + 0.64\left(\frac{INV}{GDP}\right)_t + 0.13\Delta\left(ln\frac{M_2}{P}\right)_t$$

$$\begin{matrix}(-6.11) & (3.36) & (3.63) & (10.09) & (2.57)\end{matrix}$$

$$+0.10ECMm_{t-1} + 0.05ECMrer_{t-1} - 0.30gapy_{t-1} - 0.10DU_{5967}$$

$$\begin{matrix}(4.47) & (4.59) & (-4.04) & (-8.58)\end{matrix}$$

$$+\begin{pmatrix} +0.07 - 0.07\text{oiln}_\text{t} - 0.09\Delta(ln\,G)_t - 0.34\left(\frac{INV}{GDP}\right)_t \\ \begin{matrix}(2.15) & (-2.21) & (-2.24) & (-4.02)\end{matrix} \\ +0.15\Delta\left(ln\frac{M_2}{P}\right)_t + 0.10DU_{5967} \\ \begin{matrix}(2.00) & (4.00)\end{matrix} \end{pmatrix}$$

$$\times\ (\ (1 + exp\{-89(\Delta(ln\,G)_t - 0.11)\})^{-1})$$

$$s = 0.016 \qquad \bar{R}^2 = 0.93 \qquad s^2/s_L^2 = 0.62 \qquad AR\,x^2 = 1.82(0.18) \qquad RESET = 0.03(0.96) \qquad (۱۹)$$

اعداد داخل پرانتز نسبت‌های t می‌باشند. همان‌طور که ملاحظه می گردد کلیه ضرایب در الگو معنی‌دارند.

همان‌طور که در قسمت‌های قبلی اشاره شد، مدل غیرخطی دارای دو رژیم حدی متناظر با ارزشگذاری بیش از حد پول حقیقی داخلی (LG)[1] و ارزشگذاری کمتر از حد پول حقیقی داخلی (HG)[2] می‌باشد. در رژیم اول(ارزشگذاری بیش از حد پول داخلی) هنگامی‌که $s_t(ECMrer) \to -\infty$ ، معادله رشد بصورت زیر حاصل می‌گردد (ضرایب φ در معادله (۱۷)):

$$\Delta(ln\,Y)_t = -0.13 + 0.07\text{oiln}_t + 0.07\Delta(ln\,G)_t + 0.64\left(\frac{INV}{GDP}\right)_t + 0.13\Delta\left(ln\frac{M_2}{P}\right)_t + 0.10ECMm_{t-1} + 0.05ECMrer_{t-1} - 0.30gapy_{t-1} - 0.10DU_{5967} \quad (۲۰)$$

مدل غیرخطی HG برای تبیین رفتار رشد تولید در رژیم دوم(ارزشگذاری کمتر از حد پول داخلی) هنگامی‌که $s_t = (ecm_{rer}) \to +$ ، بصورت معادله زیر می‌باشد[3] (ضرایب $\varphi + \theta$ در معادله(۱۷)):

$$\Delta(ln\,Y)_t = -0.13 + 0.30\left(\frac{INV}{GDP}\right)_t + 0.28\Delta\left(ln\frac{M_2}{P}\right)_t - 0.03DU_{5967} \quad (۲۱)$$

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

۱) ضرایب متغیرهای تعیین‌کننده رشد اقتصادی در اقتصاد ایران مقادیر ثابتی نبوده و خود تابعی از عدم تعادل در بخش ترازپرداخت‌ها هستند. به عبارت دیگر با انتخاب عدم

[1]. Low Growth
[2]. High Growth
[3]. در معادله فوق ضمن اعمال قید $\varphi_j = -\theta_j$ ، کلیه ضرایبی که تفاوت معنی‌داری از صفر نداشتند، حذف گردید.

تعادل ارزی به عنوان متغیر گذار، می‌توان نتیجه گرفت که رشد تولید در اقتصاد ایران نسبت به سطوح متفاوت نرخ ارز حقیقی رفتاری نامتقارن نشان می‌دهد.

۲) میزان ارزش حقیقی پول داخلی که در آن حد، گذار بین دو رژیم رشد تولید اتفاق می‌افتد برابر با ۱۱ درصد می‌باشد. بنابراین نقطه عطف سرعت تغییر ضرایب در تابع لجستیک مذکور، متناظر با ۱۱٪ برای ارزش حقیقی پول داخلی است.

۳) سرعت گذار بین دو رژیم رشد تولید، با توجه به پارامتر گذار تخمین زده شده (γ) ۸۹ می‌باشد[۱].

۴) در رژیم اول(ارزشگذاری بیش از حد پول داخلی)؛ افزایش مخارج دولتی، رشد اقتصادی را با ضریب ۷٪ افزایش می‌دهد، در حالی‌که در رژیم دوم (ارزشگذاری کمتر از حد پول داخلی)، اثر این متغیر به‌طور قابل ملاحظه‌ای کاهش یافته و به صفر می‌رسد. در واقع علت این تفاوت در این است که بیشتر مخارج دولت ناشی از فروش نفت حاصل می‌شود و در رژیم اول بدلیل ارزشگذاری بیش از حد پولی اثرات فروش نفت که از طریق مخارج دولت وارد اقتصاد می گردد بیشتر می‌گردد.

۵) تکانه‌های منفی مربوط به درآمدهای نفتی اثرات بازدارنده مهمی بر رشد اقتصادی در رژیم اول دارد، اما در رژیم دوم، اثر متغیر مذکور بر کاهش رشد اقتصادی معنی‌دار نیست، که این اثر نیز به وضوح مربوط به نقش نرخ ارز و درآمدهای حاصل از فروش نفت حاصل می‌گردد.

۶) در رژیم اول (ارزشگذاری بیش از حد پول داخلی)، نسبت سرمایه‌گذاری به تولید، رشد اقتصادی را به‌طور معنی‌داری با ضریب ۶۴٪ افزایش می‌دهد. بار دیگر اثر متغیر

---

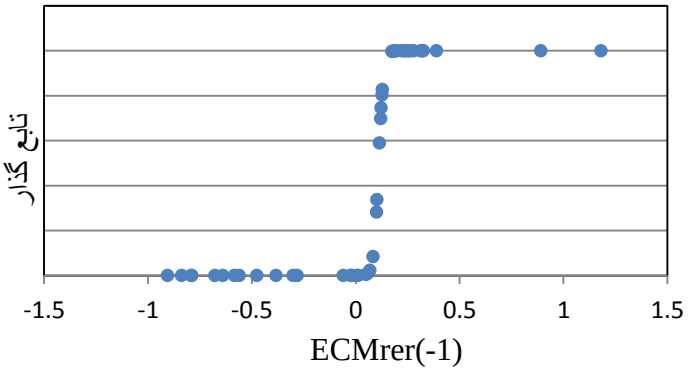
[۱]. باید متذکر شد که عدد بدست آمده یک مقدار نسبی می باشد که راجع به آن به تنهایی نمی توان چیزی بیان داشت، بلکه برای مقایسه بین مدل های مختلف مناسب می باشد

مذکور در رژیم دوم (ارزشگذاری کمتر از حد پول داخلی) بر افزایش رشد اقتصادی به طور قابل ملاحظه‌ای کاهش یافته و به ۳۰٪ می‌رسد. احتمالاً افزایش بیش از حد نرخ ارز حقیقی با تحت تأثیر قرار دادن واردات کالاهای سرمایه ای و کاهش کیفیت آنها موجب کاهش بهره‌وری ترکیب موجودی سرمایه داخلی می‌شود، به‌طوری‌که دیگر فعالیت‌های عمرانی و سرمایه‌گذاری اثرات مورد انتظار را بر رشد اقتصادی نداشته است.

۷) اهمیت تراز حقیقی پول در رژیم دوم(ارزشگذاری کمتر از حد پول داخلی) نسبت به رژیم اول موجب تحریک بیشتر رشد اقتصادی می شود. بنظر می‌رسد ارزشگذاری کمتر از حد پول داخلی نیاز اقتصاد کشور را برای نقدینگی افزایش و تغییر آن موجب تحریک بیشتر رشد تولید داخلی است.

۸) شکاف تقاضا و مازاد عرضه پول، در هر دو رژیم، بر رشد اقتصادی اثرات معنی‌داری دارند. در رژیم اول (ارزشگذاری بیشتر از حد پول داخلی) و رژیم دوم (ارزشگذاری کمتر از حد پول داخلی) افزایش تقاضای داخلی در بازار کالا نسبت به مقدار تعادلی آن، رشد اقتصادی را با ضریب ۳۰٪- در دوره بعد کاهش می‌دهد. اما افزایش تقاضای پول نسبت به مقدار تعادلی آن، رشد اقتصادی را با ضریب ۱۰٪+ در دوره بعد افزایش می‌دهد.

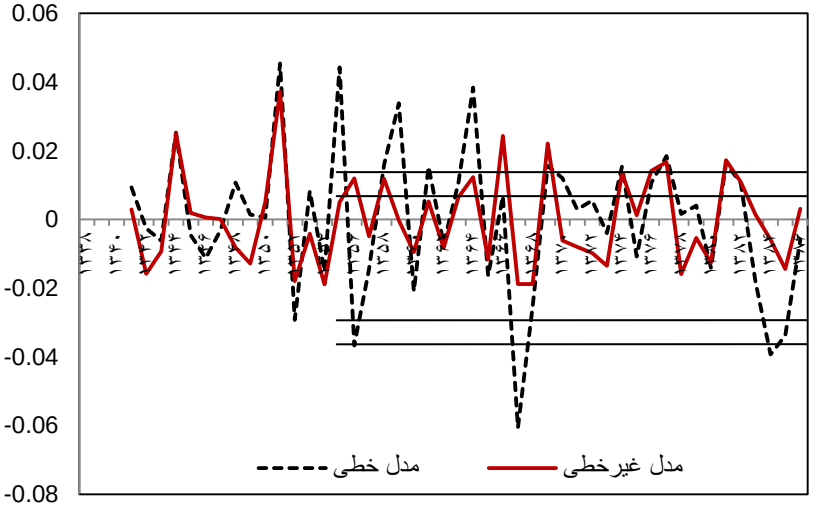
منحنی تابع گذار در نمودار۲ آورده شده است.



شکل۲. تابع گذار برآورد شده

همچنین به منظور توصیف عمیق‌تر رفتار مدل، آزمون‌های ارزیابی بوسیله تجزیه و تحلیل باقیمانده‌های مدل برآورد شده کامل‌تر می‌شود. شکل(۳) باقیمانده‌های مدل‌های خطی و غیرخطی را با انحراف استاندارد بترتیب ۰/۰۲۳و۰/۰۱۶ نشان می‌دهد. در مدل $LSTR$ به طورکلی بالاترین باقیمانده‌های تصریح خطی بطور قابل توجهی کاهش را نشان می‌دهد؛ گذشته از این، باقیمانده‌های مدل غیرخطی نسبت به مدل خطی بر اساس تعریف انحراف استاندارشان دارای وسعت کمتری می‌باشند. اینها علائمی از رفتار بهینه مدل غیرخطی می‌باشد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی



شکل۳. باقیمانده‌های مدل خطی و *LSTR* برآورد شده

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

هدف از این مقاله بررسی مهم‌ترین عوامل تعیین کننده رشد اقتصادی در ایران، طی دوره ۸۸-۱۳۳۸ بر اساس الگوی غیرخطی انتقال هموار STR و مقایسه آن با الگوهای خطی است. در تصریح معادله رشد تولید، علاوه بر لحاظ کردن عدم تعادل های بخش تقاضای پول، ارز و کالا؛ 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 تخمین تصریحات خطی دلالت بر آن دارد که اثر تکانه‌های منفی درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی به مراتب بزرگتر و ماندگارتر از تکانه‌های مثبت است. به عبارت دیگر این رابطه نامتقارن می‌باشد، به این معنا که رشد تولید نسبت به تکانه‌های کاهشی درآمد نفت واکنش (منفی) به مراتب بزرگتری نسبت به تکانه‌های مثبت نفتی نشان می‌دهد.

نتایج حاصل از تصریح غیر خطی STR متضمن آن است که تأثیر عوامل موثر بر رشد اقتصادی به شدت وابسته به میزان ارزش حقیقی پول داخلی (رژیم عدم تعادل بخش ارزی) می باشد. در رژیم دوم (یا ارزشگذاری کمتر از حد پول داخلی) اثر متغیرهای (کاهش)درآمدهای نفتی، نسبت سرمایه‌گذاری، مخارج دولت بر رشد اقتصادی به لحاظ آماری معنی‌دار و با اهمیت نیستند، اما اثر تراز حقیقی پول بر رشد اقتصادی افزایش می‌یابد.

احتمالاً ارزشگذاری کمتر از حد پول داخلی بدلیل ایجاد محدودیت های وارداتی کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای و افزایش واردات کالاهای با کیفیت پایین به اقتصاد داخلی، بهره‌وری سرمایه‌گذاری‌ها (به ویژه پروژه‌های عمرانی) را کاهش داده و ظرفیت رشد اقتصادی بیشتر را محدود می‌نماید. در این شرایط تکانه‌های مالی قادر نیستند در جهت نیل به رشد اقتصادی بیشتر کمک چندانی کنند. از سوی دیگر، کاهش ارزش پول داخلی موجب می‌شود نیاز اقتصاد داخلی به عرضه پول افزایش یابد. در این شرایط تکانه‌های پولی قادر به تحریک بیشتر رشد اقتصادی می‌باشند.

یافته‌های این تحقیق دلالت های سیاستی مهمی را در خصوص اعمال سیاست‌های اقتصادی برای دولت‌های کشور صادرکننده نفت همچون ایران در بر دارد. دولت می‌تواند با اعمال ساز و کارهای موثر تثبیتی مانند مدیریت کارامدتر صندوق توسعه ملی ارتباط هزینه‌های ارزی را با تکانه‌های نفتی قطع نماید. لذا با پیش بینی محافظه کارانه قیمت‌ها، تنظیم مخارج عمومی بر اساس تغییرات دایمی درآمدها (بجای تغییرات موقتی) و استفاده مؤثرتر از صندوق مذکور برای اجتناب از انتقال تکانه‌های قیمتی به سایر بخش‌های اقتصاد می‌توان نوسانات تولید که در اثر تکانه‌های نفتی حاصل می‌شود را به خوبی مدیریت نموده و از اثرات سوء آن بر اقتصاد ملی جلوگیری کرد.

منابع

۱. اندرس، والتر، "اقتصاد سنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی"، ترجمه مهدی صادقی و سعید شوال پور، انتشارت دانشگاه امام صادق، چاپ اول، ۱۳۸۶.

۲. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش سالانه و ترازنامه، سال‌های مختلف.

۳. یاوری، کاظم و بهزاد سلمانی، "رشد اقتصادی در کشورهای دارای منابع طبیعی: مورد کشورهای صادر کننده نفت" پژوهشنامه بازرگانی.

۴. درگاهی، حسن و امرالله قدیری، "تجزیه وتحلیل عوامل تعیین کننده رشد اقتصادی ایران(با مروری بر الگوهای رشد درونزا)" فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره۲۶، بهار۱۳۸۲.

۵. مهرآرا، محسن و مجید مکی نیری، "بررسی رابطه ی غیرخطی میان درآمدهای نفتی و رشد اقتصادی با استفاده از روش حد آستانه ای(مورد ایران)"، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال ششم، شماره۲۲،پاییز۱۳۸۸.

۶. مهرآرا، محسن، "آثار نامتقارن تغییرات حجم پول بر فعالیت‌های حقیقی اقتصادی در ایران"، مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان(علوم انسانی)، جلد۳۱، شماره۳، سال۱۳۸۷.

۷. کمیجانی، اکبر و روح الله نظری، "تأثیر اندازه دولت بر رشد اقتصادی در ایران"، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، سال نهم، شماره سوم، پاییز ۱۳۸۸.

۸. عرب مازار، علی اکبر و فرشته چالاک، "تحلیل پویای اثر مخارج دولت بر رشد اقتصادی در ایران"، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره۹۱، تابستان۱۳۸۹.

9. Bacon, D. W. and D. G. Watts, (1971), "Estimating the transition between two intersecting Straight lines", Biometrika 58: 525–534.
10. Goldfeld, S. M. and R.Quandt (1972), "Nonlinear Methods in Econometrics", North-Holland, Amsterdam.

11. Granger, C.W. and T. Teräsvirta (1993), "Modelling nonlinear economic relationships", Oxford University Press: Oxford.
12. Haggan, V. and T.Ozaki, (1981), "Modelling non-linear random vibrations using an amplitude-dependent autoregressive time series model", Biometrika 68: 189–196.
13. Hedrick. R.J. and E.C. Prescott (1997), "Postwar U.S. Business Cycles. An Empirical Investigation", Journal of Money and Banking 29, 1-16
14. Maddala, D. S. (1977), "Econometrics", McGraw-Hill, New York.
15. Joe H. Huang (2003), "Investigating Nonlinearity in the Canadian cycle using STAR Models", economics.ca/2003/papers/0399.pdf
16. Khan, M.S. and C.M. Reinhart (1990), "Private investment and economic growth in development countries", World Development, Vo1, 18(1).
17. Kuijs, L. (1998) Determinants of Inflation, Exchange Rate and Output in Nigeria. IMF Working Paper 98/160.
18. Maddala, D. S. (1977), "Econometrics", McGraw-Hill, New York.
19. Quandt, R. E. (1958), "The estimation of parameters of a linear regression system obeying two separate regimes", Journal of the American Statistical Association 53: 873–880.
20. Q.Farooq Akram, Qyvind Eitrheim and Lucio Sarno (2005), "Non-linear dynamic in output , real exchange rates and real money blance: Norway, 1830-2003",Working paper // Norges Bank, 2005
21. Tarlok singh (2012), "Testing nonlinearities in economic growth in the OECD countries: on evidence from SETAR and model", Applied Economics,Volume 44, Issue 30, 2012
22. Ter¨asvirta, T. (1998), "Modeling economic relationships with smooth transition regressions", In A. Ullah & D. E. Giles (eds.), Handbook of Applied Economic Statistics, Dekker, New York, pp. 507–552.