Archive of SID

مجله تحقیقات اقتصادی / شماره ۶۰ / بهار و تابستان ۸۱ / صفحات ۱۵۷-۱۰۱

منابع نوسانات اقتصادی در ایران*

دکتر حمید ابریشمی**

چکیده

در این مقاله، تعامل میان بخش پولی و حقیقی در اقتصاد ایران، مبتنی بر مفاهیم برون‌زایی در یک دستگاه هم‌انباشته‌کننده ساختاری (SCVAR) مورد مطالعه قرار می‌گیرد. چارچوب ساختار بلندمدت در بخش‌های تقاضا و عرضه و بخش خارجی، براساس تئوری‌های اقتصادی و ادبیات تجربی SCVAR تعیین شده است. رابطه تعادلی بلندمدت در طرف تقاضا مبتنی بر الگوی IS/LM تصریح می‌شود. در بخش خارجی، عوامل تعیین‌کننده نرخ حقیقی ارز در بلندمدت، براساس تعادل بازار ارز استخراج می‌گردد. انحراف از روابط بلندمدت مذکور، بازخورهایی را روی تولید و سایر متغیرهای اسمی ایجاد می‌کنند که مبنای اصلی تجزیه و تحلیلهای ما را در راستای تعیین آثار متقابل متغیرهای حقیقی و اسمی شکل می‌دهد. نتایج حاصل از تحلیلهای برون‌زایی (ضعیف، قوی و نسبی) دلالت بر آن دارد که الگوی IS/LM یا «ماندل فلمینگ» با محدودیت‌های زیادی برای درک نوسانات اقتصادی در ایران روبه‌رو است. تکانه‌های طرف عرضه، مانند تغییرات واردات، بهره‌وری و اصلاحات ساختاری، نقش اساسی را در نوسانات اقتصادی ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت ایفا کرده‌اند. تولید و واردات، دریافت‌کننده اولین تکانه خارجی به روابط تعادلی بلندمدت هستند. انحراف از روابط مذکور از طریق جملات تصحیح خطا، علت گرنجری سایر متغیرهای دستگاه می‌باشند؛ با توجه به استراتژی رشد درون‌نگر، آسیب‌پذیری شدید اقتصاد کشور، بی‌ثباتی‌های کلان اقتصادی و وابستگی شدید رشد

---

*- این پژوهش مستخرج از طرح: «تورم، تولید و سیاستهای پولی در اقتصاد ایران» به شماره ۴/۳۹۷۳ می‌باشد که با حمایت مالی معاونت پژوهشی دانشگاه تهران انجام شده است. ضمناً همکار طرح آقای دکتر محسن مهرآرا می‌باشند.

**- دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

www.SID.ir

Archive of SID

اقتصادی به درآمد نفتی و واردات، نتایج حاصله دور از انتظار نمی‌باشند؛ لذا تولید و واردات برونزاترین متغیر دستگاه محسوب شده، سیاستهای همراه‌کننده پولی و به دنبال آن تعدیل متغیرهای اسمی مانند قیمت و نرخ ارز، تعادل را به دستگاه باز می‌گردانند. در چنین سناریویی، سهم بالایی از تولید حقیقی و واردات به‌طور برونزا تعیین شده و سایر متغیرهای دستگاه، بار تعدیل کوتاه‌مدت را در نسبتهای مختلف برای همراهی کردن تکانه‌های حقیقی برعهده می‌گیرند. به‌نظر می‌رسد که نتایج مذکور، با شکل ضعیف الگوی ادوار تجاری حقیقی سازگارتر است.

کلیدواژه‌ها

نوسانات تجاری حقیقی، مدل IS/LM، نوسانات اقتصادی، علیت گرنجری، هم انباشتگی ساختاری خود رگرسیونی، عرضه پول، متغیرهای درونزای اسمی

۱ـ مقدمه

اهمیت تکانه‌های تقاضا (مانند سیاست‌های پولی و مالی) در برابر تکانه‌های عرضه (مانند بهره‌وری، عرضه نیروی کار و اصلاحات ساختاری) در نوسانات تولید یک مقوله حل نشده در اقتصاد کلان تجربی و نظری محسوب می‌شود. رویکردهای مختلفی برای آزمون ارتباط متقابل میان متغیرهای پولی و حقیقی وجود دارد. عده‌ای از محققان، خنثی بودن متغیرهای پولی را مبتنی بر داده‌های مقطعی در عرض کشورهای مختلف[1] که برای یک دوره زمانی طولانی متوسط‌گیری شده‌اند، بررسی می‌کنند[2]. دومین رویکرد، روش سریهای زمانی دامنه فرکانس[3] است[4]. سومین رویکرد، استفاده از روشهای سری زمانی چندمتغیره و آزمون صریح محدودیت‌های ضرایب در الگوهای

1- Cross - Country.

۲- به‌طور مثال Loef (1993) ،Duck (1988,1993), Lothia (1985) را نگاه کنید.

3- Frequency - domain.

۴- به‌طور مثال Summers (1983), Mills (1982), Geweke (1986), Lucas (1980) را نگاه کنید.

www.SID.ir

Archive of SID

VAR می‌باشد[۱]. البته در این میان، رویکرد سریهای زمانی مرجح بر دیگر روش‌هاست، زیرا کلیه متغیرها در این روش نسبت به یکدیگر متقارن بوده، هیچ پیش فرضی در خصوص برون‌زایی و درونزایی آنها از قبل اعمال نمی‌گردد. در واقع، مبتنی بر روش مذکور، محقق قادر است برونزایی را به‌طور صریح آزمون کند؛ به‌علاوه، خواص سریهای زمانی متغیرها مورد توجه قرار می‌گیرد.

در این مقاله، ما قصد داریم ارتباط متقابل میان بخش پولی و حقیقی اقتصاد را با استفاده از مفاهیم مختلف برونزایی در یک دستگاه هم‌انباشته کننده ساختاری (SCVAR) و همچنین اندازه‌گیری اهمیت نسبی تکانه‌های عرضه در برابر تقاضا مورد بررسی قرار دهیم. یکی از مهمترین خصوصیات متدولوژی تجربی SCVAR آن است که پویایی‌های کوتاه‌مدت براساس داده‌های تعیین شده است و هیچ محدودیتی در تصریح سایش‌های ویژه‌ای مانند چسبندگی‌های قیمت، هزینه‌های تعدیل، محدودیت‌های اطلاعاتی و نظایر آن (که مانع انتقال به مرز امکانات تولید می‌شوند) اعمال نمی‌گردد؛ به‌عبارت دیگر، این الگوها از تئوری‌های اقتصادی، انتظاری بیش از تصریح روابط بلندمدت ندارند؛ لذا در معرض انتقال «سیمز» درخصوص تصریح روابط ساختاری کوتاه‌مدت نیستند.

در بخش دوم، تعامل میان بحش پولی و حقیقی و یا به‌عبارت دیگر، مبانی نظری برون‌زایی در مکاتب مختلف اقتصادی شامل کلاسیک‌ها، کینزین‌ها، کلاسیک‌های جدید، کینزین‌های جدید، ادوار تجاری حقیقی و ساختارگرایان تشریح می‌شود. در بخش سوم، با براورد یک الگوی هم‌انباشته همزمان و انجام آزمونهای برون‌زایی، تأثیرات متقابل میان متغیرهای اسمی مانند حجم پول، قیمت و نرخ ارز را بر متغیرهای حقیقی مانند، تولید مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهیم.

۱- به‌طور مثال Fisher & Seater (1993), King & Watson (1992), Stock & Watson (1988) را نگاه کنید.

www.SID.ir

Archive of SID

۲- مبانی نظری تعامل میان بخش پولی و حقیقی

اهمیت نسبی تکانه‌های پولی در مقابل تکانه‌های حقیقی، یک مقوله بسیار بحث برانگیز در اقتصاد کلان نظری و تجربی می‌باشد. در واقع چگونگی تعامل میان متغیرهای حقیقی (مانند تولید) و متغیرهای اسمی (مانند پول، قیمت، نرخ ارز و نظایر آن) همواره مرکز منازعات اصلی میان مکاتب مختلف اقتصادی بوده است. این مکاتب (کینزیها، پولیون، کلاسیک‌های جدید، کینزین‌های جدید، طرفداران ادوار تجاری حقیقی و بالاخره ساختارگرایان در کشورهای در حال توسعه) الگوهای نظری متفاوتی را برای توضیح نوسانات اقتصادی ارائه کرده‌اند. به استثنای تئوری ادوار تجاری حقیقی، تقریباً تمامی این دکترین‌ها معتقدند که عوامل و یا تکانه‌های طرف تقاضا مانند تکانه پولی، اثر مثبتی بر فعالیتهای حقیقی اقتصاد دارند (تنها کلاسیک‌های اولیه اعتقاد داشتند که افزایش در عرضه پول منجر به افزایش متناسب در قیمت‌ها شده، تأثیری بر تولید ندارد $M \rightarrow P$). اختلاف نظر کینزین‌ها، پولیون، کلاسیک‌های جدید و کینزین‌های جدید تنها در ساختار الگو و کانالهای انتقال چنین اثراتی بوده است.

کینزین‌ها استدلال می‌کردند که یک تکانه پولی مثبت، فعالیت اقتصادی و سطح قیمت‌ها را از طریق نرخ بهره و سرمایه‌گذاری تحت تأثیر قرار می‌دهد. ($M \rightarrow R \rightarrow I \rightarrow P \rightarrow Y$). چسبندگی دستمزدهای اسمی (یا حقیقی) از فروض کلیدی نظریه کینزین‌ها در مکانیسم انتقال مذکور محسوب می‌شد. پولیون به رهبری «میلتون فریدمن» تئوری کوتاه‌مدت کینزین‌ها را با تئوری بلندمدت کلاسیک‌ها ادغام کردند. آنها همانند کینزین‌ها تأثیر انبساطی پول روی تولید را در کوتاه‌مدت می‌پذیرفتند ($M \rightarrow Y$)؛ اما در بلندمدت با کلاسیک‌ها هم نظر بودند که پول تنها یک عامل خنثی محسوب می‌شود ($M \rightarrow Y \rightarrow R \rightarrow P$). بدین مفهوم که رشد حجم پول در بلندمدت تنها منجر به افزایش قیمت‌ها و نرخهای بهره بالاتر شده و با تعدیل انتظارات تورمی، تولید به سطح «طبیعی» خود برمی‌گردد. مطابق با این نظریه، منحنی عرضه بلندمدت با انتظارات تعبیه شده در آن کاملاً عمودی است؛ هر چند که در کوتاه‌مدت، این منحنی همانند نظریه کینزین‌ها دارای شیب مثبت می‌باشد. به‌علاوه، طرفداران مکتب پولی، یک

www.SID.ir

Archive of SID

ارتباط مستقیم و بسیار قوی میان بازار دارایی (شامل پول) و بازار کالا قائل می‌باشند؛ به‌طوری که سیاست پولی با تغییر قیمت نسبی انواع دارایی‌ها در «پرتفوی آحاد اقتصادی»، مصرف را از طریق «اثر ثروتی» و سرمایه‌گذاری را از طریق اثر q «توبین» متأثر می‌سازد.

کلاسیک‌های جدید به‌رهبری Wallace, Sargent, Lucas, Barro اثرات پولی را به تغییرات قیمتی و تولیدی تفکیک نمودند. با این تفاوت که این تمایز براساس دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت صورت نمی‌گرفت؛ بلکه در این نظریه، قابل پیش‌بینی یا غیرقابل پیش‌بینی بودن تکانه پولی مبنای چنین تمایزی قرار می‌گرفت. مبتنی بر فرضیه انتظارات عقلایی و بازارهای کارامد و تعادلی، آنها نشان دادند که تکانه پولی پیش‌بینی نشده منجربه افزایش تولید می‌گردد؛ اما افزایش پول پیش‌بینی شده تنها به نرخ‌های تورم بالاتر منتهی می‌شود. مطابق با نظریه کلاسیک‌های جدید، منحنی عرضه لوکاس در کوتاه‌مدت و بلندمدت عمودی است. کینزین‌های جدید، بنیان‌های نظری مستحکمتری را برای توضیح چسبندگی‌های اسمی و حقیقی در بازار کار و کالا ارائه نمودند. آنها مبتنی بر فروض انتظارات عقلایی و بازارهای غیرکارامد و غیرتعادلی، نظریه خنثی بودن پول را حداقل در کوتاه‌مدت رد کردند؛ بدین ترتیب اثرات حقیقی تکانه‌های تقاضا، مبانی بسیار مستحکمتری در ادبیات کینزین‌ها به‌دست آورد.

تئوری ادواری تجاری حقیقی (RBC) در تعارض با مکاتب رقیب مذکور، دوگانگی کلاسیکی میان بخش پولی و حقیقی را مجدداً احیا کرد. در این نظریه، بخش‌های پولی و حقیقی اقتصاد کاملاً از یکدیگر متمایز می‌باشند و پول هیچ نقشی در تغییرات کوتاه‌مدت و بلندمدت تولید ایفا نمی‌کند. به اعتقاد این گروه، همراهی تاریخی بین تولید و پول به‌دلیل رابطه علیت از تولید به پول بوده است؛ به‌عبارت دیگر، در این نظریه، عرضه پول به‌طور درونزا (و نه به‌عنوان یک متغیر پیشرو) در واکنش به افزایش پیش‌بینی شده تولید و بهره‌وری تغییر می‌کند؛ در واقع، سیستم بانکی با افزایش تقاضای معاملاتی، پول درونی بیشتری ایجاد می‌کند. به اعتقاد این گروه، انبساط پولی (چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت، صرف‌نظر از قابل پیش‌بینی یا غیرقابل پیش‌بینی بودن آن) اثر مثبتی روی

www.SID.ir

Archive of SID

تولید ندارد و تنها نرخهای بهره و سطح قیمت را افزایش می‌دهد. در مکتب «RBC»، تولید، تنها متأثر از عوامل حقیقی مانند تغییرات تکنولوژیکی، سلیقه‌ها و به‌طور کلی تکانه‌های تصادفی حقیقی تغییر می‌کند. ($Y \rightarrow M \rightarrow R \rightarrow P$).

از دیدگاه ساختارگرایان، تئوری‌های استاندارد با محدودیت‌های زیادی برای توضیح مسائل اقتصادی کشورهای در حال توسعه مواجه‌اند. پول در الگوی ساختارگرایان یک عامل تولید برای بنگاه‌های اقتصادی تلقی می‌شود. در این الگوها کاهش عرضه پول، علاوه بر کاهش تقاضای کل، عرضه کل را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد. این گروه معتقدند که تأثیر کاهش اعتبارات بانکی بر تولید ممکن است برای یک مدت بسیار طولانی تداوم یابد. این طور بحث می‌شود که بازار سهام و سرمایه در این کشورها توسعه نیافته است و لذا، بنگاهها برای سرمایه کاری خود و فعالیتهای سرمایه‌گذاری نمی‌توانند به آن متکی باشند. در چنین شرایطی منبع اصلی تأمین نیازهای نقدینگی بنگاه، سود تقسیم‌نشده و اعتبارات سیستم بانکی است؛ بنابراین، بانکها یک نقش بسیار با اهمیت برای تأمین مالی سرمایه کاری و سرمایه‌گذاریهای ثابت بنگاهها ایفا می‌کنند؛ لذا در شرایط اعتباری سخت، سرمایه‌گذاری (به‌جای مصرف) قربانی اصلی خواهد بود. به‌علاوه محدودیت اعتبار با افزایش هزینه فرصت سرمایه، اثر منفی بر عرضه کل اقتصاد می‌گذارد. در الگوی ساختارگرایان، عرضه کل تابعی از حجم نقدینگی، نرخ ارز، نرخ بهره و قیمت‌ها می‌باشد. به اعتقاد این گروه، سیاستهای انقباضی و کاهش ارزش پول داخلی، برخلاف آنچه که اقتصاددانان غربی پیش‌بینی می‌کنند، اثرات رکودی شدیدی در کشورهای در حال توسعه ایجاد می‌کند و بهره‌وری و اشتغال را کاهش می‌دهد.

۳- طراحی ساختار بلندمدت و نتایج تجربی

۳-۱- ساختار نظری بلندمدت

عموماً در الگوهای کلان‌سنجی و همچنین دستگاههای هم‌انباشتگی، الگوی IS/LM چارچوب اصلی تصریح روابط طرف تقاضا را شکل می‌دهد، اما سئوال اصلی همواره این بوده که آیا ابزار مذکور علی‌رغم تمام محدودیت‌هایش قادر است نوسانات اقتصادی را

www.SID.ir

Archive of SID

توضیح دهد یا به درک تحولات اقتصادی کمک کند. ما توجه اصلی خود را در این مقاله به سئوال مذکور برای اقتصاد ایران معطوف خواهیم کرد. الگوی IS/LM در ساده‌ترین شکل آن به صورت زیر است:

$$y = f(i)\ ,\ P = f(m-y)\ .\ i = f(\Delta p),\ m^d = f(y, i),\ m^s = m^d \qquad (۱)$$

که در آن y لگاریتم تولید (یا تقاضا)، p لگاریتم قیمت، i نرخ بهره، m^d لگاریتم تقاضای پول و m^s لگاریتم عرضه پول می‌باشد که بنا به فرض، به‌طور درونزا تعیین شده است و f(x) نیز یک تابع خطی از x می‌باشد؛ بدین‌ترتیب تابع تقاضای بلندمدت را می‌توان در چارچوب الگوی استاندارد IS/LM مبتنی بر یک اقتصاد باز با جایگزین کردن نرخهای بهره به‌صورت زیر استخراج کرد[۱].

$$Yd = Yd\left(\frac{M}{P}.\frac{E.PF}{P}\ .trend, \varepsilon^d\right) \qquad (۲)$$

که در آن Yd تقاضای جمعی شده، E نرخ ارز اسمی و PF قیمت (صادراتی) جهانی هستند. در اقتصاد ایران، صادرات غیرنفتی نقش ناچیزی در تقاضای کل داشته و لذا انتظار می‌رود نرخ ارز حقیقی $\left(\frac{E.PF}{P}\right)$ اثر معنی‌داری بر تقاضای جمعی شده (حداقل از کانال صادراتی) نداشته باشد؛ با این حال در مطالعه حاضر براساس مبنای نظری موجود، بردار متغیرها را در طرف تقاضا به‌صورت:

$$X' = (m\ ,\ \Delta p\ ,\ yd\ ,\ rer\ ,\ \Delta p\ ,\ trend) \qquad (۳)$$

انتخاب می‌کنیم که در آن m پول به مفهوم وسیع آن ($m_۲$)، P شاخص قیمت خرده‌فروشی، yd تقاضای مخارج نهایی، rer نرخ حقیقی ارز می‌باشند. (کلیه متغیرها لگاریتمی هستند). چنانچه آحاد اقتصادی، بخش قابل توجهی از سبد داراییهای خود را به‌صورت داراییهای حقیقی نگهداری کنند، آن‌گاه نرخ تورم به‌عنوان معیاری از بازدهی این دارایی‌ها(بخصوص در غیاب بازارهای مالی توسعه یافته) روی تقاضای پول یا تقاضای نهایی (yd) تأثیرگذار خواهدبود. اما همان‌طور که خواهیم دید، قیمت در طول دوره نمونه، متغیری ساکن و انباشته از درجه اول یا I(۱) ~ P می‌باشد؛ لذا نرخ تورم I(۰)

۱- به‌طور مثال Bruno & Melnick را ملاحظه کنید.

www.SID.ir

Archive of SID

بوده، در روابط بلندمدت طرف تقاضا لحاظ نمی‌گردد؛ هرچند که این متغیر می‌تواند پویایی‌های کوتاه‌مدت (رفتار متغیرها در طول ادوار تجاری) را تحت تأثیر قرار دهد. به‌علاوه همان‌طور که خواهیم دید، نرخ ارز حقیقی نیز اثر معنی‌داری در بردار هم‌انباشته کننده مربوطه ندارد. بدین ترتیب، تفسیر رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای (m , p , y , t) به‌عنوان تقاضای نهایی با تقاضا برای پول یک مقوله کاملاً تجربی بوده که براساس آزمونهای برونزایی ضعیف مشخص می‌شود؛ به‌عبارت دیگر، انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای مذکور را بدون اطلاعات بیشتر در مورد ضرایب بازخور، می‌توان به‌عنوان پول مازاد (ecm(m-m* یا تقاضای مازاد (ecm(yd-yd* تفسیر نمود؛ اما ساختار بلندمدت براساس قاعده "Normalization" برحسب m یا vd تفسیر نمی‌گردد؛ بلکه شیوه بازخور عدم تعادل‌ها روی متغیرهای الگو، یا برون‌زایی ضعیف متغیرها نسبت به پارامترهای ساختار بلندمدت، روابط علی بلندمدت را تعیین می‌کند و تفسیر آن را سازگار با تئوری اقتصادی امکان‌پذیر می‌سازد. در همین رابطه، چگونگی تعدیل متغیرهای اسمی و حقیقی نسبت به عدم تعادل (در طرف تقاضا) که مرکز منازعات مکاتب مختلف اقتصادی است نیز مورد توجه قرار می‌گیرد؛ به‌طور مثال در الگوی کینزین‌ها، تقاضا (تولید) و نرخ بهره درونزا می‌باشد و نسبت به هرگونه عدم تعادل، تعدیل می‌شوند؛ اما در الگوی کلاسیک‌ها معمولاً قیمت، بار ایجاد تعادل را در مواجه با تکانه‌های اقتصادی متقبل می‌گردد.

برای اقتصاد ایران، عوامل تعیین‌کننده 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 به‌صورت زیر در نظر می‌گیریم:

$$X\$ - IMG\$ + NFB \equiv dR \qquad (۴)$$

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. NFB در برگیرنده اقلامی است که برای الگو، برونزا بوده یا به‌عنوان ابزار سیاستی، مورد استفاده

www.SID.ir

Archive of SID

قرار می‌گیرد. این متغیر، جریان سرمایه خصوصی، قرض رسمی، پرداختهای بدهی و همچنین واردات خدمات را نیز شامل می‌شود. خالص انباشت ذخایر نیز به‌عنوان یک ابزار سیاستی تلقی می‌گردد. عرضه حقیقی ارز خارجی مبتنی بر معادله (۴) عبارتست از:

$$FX^s = (X\$ + NFB - dR) / P\$ \qquad (۵)$$

که در آن P$ قیمت واردات برحسب دلار امریکا می‌باشد. 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:

$$FX^d = F(Yd, RER, (M - M^d), PREM) \qquad (۶)$$

که در آن $RER = E.PF/P$ (نرخ حقیقی ارز) به‌عنوان 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 به‌دست می‌آید. باتوجه 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 به‌صورت $FX^d = FX^s$ تعریف می‌شود. با جایگزینی FX^d از رابطه (۶) در شرایط تعادلی مذکور و با ثوجه به آنکه در تعادل بلندمدت $M = M^d$ است داریم:

$$FX^s = F(Yd , REREQ, PREM) \qquad (۷)$$

که در آن REREQ نرخ ارز حقیقی تعادلی است. بدین ترتیب رابطه بلندمدت مربوط به نرخ ارز حقیقی تعادلی در شکل لگاریتمی (rereq) عبارت خواهد بود از:

$$rereq = e^* + pf - p = \beta_{۲۱}yd - \beta_{۲۵}im - \beta_{۲۹}prem \qquad (۸)$$

www.SID.ir

Archive of SID

e^* نرخ ارز تعادلی (اسمی) است. مطابق رابطه فوق، انحراف از PPP توسط تقاضای حقیقی جمعی شده (yd) و واردات حقیقی کالا (im) توضیح داده می‌شود. با توجه به سطح فعالیتهای اقتصادی و عرضه ارز خارجی، نرخ ارز به گونه‌ای تعدیل می‌شود تا تعادل عرضه و تقاضا را در بازار ارز خارجی برقرار نماید. تفاوت میان نرخ ارز و مقدار تعادلی آن $ecm(e - e^*)$ دومین عدم تعادلی است که بازخور متغیرهای دستگاه را نسبت به آن، مورد توجه قرار می‌دهیم.

۲-۳-متغیرهای الگو و خواص سری زمانی آنها

برآورد روابط بلندمدت طرف تقاضا به همراه ضرایب تعدیل یا Loading coeficients مربوطه که بازخور عدم تعادل‌ها را به متغیرهای حقیقی و اسمی مشخص می‌سازد، اطلاعات مفیدی در خصوص عوامل تعیین‌کننده رفتار بلندمدت متغیرهای حقیقی و اسمی به‌دست می‌دهند. بردار متغیرهای الگو عبارتند از:

$$Z_t = [yd , m , p , e + pf , im , prem] \qquad (۹)$$

از اطلاعات فصلی متغیرهای فوق، بین دوره ۱۳۷۶(۴) - ۱۳۵۰(۱) برای تخمین الگو استفاده می‌شود. yd (لگاریتم) تقاضای نهایی (مجموع تولید غیرنفتی و واردات) بوده که اطلاعات آن تنها صورت سالانه موجود است؛ لذا اطلاعات فصلی مربوط به yd از طریق درون‌یابی داده‌های سالانه به‌دست می‌آید.

m میانگین حجم پول (به مفهوم وسیع آن)، p میانگین شاخص قیمت خرده فروشی (CPI) در هر دوره (فصل) می‌باشد. e نرخ ارز بازار موازی و pf شاخص قیمت صادراتی کشورهای OECD برحسب دلار می‌باشد که به‌منظور کاهش تعداد متغیرها و ساده‌سازی دستگاه، سری e + pf را به‌جای دو متغیر مذکور مورد استفاده قرار می‌دهیم. im واردات دلاری حقیقی (کالا) است که با شاخص قیمت pf تعدیل شده است. prem نیز تفاوت میان (لگاریتمهای) نرخ ارز بازار موازی و نرخ ارز موزون رسمی می‌باشند.

تجزیه و تحلیلهای هم انباشتگی، موکول به تعیین درجه انباشتگی (یعنی تعداد

www.SID.ir

Archive of SID

ریشه‌های واحد) متغیرهای دستگاه می‌باشد؛ در واقع هم‌انباشتگی، سازگاری میان خواص آماری داده‌ها را با تئوری اقتصادی آزمون می‌کند. نتایج حاصل از آزمونهای ریشه واحد با «دیکی فولر» گسترش یافته (ADF) اهمیت زیادی برای تعیین نوع تکانه‌های (دائمی یا موقتی) وارد بر متغیرهای مورد نظر دارد. متغیرهایی که حاوی ریشه‌های واحد باشند، تحت تأثیر تکانه‌های دائمی قرار می‌گیرند؛ در واقع براساس درجه تداوم تکانه‌های وارد بر تولید می‌توان به اهمیت یا سهم منابع ایجاد نوسانات تولید پی‌برد؛ زیرا عموماً فرض می‌شود که تکانه‌های طرف تقاضا تأثیر موقتی و تکانه‌های طرف عرضه اثرات دائمی بر تولید دارند.

آزمونهای ریشه واحد که در جدول ضمیمه (۱) ارائه شده است حاکی از آن می‌باشد که تمامی متغیرهای الگو انباشته از درجه واحد بوده، لذا حاوی یک ریشه واحد هستند. نتیجه مذکور برای تولید نشان می‌دهد که نوسانات این متغیر تحت تسلط تکانه‌های طرف عرضه قرار داشته است. به‌عبارت دیگر، منبع اصلی نوسانات تولید، تکانه‌های طرف عرضه محسوب می‌شوند. چنانچه تکانه‌های طرف تقاضا سهم غالبی در نوسانات تولید داشته باشند، انتظار می‌رود که حداقل بخشی از تکانه وارد بر تولید، در طول زمان خنثی گردد؛ اما اگر اثر تکانه‌های اقتصادی روی تولید دائمی باشد، این تأثیر در طول زمان زایل نشده و برای یک دوره طولانی تداوم می‌یابد.

۳-۳- برآورد روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت

تحلیلهای هم‌انباشتگی مبتنی بر رویکرد «جوهانسن» مستلزم تعیین طول وقفه بهینه (P) در دستگاه خود رگرسیون برداری VAR(P) می‌باشد. برای این منظور در این مطالعه از معیار اطلاعات «اکائیک» یا AIC[1] ، معیار «بیزین شوارز» یا SBC[2] ، آزمون «نسبت درستنمایی» و همچنین «آزمون نسبت درستنمایی تعدیل شده» که برای نمونه‌های کوچک نتایج بهتری به‌دست می‌دهد استفاده می‌کنیم. با توجه به معیارهای

1- Akaike Information Criterion.

2- Schwarz Baysian Criterion.

www.SID.ir

Archive of SID

مذکور و اینکه در نمونه‌های بزرگ، عموماً انتخاب طول وقفه بیشتر به‌منظور اجتناب از مشکل عدم تصریح صحیح پویایی‌های دستگاه یا خودهمبستگی پیاپی مرجح است، طول وقفه را P=۵ در نظر می‌گیریم.

نتایج آزمونهای هم انباشتگی برای تعیین تعداد روابط تعادلی بلندمدت (ابعاد فضای هم‌انباشتگی) در جدول (۱) قسمت A ارائه شده است. برای این منظور از آماره‌های «تریس»[1] و ماکزیمم «مقدار ویژه»[2] استفاده می‌شود. هر چند آزمون حداکثر مقدار ویژه دلالت بر وجود تنها یک رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای الگو دارد، اما آزمون تریس تعداد روابط بلندمدت را سازگار با تئوری اقتصادی برابر r = ۲ تعیین می‌کند؛ لذا با توجه به ملاحظات نظری، تحلیلهای هم‌انباشتگی مبتنی بر فضای هم‌انباشتگی دو بعدی انجام می‌شود. در این شرایط r^2=۴ محدودیت برای شناسایی دقیق این فضای دو بعدی مورد نیاز است. در روش «جوهانسن»، r محدودیت مربوط به نرمال کردن بردارهای هم‌انباشته‌کننده (روابط تعادلی بلندمدت) بوده که مطابق آن ضریب یکی از متغیرها در هر بردار واحد قرار می‌گیرد. لذا r^2 - r محدودیت اضافی عمود برای شناسایی (دقیق) فضای هم انباشتگی اعمال می‌شود. محدودیت‌های مذکور می‌توانند به‌طور مثال، حذف im از معادله بلندمدت تقاضا (بردار اول) و حذف m از معادله بلندمدت نرخ ارز (بردار دوم) باشد. پس از اعمال محدودیت‌های دقیقاً مشخص، محدودیت‌های بیشتر (بیش از حد مشخص) را می‌توان مورد آزمون قرار داد. این محدودیت‌ها شامل ضرایب صفر برای متغیرهای e و prem در معادله بلندمدت تقاضا خواهد بود، لذا دو بردار هم‌انباشته‌کننده پس از اعمال محدودیت‌های مورد نیاز شناسایی و برآورد می‌گردد. برای تأمین محدودیت‌های دقیقاً مشخص، بردار اول برحسب yd و بردار دوم برحسب e + pf نرمال شده و ضریب واردات در بردار اول و ضریب m در بردار دوم برابر صفر در نظر گرفته می‌شود؛ لذا پیش فرض شناسایی بردار اول، وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت ساکن میان تقاضا، تراز حقیقی و احتمالاً نرخ ارز (یعنی قیمت وارداتی e+pf) و prem

---

1- Trace.

2- Manimal Eigen Value.

www.SID.ir

Archive of SID

می‌باشد. اما از آنجایی که ضرایب (e + pf) و prem تفاوت معنی‌داری از صفر در بردار اول ندارند، لذا محدودیت‌های بیش از حد مشخص مذکور (صفر بودن ضرایب e + pf و prem در بردار اول) به‌هنگام برآورد لحاظ می‌گردد. نتایج حاصله در قسمت B جدول (۱) ارائه شده‌اند. نتایج آزمون محدودیت‌های بیش از حد مشخص (در همین قسمت) دلالت بر معتبر بودن محدودیت‌های اعمال شده دارد. چنانچه بردار اول را تقاضای بلندمدت تفسیر کنیم، ضرایب آن دارای علامت مورد انتظار می‌باشند. در این رابطه بلندمدت، برآورد ضریب m و p قرینه یکدیگر می‌باشند و تفاوت (قدر مطلق) آنها به‌لحاظ آماری معنی‌دار نیست. کشش بلندمدت تقاضای کل نسبت به تراز حقیقی، کمتر از واحد (حدود ۰/۷) برآورد می‌شود. کلیه ضرایب در بردار دوم نیز علامت مورد انتظار را سازگار با معادله بلندمدت نرخ ارز دارند. برآورد کشش بلندمدت نرخ ارز نسبت به قیمت هر چند نزدیک به واحد (۱/۱۲) است، اما این تفاوت به‌لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. ضرایب واردات (im) و درآمد حقیقی (yd) قرینه نزدیک به یکدیگر برآورد شده‌اند و تفاوت آنها نیز معنی‌دار نیست؛ لذا تأثیر نسبت واردات به تولید (im - yd) روی نرخ ارز در بلندمدت منفی بوده و کشش مربوطه حدود ۰/۵- برآورد می‌گردد. نسبت مذکور تأثیر Balassa (بهره‌وری) را در رفتار نرخ ارز حقیقی نیز نشان می‌دهد. ضریب prem در معادله بلندمدت نرخ ارز (۰/۷۰۸) از اهمیت آماری بالایی برخوردار می‌باشد و علامت مورد انتظار را دارد؛ لذا شدت کنترل‌ها یا محدودیت‌های ارزی، رفتار نرخ ارز بازار موازی را متأثر ساخته، به‌طوری که تغییرات نرخ ارز موزون رسمی (با کنترل سایر شرایط) نرخ ارز بازار موازی را در همان جهت، اما با نسبت کمتری تغییر داده است. در ضمن ضریب متغیر روند در هیچ یک از بردارها معنی‌دار نمی‌باشد و لذا در معادلات لحاظ نمی‌گردد.

تفسیر بردار اول، اطلاعات مفیدی در خصوص تعامل بلندمدت میان پول و تولید (تقاضا) ارائه می‌کند. این بردار وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت میان yd، m و p را نشان می‌دهد؛ اما بدون اطلاعات بیشتر، هنوز مشخص نیست که رابطه مذکور را باید به‌عنوان تقاضای حقیقی یا تقاضای پول تفسیر کرد. در واقع نیروهای رانش بلندمدت[1] با

1- Long run forcing.

www.SID.ir

Archive of SID

برون‌زایی ضعیف بلندمدت[1] در هر بردار هم‌انباشته کننده تفسیر صحیح ان را براساس تئوری‌های اقتصادی مشخص می‌سازد. بدین ترتیب چنانچه m یا (m-p) در بردار اول برونزای ضعیف یا نیروی رانش بلندمدت باشند، تفسیر بردار مذکور به‌عنوان تقاضای حقیقی و نرمال کردن آن حول yd معتبر خواهد بود؛ اما در صورتی که ydبرونزای ضعیف و عامل حرکت بلندمدت دستگاه محسوب شود، آنگاه رابطه اول به‌عنوان تقاضای پول تفسیر و حول m نرمال می‌گردد؛ لذا وجود رابطه بلندمدت میان yd و m و p به‌تنهایی اطلاعاتی در خصوص روابط علی بلندمدت میان متغیرهای مذکور به‌دست نمی‌دهد. تعیین متغیرهای پیشرو در حرکت بلندمدت دستگاه، موکول به آزمونهای برونزایی براساس اندازه و اهمیت آماری ضرایب بازخور ecm است. نتایج این آزمونها در قسمت C جدول (۱) ارائه شده‌اند. ضرایب جملات تصحیح خطا سرعت تعدیل متغیرها را نسبت به عدم تعادل تقاضا (ecm(y-yd*) یا انحراف از نرخ تعادلی (ecm(e-e* (دوره قبل) منعکس می‌سازد؛ بنابراین، صفر بودن ضریب تعدیل (معنی‌دار نبودن آن) در هر معادله دلالت بر آن دارد که متغیر وابسته نسبت به عدم تعادل مربوطه تعدیل نشده است و برای حصول به تعادل بلندمدت هیچ واکنشی نشان نمی‌دهد. همان‌طور که در جدول مذکور ملاحظه می‌گردد، ضریب جمله تصحیح خطای (ecm(yd-yd* در معادله Δyd نزدیک به صفر (۰/۰۰۷-) برآورد شده است و به‌لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد؛ لذا اگر بردار اول را تقاضای بلندمدت حقیقی تفسیر کنیم، yd نقشی در جهت کاهش عدم تعادل رابطه اول ایفا نکرده است و گرایشی برای بازگشت به مسیر تعادلی تقاضای حقیقی که m و p آن را تعیین می‌کنند، ندارند؛ لذا m یا (m-p) علت بلندمدت yd محسوب نشده، قادر نیستند رفتار بلندمدت yd را پیش‌بینی کنند. در مقابل m و p بار اصلی ایجاد تعادل را در رابطه اول بعهده می‌گیرند؛ زیرا ضریب وقفه اول (ecm(yd-yd* و معادله p و m معنی‌دار می‌باشند و علامت مورد انتظار را دارند. در همین رابطه نتیجه با اهمیت دیگر، منفی‌بودن ضریب جمله تصحیح خطای (ecm(yd-yd* در معادله قیمت می‌باشد. برآورد ضریب مذکور ۰/۰۴- برآورد شده است و به‌لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد؛ لذا قیمت

1- Long run exogeniety.

www.SID.ir

Archive of SID

نسبت به تقاضای مازاد (yd-yd*)، در جهت مخالف واکنش نشان می‌دهد؛ به‌عبارت دیگر، تقاضای مازاد، اثرات منفی بر تورم دارد که با تئوری اقتصادی سازگار نیست.

نتیجه مذکور متضمن آن است که تغییرات yd، نماینده تکانه‌های طرف عرضه باشد؛ در واقع منشأ افزایش تقاضا تغییرات (برونزای) عرضه بوده است. حداقل می‌توان نتیجه گرفت که تکانه‌های عرضه (در مقابل تقاضا) نقش مسلط را در نوسانات yd ایفا کرده‌اند. شواهد تجربی دیگر که در قسمتهای بعد ارائه می‌شوند نیز نتیجه مذکور را تأیید می‌کند؛ لذا علامت ضریب وقفه اول (yd-yd*) در معادله تصحیح خطای قیمت با تفسیر yd به‌عنوان عرضه برون‌زا سازگارتر است. بدین ترتیب yd در دستگاه تقاضا برون‌زای ضعیف می‌باشد و عرضه بلندمدت را می‌توان عمودی تلقی کرد. تحولات طرف تقاضا نقش تعیین‌کننده‌ای در رفتار بلندمدت تولید ندارد. نتایج حاصله با تفسیر بردار اول به‌عنوان تقاضای پول سازگار است؛ لذا انحراف از اولین رابطه تعادلی بلندمدت، عدم تعادل بازار پول (m-m*) یا عدم تعادل پرتفوی آحاد اقتصادی تفسیر می‌شود. قسمت D و E جدول (۱) نتایج حاصل از برآورد روابط بلندمدت و ضرایب تعدیل را در حالت نرمال کردن بردار اول برحسب m نشان می‌دهند. برآورد کشش بلندمدت تقاضای پول نسبت به قیمت (۰/۹۴) تفاوت معنی‌داری از واحد ندارد، اما کشش تقاضای پول نسبت به درآمد به‌طور معنی‌داری بزرگتر از واحد (۱/۴۸) برآورد می‌شود. به‌علاوه، یافته‌های حاصله با نتایج مطالعات قبلی برای اقتصاد ایران و دیگر کشورهای در حال توسعه سازگار است[1]. در ضمن باید توجه نمود که رابطه تعادلی بلندمدت تقاضای پول بدون حضور متغیرهای دیگر نظیر نرخ تورم و هزینه فرصت نگهداری پول در این رابطه برقرار می‌باشد؛ بنابراین، متغیرهای مذکور ممکن است I(۰) بوده و یا احتمالاً تأثیرات بلندمدتی روی تقاضای پول نداشته‌اند؛ اما همان‌طور که خواهیم دید، نرخ تورم در طول ادوار تجاری، تقاضای پول را متأثر ساخته است. مطابق نتایج بخش (E) جدول (۱)، تقاضای پول نسبت به عدم تعادل مربوطه یعنی (m-m*) به کندی تعدیل می‌شود. در هر دوره تنها ۴/۹ درصد از عدم تعادل پرتفوی با تغییرات حجم پول رفع شده است به‌طوری که پس از یک سال،

۱- به‌طور مثال Becker (1999) و کیانی (۱۳۷۶) را ملاحظه کنید.

www.SID.ir

Archive of SID

حدود ۱۵ درصد عدم تعادل با تعدیل تقاضای پول یا پرتفوی تصحیح می‌گردد. تعدیل پول نسبت به عدم تعادل ecm(m-m*) نشان می‌دهد که m متغیری درونزا برای رابطه بلندمدت مذکور بوده است و رفتار آن تا حد زیادی براساس ملاحظات تقاضای پول (به‌جای عرضه) تعیین می‌شود؛ لذا عرضه پول، اثر تکانه وارد بر تقاضای پول را همراهی[1] کرده است. نتیجه مذکور با فرض برون‌زایی m در الگوی IS/LM (کینزین‌ها یا کلاسیک) و قابل کنترل بودن آن توسط مقامات پولی سازگار نیست؛ لذا تقاضای پول و تکانه‌های اقتصادی وارد بر آن، نقش اساسی در نوسانات m داشته‌اند. قیمت نسبت به عدم تعادل بازار پول با ضریب ۳ درصد در هر دوره (فصل) تعدیل می‌شود؛ لذا عدم تعادل پرتفوی آحاد اقتصادی، قیمت را در بازار کالا مستقیماً تحت تأثیر قرار می‌دهد. نتیجه مذکور را می‌توان به توسعه نیافتگی بازارهای مالی در اقتصاد ایران نسبت داد. در ضمن باید توجه داشت که مطابق دیدگاه پولیون در خصوص مکانیسم انتقالی پولی، تغییرات حجم پول از طریق اثر ثروتی، تقاضای کالاها، و از طریق اثر q توبین تقاضای سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد.

1- Accomodate.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول (۱) - تحلیلهای هم انباشتگی در بخش تقاضا

متغیرهای الگو شده: yd, m, p, e+pf, im, prem

(A) فضای هم انباشتگی

آزمون ماکزیمم مقدار ویژه				آزمون تریس				
فرضیه صفر	فرضیه مخالف	آماره آزمون	مقدار بحرانی ٪۹۵	مقدار بحرانی ٪۹۰	فرضیه صفر	فرضیه مخالف	آماره آزمون	مقدار بحرانی ٪۹۵	مقدار بحرانی ٪۹۰
r=۰	r=۱	۴۴/۲۸۲	۳۳/۶۴	۳۱/۰۲	r=۰	r≥۱	۹۴/۱۰۶	۷۰/۴۹	۶۶/۳۳
r=۱	r=۲	۱۸/۷۴۸	۲۷/۴۲	۲۴/۹۹	r≤۱	r≥۲	۴۹/۸۲۴	۴۸/۸۸	۴۵/۷
r≤۲	r=۳	۱۶/۰۷۸	۲۱/۱۲	۱۹/۰۲	r≤۲	r≥۳	۳۱/۰۷۶	۳۱/۵۴	۲۸/۷۸
r≤۳	r=۴	۱۱/۸۵۱	۱۴/۸۸	۱۲/۹۸	r≤۳	r≥۴	۱۴/۹۹۸	۱۷/۸۶	۱۵/۷۵
r≤۴	r=۵	۳/۱۴۷	۸/۰۷	۶/۵۰	r≤۴	r≥۵	۳/۱۴۷	۸/۰۷	۶/۵

(B) بردارهای هم انباشته کننده (مقید)

	yd	m	p	e+pf	im	prem
ecm(yd-yd*) =	۱	-۰/۶۷۶	۰/۶۳۷	۰	۰	۰
	(-۰/۵۸۹)	(۰/۱۳۲)	(۰/۱۴۶)			
ecm(e-e*)	۰/۴۳۴	۰	-۱/۱۲۲	۱	۰/۴۷۰	۰/۷۰۸
		۰	(۰/۰۲۳)		(۰/۲۴۷)	(۰/۰۳۷)

آزمون محدودیت‌های بیش از حد مشخص: Chi-sq(۲) = ۰/۴۳۱(۰/۸۰۶) LR - test

www.SID.ir

ادامه جدول (۱)

(C) ضرایب تعدیل برای بردارهای هم انباشته‌کننده تقاضا و نرخ ارز						
جملات تصحیح خطا (متغیرهای مستقل)	Δyd	Δm	Δp	Δ(e+pf)	Δim	Δprem
ecm(yd-yd*)$_{-۱}$	-۰/۰۰۷	۰/۰۷۴	-۰/۰۴۱	-۰/۲۵	۰/۳۸۱	-۰/۰۷۷
	(۰/۰۰۸)	(۰/۰۲۴)	(۰/۰۲۱)	(۰/۰۶۴)	(۰/۴۳۱)	(۰/۰۹۱)
ecm(e-em)$_{-۱}$	۰/۰۱۹	۰/۰۴۸	۰/۰۷۴	-۰/۲۲۸	-۰/۰۵۷	-۰/۰۹۷
	(۰/۰۱۸)	(۰/۰۲۸)	(۰/۰۲۸)	(۰/۱۰۲)	(۰/۱۵۴)	(۰/۱۲۱)
(D) شناسایی فضای هم انباشتگی با نرمال کردن بردارها برحسب m و e						
	yd	m	p	e+ef	im	prem
ecm(m-m*)=	-۱/۴۷۷	۱	-۰/۹۴۱	۰	۰	۰
	(۰/۲۱۹)	–	(۰/۰۷۳)	–	–	–
ecm(e-e*)=	-۰/۵۸۹	۰	-۱/۱۲۲	۱	۰/۴۷۰	۰/۷۰۸
	(۰/۴۳۴)	–	(۰/۰۲۳)	–	(۰/۲۴۷)	(۰/۰۳۷)

Archive of SID
www.SID.ir

ادامه جدول (۱)

(E) ضرایب تعدیل برای بردارهای هم انباشته‌کننده پول و نرخ ارز						
جملات تصحیح خطا (متغیرهای مستقل)	Δyd	Δm	Δp	Δ(e+pf)	Δim	Δprem
$ecm(m-m^*)_{-1}$	۰/۰۰۵	-۰/۰۴۹	۰/۰۲۸	۰/۱۷۸	-۰/۲۷۲	-۰/۵۵
	(۰/۰۰۷)	(۰/۰۱۶)	(۰/۰۱۲)	(۰/۰۵۱)	(۰/۳۹)	(۰/۰۸۲)
$ecm(e-e^*)_{-1}$	۰/۰۱۹	۰/۰۴۸	۰/۰۷۴	-۰/۲۲۸	-۰/۰۵۷	-۰/۰۹۷
	(۰/۰۱۸)	(۰/۰۲۸)	(۰/۰۲۸)	(۰/۱۰۲)	(۰/۱۵۴)	(۰/۱۲۱)
(F) آزمون‌های علی کوتاه‌مدت ادواری مبتنی (۵) VECM - اعداد داخل جدول سطوح اهمیت نهایی آماره‌های کای - دو (p-value) می‌باشند.						
متغیرهای علی	Δyd	Δm	Δp	Δ(e+pf)	Δim	Δprem
Δyd	۰/۰۰	۰/۲۳	۰/۰۲	۰/۰۸	۰/۱۱	۰/۱۸
Δm	۰/۰۹	۰/۲۷	۰/۲۲	۰/۰۱	۰/۸۷	۰/۷۹
Δ(e+pf)	۰/۲۸	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۱۵	۰/۱۸	۰/۳۰
Δim	۰/۶۴	۰/۸۵	۰/۰۴	۰/۹۴	۰/۲۸	۰/۰۲
Δprem	۰/۰۴	۰/۰۰	۰/۱۲	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۲
	۰/۰۷	۰/۰۳	۰/۳۴	۰/۰۲	۰/۷۴	۰/۵۷

Archive of SID

www.SID.ir

ادامه جدول (۱)

(G) آزمون‌های تشخیص - مقادیر داخل جدول سطوح اهمیت نهایی (p-value) را نشان می‌دهد.						
آماره‌های آزمون	Δyd	Δm	Δp	Δ(e+ef)	Δim	Δprem
$AR\chi^{2}(۴)$	۰/۰۵	۰/۱۱	۰/۵۵	۰/۱۳	۰/۱۵	۰/۴۱۴
$RESET\chi^{2}(۱)$	۰/۶۶	۰/۸۴	۰/۴۴	۰/۳۶	۰/۸۱	۰/۰۰
$NORM\chi^{2}(۲)$	۰/۰۰	۰/۲۴	۰/۱۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
$HETx\chi^{2}(۱)$	۰/۰۰	۰/۲۱	۰/۱۲	۰/۱۴	۰/۰۱	۰/۰۸

توضیحات: اعداد داخل پرانتز در زیر ضرایب خطاهای معیار می‌باشند.

Archive of SID

www.SID.ir

Archive of SID

درواقع، مکانیسم انتقال مذکور که به کانال دارایی شهرت دارد، قائل به‌وجود یک تعامل بسیار قوی و مستقیم میان عدم تعادل پرتفوی (شامل پول) و بازار داراییهای فیزیکی و کالا می‌باشد[1]؛ بدین‌ترتیب، مطابق نتایج حاصله، تغییرات قیمت و تقاضای پول، بار ایجاد تعادل پرتفوی را برعهده می‌گیرند؛ اما سرعت ایجاد تعادل براساس ضرایب تعدیل برآورد شده نسبتاً کند محسوب می‌شود. باتوجه به آنکه سرعت تعدیل قیمت و تقاضای پول نسبت به عدم تعادل این بازار به ترتیب ۳ و ۵ درصد می‌باشد، لذا نیمی از عمر تکانه وارد بر بازار پول حدود ۹ دوره برآورد می‌گردد. مطابق نتایج حاصل از برآورد ضرایب تعدیل در قسمت (E) جدول (۱)، یک بازخور متقابل و نسبتاً قوی میان تقاضای پول و نرخ ارز از طریق جملات تصحیح خطا وجود دارد. برآورد ضریب جمله تصحیح خطای نرخ ارز (*e-e)ecm در معادله تقاضای پول، حدود ۰/۰۵ است که به‌لحاظ آماری نیز معنی‌دار می‌باشد. بدین ترتیب، تحولات نرخ ارز، تصمیمات پرتفوی آحاد اقتصادی و در نتیجه تقاضای پول را تحت تأثیر قرار می‌دهد. علامت یا چگونگی تأثیر نرخ ارز (یا عدم تعادل مربوطه) بر تقاضای پول به لحاظ نظری نامعلوم است. از یک طرف، چنانچه دارندگان ثروت، سبد دارایی خود را براساس پول داخلی ارزیابی کنند، کاهش ارزش پول منجر به افزایش ارزش داراییهای خارجی و در نتیجه تقاضای پول می‌گردد. به‌علاوه در کشورهایی که وابستگی شدید ارزی دارند، به هنگام تنزل ارزش پول داخلی، نیازهای نقدینگی بنگاهها، به‌خصوص برای واردات مواد اولیه و کالاهای سرمایه‌ای، افزایش می‌یابد؛ لذا مکانیسم مذکور که به اثر ثروتی نرخ ارز شهرت دارد، قائل به رابطه مستقیمی میان تقاضای پول و تضعیف پول داخلی می‌باشد. از طرف دیگر، با کاهش ارزش پول داخلی، آحاد اقتصادی ممکن است انتظار تنزل بیشتر آن را در آینده داشته باشند و بنابراین با تجدید نظر در پرتفوی خود، تقاضای پول خارجی را افزایش و تقاضای پول داخلی را کاهش می‌دهند. سازوکار مذکور که رابطه معکوس میان نرخ ارز و تقاضای پول را نشان می‌دهد، «اثر جانشینی» نامیده می‌شود[2]. مطابق نتایج حاصله، اثر

1- Meltzer (1995).

www.SID.ir

Archive of SID

نرخ ارز روی تقاضای پول هر چند در بلندمدت معنی‌دار نبوده، اما نقش با اهمیتی روی نوسانات کوتاه‌مدت آن داشته است. مثبت بودن علامت ضریب تصحیح خطای ecm(e-e*) در معادله Δm ، نشان می‌دهد که اثر ثروتی نرخ ارز با اهمیت‌تر از اثر جانشینی آن در تقاضای (کوتاه‌مدت) پول بوده که با نتایج بهمنی اسکویی (۱۹۹۵) در مورد تقاضای پول در ایران سازگار است.

همچنین یک بازخور متقابل بسیار با اهمیت نیز از پول مازاد ecm(m-m*) به نرخ ارز وجود دارد. ضریب جمله تصحیح خطای مذکور در معادله کوتاه‌مدت نرخ ارز حدود ۰/۱۸ برآورد شده است که به‌لحاظ آماری نیز معنی‌دار می‌باشد؛ لذا عدم تعادل پرتفوی، اثرات قابل توجهی روی نرخ ارز دارد. نتیجه مذکور که احتمالاً اهمیت دارایی‌های خارجی را در پرتفوی آحاد اقتصادی نشان می‌دهد، با الگوی «دورنبوش» (۱۹۷۶) در خصوص اثرات فوری تغییرات پولی روی نرخ ارز سازگار است. کافی است توجه کنیم که نرخ ارز در واکنش به پول مازاد، با ضریب ۰/۱۸ و قیمت با ضریب ۰/۰۳ در هر دوره واکنش نشان می‌دهند.

تورم به دنبال انحراف موقتی نرخ ارز از مقدار تعادلی آن تعدیل می‌شود که اهمیت اثرات انتقال خارجی با تورم وارداتی[1] را نشان می‌دهد؛ بنابراین، درصورت کاهش حقیقی ارزش پول داخلی، افزایش قیمت در دوره بعد، کاهش حقیقی ارزش پول را تاحدی جبران می‌کند، اما تصحیح عدم تعادل خارجی عمدتاً از طریق تعدیل نرخ ارز انجام می‌شود؛ به‌عبارت دیگر، هر چند قیمت (p) و نرخ ارز (e+pf) نسبت به عدم تعادل خارجی به‌طور معنی‌داری واکنش نشان می‌دهند، اما سرعت تعدیل نرخ ارز نسبت به عدم تعادل خارجی (۰/۲۳-) به مراتب بیشتر از سرعت تعدیل قیمت نسبت به عدم تعادل مذکور (۰/۰۸) می‌باشد. نتیجه مذکور دور از انتظار نیست، نرخ ارز از انعطاف‌پذیری به مراتب بیشتری نسبت به قیمت برخوردار بوده و لذا بار اصلی حصول تعادل در بخش خارجی برعهده نرخ ارز (بازار موازی) است. درضمن باید توجه کرد که اندازه ضریب جملات تصحیح خطای ecm(e-e*) در معادله قیمت و نرخ ارز ممکن است

1- Imported Inflation.

www.SID.ir

Archive of SID

کوچک به‌نظر برسد؛ اما در واقع اندازه این ضرایب بزرگتر از نتایج به دست آمده برای کشورهای دیگر می‌باشد[۱]. به‌ویژه ضریب ۰/۲۳- برای ecm(e-e*) در معادلهٔ نرخ ارز نشان می‌دهد که بیش از یک پنجم انحراف (e-e*) با تغییرات نرخ ارز در دوره بعد تصحیح می‌شود به‌طوری که نصف عمر چنین تکانه حدود یک سال است.

نتایج مذکور رویکرد مالی[۲] و تراز پرداختها[۳] را برای توضیح فرایند تورمی در اقتصاد ایران تأیید می‌کنند. حامیان رویکرد مالی، عدم تعادل‌های بزرگ مالی را منبع‌اصلی رشد پول در کشورهای در حال توسعه تلقی کرده و قائل به ارتباط نزدیکی میان رشد مازاد پول و تورم هستند. توسعه محدود بازارهای مالی و سیستم مالیاتی غیر کارآمد وابستگی دولتها را به تأمین مالی کسری بودجه از طریق تورم افزایش می‌دهد. به‌علاوه تورم خود منجر به کاهش ارزش حقیقی درآمدهای دولت شده و ارتباط میان کسری مالی، رشد پول و تورم را تشدید می‌کند. حامیان رویکرد تراز پرداختها تأکیدبر اثرات تغییر نرخ ارز بر قیمت داخلی (با فرض سیاست پولی همراه‌کننده) دارند. تغییرات نرخ ارز عمدتاً ناشی از عدم تعادل‌های شدید در تراز پرداختها صورت می‌گیرد. مطابق نتایج حاصله تورم در اقتصاد ایران نسبت به عدم تعادل‌های پول و نرخ ارز به‌طور معنی‌داری تعدیل می‌شود. اما سرعت تعدیل نسبت به عدم تعادل نرخ ارز به‌صورت محسوسی بیشتر است که احتمالاً استفاده از نرخ ارز بعنوان یک لنگر اسمی برای کنترل تورم در کوتاه‌مدت را طی دوره نمونه منعکس می‌سازد.

بالاخره متغیرهای yd، im و prem نسبت‌به هیچ‌یک از عدم تعادل‌های دستگاه تعدیل‌نمی‌شوند. ضرایب جملات تصحیح خطای ecm(m-m*) و ecm(e-e*) در هیچ‌یک از معادلات مذکور معنی‌دار نیست. درواقع بار ایجاد تعادل در بازار پول و ارز برعهده متغیرهای‌اسمی بوده و متغیرهای‌حقیقی نسبت‌به عدم تعادل‌بازارهای مذکور واکنش

۱- به‌طور مثال Me Conald (1995) سرعت تعدیل نرخ ارز را نسبت به انحراف از PPP ۲درصد در ماه برآورد می‌کند. بدین ترتیب نصف عمر تکانه وارد بر PPP حدود ۳۶ ماه برآورد می‌شود.

2- Fiscal view.

3- Balance of payment view.

www.SID.ir

Archive of SID

نشـــان نـــمی‌دهند. لذا مـــتغیرهای‌حقیقی را مـــی‌توان بـــرون‌زای‌ضـــعیف نسـبت بـــه پارامترهای‌تقاضای‌پول و رابطه‌بلندمدت ارز خارجی تلقی کرد. به‌عبارت دیگر هیچ‌یک از متغیرهای‌اسمی (پول و نرخ ارز) قادر نیستند رفتار متغیرهای حقیقی تولید، واردات و حاشیه نرخ‌ارز را در بلندمدت پیش‌بینی کرده و در نتیجه علت بلندمدت آنها محسوب نمی‌شوند. برون‌زایی ضعیف متضمن آن است که برای تـخمین پـارامـترهای بـلندمدت تقاضای پول و نرخ ارز و به‌صوری کلی پارامترهای الگوی شرطی نـیازی بـه الگـوسازی مـــتغیرهای yd، im و prem (تـــخمین پـــارامـــترهای الگـوی حـاشیه‌ای) نـمی‌باشد. در بخش‌های بعد برآورد روابط بلندمدت مذکور بدون الگو کردن متغیرهای حقیقی مورد بحث قرار خواهد گرفت.

جدول (۱) قسمت (F) نتایج آزمون‌های علیت کوتاه‌مدت «گرنجر» یا علیت ادواری را براساس آزمون اهمیت آماری نشان می‌دهد. اعداد داخل جدول، سطوح اهمیت نهایی (p-value) هستند. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد، im و yd (به‌طور مشترک یا به تنهایی) علت گـرنجری تـمامی مـتغیرهای اسـمی در نـوسانات ادواری مـحسوب مـی‌شوند؛ امـا متغیرهای اسمی قادر به پیش‌بینی تغییرات کوتاه‌مدت im و yd نیستند. در این میان، تنها حجم پول در سطح اهمیت ۰/۰۹ در معادله Δyd معنی‌دار بوده، لذا به‌نظر می‌رسد که قدرت پیش‌بینی ضعیفی برای تولید داشته باشد؛ امـا بـاید تـوجه داشت کـه حـتی معنی‌دار بودن ضرایب پول برای پیش‌بینی تولید هنوز با ادوار تجاری حـقیقی سـازگار است. در الگوی King & Plosser (1984) پول به‌طور درونزا به افزایش تولید و بهره‌وری واکنش نشان‌می‌دهد. درواقع، یک تکانه بهره‌وری، منجر به افزایش پول و اعتبار بـرای تأمین مالی تولید بیشتر می‌گردد؛ لذا رشد بهره‌وری منتهی به عرضه پول بیشتر می‌شود که خود امکان رشد بیشتر بهره‌وری را در آینده فراهم می‌آورد. بدین ترتیب در الگـوی ادوار تجاری حقیقی، هر چند پول قادر به پیش‌بینی تولید می‌باشد، اما هیچ رابطه علی واقعی از پول به تولید وجود ندارد و منشأ تحولات تولید، تکانه‌های حقیقی هستند. پول به‌طور درونزا تعیین شده و با پیش‌بینی رشد تقاضای پول افزایش می‌یابد.

از میان متغیرهای دستگاه تنها دو متغیر حقیقی حاشیه نرخ ارز (prem) به‌عنوان

www.SID.ir

Archive of SID

معیاری از انحرافات قیمتی یا تغییرات ساختاری و همچنین واردات حقیقی (im) علت گرنجری yd در ادوار تجاری شناخته شده، قدرت پیش‌بینی بالایی برای تولید حقیقی دارند؛ لذا به‌نظر می‌رسد که کاهش مثلثهای عدم کارایی از طریق حذف انحرافات قیمتی، اثرات کوتاه‌مدت با اهمیتی بر تولید داشته است. نوسانات واردات توسط هیچ یک از متغیرهای دیگر (به‌جز تقاضای حقیقی در سطح اهمیت ۱۱ درصد) قابل پیش‌بینی نمی‌باشد؛ لذا این متغیر از درجه برونزایی بالایی برخوردار است؛ بنابراین در میان متغیرهای دستگاه، im و yd دریافت کننده اولین تکانه‌های وارد بر روابط تعادلی بلندمدت بوده و متغیرهای اسمی به‌طور درونزا بار تعدیل کوتاه‌مدت را برای بازگرداندن تعادل بلندمدت دستگاه برعهده می‌گیرند.

حجم پول، علت ادواری نرخ ارز محسوب شده است؛ در حالی که قادر به پیش‌بینی رفتار کوتاه‌مدت قیمت نمی‌باشد. نتیجه مذکور بار دیگر با الگوی پولی «دورنبوش» مبنی بر چسبندگی بیشتر قیمت‌ها نسبت به نرخ ارز در کوتاه‌مدت و خنثی شدن (بخشی از) اثرات انبساطی پولی روی نرخ ارز از طریق تعدیل قیمت‌ها در بلندمدت سازگار است. قیمت، قادر به پیش‌بینی نرخ ارز در کوتاه‌مدت نمی‌باشد؛ درحالی که نرخ ارز علت ادواری قیمت و همچنین حاشیه نرخ ارز، محسوب می‌شود. حاشیه نرخ ارز نیز اثرات با اهمیتی روی حجم پول (کوتاه‌مدت) دارد. علیت مذکور احتمالاً تأثیرات سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز (یا کاهش prem) را روی افزایش تقاضای نقدینگی بنگاه‌ها منعکس می‌سازد. البته اثر مذکور مستلزم آن است که سیاست پولی نیز افزایش تقاضای پول را همراهی کرده باشد. تعامل میان متغیرهای اسمی به‌خصوص نرخ ارز، حجم پول و همچنین حاشیه نرخ ارز فرضیه سیکل معیوب[1] نرخ ارز، پول و قیمت را در اقتصاد ایران تأیید می‌کند. مطابق فرضیه مذکور، یک تکانه (خارجی یا داخلی) منجر به کاهش ارزش پول داخلی و افزایش قیمت می‌شود. به‌دنبال آن، حجم پول (با فرض واکنش جبرانی مقامات پولی) افزایش یافته که به‌نوبه خود، نرخ ارز و قیمت را برای دور بعد افزایش می‌دهد[2].

1- Vicious circle.

2- Bond (1980).

www.SID.ir

Archive of SID

نتایج آزمونهای خوبی برازش یا تشخیص در قسمت G جدول (۱) برای متغیرهای دستگاه ارائه شده است. در جدول مذکور (۴)، $AR\chi^2$ آماره آزمون ضریب لاگرانژ برای خود همبستگی پیاپی جملات اخلال (رای چهار وقفه)، (۱)$RESET\chi^2$ آماره آزمون رمزی[1] برای شکل تبعی الگو مبتنی بر مربع مقادیر برازش شده، (۲)$NORM\chi^2$ آماره آزمون نرمال بودن باقیمانده‌ها مبتنی بر چولگی[2] و کشیدگی[3] باقیمانده‌ها و (۱)$HET\chi^2$ آماره آزمون واریانس همسانی براساس رگرسیون مربع باقیمانده‌ها روی مربع مقادیر برازش شده می‌باشد. اعداد داخل جدول، سطوح اهمیت نهایی هستند. همان طور که ملاحظه می‌گردد، نتایج حاصله برای سه متغیر حقیقی تولید، واردات و حاشیه نرخ ارز از رضایتبخشی کمتری برخوردارند. فروض نرمال بودن و واریانس همسانی برای سه متغیر مذکور و همچنین آزمون شکل تبعی در مورد prem نقض می‌گردد. به‌علاوه، مشکلاتی نیز در خصوص فرض نرمال بودن باقیمانده‌های معادله نرخ ارز وجود دارد. نتایج حاصله، با توجه به درجه برونزایی بالای متغیرهای yd، im و prem و رفتار گام تصادفی نرخ ارز، دور از انتظار نمی‌باشد. در واقع اطلاعات دستگاه قادر نیست؛ رفتار متغیرهای حقیقی را به نحو رضایتبخشی توضیح دهد. برونزایی ضعیف متغیرهای حقیقی، متضمن آن است که در تخمین پارامترهای بلندمدت و کوتاه‌مدت مربوط به دستگاه شرطی (با متغیرهای اسمی درونزا)، نیازی به الگوسازی متغیرهای حاشیه‌ای که im،yd و prem را تولید می‌کنند، نمی‌باشد؛ لذا نقض برخی فروض اساسی تخمین در معادلات Δyd، Δim و $\Delta prem$ لطمه‌ای به کارایی مجانبی یا خواص آماری برآوردگرها در دستگاه شرطی وارد نمی‌سازد.

شکل (۱) آزمونهای ثبات پارامترها را برای معادلات دستگاه VAR هم‌انباشته کننده ساختاری مبتنی بر تخمین بازگشتی ضرایب نشان می‌دهد. برای این منظور از باقیمانده یک گام (۱Step) با $\pm 2SE$ و سه روش آزمون «چاو» برای تعیین اهمیت آماری خطاهای

1- Ramsy's RESET test

2- Skewness.

3- Kurtosis.

www.SID.ir

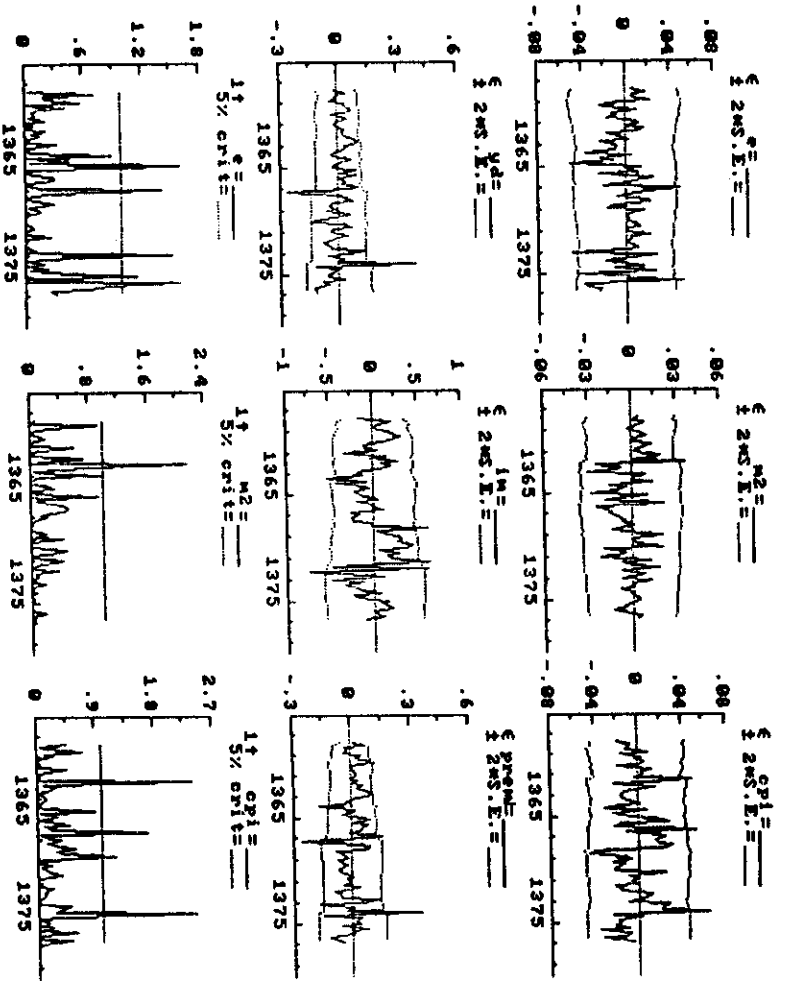
Archive of SID

پیش‌بینی و تحلیل نقطه و همچنین برای کل دستگاه هم‌انباشته کننده ارائه می‌گردد. در هر مورد، دنباله‌ای از آزمونهای F با اضافه کردن مشاهدات پیاپی یا تغییر نقطه شکست نشان داده می‌شود. دنباله آزمونهای یک گام (Nup) برای آزمون فرضیه صفر بودن خطاهای پیش‌بینی (یک گام به جلو) به کار می‌رود. در دنباله آزمونهای F، پیش‌بینی (Nup) اهمیت آماری بردار خطاهای پیش‌بینی Nگام به‌جلو مورد آزمون قرار می‌گیرد. نمونه اولیه M دوره را شامل می‌شود. افق پیش‌بینی (N) از آخرین دوره در نمونه اولیه (M) بتدریج افزایش می‌یابد. دنباله آزمون F نقطه شکست (Ndn) نیز فرضیه مشابه‌ای (صفر بودن خطاهای پیش‌بینی N گام به‌جلو) را آزمون می‌کند؛ اما در اینجا افق پیش‌بینی (N) از ۱ + M - T. با افزایش‌یابی دوره تخمین کاهش می‌یابد. (T کل نمونه و M تعداد مشاهدات ذخیره شده در شرایط اولیه است). در این مطالعه، اولین نمونه برای آزمونهای مذکور M=۲۴ مشاهده را در برمی‌گیرد. در ضمن باید توجه داشت که آماره‌های آزمون در سطح اهمیت ۵ درصد به‌گونه‌ای مقیاس‌گذاری می‌شوند که مقادیر بحرانی ثابت مانده و برابر واحد قرار گیرند؛ لذا چنانچه نمودار آزمون، خطوط بحرانی را قطع کند، فرضیه ثبات پارامترها رد می‌شود.

همان‌طور که در این نمودارها ملاحظه می‌گردد، بیشترین موارد نقض ثبات پارامترها همانند آزمونهای تشخیص مربوط به معادلات Δyd ، Δim و Δprem می‌باشد. رفتار متغیرهای مذکور از بی‌ثباتی قابل توجهی رنج می‌برد. از میان متغیرهای اسمی، تنها معادله نرخ ارز بی‌ثباتی بیشتری را نشان می‌دهد. نمودار باقی‌مانده‌ها و همچنین آزمونهای F یک گام به جلو هر چند مشکلاتی را در تصریح کامل معادله Δm و Δp منعکس می‌سازند، اما مجموعه اطلاعات دستگاه برای توضیح رفتار آنها رضایتبخش‌تر از متغیرهای حقیقی می‌باشند. مقادیر آزمون‌ها نقطه شکست و پیش‌بینی برای کل دستگاه نیز به‌لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد که نقش مسلط بی‌ثباتی معادلات مذکور را در دستگاه نشان می‌دهد؛ بدین ترتیب، نتایج حاصله نیز عدم کفایت اطلاعات نمونه را برای تبیین رضایتبخش رفتار متغیرهای حقیقی منعکس می‌سازد.

www.SID.ir

Archive of SID



شکل (۱) ـ آزمون‌های ثبات ساختاری و باقیمانده‌های یک گام برای دستگاه هم‌انباشته کننده

www.SID.ir

Archive of SID

۴-۳- تحلیل منحنی‌های شدت تداوم[1]

منحنی‌های شدت تداوم، تأثیر تکانه وارد بر کل دستگاه[2] را روی یک رابطه تعادلی بلندمدت (یا بردار هم‌انباشته کننده) در افق‌های زمانی مختلف نشان می‌دهد. این منحنی‌ها حاوی اطلاعاتی در خصوص سرعت همگرایی دستگاه به‌سمت رابطه تعادلی بلندمدت هستند؛ به‌عبارت دیگر، منحنی شدت تداوم سرعتی که با آن (به‌دنبال تکانه وارد بر کل دستگاه) عدم تعادل الگو زایل می‌گردد را نشان می‌دهد. مقدار شدت تداوم در زمان صفر، یعنی زمان ایجاد تکانه، برابر واحد قرار می‌گیرد و پس از آن، چنانچه رابطه تعادلی بلندمدت، میان متغیرهای الگو برقرار باشد، به سمت صفر کاهش می‌یابد. شکل (۲)، منحنی‌های شدت تداوم را برای تابع بلندمدت تقاضای پول و نرخ ارز نشان می‌دهد. این نمودارها سرعت نسبی همگرایی روابط مذکور را به‌سمت تعادل بلندمدت آنها اندازه‌گیری می‌کنند. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد، به دنبال تکانه واحد ایجاد شده برکل دستگاه، تقاضای پول برای یک دوره طولانی از تعادل منحرف می‌شود. فرایند ایجاد تعادل در بازار پول (پرتفوی آحاد اقتصادی) بسیار کند می‌باشد. به‌علاوه، منحنی شدت تداوم در بازار پول به‌صورت U معکوس است؛ لذا تکانه دستگاه، عدم تعادل اولیه در بازار پول را در کوتاه‌مدت (تا دور چهارم) تشدید[3] می‌کند و پس از آن، عدم تعادل پرتفوی بتدریج کاهش یافته، به‌طوری که در دوره یازدهم، هنوز بیش از ۵۰ درصد عدم تعادل اولیه در الگو باقی می‌ماند. اثر این تکانه پس از ۱۶ دوره (سه سال) به‌طور کامل زایل می‌گردد.

سرعت همگرایی نرخ ارز بازار موازی به‌سمت مقدار تعادلی آن بسیار سریعتر می‌باشد؛ به‌طوری که در همان دوره اول، حدود ۵۰ درصد عدم تعادل اولیه کاهش می‌یابد. در دوره دوم تنها ۲۰ درصد عدم تعادل اولیه نرخ ارز در دستگاه باقی می‌ماند و پس از آن، عدم تعادل بخش خارجی بتدریج کاهش یافته، پس از ۱۵ دوره، این عدم تعادل نیز به‌طور

1- Persistence Profile.

2- System - Wide shock.

3- Over shoot.

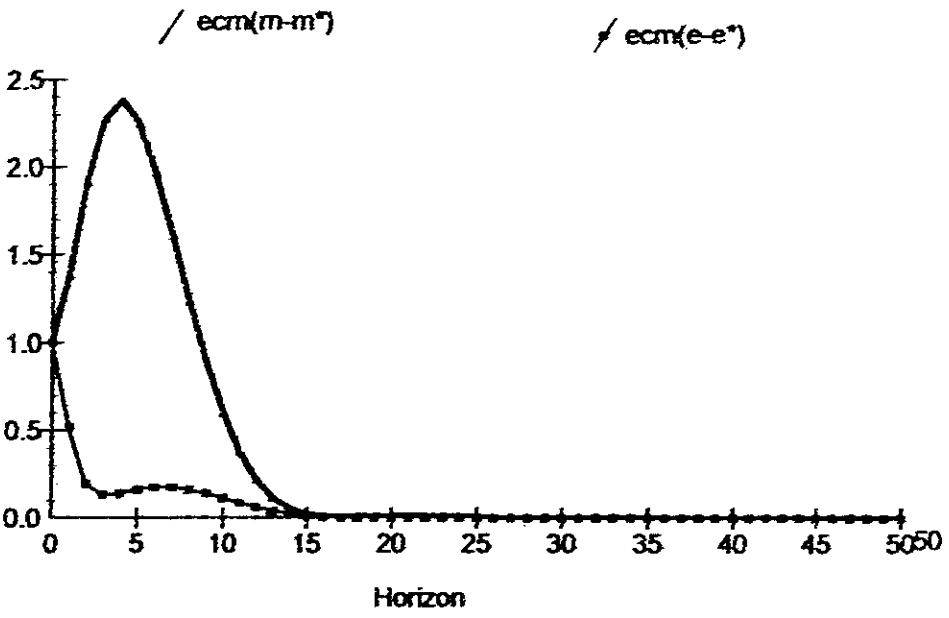
www.SID.ir

Archive of SID

کامل مضمحل می‌گردد. نتایج مذکور دلالت بر هزینه‌های بالاتر تعادل سریع پرتفوی (یا بازار پول) در کوتاه‌مدت دارد. با توجه به چسبندگی بیشتر قیمت نسبت به نرخ ارز بازار موازی، نتایج مذکور دور از انتظار نیست؛ به‌عبارت دیگر، انتظار می‌رود مطالعات دارایی به‌منظور تصحیح عدم تعادل پرتفوی با هزینه‌های بیشتری نسبت به معادلات ارز خارجی همراه باشد؛ بدین ترتیب عدم تعادل در بازار پول، نسبتاً بزرگ و طولانی بوده، به‌طوری که منافع ایجاد تعادل در این بازار با توجه به تکانه های وارد بر اقتصاد طی دوره نمونه ناچیز تلقی می شود. عدم دسترسی به بازارهای مالی تکامل یافته احتمالاً یکی از دلایل طولانی بودن دوره های عدم تعادل پرتفوی یا بازار پول می‌باشد. سرایت مستقیم عدم تعادل مذکور به بازار کالا و تغییر قیمتها نتیجه مذکور را تأیید می‌کند. در مقابل، بازار ارز خارجی با سرعت بیشتری نسبت به بازار پول تعدیل می‌شود که با یافته‌های قبلی این تحقیق در خصوص سرعت تعدیل نسبتاً بالای نرخ ارز در کوتاه‌مدت (۰/۲۳) نسبت به عدم تعادل خارجی سازگار است؛ لذا هر چند بخش کوچکی از عدم تعادل نرخ ارز برای یک دوره نسبتاً طولانی (۱۵ دوره) تداوم می یابد، اما سهم قابل ملاحظه‌ای از این عدم تعادل تا دوره دوم حذف می‌شود؛ بنابراین، هزینه های عدم تعادل بزرگ نرخ ارز در این بازار نسبتاً بالا بوده‌اند؛ اما آنچه که برای موضوع این مطالعه از اهمیت بیشتری برخوردار است، واگرا شدن عدم تعادل بازار پول در کوتاه‌مدت می‌باشد؛ در واقع، واگرایی و تشدید عدم تعادل بازار پول (در کوتاه‌مدت) با نقش مسلط تکانه‌های طرف عرضه (خصوصاً واردات) در این بازار سازگارتر است؛ زیرا تکانه‌های مذکور در اقتصاد ایران همزمان عرضه کل را از طریق واردات و تقاضای کل را از طریق مخارج دولت متأثر ساخته‌اند. با افزایش حجم پول (از طریق بودجه دولت)بازار پول در عدم تعادل قرار می‌گیرد؛ اما قیمت‌ها در کوتاه‌مدت قادر به تعدیل سریع نسبت به عدم تعادل مذکور نیستند؛ زیرا تکانه‌های مثبت طرف عرضه اثرات کاهنده روی قیمت دارد؛ بدین‌ترتیب، اگر افزایش اولیه حجم پول انعکاسی از سیاست پولی انبساطی‌تر در آینده باشد (همانطور که خواص سری زمانی پول نشان می‌دهد)، می‌توان عدم تعادل بیشتر بازار پول را در کوتاه‌مدت انتظار داشت.

www.SID.ir

Archive of SID



شکل (۲) ـ منحنی‌های شدت تداوم برای روابط بلندمدت تقاضای پول و ارز خارجی

۵-۳ـ برآورد زیر دستگاههای شرطی طرف تقاضا

در بخش‌های قبل نشان داده شد که بازخور عدم تعادل‌های بلندمدت دستگاه روی متغیرهای حقیقی yd ، im و prem معنی‌دار نیستند. نتیجه مذکور دلالت برآن دارد که می‌توان پارامترهای بلندمدت یا کوتاه‌مدت را تنها مبتنی بر زیر دستگاه شرطی شامل متغیرهای درونزای m و p بدون از دست دادن خواص کارایی مجانبی برآورد کرد[1]. در این حالت دیگر نیازی به الگوکردن متغیرهای yd ، im و prem نیست؛ لذا در دستگاه VECM(۵) متغیرهای yd(-۱) ، im(-۱) و prem(-۱) در فضای هم‌انباشتگی مقید شده و تفاضل سطوح جاری و با وقفه هر یک (تا وقفه چهارم) به‌صورت غیرمقید(بعنوان متغیرهای برون‌زای I(۰)) در دستگاه لحاظ می‌گردند[2]. نتایج حاصل در جدول (۲) ارائه

1- Conditional Subsystem.

۲- متغیرهای Δyd(-۴) ...و Δyd، Δim(-۴) ... و Δim، Δprem(-۴)...و Δprem به شکل غیرمقید به‌عنوان متغیرهای برونزا در دستگاه شامل می‌شوند.

www.SID.ir

Archive of SID

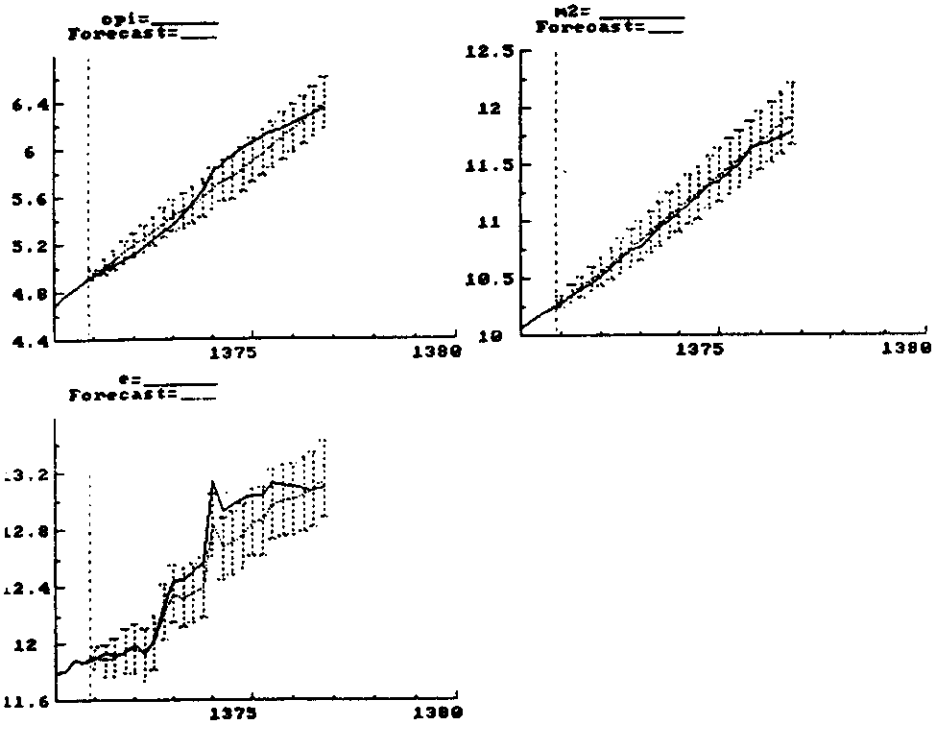
شده است.

آزمونهای هم‌انباشتگی، برخلاف دستگاه غیرشرطی، بدون هیچ تناقض سازگار با تئوری اقتصادی، وجود دو رابطه تعادلی بلندمدت را تأیید می‌کنند. تخمین بردارهای هم‌انباشته‌کننده و ضرایب تعدیل یا بازخور هر چند تفاوتهای چشم‌گیری با نتایج دستگاه غیرشرطی ندارد، اما دقت تخمین‌ها و آزمونهای تشخیص تا حدودی بهبود یافته‌اند. در معادله بلندمدت تقاضای پول، ضرایب متغیرهای prem، im و e+pf و همچنین در معادله بلندمدت نرخ ارز، ضریب m (به‌عنوان محدودیت‌های شناسایی‌کننده) برابر صفر قرار داده شده‌اند. محدودیت‌های مذکور، باتوجه به آزمون نسبت درستنمایی، معتبر می‌باشند. کشش درآمدی تقاضای پول، به‌طور معنی‌داری بزرگتر از واحد می‌باشد و کشش قیمتی مطابق انتظار تفاوت معنی‌داری از واحد ندارد. در معادله نرخ ارز، اهمیت آماری ضرایب im و yd افزایش یافته، مقدار آنها همانند دستگاه غیرشرطی، تقریباً قرینه یکدیگر برآورد می‌شوند؛ لذا انتظار می‌رود که نرخ حقیقی ارز در بلندمدت از نسبت (im-yd) به‌طور معنی‌داری در جهت منفی تأثیر بپذیرد. برآورد ضرایب تعدیل در قسمت C جدول (۲) تفاوت محسوسی با نتایج حاصل از دستگاه غیرشرطی نکرده است. نرخ ارز با سرعت بیشتری در مقایسه با قیمت، نسبت به عدم تعادل خارجی تعدیل می‌شود؛ به‌طوری که پس از ۴ دوره (یکسال) حدود ۴۹ درصد عدم تعادل اولیه توسط تغییرات نرخ ارز و ۱۸ درصد آن با تغییرات قیمت برطرف می‌گردد. شاخص قیمت نیز به‌طور معنی‌داری نسبت به عدم تعادل بازار پول واکنش نشان می‌دهد؛ اما سرعت واکنش پایین (۰/۰۴) می‌باشد؛ لذا انتظار می‌رود که عدم تعادل بازار پول یا پرتفوی آحاد اقتصادی برای یک دوره طولانی تداوم یابد. بالاخره قسمت F از جدول (۲) سطوح اهمیت نهایی آماره‌های تشخیص را برای معادلات تصحیح خطای دستگاه شرطی نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد، اکثر آماره‌ها در مقایسه با دستگاه غیرشرطی بهبود یافته‌اند؛ به‌علاوه، کلیه آزمونهای نقطه شکست و پیش‌بینی چاو، شواهدی از بی‌ثباتی در زیر دستگاه شرطی را نشان نمی‌دهند (این نتایج برای صرفه‌جویی ارائه نشده‌اند)؛ بنابراین، استفاده از زیر دستگاه شرطی مذکور برای تبیین

www.SID.ir

Archive of SID

رفتار متغیرهای اسمی طرف تقاضا رضایتبخش می‌باشد. شکل (۳) فواصل اطمینان ۹۵ درصد را برای پیش‌بینی‌های پویای خارج نمونه به نمایش می‌گذارد.



شکل (۳)- پیش‌بینی‌های پویای خارج نمونه برای متغیرهای اسمی m و p و e+pf

www.SID.ir

جدول (۲) ـ تحلیلهای هم انباشتگی شرطی براساس روابط بلندمدت تقاضای پول و نرخ ارز

متغیرهای الگو شده: m, e+pf, p

متغیرهای الگو نشده: yd, im, prem

(A) فضای هم انباشتگی

آزمون تریس					آزمون حداکثر مقدار ویژه				
مقداربحرانی ٪۹۰	مقداربحرانی ٪۹۵	آماره آزمون	فرضیه مخالف	فرضیه صفر	مقداربحرانی ٪۹۰	مقداربحرانی ٪۹۵	آماره آزمون	فرضیه مخالف	فرضیه صفر
۴۲/۶۷	۴۶/۴۴	۶۷/۷۷	r≥۱	r=۰	۲۵/۲۱	۲۷/۷۵	۳۸/۵۷	r=۱	r=۰
۲۵/۶۳	۲۸/۴۲	۲۹/۲۰	r≥۲	r≤۱	۱۸/۷۸	۲۱/۰۷	۲۰/۷۴	r=۲	r≤۱
۱۲/۲۷	۱۴/۳۵	۸/۴۷	r=۳	r≤۲	۱۲/۲۷	۱۴/۳۵	۸/۴۷	r=۳	r≤۲

(B) بردارهای هم انباشته کننده (مقید)

	yd	m	p	e+ef	im	prem
ecm(m-m*)	-۱/۴۱۹	۱	-۰/۹۵۲	۰	۰	۰
	(۰/۱۳۸)		(۰/۰۲۱)			
ecm(e-e*)	-۰/۵۳۱	۰	۱/۰۷	۱	۰/۶۲۷	۰/۸۵۲
	(۰/۲۵۲)		(۰/۰۱۷)		(۰/۳۰۲)	(۰/۰۳۴)

آزمون محدودیت‌های بیش از حد مشخص: LR - test $\chi^2(۲) = ۱/۶۰۲$ (۰/۴۴۹)

Archive of SID
www.SID.ir

ادامه جدول (۲)

(C) ضرایب تعدیل			
جملات تصحیح خطا (متغیرهای مستقل)	Δm	Δp	Δ(e+ef)
$ecm(m-m^*)_{-1}$	-۰/۰۳۹۱	۰/۰۳۷	۰/۲۱۱
	(۰/۰۱۲)	(۰/۰۱۸)	(۰/۰۷۸)
$ecm(e-e^*)_{-1}$	۰/۰۴	۰/۰۶۴	۰/۱۹۹
	(۰/۰۲۱)	(۰/۰۲)	(۰/۰۲۸)
(F) آزمون‌های تشخیص - مقادیر داخل پرانتز سطوح اهمیت نهایی (p-value) را نشان می‌دهند.			
جملات تصحیح خطا (متغیرهای مستقل)	Δm	Δp	Δ(e+ef)
$AR\chi^2(۴)$	۰/۶۴	۰/۳۲	۰/۲۴
$RESET\chi^2(۱)$	۰/۹۸	۰/۷۱	۰/۷
$NORM\chi^2(۲)$	۰/۲۶	۰/۱۵	۰/۰۰
$HET\chi^2(۱)$	۰/۱۸	۰/۳۲	۰/۰۳

توضیحات: اعداد داخل پرانتز در زیر ضرایب، خطاهای معیار می‌باشند.

Archive of SID

www.SID.ir

Archive of SID

زیر دستگاه هم‌انباشته کننده شرطی، برای دوره (۴)۱۳۷۰ -(۱)۱۳۵۰ برآورد شده و از ۲۴ مشاهده باقی‌مانده برای مقایسه پیش‌بینی‌های دستگاه با مقادیر واقعی آن استفاده‌شده است. همانطورکه ملاحظه می‌گردد، کلیه پیش‌بینی‌ها رضایتبخش هستند. خطاهای‌پیش‌بینی درجهت خاصی اریب نیستند و هیچ‌یک از آنها به لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشند؛ لذا فروض برونزایی(ضعیف) متغیرهای‌حقیقی در زیر دستگاه شرطی طرف تقاضا معتبربوده، به‌طوری که این دستگاه قادر است رفتار آتی متغیرهای اسمی را به‌نحو مطلوبی پیش‌بینی کند.

آنچه که در این مطالعه از اهمیت بیشتری برخوردار است، تبیین رفتار بلندمدت تولید براساس متغیرهای اسمی طرف تقاضا می‌باشد؛ لذا در دومین زیر دستگاه شرطی پول الگو نشده و برونزایی ضعیف یا نیروی رانش بلندمدت تلقی می‌شود. برای این منظور، یک زیر دستگاه شرطی شامل متغیرهای درونزای yd، p و e+pf مشروط بر اطلاعات برونزای m، im و prem را در نظر می‌گیریم. بدین ترتیب m(-۱)، im(-۱) و prem(-۱) در فضای هم‌انباشتگی محدود شده و تفاضل سطوح جاری و وقفه‌های اول تا چهارم هر یک نیز به‌طور غیرمقید در زیر دستگاه VECM(۵) شرطی لحاظ می‌گردند؛ لذا متغیر اسمی پول (به‌همراه prem و im) الگو نمی‌شود؛ زیرا دستگاه شرطی مذکور، با همان طرح شناسایی قبل برای ساختار بلندمدت، سازگار با حالتی است که تقاضای نهایی (یا تولید) در بلندمدت توسط m و p تعیین شده است؛ به‌طوری که متغیرهای اسمی مذکور نیروهای رانش بلندمدت یا علت بلندمدت yd محسوب گردند. نتایج تحلیلهای هم‌انباشتگی برای زیر دستگاه شرطی مربوطه در جدول (۳) ارائه شده‌اند. آزمونهای هم‌انباشتگی در این حالت، تنها وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت را تأئید کرده که همان معادله بلندمدت نرخ ارز می‌باشد. همچنین آماره آزمون برای فرضیه $r \leq 1$ و مقدار ویژه متناظر با آن، به‌طور قابل ملاحظه‌ای کاهش می‌یابد؛ لذا نتایج این آزمونها با فرضیه علیت بلندمدت متغیرهای اسمی برای yd در چارچوب یک رابطه تعادلی بلندمدت سازگار نیست. اهمیت ضرایب m و p در بردار اول (تقاضا) به‌طور قابل ملاحظه‌ای کاهش یافته است. نتایج برآورد ضرایب تعدیل در قسمت C جدول (۳) نشان

www.SID.ir

Archive of SID

می‌دهد که yd نسبت به عدم تعادل مربوطه یعنی ecm(yd-yd*) تعدیل نمی‌شود که با تفسیر بردار اول به‌عنوان تقاضای کل سازگار نمی‌باشد. قیمت نیز بار ایجاد تعادل مذکور را به‌عهده نمی‌گیرد؛ لذا برآورد ضرایب تعدیل، نتیجه آزمونهای هم‌انباشتگی را مبنی بر وجود تنها یک رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای دستگاه شرطی مذکور تأیید می‌کند. بالاخره آزمون تشخیص در جدول (۳) قسمت (D) نیز بر مشکلات خطای تصریح در زیر دستگاه شرطی خصوصاً معادله Δyd دلالت دارند؛ در واقع برخی مفروضات تخمین در مورد توزیع تجربی جملات خطا در معادله مذکور با قاطعیت رد می‌شود؛ بدین ترتیب تصریح معادلات دستگاه مطابق آماره‌های تشخیص، رضایتبخش نیست. آماره‌های بازگشتی برای ثبات ضرایب مبتنی بر آزمونهای نقطه شکست و پیش‌بینی چاو، نشان‌دهنده بی‌ثباتی شدید پارامترها در معادلات Δyd و تا حد کمتری Δp و Δe می‌باشند (نتایج برای صرفه‌جویی ارائه نشده‌اند)؛ لذا الگو کردن رفتار متغیر yd براساس متغیرهای اسمی طرف تقاضا معتبر نبوده، توضیح نوسانات yd نیاز به اطلاعاتی ماوراء متغیرهای مذکور دارد.

پیش‌بینی‌های پویای خارج نمونه حاصل از زیر دستگاه شرطی مذکور، نتایج فوق را تأیید می‌کند. این زیر دستگاه شرطی مبتنی بر فروض برونزایی m ، im و prem قادر نیست تا متغیرهای درونزای p،yd و e را به نحو رضایتبخش برای دوره (۴)۱۳۷۶ - (۱)۱۳۷۱ پیش‌بینی کند. در واقع پیش‌بینی دستگاه در مورد کاهش yd ناشی از کاهش واردات یا احتمالاً افزایش prem با کاهش واقعی آن فاصله معنی‌داری دارد (نتایج نشان داده نشده‌اند[1]).

---

۱ - برای نتایج تفصیلی به طرح مراجعه شود.

www.SID.ir

جدول (۳) ـ تحلیلهای هم‌انباشتگی شرطی براساس روابط بلندمدت تقاضای نهایی و نرخ ارز

متغیرهای الگو شده: e+pf, p , yd

متغیرهای الگو نشده: prem, im , m

(A) فضای هم انباشتگی

آزمون تریس					آزمون حداکثر مقدار ویژه				
مقداربحرانی ٪۹۰	مقداربحرانی ٪۹۵	آماره آزمون	فرضیه مخالف	فرضیه صفر	مقداربحرانی ٪۹۰	مقداربحرانی ٪۹۵	آماره آزمون	فرضیه مخالف	فرضیه صفر
۴۹/۵۶	۵۳/۴۱	۶۶/۵۴۲	r≥۱	r=۰	۲۸/۱۱	۳۰/۷۴	۳۹/۵۲۹	r=۱	r=۰
۳۰/۳۷	۳۳/۲۵	۲۳/۰۱۷	r≥۲	r≤۱	۲۱/۶۷	۲۴/۲۲	۱۷/۶۲۱	r=۲	r≤۱
۱۴/۷۶	۱۶/۹۰	۹/۸۷۱	r=۳	r≤۲	۱۴/۷۶	۱۶/۹	۱۰/۳۸۹	r=۳	r≤۲

(B) بردارهای هم انباشته کننده (مقید)

	yd	m	p	e+pf	im	prem
ecm(yd-yd*)	۱	-۰/۲۴۸	۰/۱۵۵	۰	۰	۰
	–		(۰/۱۹۷)			
ecm(e-e*)	-۰/۶۶۲	۰	-۱/۰۸۴	۱	۰/۹۷۱	۰/۶۴۵
	(۰/۴۷۰)		(۰/۰۳۲)		(۰/۳۵۱)	(۰/۳۱۷)

آزمون محدودیت‌های بیش از مشخص: LR - test χ^2 (۲) =۳/۶۷ (۰/۱۵۹)

Archive of SID

www.SID.ir

ادامه جدول (۳)

(C) ضرایب تعدیل			
جملات تصحیح خطا (متغیرهای مستقل)	Δyd	Δp	Δ(e+pf)
$ecm(yd-yd^*)_{-1}$	-۰/۰۳	۰/۰۲۸	-۰/۰۸۸
	(۰/۱۱)	(۰/۰۱۸)	(۰/۰۷۶)
$ecm(e-e^*)_{-1}$	۰/۰۰۱	۰/۰۷۴	-۰/۲۱۳
	(۰/۰۱۳)	(۰/۰۲۰)	(۰/۰۴۱)
(F) آزمون‌های تشخیص - مقادیر داخل پرانتز سطوح اهمیت نهایی (p-value) را نشان می‌دهند.			
آماره‌های آزمون	Δyd	Δp	Δ(e+pf)
$AR\chi^2(۴)$	۰/۱۱	۰/۳۱	۰/۱۷
$RESET\chi^2(۱)$	۰/۳۷	۰/۲۷	۰/۲۱
$NORM\chi^2(۲)$	۰/۰۰	۰/۱۳	۰/۰۰
$HET\chi^2(۱)$	۰/۰۰	۰/۰۹	۰/۰۸

توضیحات: اعداد داخل پرانتز در زیر ضرایب، خطاهای معیار می‌باشند.

Archive of SID

www.SID.ir

Archive of SID

۶-۳- تجزیه‌های واریانس و توابع عکس‌العمل آنی در دستگاه تقاضا

آزمون معنی‌دار بودن ضرایب متغیرهای با وقفه و جملات تصحیح خطا که براساس برآورد دستگاه تصحیح خطای برداری یا VECM صورت می‌گیرد، آزمونهای علیت گرنجر (کوتاه‌مدت و بلندمدت) درون نمونه تفسیر می‌شوند؛ لذا این آزمونها تنها برونزایی یا درونزایی متغیر وابسته را به مفهوم گرنجر در داخل نمونه مشخص می‌سازند؛ اما اطلاعاتی در مورد خواص پویایی دستگاه ارائه نمی‌کنند. تجزیه و تحلیل اثرات متقابل پویا از تکانه‌های ایجاد شده در الگو، با استفاده از روشهای تجزیه واریانس (VDC_s) و توابع عکس‌العمل آنی (IRF_s) صورت می‌گیرد. روش تجزیه واریانس، قدرت نسبی زنجیره علیت گرنجر یا درجه برونزایی متغیرها را ماوراء دوره نمونه اندازه‌گیری می‌کند؛ لذا VDC_s را می‌توان آزمون علیت گرنجر خارج از دوره نمونه نامید. در این روش، سهم تکانه‌های وارد شده به متغیرهای مختلف الگو در واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیر در کوتاه‌مدت و بلندمدت مشخص می‌گردد؛ به‌طور مثال، اگر متغیری مبتنی بر مقادیر با وقفه خود به‌طور بهینه قابل پیش‌بینی باشد، آنگاه واریانس خطای پیش‌بینی تنها براساس تکانه‌های وارد بر آن متغیر شرح داده می‌شود. با تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، سهم نوسانات هر متغیر در واکنش به تکانه وارد شده، به متغیرهای الگو تقسیم می‌گردد؛ بدین ترتیب قادر خواهیم بود، سهم هر متغیر را بر روی تغییرات متغیرهای دیگر، در طول زمان اندازه‌گیری کنیم. از آنجایی که تجزیه‌های واریانس متعامد به‌ترتیب قرارگرفتن متغیرها در دستگاه حساس می‌باشند، لذا روش تجزیه‌های واریانس تعمیم یافته را مورد استفاده قرار می‌دهیم. تنها باید توجه داشت که در این روش، مجموع سهم تکانه‌های مختلف در توضیح واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیر، الزاماً برابر واحد نیست.

جدول (۴) تفکیک واریانس خطای پیش‌بینی متغیرهای دستگاه را برای ۴۰ دوره (۱۰ سال) در کوتاه‌مدت (سال اول) میان مدت (سال دوم تا پنجم) و بلندمدت (سال ششم به بعد) نشان می‌دهد. تجزیه واریانس یا VDC_s به‌گونه‌ای تعریف شده‌اند که در دوره اول یا کوتاه‌مدت، معمولاً نوسانات هر متغیر عمدتاً توسط تکانه‌های مربوط به خود

www.SID.ir

Archive of SID

آن توضیح داده می‌شوند؛ اما در افقهای زمانی دورتر، سهم سایر متغیرهای دستگاه در پیش‌بینی رفتار یک متغیر، با توجه به اهمیت آنها افزایش می‌یابد. نتایج حاصل از VDC_s با یافته‌های به‌دست آمده از VECM در بخش‌های قبل سازگار است. تقاضای حقیقی (یا تولید) در تمامی افقهای زمانی توسط تکانه‌های وارد بر همین متغیر و واردات توضیح داده می‌شود. هر چند سهم واردات در کوتاه‌مدت (سال اول) تنها ۷ درصد است، اما این سهم در میان مدت (سال سوم) به ۲۲ درصد و در بلندمدت به ۲۷ درصد می‌رسد.

بیش از ۸۰ درصد واریانس خطای پیش‌بینی تولید در افقهای زمانی مختلف توسط تکانه‌های yd و im توضیح داده می‌شوند. به‌طور کلی سهم تکانه‌های اسمی در نااطمینانی تولید نه تنها در بلندمدت، بلکه در کوتاه‌مدت نیز ناچیز بوده و نقش با اهمیتی را به‌عنوان منبع نوسانات yd ایفا نمی‌کنند. از میان تکانه‌های اسمی، حجم پول با سهمی بین ۱۰-۸ درصد در افق‌های زمانی مختلف بیشترین نقش را در نوسانات تولید دارد. قیمت و نرخ ارز به‌ترتیب از درجه اهمیت پنجم و ششم در واریانس تولید (بلندمدت) برخوردارند؛ لذا هر چند سیاستهای پولی و ارزی مستقل نقش تعیین‌کننده‌ای در تحولات اقتصادی نداشته‌اند، اما به‌نظر می‌رسد که در طی دوره نمونه، سیاستها یا نوسانات پولی و عرضه اعتبارات سیستم بانکی نقش مهمتری در برنامه‌های تثبیت (یا بی‌ثباتی‌های) اقتصادی مانند جلوگیری از کاهش تولید ایفا کرده‌اند. ضمناً prem نیز پس از حجم پول بیشترین سهم را (۷ درصد در سال اول و ۵ درصد در سال پنجم) در نوسانات تولید داشته است. این سهم در طول زمان کاهش یافته و به ۲ درصد در سال دهم می‌رسد؛ لذا کاهش حاشیه نرخ ارز با حذف مثلثهای عدم کارایی، حداقل در کوتاه‌مدت قادر بوده تولید را تحت تأثیر قرار دهد؛ هر چند که از سیاست ارزی مذکور به‌طور فعال در دوره نمونه استفاده نشده است.

نتایج VDC_s برای واردات نیز نشان می‌دهد که این متغیر از درجه برونزایی بالایی برخوردار بوده، به‌طوری که در کوتاه‌مدت ۹۴ درصد و در بلندمدت بیش از ۷۱ درصد نوسانات im توسط تکانه‌های مربوط به خود آن توضیح داده می‌شود. سهم yd در بی‌اطمینانی واردات نیز هر چند در کوتاه‌مدت ۸ درصد است، اما در سال دوم به ۱۵

www.SID.ir

Archive of SID

درصد و در سال پنجم به ۱۹ درصد افزایش می‌یابد؛ لذا سیاستهای طرف عرضه مانند اطلاعات ساختاری که منجر به افزایش تولید می‌گردد، واردات را نیز به‌طور قابل توجهی متأثر می‌سازد. در مقابل، اهمیت متغیرهای اسمی در واریانس خطای پیش‌بینی واردات بسیار ناچیز است.

تغییرات حجم پول، عمدتاً تحت تسلط سایر متغیرهای الگو خصوصاً واردات، قیمت و حاشیه نرخ ارز می‌باشد؛ در واقع حجم پول در میان متغیرهای الگو، از پایینترین درجه برونزایی برخوردار است؛ به‌طوری که بیش از ۵۰ درصد واریانس خطای پیش‌بینی آن در بلندمدت توسط تکانه‌های مربوط به سایر متغیرهای الگو توضیح داده می‌شود. این نتیجه دلالت بر استقلال پایین سیاستهای پولی دارد؛ به‌عبارت دیگر شواهد مذکور نشان می‌دهند که تکانه‌های اسمی و حقیقی توسط سیاستهای پولی همراهی شده‌اند؛ در واقع سیاستهای پولی، واکنشی به تحولات واردات، قیمت و حاشیه نرخ ارز بوده‌اند. سهم حاشیه نرخ ارز (حدود ۹ درصد در سال پنجم) در نوسانات m ، تأثیر سیاستهای یکسان‌سازی نرخ ارز را در افزایش تقاضای نقدینگی تولیدکنندگان در چارچوب سیاستهای پولی (همراه کننده) منعکس می‌سازد.

در تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی نرخ ارز، متغیرهای حقیقی به‌ویژه واردات و prem و پس از آن، حجم پول (حداقل کوتاه‌مدت) بیشترین سهم را در واریانس مذکور ایفا می‌کنند. واردات در کوتاه‌مدت (سال اول) ۳۸ درصد و حاشیه نرخ ارز ۲۲ درصد نوسانات e را توضیح می‌دهند؛ هر چه اهمیت این متغیرها در افقهای زمانی طولانی کاهش می‌یابد، اما هنوز چشم‌گیر (۲۶ درصد برای واردات و ۱۵ درصد برای حاشیه نرخ ارز در سال دهم) می‌باشند. تکانه‌های پولی نیز نقش بسیار با اهمیتی دربی‌اطمینانی نرخ ارز، حداقل در کوتاه‌مدت، داشته‌اند؛ به‌طوری که این تکانه‌ها در سال اول حدود ۱۷ درصد و در سال سوم ۱۲ درصد واریانس نرخ ارز را توضیح می‌دهند.

تولید و واردات همچنان نقش با اهمیتری نسبت به سایر متغیرها در بی‌اطمینانی قیمت ایفا می‌کنند. البته این سهم در کوتاه‌مدت کمتر می‌باشد و نشان می‌دهد که اثرات ضدتورمی تکانه‌های طرف عرضه و واردات روی p تدریجی است. تکانه ارزی، سهم

www.SID.ir

Archive of SID

بیشتری از تکانه پولی را در واریانس تورم در کوتاه‌مدت داراست. در واقع تکانه پولی، از درجه چهارم اهمیت (پس از yd، im و e) در کوتاه‌مدت و از درجه سوم اهمیت در بلندمدت برای توضیح نوسانات قیمت برخوردار می‌باشد. نتیجه مذکور، احتمالاً نشان می‌دهد که استفاده از نرخ ارز به‌عنوان لنگر اسمی در کوتاه‌مدت، و نیز سیاستهای پولی در بلندمدت کارایی بیشتری در کنترل تورم یا نوسانات آن داشته‌اند. درضمن باید توجه‌داشت که رشد پول به‌طور درونزا به سایر تکانه‌های واکنش نشان‌می‌دهد و لذا اثر آن بر قیمت از طریق متغیرهای دیگر (حقیقی) کنترل می‌شود؛ به‌علاوه تورم پس از تولید و واردات، برونزاترین متغیر دستگاه محسوب شده، به‌طوری‌که تکانه‌های تاریخی همراه با خود تورم نقش مهمی (در افقهای زمانی کمتر از دو سال) در تغییرات آن ایفا می‌کنند. بدین‌ترتیب، ملاحظه‌می‌گردد که تولید و واردات متغیرهای پیشرو برای دستگاه محسوب شده، سهم مهمی در واریانس خطاهای پیش‌بینی سایر متغیرها ایفا می‌کنند؛ به‌عبارت دیگر، متغیرهای حقیقی، حاوی اطلاعات مهمی در مورد رفتار آتی متغیرهای اسمی هستند.

توابع عکس‌العمل آنی ناشی از تکانه‌های وارد بر دستگاه در شکلهای (۵)،(۶)و(۷) نشان داده‌شده‌است. این تکانه معمولاً به اندازه یک انحراف‌معیار انتخاب‌می‌شود؛ لذا به آن تکانه با ضربه واحد می‌گویند. بااستفاده از تابع عکس‌العمل آنی، پاسخ پویای دستگاه به تکانه‌واحد اعمال‌شده از سوی هریک‌از متغیرها مشخص‌می‌گردد. مبدأ مختصات برای توابع مذکور مقادیر s-s را برای متغیرهای پاسخ نشان‌می‌دهند. تأثیر بلندمدت تکانه‌های‌اقتصادی بر متغیرهای دستگاه با تئوری‌اقتصادی سازگار است؛ به‌علاوه اکثرمتغیرها به‌صورت‌نمایی به‌سمت مقادیرتعادلی جدید حرکت‌می‌کنند. همان‌طورکه خواهیم‌دید، مطابق تحلیل‌های IRF_s نیز تکانه‌های طرف عرضه‌منبع اصلی‌نوسانات تولید به‌حساب می‌آیند[1].

شکل (۴) تأثیر تکانه یا ضربه‌ای به اندازه یک انحراف معیار تولید را بر متغیرهای دستگاه در افقهای زمانی مختلف نشان می‌دهد. در بلندمدت، تکانه واحد طرف عرضه،

1- Baseline.

www.SID.ir

Archive of SID

yd را به‌میزان ۲/۷ درصد نسبت به وضعیت مبنا (بدون حضور تکانه) افزایش می‌دهد. اما این افزایش تدریجی و کند صورت می‌گیرد؛ به‌طوری که ۷۰ درصد تعدیل پس از ۱۱ دوره کامل می‌شود. الگوی تعدیل مذکور با تفسیر تکانه‌های طرف عرضه سازگار است؛ زیرا تأثیر کامل اصلاحات ساختاری یا ورود و یادگیری تکنولوژی جدید با زمانهای طولانی همراه می‌گردد. اثر تکانه مذکور روی قیمت، منفی است و نشان می‌دهد عوامل طرف عرضه نقش بیشتری نسبت به تقاضا در افزایش تولید داشته‌اند. واکنش مثبت عرضه پول به افزایش تولید نیز با نقش سیاستهای پولی جبرانی یا همراه‌کننده در اقتصاد ایران سازگار است.

به‌علاوه، تأثیر تکانه وارداتی را بر متغیرهای دستگاه، الگویی مشابه اثرات تکانه عرضه را بر دستگاه ایجاد می‌کند (شکل رسم نشده است). نتیجه مذکور دور از انتظار نیست؛ زیرا نوسانات اقتصادی در ایران عمدتاً ناشی از تحولات بخش خارجی بوده است. این نتیجه آسیب‌پذیری اقتصاد ایران را در برابر تکانه‌های خارجی همانند کشورهای امریکای لاتین نشان می‌دهد؛ درحالی که ممالک آسیای جنوب‌شرقی قدرت تعدیل سریع نسبت به تکانه‌های خارجی را از طریق تعدیلات ساختاری لازم داشته‌اند[1].

تأثیر تکانه واحد پولی بر متغیرهای دستگاه نیز در نمودار (۶) نشان داده می‌شود. تکانه مذکور در همان دوره حجم پول را ۲/۶ درصد افزایش می‌دهد. این تکانه منجر به انبساط بیشتر حجم پول در دوره‌های بعد می‌گردد؛ به‌طوری که در تعادل جدید، حجم پول به میزان ۸/۶ درصد بالاتر از تعادل اولیه آن قرار می‌گیرد. تکانه پولی، تولید را در طول زمان افزایش می‌دهد؛ اما اثر آن بر شاخص قیمت در بلندمدت برخلاف انتظار، منفی است؛ به‌عبارت دیگر، شاخص قیمت به‌دنبال یک انبساط پولی گرایش به کاهش دارد. نتیجه مذکور در ادبیات تجربی اخیر، در خصوص اثرات سیاست پولی، به معمای قیمت شهرت پیدا کرده است. اولین بار Sims (1992) چنین نتیجه‌ای را برای آمریکا به‌دست آورد و آن را معمای قیمت نامید. پس از وی Funke (1997) برای آلمان و Morsink & Bayoumi(1999) برای ژاپن، مبتنی بر تحلیلهای IRFs به نتایج مشابهی

1- Hoffmaister and Roldos (1997).

www.SID.ir

Archive of SID

رسیدند. برای توضیح معمای قیمت چنین استدلال می‌گردد که تکانه پولی در چنین مواردی نماینده تغییرات سیاست پولی نیست. در حقیقت، کمیتهای پولی در این شرایط نسبت به تکانه‌های طرف عرضه یا تقاضای پولی به‌صورت انفعالی عکس‌العمل نشان می‌دهند. چنانچه عرضه پول سریعتر از تولید نسبت به تکانه‌های طرف عرضه پاسخ دهد، این امکان وجود دارد که دستگاه، فریب خورده، لذا قادر به شناسایی اثرات تکانه پولی مستقل بر دیگر متغیرها نباشد. در واقع دستگاه، کلیه اطلاعاتی که سیاستگذار از آنها برای پیش‌بینی تورم استفاده می‌کند را در برنمی‌گیرد و لذا تغییرات پیش‌بینی نشده حجم پول (تکانه پولی) پاسخ درونزا به اطلاعاتی است که سیاستگذار از آنها برای پیش‌بینی تورم سود می‌جوید. در خصوص نتایج حاصله برای اقتصاد ایران نیز می‌توان براساس تفسیر ادوار تجاری حقیقی چنین استدلال کرد که دستگاه به شیوه‌ای غیرهوشمند، واکنش سیاست پولی به تحولات طرف عرضه را تکانه پولی مستقل ارزیابی می‌کند. همچنین می‌توان تکانه پولی را در این حالت تکانه تقاضای پول (ناشی از تحولات طرف عرضه) تلقی کرد که با تغییرات عرضه پول توسط سیاستگذاران پولی همراه می‌گردد.

تأثیر تکانه نرخ ارز بر متغیرهای دستگاه، در شکل (۶) نشان داده شده است. به‌دنبال تکانه مذکور، نرخ ارز در همان دوره به میزان ۹ درصد افزایش می‌یابد و پس از اندکی نوسانان در همین سطح ثابت باقی می‌ماند؛ لذا این متغیرنسبت به تکانه‌های وارد بر آن به سرعت تعدیل می‌شود. به علاوه چنانچه نوسانات مذکور به لحاظ آماری معنی‌دار نباشند، فرضیه رفتار گام تصادفی برای نرخ ارز که در بخش‌های قبلی به آن اشاره شد، مجدداً تایید می‌گردد. تأثیر تکانه ارزی روی قیمت علامت مورد انتظار را داشته و منجر به افزایش سریع قیمت در کوتاه مدت می‌شود؛ اما بخش از افزایش مذکور موقتی است به طوری که بعد از حدود سه دوره، قیمت به حداکثر خود (۸/۴ درصد بالاتر از وضعیت مبنا) می‌رسد و سپس شروع به کاهش می‌نماید. در تعادل جدید (که پس از حدود ۷ درصد حاصل می‌گردد) قیمت ۳/۷درصد بالاتر از سطح اولیه آن قرار گرفته است که هماهنگ با رشد بلندمدت حجم پول در تعادل جدید دستگاه می‌باشد. در واقع شتاب تورمی حاصل

www.SID.ir

Archive of SID

از کاهش ارزش پول پس از حدود یک سال فروکشی می‌کند. نتیجه مذکور با شواهد VDC_s مبنی بر اهمیت تکانه‌های نرخ ارز در نوسانات کوتاه‌مدت قیمت سازگار است. به‌علاوه تکانه ارزی در بلندمدت، نرخ ارز حقیقی را به‌طور دائمی افزایش می‌دهد. نتیجه مذکور با یافته‌های Mussa (1986) برای سایر کشورهای در حال توسعه و همچنین شواهد اخیر Alexander & HOffmaister & Roldos (1997) برای کشورهای آمریکای لاتین سازگار نیست. Lizonda & Montiel (1991) بحث می‌کنند که چنانچه سیاستهای تعدیل مالی همراه با کاهش ارزش پول، ترکیب تقاضا یا مخارج دولت را میان کالاهای قابل تجارت و غیرقابل تجارت تغییر دهند، تکانه اسمی کاهش ارزش پول ممکن است در بلندمدت خنثی نبوده، نرخ ارز حقیقی را حتی در جهت مخالف متأثر سازند؛ با این حال در اقتصاد ایران، واکنش مؤثر سیاستگذاران نسبت به محدودیت تراز پرداختها، کاهش حقیقی ارزش پول داخلی را هماهنگ با محدودیت‌های وارداتی به همراه داشته است. منحنی‌های شدت تداوم مربوط به تعادل خارجی یعنی ecm(e-e*) نیز حاکی از آن بود که نرخ ارز (قیمت وارداتی) و قیمت داخلی نیز احتمالاً نقش مؤثری در نتیجه مذکور داشته است. بالاخره تکانه نرخ ارز که با کاهش حاشیه نرخ ارز در بلندمدت نیز همراه می‌گردد، اثر منفی بر تولید (yd) داشته است که با ادبیات اثرات انقباضی کاهش ارزش پول یا یکسان‌سازی نرخ ارز روی تولید[1] سازگار است[2]؛ اما باید توجه نمود که این کاهش ناچیز بوده و ممکن است به لحاظ آماری معنی‌دار نباشد؛ به‌عبارت دیگر، کاهش ارزش پول یا افزایش نرخ ارز هر چند نرخ ارز حقیقی را به‌طور دائمی تغییر می‌دهد، اما (احتمالاً به‌دلیل پایین بودن سهم صادرات غیرنفتی) اثرات مورد انتظار را مطابق الگوی استاندارد روی تولید ندارد.

نتایج حاصل از تحلیل‌های IRF_s و VDC_s با یافته‌های VECM درون نمونه، سازگاری دارد. تولید و واردات برونزاترین متغیرهای دستگاه بوده، بار تعدیل کوتاه‌مدت

1- Contractionary devealuation.

۲- برای مرور این ادبیات، Lizondo & Montiel (1989, 1991) Eddwards (1986) را ملاحظه کنید.

www.SID.ir

Archive of SID

به روندهای تعادلی بلندمدت برعهده بازارهای پول، نرخ ارز و سطح قیمت می‌باشند. شواهد مذکور نشان می‌دهد که تکانه‌های حقیقی و اسمی با واکنش سیاستگذاران پولی همراه می‌شوند. در بلندمدت، تراز پولی در واکنش به تکانه‌های عرضه، نرخ ارز و قیمت افزایش می‌یابد؛ به‌عبارت دیگر، رفتار تراز پولی با الگوی ادوار تجاری حقیقی که در آن پول یک Passive adapter درونزا است، سازگاری دارد؛ در حالی که هنوز تکانه پولی قادر است حدود ۹ درصد بی‌اطمینانی تولید را در افقهای زمانی مختلف توضیح دهد، نقش تکانه ارزی در واریانس تولید حداکثر به‌میزان ۳ درصد می‌باشد؛ بنابراین، سیاستهای تثبیت اقتصادی مبتنی بر ابزارهای پولی از اهمیت بیشتری در طول دوره نمونه برخوردار بوده‌اند؛ اما در مقایسه اهمیت تکانه‌های اسمی در برابر تکانه‌های حقیقی، تحلیلهای IRF_s و VDC_s سازگار با نتایج VECM دلالت بر آن دارند که تغییرات تولید و واردات حقیقی، نقش پیشرو را برای متغیرهای اسمی ایفا می‌کنند. یافته‌های مذکور با شواهد Clarida & Gail (1994) مبنی بر اهمیت تکانه‌های طرف تقاضا در نوسانات اقتصادی کشورهای آمریکا، آلمان و ژاپن (در چارچوب الگوی ماندل فلمینگ) در تعارض می‌باشد؛ اما با نتایج تجربی Mendoza (1995) که مطابق با آن، حدود ۵۰ درصد نوسانات مشاهده شده در GDP و نرخ ارز حقیقی کشورهای در حال توسعه در برابر تکانه‌های خارجی، به‌خصوص رابطه مبادله، سازگار است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول (۵) ـ تجزیه واریانس تعمیم یافته برای دستگاه غیرشرطی (برحسب درصد)

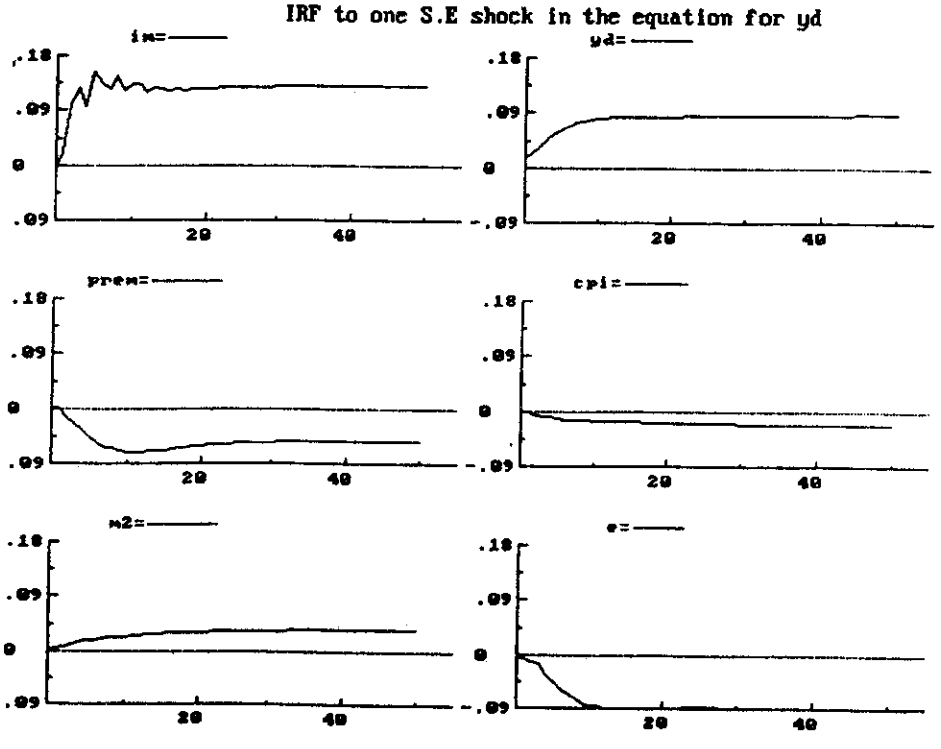
دوره	yd	m	p	e	im	prem
تجزیه واریانس yd						
۴ (سال اول)	۸۰/۱۶	۹/۲۲	۱/۶۹	۲/۷۵	۷/۱۸	۶/۹۹
۸	۶۹/۰۸	۱۰/۵۵	۲/۲۵	۴/۳۷	۱۳/۴۱	۶/۳۶
۱۲	۶۰/۰۰	۹/۴۷	۲/۳۷	۳/۵۸	۲۲/۳۶	۵/۱۶
۱۶	۵۵/۰۴	۹/۵۰	۳/۲۲	۲/۶۱	۲۶/۹۹	۴/۰۷
۲۰	۵۳/۹۲	۸/۷۵	۴/۷۶	۲/۵۷	۲۷/۴۷	۳/۰۶
۴۰ (سال دهم)	۵۳/۱۹	۸/۳۴	۵/۰۸	۲/۵۲	۲۷/۸۶	۲/۰۰
تجزیه واریانس im						
۴ (سال اول)	۷/۹۹	۱/۴۵	۲/۲۸	۰/۶۷	۹۴/۶۱	۲/۹۹
۸	۱۵/۴۱	۲/۲۷	۴/۷۲	۰/۸۷	۸۲/۶۹	۳/۰۸
۱۲	۱۹/۱۶	۲/۹۶	۴/۹۴	۱/۹۱	۷۶/۱۷	۲/۸۴
۱۶	۱۹/۳۸	۳/۱۲	۴/۷۰	۲/۲۲	۷۴/۶۱	۲/۹۷
۲۰	۱۹/۱۴	۲/۹۵	۴/۸۷	۲/۲۳	۷۳/۹۶	۲/۹۶
۴۰ (سال دهم)	۲۱/۲۳	۲/۸۹	۴/۷۷	۲/۲۶	۷۱/۳۸	۲/۶۴
تجزیه واریانس m						
۴(سال اول)	۸/۶۱	۶۵/۲۲	۹/۴۱	۲/۲۶	۱۷/۰۰	۷/۴۹
۸	۱۰/۹۳	۴۷/۷۴	۹/۶۶	۶/۰۲	۲۴/۵۲	۸/۱۷
۱۲	۱۰/۹۴	۴۶/۶۲	۸/۷۲	۸/۲۳	۲۸/۰۹	۸/۴۱
۱۶	۹/۸۲	۴۴/۱۳	۹/۱۵	۸/۲۱	۲۸/۲۶	۹/۴۴
۲۰	۱۰/۲۲	۴۳/۲۱	۹/۰۹	۸/۲۳	۲۲/۶۰	۱۰/۶۲
۴۰(سال دهم)	۱۰/۴۴	۴۱/۰۴	۸/۹۳	۷/۸۹	۲۱/۷۴	۱۰/۹۶
تجزیه واریانس e						
۴(سال اول)	۱/۸۴	۱۷/۴۱	۶/۸۲	۷۳/۷۴	۳۷/۵۲	۲۱/۶۶
۸	۹/۰۶	۱۹/۶۱	۱۵/۶۱	۵۹/۷۲	۳۱/۸۰	۱۷/۶۴
۱۲	۱۲/۰۹	۱۲/۷۰	۱۳/۱۶	۵۵/۹۰	۲۸/۱۹	۱۶/۱۷
۱۶	۱۳/۲۱	۱۲/۶۷	۱۲/۹۸	۵۴/۳۸	۲۷/۴۵	۱۵/۲۹
۲۰	۱۳/۲۵	۱۱/۵۶	۱۳/۰۷	۵۱/۳۲	۲۶/۷۱	۱۵/۳۴
۴۰(سال دهم)	۱۳/۴۰	۱۱/۷۸	۱۶/۱۵	۴۹/۲۲	۲۶/۲۳	۱۵/۲۰

www.SID.ir

Archive of SID

ادامه جدول (۵)

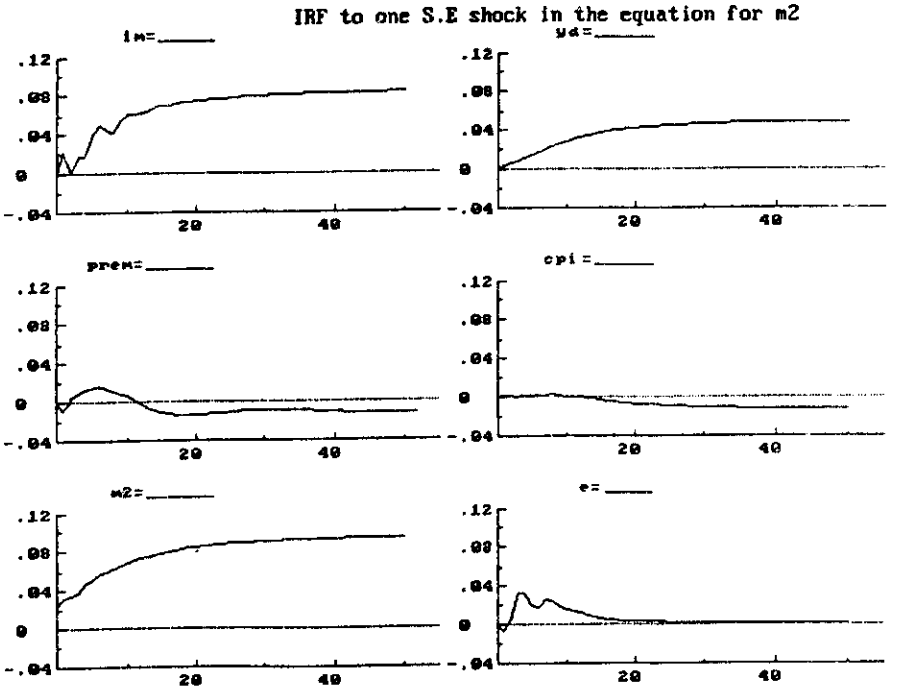
تجزیه واریانس p						
۴(سال اول)	۸/۵۱	۷/۵۲	۷۶/۷۴	۹/۵۹	۸/۲۹	۴/۳۵
۸	۱۲/۷۷	۱۰/۶۲	۸۰/۵۸	۵/۹۰	۱۴/۹۹	۴/۱۱
۱۲	۱۱/۲۹	۸/۲۱	۵۹/۴۱	۴/۴۱	۱۸/۲۹	۲/۳۸
۱۶	۱۹/۰۰	۶/۲۸	۵۷/۹۰	۳/۹۶	۱۹/۱۹	۲/۶۵
۲۰	۱۹/۸۵	۶/۱۰	۵۳/۹۰	۳/۳۵	۲۰/۲۸	۲/۶۴
۴۰(سال دهم)	۱۹/۶۹	۶/۴۳	۵۱/۸۶	۲/۴۴	۲۰/۷۷	۲/۷۹



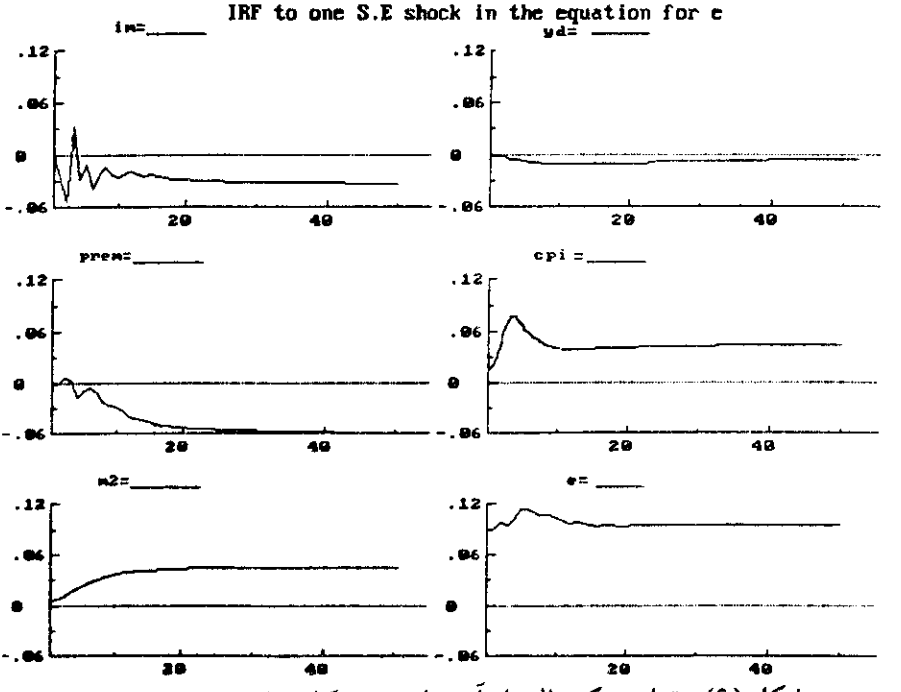
شکل (۴) ـ توابع عکس‌العمل آنی ناشی از تکانه واحد تولید

www.SID.ir

Archive of SID



شکل (۵) ـ توابع عکس‌العمل آنی ناشی از تکانه پولی



شکل (۶) ـ توابع عکس‌العمل آنی ناشی از تکانه واحد نرخ ارز

www.SID.ir

Archive of SID

۴- نتیجه‌گیری

در این مطالعه به‌منظور بررسی تعامل میان متغیرهای اسمی و حقیقی در اقتصاد ایران، از تحلیل‌های برونزایی مبتنی بر دستگاه VAR هم‌انباشته‌کننده ساختاری استفاده شده است. چارچوب مذکور این امکان را فراهم می‌سازد که علیت بلندمدت (تصحیح خطا) را از کوتاه‌مدت (ادواری) تفکیک نموده، همچنین اعتبار فروض برونزایی را در زیر دستگاههای شرطی براساس عملکرد پیش‌بینی و ثبات پارامترهای آن ارزیابی کنیم. برای تحلیل برونزایی نسبی متغیرها و خواص پویای دستگاه نیز از روش تجزیه‌های واریانس و توابع عکس‌العمل آنی تعمیم یافته استفاده شده است.

مطابق نتایج حاصله، تکانه‌های طرف عرضه مانند تغییرات واردات، بهره‌وری و اصلاحات ساختاری نقش اساسی را در نوسانات اقتصادی ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت ایفا کرده‌اند. الگوی IS/LM یا «ماندل فلمینگ» قادر به تفسیر نوسانات اقتصادی ایران نمی‌باشد. نتایج حاصله مبنی بر آنکه اکثر نوسانات تولید در کوتاه‌مدت و بلندمدت به تکانه‌های عرضه نسبت داده می‌شود یا شواهد تجربی Blanchard & Quah (1989) و Shapiro & Watson (1988) و Gali (1992) برای آمریکا و انگلستان، Kuijs (1998) برای نیجریه و همچنین با نتایج مطالعات Hoffmaisfer & Roldos(1997) برای آمریکای لاتین و آسیای جنوب شرقی و Agenor, McDermott & Prasad (1999) برای اکثر کشورهای در حال توسعه با درآمد متوسط سازگار بوده، اما با یافته‌های Karras (1994)، Funke(1997) و Clarida & Gali (1994) مبتنی بر اهمیت بیشتر تکانه‌های تقاضا نسبت به عرضه در کوتاه‌مدت برای کشورهای ژاپن، فرانسه، آلمان و آمریکا در تعارض می‌باشد؛ به‌علاوه، آسیب‌پذیری اقتصاد کشور نسبت به تکانه‌های وارداتی بسیار بالا است. تکانه خارجی در بلندمدت ۲۷ درصد نوسانات تولید را توضیح می‌دهد. نتایج مشابهی نیز در مطالعه Hoffmaister & Roldos(1997) برای کشورهای امریکای لاتین در مقایسه با آسیای جنوب شرقی به‌دست می‌آید. در مطالعه مذکور، سهم تکانه‌های خارجی (مربوط به شرایط اقتصاد جهانی) در کشورهای امریکای لاتین ۲۵ درصد و در کشورهای آسیای جنوب شرقی تنها ۱۰ درصد برآورد می‌شود؛ لذا ببرهای آسیا قدرت

www.SID.ir

Archive of SID

تعدیل سریع نسبت به تکانه‌های خارجی را از طریق اجرای تعدیلات ساختاری مناسب داشته‌اند.

با توجه به آنکه اقتصاد کوچک ایران شدیداً وابسته به جریان ورود سرمایه و درآمدهای ارزی دولت بوده است، نوسانات تولید و واردات به‌صورت برونزا تعیین شده و سایر متغیرها با همراهی کردن تکانه‌های حقیقی، بار تعدیل را به‌طور درونزا با نسبتهای مختلف برعهده می‌گیرند.

متغیر تولید حقیقی و واردات، دریافت‌کننده اولین تکانه خارجی به روابط تعادلی بلندمدت هستند و منجر به انحراف کوتاه‌مدت از روابط تعادلی مذکور می‌شوند. انحراف مذکور از طریق جملات تصحیح خطا علت گرنجری سایر متغیرهای دستگاه می‌باشد. با توجه به استراتژی رشد درونگر، آسیب‌پذیری شدید اقتصاد کشور، بی‌ثباتی‌های کلان اقتصادی و وابستگی شدید رشد اقتصادی به درآمدهای نفتی و واردات، نتایج حاصله دور از انتظار نمی‌باشد؛ لذا تولید و واردات برونزاترین متغیر دستگاه محسوب می‌شود و سیاستهای همراه کننده پولی و به‌دنبال آن، تعدیل متغیرهای اسمی مانند قیمت و نرخ ارز، تعادل را به‌دستگاه باز می‌گردانند. در چنین سناریویی سهم بالایی از تولید حقیقی و واردات به‌طور برونزا تعیین شده و سایر متغیرها دستگاه، بار تعدیل کوتاه‌مدت را در نسبتهای مختلف برای همراهی تکانه‌های حقیقی برعهده می‌گیرند. نتیجه مذکور به‌نظر می‌رسد که با آنچه که McCallum(1989) شکل ضعیف تئوری ادوار تجاری حقیقی می‌نامد، سازگارتر است. احتمالاً افزایش پول مازاد، اثرات حقیقی کمی داشته و بی‌ثباتی اقتصادی را تشدید خواهد کرد. از آنجایی که نوسانات پولی، معلول تکانه‌های حقیقی بوده‌اند، چنانچه صلاحیتهای نهادی لازم برای اعمال سیاست پولی صحیح وجود نداشته باشد، اصلاحات ساختاری طرف عرضه قادر است اهداف رشد اقتصادی و ثبات قیمت‌ها را در بلندمدت محقق سازد.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ضمیمه (۱) ـ آزمون‌های ریشه واحد

متغیرها	آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته			آزمون Phillips - Perron	
	تعداد وقفه P	بدون روند	باروند	بدون روند	باروند
y^d	۴	-۲/۲۹	-۲/۸۹	-۳/۰۵*	-۲/۷۱
m	۲	-۱/۳۲	-۲/۳۶	-۱/۷۲	-۲/۰۸
cpi	۱	۱/۹۵	-۱/۳۰	-۲/۶۹*	-۱/۳۷
e	۰	-۰/۵۴	-۱/۷۷	-۰/۶۲	-۲/۳۱
prem	۰	-۱/۴۳	-۰/۵۹	-۱/۵۹	-۰/۸۵
im	۱	-۲/۹۱*	-۲/۸۶	-۲/۷۹*	-۲/۸۶
w	۴	۰/۱۲	-۱/۸۶	۰/۱۲	-۱/۸۶
pro	۰	-۲/۷۲	-۲/۹۱	-۱/۳۶	-۱/۹۵

توضیحات: طول وقفه بهینه، براساس معیار بیزین شوارز (SBC) انتخاب شده است. طول وقفه قطع در آزمون Phillips- Perron برابر ۴ می‌باشد.

* معنی‌دار در سطح اهمیت ۵ درصد

www.SID.ir

Archive of SID

فهرست منابع

1- Alogoskoufis, G. and R. Smith (1996); **on Error Correction Models: Specification, Interpretation, Estimation**; in: L. Oxley, D.A.R. George, C.J. Roberts and S.Says (eds), Survey in Econometrics, Oxford: Blackwell, pp.139-170.

2- Alvarez, F. & A. Atkenson, (1996); **Liquidity, Inflation, Interest Rates and Exchange Rates**; Manuscript, University of Pennsylvania.

3- Becker, T. (1999); **Common Trends and Structural Change: A Dynamic Macro Model for the Pre- and Postrevolution Islamic Republic of Iran**; IMF Working Paper 99/82.

4- Blanchard, O.J (1990); **Why Does Money Effect Output: a Survey** In: Friedman, B.M. and F.H., Hahn, (Eds.); Handbook of Monetary Economics, Vol. II, Elsevier, Amsterdam. PP. 779-835.

5- Boswijk, H.P. (1995); **Efficient Inference on Cointegration Parameters in Structural Error Correction Models**; Journal of Econometrics, 69(1), pp.133-58.

6- Branchard, O.J. and D. Quah (1989); **The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances**; American Economic Review, Vol. 79, PP. 655-73.

7- Christiano, L.J. , M. Eichenbaum & C., Evans. (1996); **The Effects of Monetary Policy Shocks: Some Evidence From the Flow of Furds**; Review of Economics and Statistics, 78, pp.16-34.

8- Friedman B.M. and K.N. Kuttner (1993); **Another Look at the Evidence in Money- Income Causality**; Journal of Econometrics, 57, pp.189-203.

9- Friedman, B.M. and K.N. Kuttner (1992); **Money, Income, Prices, and**

www.SID.ir

Archive of SID

Interest Rates; The American Economic Review, Vol 82, No.3, PP.472-492.

10- Fuerst, T. (1992); **Liquidity, Loanable Funds and Real Activity;** Journal of Monetary Economics, 29, pp.3-24.

11- Funke, M. (1997); **How Important Are Demand And Supply Shocks in Explaining German Business Cycles? New Evidence on An Old Debate**; Economic Modelling, 14, pp.11-37.

12- Gali, J. (1992); **How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar U.S. Data**? Quarterly Journal of Economics, Vol. CVII, Issue 2(May), PP. 709-38.

13- Hendry D.F. (1995); **Dynamic Econometrics**; Oxford: Oxford university Press.

14- Hoffmaister A.W., and J.E. Roldos (1997); Are **Business Cycles Different in Asia and Latin American**; IMF Working Papper 97/9.

15- Hoffmaister, A.W., J.E. Roldos, and P. Wickham, (1998); **Macroeconomic Fluctuations in Sub-Saharan Africa**; IMF Slaff Papers, Vol. 45, No.1, pp.132-160.

16- Hoffmaister, A.W., and J.E. Roldos (1996); **The Sources of Macroeconomic Fluctuations in Developing Countries: Brazil and Korea**; IMF Working Paper 96/20.

17- Johansen, S. and K. Juselius (1994); **Identification of Long- Run and Short - Run Structure: an Application to the IS-LM Model**; Journal of Econometrics, 12, pp.7-36.

18- Jonsson, G. (1999); **Inflation, Money Demand and Purchasing Power Parity in South Africa**; IMF Working Paper 99/122.

19- King, R.G. and M.W. Walson (1992); **Testing Long Run Neutrality Notional Bureau of Economic Research**; Working Paper No. 4156.

20- Kuijs, L., (1998); **Determinants of Inflation, Exchange Rate and Output in**

www.SID.ir

Archive of SID

Nigeria; IMF Working Paper 98/160.

21- Loef, H.E. (1993); **Long- Run Monetary Relationships in the EC Countries;** Weltwirtschaftliches Archiv, 129, pp.33-54.

22- Lothian, J.R. (1995); **Equilibrium Relationships Between Money and Other Economic Variables**; American Economic Review, 75, pp.828-835.

23- Manchester, J. (1989); **How Money Affects Real Output;** Journal of Money, Credit, and Banking, Vol. 21, No, 1,pp. 16-32.

24- Masih M.M and R. Masih (1997); **Temporal Causality and the Dynamic Interaction among Macroeconomic Activity Within a Multivariate Cointegrated System: Eviedence From Singapore and Korea**; Weltwirtschaftliches Archiv, pp.265-285.

25- Masih R. and M.M Masih (1996); **Macroeconomic Activity Dynamics and Granger Causality: New Evidence From a Small Developing Economy Based on a Vector Error- Correction Modelling Analysis**; Economic Modelling, 13, pp.407-426.

26- Miller, S.M. (1991); **Monetary Dynamics An Application of Cointergration Error- Correction Modelling;** Journal of Money; Credit, and Banking, Vol, 23, No.2, PP.139-154.

27- Moosa, I.A. (1997); **Testing the Long- Run Neutrality of Money in a Developing Economy: the Case of India**, Journal of Development Economics, 53, pp.139-155.

28- Nymoen, R. (1992); **Finnish Manufacturing Wages 1960-1987: Real- Wage Flexibility and Hysteresis**; Journal of Policy Modelling, 14, 4, PP. 429-451.

29- Park, J.Y. (1995); **Maximum Likelihood Estimation of Simultaneous Cointegrated Models**; Institute of Economics, University of Aarhus, Memo 1990-18,

www.SID.ir

Archive of SID

30- Pesaran, M.H. (1997); **The Role of Economic Theory in Modelling the Long- Run**; Economic Journal, 107, pp.178-191.

31- Pesaran, M.H. and Y. Shin (1998); **Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models**; Economics Letters, 58, PP. 17-29.

32- Ramaswamy, R.and T. Stook, (1997); **the Real Effects of Monetary Policy in The European Union: What Are Differences**? IMF Working Paper 97/160.

33- Reinhard, C.M. and C.R. Reinhard (1991); **Output Flactuations and Monetary Shocks: Evidence From Colombia**; IMF Working Papar 91/35.

34- Sims, C, (1980); **Macroeconomics and Reality**; Econometrica, 45, pp.1-48.

35- Spencer, D.E. (1989); **Does Money Matter? The Robustness of Evidence From Vector Autoregression**; Journal of Money, Credit, and Banking, Vol. 21, No. 4, pp.442-454.

www.SID.ir