

بررسی اثرات پویای تکانه‌های اقتصادی در قالب الگوی اقتصاد سنجی بلندمدت ساختاری ایران در بستر جهانی^۱

مجید صامتی

دانشیار دانشکده‌ی علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان majidsameti@ase.ac.ui.ir

*
بهاره تیموری

دانشجوی دکتری دانشکده‌ی علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان bahareh.teimouri@gmail.com

هوشنگ شجری

دانشیار دانشکده‌ی علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان shajari77@yahoo.com

مرتضی سامتی

دانشیار دانشکده‌ی علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان msameti@ase.ac.ui.ir

تاریخ دریافت: ۸۸/۸/۲۴ تاریخ پذیرش: ۸۸/۱۲/۲۳

چکیده

در این مقاله یک مدل هم‌جمعی خود رگرسیون برداری با متغیرهای برون‌زای ضعیف^۲ (VARX*) برای اقتصاد ایران تخمین زده شد. روابط هم‌جمعی از الگوی کینزین‌های جدید در اقتصاد باز کوچک^۳، شرایط آربیتراژ و تراز حساب‌ها^۴ استخراج و بر مدل تحمیل گردید. نتایج بیانگر وجود دو رابطه‌ی هم‌جمعی بین متغیرهای کلان اقتصادی ایران است: ۱- رابطه‌ی شکاف تولید و ۲- رابطه‌ی تقاضای واقعی پول. معادلات تصحیح خطای برداری برای تحلیل پویایی‌های کوتاه‌مدت تصریح شد و اثرات شوک‌های مختلف بر روی اقتصاد ایران با استفاده از روش تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم یافته^۵ مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان‌دهنده‌ی نقش کلیدی و اساسی سه متغیر نرخ تورم، حجم واقعی پول و تولید واقعی داخلی در توضیح نوسانات بیش‌تر متغیرهای درون‌زای مدل است. در نهایت با استفاده از منحنی‌های شدت تداوم^۶ تأثیر تکانه‌های سیستمی وسیع بر روابط بلندمدت بررسی شد و بر اثرات موقتی و گذرای شوک‌ها و پایداری سیستم تأکید گردید.

طبقه بندی JEL: C10, C22, E20, E30

کلید واژه: الگوی اقتصاد کلان - سنجی بلندمدت ساختاری، مدل تصحیح خطای برداری، تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم یافته

*- نویسنده مسئول

۱- این مقاله از پایان‌نامه‌ی دکتری بهاره تیموری استخراج شده است.

- 2- Weakly Exogenous or long-run Forcing Variables.
- 3- New Keynesian Small Open Economy DSGE Model.
- 4- Solvency Conditions.
- 5- Generalized Forecast Error Variance Decomposition.
- 6- Persistence Profile.
- 7- System Wide Shock.

۱- مقدمه

تشخیص عوامل مختلف تأثیرگذار بر متغیرهای کلان و اتخاذ سیاست‌های مناسب توسط دولت، نقش به‌سزائی در بهبود عملکرد اقتصادی کشورها از جمله ایران بازی می‌کند. با توجه به پیچیدگی رفتار عوامل اقتصادی، تلاش‌های زیادی توسط اقتصاددانان در جهت تدوین الگوهای مناسب اقتصادی صورت گرفته است تا در آن روابط متقابل بین متغیرهای اقتصادی در سطح کلان، به طور سیستماتیک مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گیرند. از سوی دیگر در سیاست‌گذاری اقتصادی، توجه به ارتباطات رو به گسترش بین‌المللی میان کشورها و بازارها از اهمیت فراوانی برخوردار است. افزایش حجم تجارت بین‌الملل و هم‌گرایی اقتصادی و مالی، تحرک سرمایه‌ی بین کشورها، حجم رو به رشد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و گسترش شرکت‌های چند ملیتی گویای افزایش ارتباطات بین‌المللی کشورهاست که لزوم الگوسازی اقتصاد یک کشور را در بستر جهانی آشکار می‌کند.

در این مقاله سعی بر آن است که یک الگوی اقتصادسنجی برای ایران طراحی گردد که (۱) با انتقادات الگوهای سنتی اقتصاد کلان مواجه نبوده، (۲) با داده‌های اقتصاد ایران قابل آزمون باشد، (۳) علاوه بر سادگی، از پویایی کافی برخوردار بوده، و (۴) بر اساس تئوری اقتصادی و با پایه‌های اقتصاد خرد شکل گرفته باشد. در این الگو، اقتصاد ایران در فضای باز (با تأثیرپذیری از اقتصاد سایر کشورها) مدل می‌شود و آثار شوک‌های مختلف از جمله تکانه‌های نفتی و پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد.

به دلیل کاربردی بودن مدل VAR، در ایران مطالعات زیادی با استفاده از این روش و تنها با لحاظ کردن متغیرهای داخلی کشور انجام گرفته است که از آن جمله می‌توان به نوفرستی (۱۳۸۴)، مهرآرا و اسکوئی (۱۳۸۵)، و متوسلی و مزرعتی اشاره کرد. به عبارت دیگر هیچ یک از این مطالعات، اقتصاد ایران را در بستر جهانی مدل نکرده‌اند. این در حالی است که اقتصاد ایران به شدت تحت تأثیر نوسانات قیمت‌های جهانی نفت و رشد اقتصادی کشورهای شریک تجاری‌اش قرار دارد. از سوی دیگر با توجه به آن که اقتصاد ایران بر قیمت‌ها و نرخ بهره‌ی جهانی و به تبع آن متغیرهای کلان اقتصادی سایر کشورها تأثیرگذاری اندکی دارد، به منظور طراحی یک مدل اقتصادسنجی در بستر جهانی، می‌بایست متغیرهای خارجی الگوی پیشنهادی را به صورت برون‌زای ضعیف در نظر گرفت (واضح است که امکان چنین کاری در الگوهای VAR

وجود ندارد). این مهم ضرورت استفاده از روش $VARX^*$ را آشکار می‌کند، که از یک سو محدودیت‌های مدل VAR را ندارد و از سوی دیگر بر تئوری اقتصادی با پایه‌های اقتصاد خرد استوار است.

به طور مشخص‌تر، این مقاله با استفاده از روش الگوسازی ساختاری اقتصاد در بلندمدت (که توسط گرات و دیگران (۲۰۰۳a، ۲۰۰۶) ^۱ توسعه داده شده است) سعی در تدوین یک الگوی متناسب با ویژگی‌های اقتصاد ایران دارد. در ادبیات اقتصادی از این روش جدید به وفور استفاده شده است ^۲. الگوی تنظیمی برای حل مسئله‌ی تشخیص در مدل ساختاری $VARX^*$ ، از مجموعه‌ی معادلات مربوط به روابط بلندمدت اقتصادی بهره می‌گیرد و پس از تخمین شکل خلاصه شده‌ی ^۳ مدل، به بررسی روابط پویای کوتاه‌مدت (انحراف از مقادیر تعادلی بلندمدت) در قالب الگوهای VECM ^۴ می‌پردازد. یکی دیگر از ویژگی‌های متمایز این مقاله استفاده از روش تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی **تعمیم یافته** جهت بررسی اثر شوک‌های مختلف بر متغیرهای کلان اقتصادی کشور (حجم واقعی پول، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز مؤثر واقعی و شاخص قیمت‌ها) است. این در حالی است که تمامی مطالعات پیشین انجام گرفته با استفاده از روش VAR در ایران از روش تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی متعامد استفاده کرده‌اند. طرح کلی این مقاله به این صورت دنبال می‌گردد: در قسمت دوم متغیرهای مدل معرفی می‌شوند و یک تجزیه و تحلیل مقدماتی از روابط بلندمدت انجام می‌گیرد. در قسمت سوم روش اقتصادسنجی به کار برده شده در این مقاله شرح داده می‌شود. در قسمت چهارم نتایج تجربی حاصل شده از تخمین روابط بلندمدت، پویائی‌های کوتاه مدت، سرعت هم‌گرایی روابط به سمت تعادل و تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم یافته نشان داده می‌شود و در قسمت پنجم نتیجه‌گیری کلی بیان می‌شود.

۲- معرفی روابط بلندمدت و متغیرهای مدل

در این مقاله یک مدل $VARX^*$ هم‌جمعی ساختاری برای ایران طراحی می‌شود و متغیرهای اصلی کلان اقتصاد ایران (که به‌وسیله بردار x_t نشان داده شده‌اند) به مقادیر

1- Garratt, Lee, Pesaran, Shin (2003a) and Garratt, et. al. , (2006).

2- Assenmacher and Pesaran (2008), Pesaran and Smith (2006), and Schneider, Chen and Frohn (2007).

3- Reduced Form.

4- Vector Error Correction Model.

جاری و باوقفه‌ی متغیرهای کلیدی خارجی (که به‌وسیله بردار x_t^* نشان داده شده‌اند) ربط داده می‌شوند.

۱-۲- ویژگی‌های مربوط به متغیرهای مدل و روابط تعادلی بلندمدت

در بازه زمانی ۱۹۷۹ تا ۲۰۰۷، داده‌های فصلی برای ایران و ۲۸ کشور شریک تجاری آن جمع‌آوری شده است (تعدیلات فصلی^۱ بر روی متغیرها انجام گرفته است). متغیرهای داخلی (درونزای مدل) شامل عرضه‌ی واقعی پول، m_t ، تولید واقعی، y_t ، نرخ بهره کوتاه‌مدت^۲، r_t^s ، نرخ بهره بلندمدت (پنج ساله)^۳، r_t^L ، سطح قیمت‌ها، p_t ، نرخ تورم، $\pi_t = p_t - p_{t-1}$ و نرخ ارز مؤثر واقعی، e_t ، هستند که به صورت زیر محاسبه شده‌اند:

$$y_t = \ln(\text{GDP}_t / \text{CPI}_t) \quad m_t = \ln(M_t / \text{CPI}_t) \quad p_t = \ln(\text{CPI}_t)$$

$$e_t = -\ln(E_t) \quad r_t^s = 0.25 \times \ln(1 + R_t^s / 100) \quad r_t^L = 0.25 \times \ln(1 + R_t^L / 100)$$

که در آن GDP_t ، تولید ناخالص داخلی اسمی، M_t ، مجموع پول و شبه پول، CPI_t ، شاخص قیمت مصرف کننده هستند. E_t ، میانگین موزون از واحد پول یک کشور (ریال) نسبت به شاخص یا سبدهی از واحدهای پولی عمده دیگر است که بر اساس اثرات تورمی تعدیل شده است. R_t^s ، نرخ سود سپرده‌ی سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت و R_t^L ، نرخ سود سپرده‌ی سرمایه‌گذاری پنج ساله هستند. متغیرهای خارجی مدل شامل تولید واقعی شرکای تجاری ایران، y_t^* ، نرخ بهره‌ی خارجی سه ماهه، r_t^{s*} ، و سطح قیمت‌های خارجی p_t^* ، هستند که همراه با متغیر قیمت اسمی نفت، p_t^{oil} ، به صورت برون‌زا در نظر گرفته می‌شوند. به جز نرخ‌های بهره، تمامی متغیرها به صورت لگاریتمی در نظر گرفته می‌شوند. در پیوست، شرح مختصری در مورد متغیرها و منابع آن‌ها ذکر شده است.

متغیرهای خارجی، میانگین موزون داده‌های ۲۸ کشور طرف تجاری ایران (آرژانتین، آلمان، آفریقای جنوبی، آمریکا، اتریش، اسپانیا، استرالیا، انگلستان، ایتالیا، برزیل، پاکستان، تایلند، ترکیه، چین، دانمارک، ژاپن، سریلانکا، سنگاپور، سوئد، سوئیس، فرانسه، فیلیپین، کانادا، کره، مالزی، هلند، هند، و یونان) هستند و در ساخت آن‌ها از وزن‌های تجاری فصلی استفاده می‌گردد (میانگین صادرات و واردات ایران به/از کشور

1- Seasonally Adjusted.

2- Short term Investment Deposit Rate.

3- Five year Investment Deposit Rate.

خارجی تقسیم بر مجموع تجارت ایران با بزرگ‌ترین شرکای تجاری اش (۲۸ کشور) که در کل ۸۵ درصد تجارت خارجی ایران را شکل می‌دهند). ژاپن با سهم تجاری حدود ۱۷ درصد از کل تجارت ایران، به عنوان یکی از مهم‌ترین و بزرگ‌ترین شرکای تجاری ایران محسوب می‌شود. بیش از ۴۰ درصد تجارت ایران با کشورهای اروپائی انجام می‌گیرد، که مهم‌ترین آن‌ها شامل آلمان، ایتالیا و فرانسه است که هر کدام در حدود ۷ تا ۹ درصد تجارت ایران را تشکیل می‌دهند. شایان ذکر است که تجارت با چین به طور معنی‌داری در طی دو دهه‌ی گذشته گسترش یافته است. کشورهای دیگری که بیش از ۵ درصد از کل تجارت ایران را شکل می‌دهند عبارتند از انگلیس، کره و ترکیه.

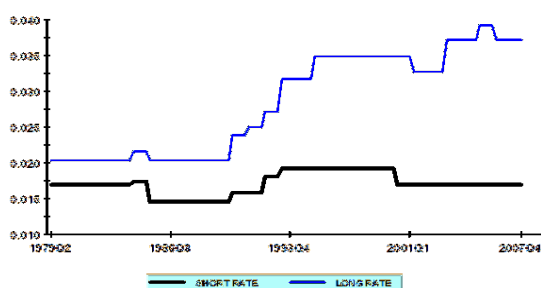
تمرکز مقاله‌ی حاضر بر روابط بلندمدتی است که ممکن است بین متغیرهای داخلی $(e_t, p_t, r_t^S, r_t^L, y_t, m_t)$ و یا خارجی (p_t^*, r_t^{S*}, y_t^*) وجود داشته باشد. روابط تعادلی بلندمدت زیر از شرایط بهینه‌سازی بین زمانی در الگوی تعادل عمومی تصادفی پویای، DSGE، کینزین‌های جدید در اقتصاد باز و کوچک (پسران و اسمیت، ۲۰۰۶)^۱ و یا از شرایط آربیتراژ و تراز حساب‌ها (گرات و دیگران، ۲۰۰۳a و ۲۰۰۶) قابل استخراج است.

PPP	$p_t - p_t^* - e_t = b_{10} + b_{11}t + \xi_{1,t} \sim I(\cdot)$	TS	$r_t^S - r_t^L = b_{40} + \xi_{4,t} \sim I(\cdot)$
OG	$y_t - y_t^* = b_{20} + \xi_{2,t} \sim I(\cdot)$	UIP	$r_t^S - r_t^{S*} = b_{50} + \xi_{5,t} \sim I(\cdot)$
FR	$r_t^S - \pi_t = b_{30} + \xi_{3,t} \sim I(\cdot)$	MD	$m_t - y_t = b_{60} + \beta_{63}r_t + \xi_{6,t} \sim I(\cdot)$

PPP: نشان دهنده‌ی برابری قدرت خرید بین کشورهاست. OG: تفاوت لگاریتم تولید ناخالص داخلی از میزان طبیعی آن (مقدار تولید ناخالص داخلی در غیاب چسبندگی‌های اسمی) است. در الگوی DSGE، تولید خارجی به عنوان یک پروکسی برای تولید طبیعی در نظر گرفته می‌شود. این رابطه هم‌چنین نشان دهنده‌ی هم‌گرایی لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه‌ی دو کشور در بلندمدت است.^۲ FR: بیانگر معادله‌ی فیشر است که در آن نرخ بهره‌ی اسمی کوتاه‌مدت برابر نرخ بهره‌ی حقیقی، به علاوه‌ی نرخ تورم است. TS: بیانگر چگونگی ارتباط نرخ بهره کوتاه‌مدت و بلندمدت است. UIP: نرخ بهره‌ی بدون پوشش که به وسیله‌ی اختلاف نرخ بهره کشور داخلی و

1- Pesaran and Smith(2006).
2- Gali (2008).

خارجی نشان داده شده است. MD: معادله‌ی تقاضای پول که در آن حجم پول تابعی از درآمد و متوسط نرخ بازدهی بازارهای جایگزین است. در کشورهای در حال توسعه نظیر ایران که عملکرد سیستم مالی آنها تحت نظارت و کنترل مستقیم دولت است و همچنین فاقد بازارهای مالی کارآمد هستند، نرخ بهره به صورت دستوری و توسط بانک مرکزی و برای مدت زمانی نسبتاً طولانی تعیین می‌شود. نمودار (۱)، نشان‌دهنده‌ی نرخ‌های بهره‌ی کوتاه‌مدت و بلندمدت در ایران است که به دلیل پیش‌گفته قادر به انعکاس روند بازار نمی‌باشند. لذا در این مقاله نمی‌توان سه رابطه‌ی تعادلی بلندمدت FIP, UIP, TS را آزمون کرد.



نمودار ۱- نرخ سپرده‌ی (بهره) کوتاه‌مدت و بلندمدت (پنج ساله)

به همین دلیل از متغیر نرخ بهره نمی‌توان در تابع تقاضای پول استفاده کرد. مناسب‌ترین متغیر جایگزین برای نشان دادن هزینه‌ی فرصت نگهداری پول، نرخ تورم (به عنوان یک پروکسی) است^۱ که از آن در تبیین معادله‌ی تقاضای پول اصلاح شده استفاده می‌شود^۲:

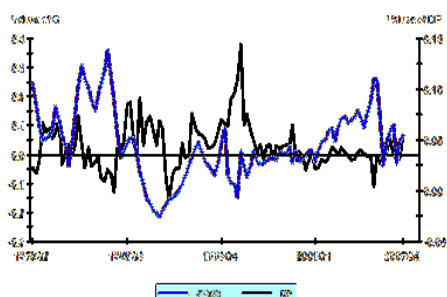
$$m_t = b_{\epsilon_0} + \beta_{\epsilon_1} \pi_t + \beta_{\epsilon_2} y_t + \zeta_{\epsilon,t}$$

نمودارهای (۲) تا (۶)، نشان‌دهنده‌ی روابط بلندمدتی هستند که در این مقاله مورد بررسی قرار می‌گیرند. در نمودار (۲) دو متغیر تولید واقعی داخلی و خارجی در بلندمدت به خوبی یکدیگر را دنبال می‌کنند، در نتیجه می‌توان انتظار داشت که یک رابطه‌ی هم‌جمعی بین آنها برقرار باشد (رابطه‌ی شکاف تولید). همان‌طور که مشاهده می‌شود، از اواسط دهه‌ی ۱۹۸۰ تا اوایل دهه‌ی ۱۹۹۰ (در جریان جنگ ایران با عراق) نرخ رشد تولید واقعی ایران کمتر از رشد کشورهای طرف تجاری آن بوده است. در اواسط دهه‌ی

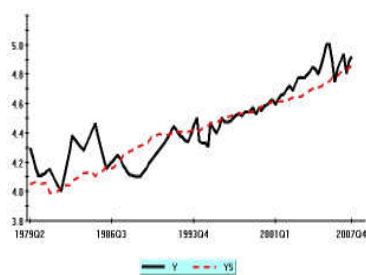
1- Karfakis and Sidiropoulos (2000).

2- Pesaran (2000).

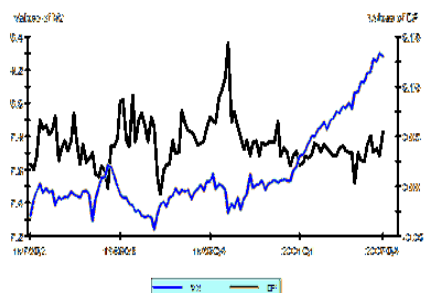
۱۹۹۰، کاهش در GDP واقعی ایران همراه با کاهش درآمد حاصل از صادرات نفتی و هم‌چنین رشد آن، به ویژه از ۲۰۰۲، همراه با رشد سریع درآمد نفتی بوده است، البته این تغییر نرخ رشد در محاسبات در نظر گرفته می‌شود.



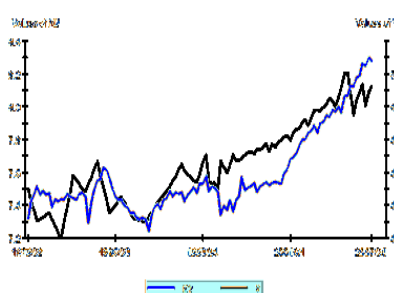
نمودار ۳- شکاف تولید و نرخ تورم



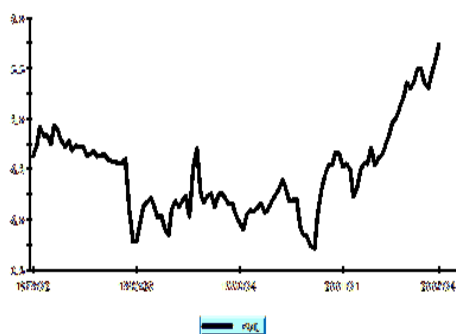
نمودار ۲- تولید داخلی و خارجی



نمودار ۵- حجم واقعی پول و نرخ تورم



نمودار ۴- حجم واقعی پول و تولید داخلی



نمودار ۶- قیمت نفت (POIL)

نمودار (۳)، نشان‌دهنده‌ی ارتباط بین نرخ تورم و تفاوت تولید واقعی داخلی از خارجی است. نرخ تورم در اوایل دهه‌ی ۱۹۸۰ افزایش داشته است، که این شاید به دلیل روبرو شدن اقتصاد ایران با بی‌ثباتی در سیاست‌های داخلی، نوسانات خارجی و کاهش درآمد نفتی در طی این دوره بوده باشد. در سالهای ۱۹۸۴ و ۱۹۸۵، بهبود درآمد نفتی سبب کاهش تورم و افزایش تولید شد، اما افت قیمت نفت در ۱۹۸۶ و عواقب ادامه‌ی جنگ ایران و عراق منجر به افزایش دوباره تورم و کاهش تولید کل و حجم واقعی پول تا ۱۹۸۹ شد (نمودار ۴). بعد از پایان جنگ ایران و عراق و شروع بازسازی‌ها، برای مدت کوتاهی نرخ تورم کاهش و حجم واقعی پول افزایش پیدا کرد (نمودار ۵). در دهه‌ی ۱۹۹۰، افزایش واردات و رشد تولید منجر به کاهش تدریجی تورم شد، این در حالی بود که بحران تراز پرداخت‌ها در فاصله‌ی ۱۹۹۳-۱۹۹۴ ایجاد شد و واردات و ارزش پول ملی (افزایش نرخ ارز) را کاهش داد. که به دنبال آن تورم در ۱۹۹۵، افزایش و حجم واقعی پول کاهش پیدا کرد (نمودار ۵). در سال‌های اخیر، نیز افزایش قیمت نفت و به دنبال آن درآمد نفتی و اجرای سیاست‌های انبساطی پولی و مالی توسط دولت، تورم را افزایش داده است.

آزمون‌های اولیه حاکی از آن است که رابطه‌ی PPP در بلندمدت برای اقتصاد ایران برقرار نیست و لذا نمی‌تواند به عنوان یکی از روابط بلندمدت برای اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گیرد. این نتیجه با نتایج حاصل شده در مطالعات یوهانسون و یوسیلیس (۱۹۹۲)^۱، یوسیلیس (۱۹۹۵)^۲، مک دونالد و مارش (۱۹۹۷، ۱۹۹۹)^۳، پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۰)^۴ و مطالعه‌ی یوسیلیس و مک دونالد (۲۰۰۴، ۲۰۰۷)^۵ تطبیق و هماهنگی دارد.

۳- تصریح الگوی خودرگرسیون برداری بلندمدت ساختاری با متغیرهای

برون‌زای ضعیف

پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۰)^۶، پسران و شین (۲۰۰۲)^۶ و پسران و اسمیت (۲۰۰۶)^۷، مطالعات یوهانسون (۱۹۹۵-۱۹۹۱)^۷ را تکمیل کرده و روشی را به منظور حل مسئله‌ی

1- Johansen and Juselius (1992).

2- Juselius (1995).

3- MacDonald and Marsh (1997,1999).

4- Pesaran et al (2000).

5- Juselius and MacDonald (2004,2007).

6- Pesaran and Shin (2002).

7- Johansen's (1991, 1995).

تشخیص و تست فرضیات در مدل‌های تصحیح خطای برداری با متغیرهای برون‌زای ضعیف ارائه کردند که در این مقاله از آن استفاده می‌شود. بر خلاف روش یوهانسون، که در آن تحلیل هم‌جمعی در مدل‌های VAR با استفاده از قیود خطی آماری انجام می‌پذیرد (مسئله‌ی تشخیص تنها با نرمال‌سازی و تکنیک‌های آماری حل می‌شود)، در روش مدل‌سازی بلندمدت ساختاری (VARX*) به منظور حل مسأله‌ی تشخیص از تئوری اقتصادی بهره گرفته می‌شود. به بیان دیگر می‌توان محدودیت‌های بلندمدت برگرفته از مدل DSGE را بر الگوی VARX* تحمیل نمود. به طور مشخص‌تر تکنیک‌هایی نظیر روش یوهانسون، در مدل‌سازی اقتصاد ملی در فضای جهانی ناتوان است، چرا که نمی‌توان متغیرهای برون‌زای جمعی از مرتبه‌ی اول را در مدل VAR هم‌جمعی لحاظ کرد، در حالی که در روش VARX*، دو دسته متغیرهای درون‌زا و برون‌زای جمعی از مرتبه‌ی اول در مدل وجود دارند. در ادامه روش مدل‌سازی بلندمدت ساختاری به صورت کامل‌تر تشریح می‌شود.

مدل VARX* را می‌توان در قالب مدل تصحیح خطای برداری (VECX*) زیر نشان داد:

$$\Delta z_t = -\Pi z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + a_0 + b_1 t + u_t \quad (1)$$

که در آن $z_t = \begin{pmatrix} x_t' & x_t^* \end{pmatrix}'$ شامل یک بردار $m_x \times 1$ از متغیرهای درون‌زا، x_t ، و یک بردار $m_x^* \times 1$ از متغیرهای برون‌زا، x_t^* ، با $m_x + m_x^* = m$ می‌باشد. a_0 یک بردار $m \times 1$ از اعداد ثابت و b_1 نیز برداری از ضرائب روند است. u_t هم یک بردار $m \times 1$ مربوط به جملات اخلاص با توزیع $i.i.d.(0, \Sigma)$ است. $\Pi = \alpha \beta'$ یک ماتریس $m \times m$ است که β ماتریس $m \times r$ از ضرائب بلندمدت و α ماتریس ضرائب تعدیل (نشان‌دهنده‌ی سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت) است و ماتریس‌های $\{\Gamma_i\}_{i=1}^{p-1}$ پویائی‌های کوتاه‌مدت را نشان می‌دهند. می‌توان مدل تصحیح خطای برداری مطرح شده در رابطه‌ی (1) را به دو مدل مشروط¹ برای متغیرهای درون‌زا، Δx_t ، و مدل نهائی² برای متغیرهای برون‌زا، Δx_t^* ، تفکیک کرد. در این حالت مطابق

1- Conditional.
2- Marginal.

با $z_t = (x_t', x_t^*)'$ ، ماتریس‌ها و بردارهای Π, Γ_i, a, b_1 و جزء اخلاص u_t به صورت زیر تفکیک می‌شوند: $\Pi = (\Pi_x', \Pi_x^*)'$ ، $\Gamma_i = (\Gamma_{xi}', \Gamma_{x^*i}')$ برای $i = 1, \dots, p-1$ ، $a = (a_x', a_{x^*}')'$ و $b_1 = (b_{x1}', b_{x^*1}')'$ و $u_t = (u_{xt}', u_{x^*t}')'$

برای اقتصاد ایران، منطقی است که متغیرهای x_t^* به صورت برونزای ضعیف و یا Longrun Forcing لحاظ شوند، به طوری که $\Pi_{x^*} = 0$ باشد. این بدین معنی است که برای تخمین کارای پارامترهای مدل مشروط، نیازی به اطلاعات در مورد مدل نهائی نیست. محدودیت $\Pi_{x^*} = 0$ نشان می‌دهد که متغیرها در x_t^* جمعی از مرتبه‌ی اول هستند و همجمع نیستند.

مدل مشروط برای متغیرهای درونزا را می‌توان به این صورت نشان داد:

$$\Delta x_t = -\Pi_x z_{t-1} + \Lambda \Delta x_t^* + \sum_{i=1}^{p-1} \Psi_i \Delta z_{t-i} + c_0 + c_1 t + u_t, \quad (2)$$

$$\Lambda \equiv \Sigma_{xx} * \Sigma_{x^*x^*}^{-1}, \quad \Psi_i \equiv \Gamma_{xi} - \Sigma_{xx} * \Sigma_{x^*x^*}^{-1} * \Sigma_{x^*i},$$

که در آن:

$$c_0 \equiv a_x - \Sigma_{xx} * \Sigma_{x^*x^*}^{-1} * a_{x^*}.$$

برای $i = 1, \dots, p-1$ ، و $c_1 \equiv a_{x1} - \Sigma_{xx} * \Sigma_{x^*x^*}^{-1} * a_{x^*1}$ است. مدل نهائی برای متغیرهای برونزا هم به صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$\Delta x_t^* = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{x^*i} \Delta z_{t-i} + a_{x^*0} + u_{x^*t}, \quad (3)$$

اگر مدل، یک روند خطی غیرمقید را شامل شود، در هنگام حل بر اساس سطح متغیرها، مدل دارای روند درجه‌ی دوم خواهد بود. برای اجتناب از این مشکل در مدل باید ضریب روند بدین صورت $c_1 = \Pi_x \gamma$ مقید شود که در آن γ یک بردار $m \times 1$ از ضرائب آزاد است^۱. ماهیت محدودیت بر روی بردار c_1 بستگی به رتبه‌ی ماتریس Π_x دارد، در موردی که Π_x دارای رتبه‌ی کامل باشد، c_1 غیرمقید است و در مقابل هنگامی که رتبه‌ی ماتریس Π_x برابر صفر باشد، c_1 مقید است. با اعمال محدودیت بر روی ضریب روند، می‌توان مدل مشروط، VECM، در رابطه‌ی (۲) را به صورت معادله (۴) بازنویسی کرد:

1- See Garratt, et al. (2006).

2- See Pesaran, et al. (2000) and Garratt et al. (2006).

$$\Delta x_t = -\Pi_x [z_{t-1} - \gamma(t-1)] + \Lambda \Delta x_t^* + \sum_{i=1}^{p-1} \Psi_i \Delta z_{t-i} + \bar{c}_o + u_t, \quad (4)$$

که در آن $\bar{c}_o = c_o + \Pi_x \gamma$ است. لازم به یادآوری است که وقتی c_o مقید نشود، \bar{c}_o نیز غیرمقید خواهد بود. همان طور که قبلا ذکر شد، به منظور یک تخمین سازگار و کارا تنها احتیاج به مدل مشروط است، اما برای استفاده از روش تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته، احتیاج به سیستم کامل مدل تصحیح خطای برداری است. در تمامی مراحل تجزیه و تحلیل تجربی در این مقاله، از مدل $VECX^*$ با عرض از مبدا غیرمقید و ضریب روند مقید^۱ استفاده می‌شود، بدین صورت مطمئن خواهیم بود که وقتی مدل بر اساس سطح متغیرها حل می‌شود، دارای روند درجه‌ی دوم نخواهد بود.^۲

۴- نتایج تجربی

۴-۱- آزمون تعیین مرتبه جمعی متغیرهای الگو (آزمون ریشه واحد)

مرتبه‌ی جمعی بودن متغیرهای مدل با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)^۳ و آزمون فیلیپس-پرون (PP)^۴ بر اساس سطح متغیرها و تفاضل مرتبه‌ی اول آن‌ها تعیین می‌گردد. هر دو مجموعه‌ی تست نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مدل جمعی از مرتبه‌ی اول، $I(1)$ ، هستند.^۵

۴-۲- تعیین تعداد وقفه‌ی بهینه و تخمین روابط بلندمدت

اولین مرحله از مراحل مدل‌سازی، انتخاب طول وقفه‌ی بهینه برای متغیرهای مورد بررسی در مدل $VCEX^*(p,q)$ است. p و q به ترتیب نشان‌دهنده‌ی طول وقفه برای متغیرهای درون‌زا و برون‌زای مدل هستند که با استفاده از دو معیار آکائیک و شوارز-بیزین انتخاب می‌شوند.^۶ جدول (۱) نشان دهنده آن است که طول وقفه‌ی بهینه p برای تمامی متغیرهای مورد بررسی با استفاده از معیار آکائیک، دو و با استفاده از معیار

1- Unrestricted Intercepts and Restricted Trend Coefficients.

2- Garratt, et al. (2006).

3- Augmented Dickey-Fuller.

4- Philips-Perron.

۵- نتایج آزمون ریشه‌ی واحد به دلیل محدودیت مکانی در این مقاله ارائه نگردیده است.

۶- تخمین‌ها و نتایج با استفاده از نرم افزار Microfit 5.0 حاصل گردیده است. برای اطلاعات بیشتر مراجعه شود به: Pesaran and Pesaran (2009), Section 22. 10.

SBC، یک است. در نتیجه تجزیه و تحلیل مدل هم‌جمعی با استفاده از $VCEX^*(2,1)$ به منظور خطای کم‌تر انجام می‌گیرد.^۱

جدول ۱- انتخاب طول وقفه‌ی بهینه با استفاده از معیارهای AIC و SBC

Lag length	AIC	SBC
P=۱ q=۱	۷۵۷, ۵۳	۶۹۵, ۸۷۵۶
P=۲ q=۱	۷۶۸, ۱۷۰۵	۶۶۹, ۴۳۱۶
P=۱ q=۲	۷۴۵, ۷۶۵۱	۶۶۷, ۸۲۰۴
P=۲ q=۲	۷۶۵, ۲۳۴۴	۶۴۹, ۷۱۸۷

مأخذ: محاسبات تحقیق

بعد از تعیین طول وقفه‌ی بهینه، لازم است که تعداد بردارهای هم‌جمعی تعیین و روابط بلندمدت بر مدل تحمیل شوند. آزمون هم‌جمعی با استفاده از معیارهای حداکثر مقدار ویژه و آماره‌ی اثر^۲ و بر اساس روش حداکثر درست نمائی یوهانسون (و پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۰) برای مدل‌هایی با متغیرهای برون‌زای ضعیف) انجام می‌گیرد. جدول (۲)، نشان‌دهنده‌ی نتایج آزمون اثر (λ_{trace}) و آماره‌ی حداکثر مقدار ویژه (λ_{max}) برای مدل $VCEX^*(2,1)$ با عرض از مبدا غیرمقید و ضریب روند مقید، در سطح مقادیر بحرانی ۹۰ و ۹۵ درصد است. به منظور بررسی این‌که آیا متغیر روند خطی در روابط بلندمدت وجود دارد یا خیر، محدودیت‌های هم‌روندی^۳ نیز آزمون می‌شوند. هم‌چنین به مدل کلان اقتصادی ایران، متغیر مجازی^۴ جنگ و انقلاب، WR، به منظور منظور لحاظ اثرات شکست ساختاری اضافه می‌شود. برای این متغیر مقادیر ۱ در دوره‌ی زمانی ۱۹۷۹Q۱ تا ۱۹۸۸Q۲، و صفر برای بقیه‌ی دوره‌ی زمانی در نظر گرفته می‌شود و بدین ترتیب اثرات مشترک انقلاب اسلامی در سال ۱۹۷۹ و جنگ ایران و عراق در نظر گرفته می‌شود. آماره‌ی حداکثر مقدار ویژه نشان‌دهنده‌ی وجود یک بردار هم‌جمعی در سطح معنی‌داری ۵٪ است، در حالی‌که بر اساس تئوری اقتصادی، انتظار وجود دو بردار

1- Kilian (2002).

2- Trace and Maximal Eigenvalue Statistics.

۳- Co-trending. هم‌روندی: زمانی‌که با یک مدل با عرض از مبدا غیرمقید و ضریب روند مقید کار می‌شود، روند ممکن است در سطح متغیرها (روابط هم‌جمعی) وجود داشته باشد، از این رو تست می‌شود که آیا متغیرها دارای روند یکسانی هستند که در این صورت هم-روند نامیده می‌شوند و روند در داخل آن‌ها حذف می‌گردد (ضریب روند مقید به صفر می‌شود) و یا این‌که روند یکسانی نداشته باشند، در این حالت روند باقی می‌ماند و ضریب آن محاسبه می‌گردد. از این رو در مرحله‌ی شناسایی روابط هم‌جمعی باید محدودیت‌های بیش‌تری بر مدل تحمیل کرد که آن‌ها را محدودیت‌های هم‌روند می‌نامند و قابلیت تست شدن هم دارند.

4- Dummy.

هم‌جمعی برای مدل کلان اقتصاد ایران می‌رود. همان‌طور که چنگ و لی (۱۹۹۳)^۱ نشان داده‌اند، نتایج به دست آمده از آماره‌ی حداکثر مقدار ویژه به دلیل وجود عدم تقارن در جملات اخلاص (چولگی و کشیدگی زیاد)، از درجه‌ی اطمینان کم‌تری نسبت به آزمون اثر برخوردار است. در نتیجه با توجه به این که در مدل VAR باقیمانده‌ها نیز نرمال نیستند، بهتر است که تعداد بردار هم‌جمعی که بر اساس آزمون اثر حاصل می‌شود مبنا قرار گیرد (گرات، ۲۰۰۶). آزمون اثر نشان‌دهنده‌ی وجود ۲ بردار هم‌جمعی در سطح معنی‌داری ۵٪ است که با تئوری اقتصادی سازگار است. وجود ۲ بردار هم‌جمعی در مدل بر مبنای شرط پایداری^۲ مدل $VECX^*$ و نتایج حاصل شده از منحنی‌های شدت تداوم نیز تأیید می‌شود.

به منظور شناسایی دقیق مدل، نیاز به تحمیل چهار محدودیت است. آماره‌ی نسبت حداکثر راست‌نمائی برای آزمون محدودیت‌های هم-روند (مقید کردن هر دو ضریب روند در دو رابطه‌ی هم‌جمعی) برابر با ۲/۵۴ به دست آمده است، که این مقدار کم‌تر از مقادیر بحرانی خودگردان سازی شده‌ی^۳ ۱۰/۹۵ و ۷/۴۲ به ترتیب در سطح معنی‌داری ۵٪ و ۱۰٪ است که با ۳۰۰۰ تکرار و جهت افزایش حجم نمونه در مدل $VECX^*$ حاصل شده‌اند.^۴ لذا فرض H_0 مبنی بر عدم وجود روند خطی در روابط بلندمدت را نمی‌توان رد کرد.

جدول ۲- تعیین تعداد بردار هم‌جمعی بر اساس آماره‌ی اثر و آماره‌ی حداکثر مقدار ویژه

H.	H_1	Test statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix				
$r = 0$	$r = 1$	۹۴, ۱۶	۵۳, ۸۸	۵۰, ۰۶
$r \leq 1$	$r = 2$	۴۴, ۸۰	۴۵, ۹۳	۴۱, ۶۶
$r \leq 2$	$r = 3$	۳۶, ۵۰	۳۸, ۵۹	۳۴, ۸۶
$r \leq 3$	$r = 4$	۲۱, ۲۳	۲۹, ۹۳	۲۷, ۶۹
$r \leq 4$	$r = 5$	۱۳, ۸۶	۲۱, ۱۶	۱۸, ۸۲
Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix				
$r = 0$	$r = 1$	۲۱۱, ۵۶	۱۳۶, ۹۰	۱۲۹, ۲۸
$r \leq 1$	$r = 2$	۱۱۷, ۴۰	۹۸, ۸۳	۹۴, ۰۵
$r \leq 2$	$r = 3$	۶۹, ۸۷	۷۱, ۶۰	۶۵, ۳۷
$r \leq 3$	$r = 4$	۳۵, ۰۹	۴۳, ۲۷	۴۰, ۰۰
$r \leq 4$	$r = 5$	۱۳, ۸۶	۲۱, ۱۶	۱۸, ۸۲

مأخذ: محاسبات تحقیق

1- Cheung and Lai (1993).

2- Stability Condition.

3- Bootstrapped Critical Values.

۴- مقادیر بحرانی خودگردان سازی از طریق برنامه نویسی در Gauss 6.0 ایجاد شده‌اند.

در مرحله‌ی بعد، محدودیت‌های بیش از حد شناسای برگفته از تئوری اقتصادی آزمون می‌شوند. به منظور اعمال محدودیت‌های بیش از حد مشخص بر مدل چهار حالت مورد بررسی قرار می‌گیرد: ۱- ضریب تولید واقعی خارجی در رابطه‌ی شکاف تولید و ضریب تولید واقعی داخلی در رابطه‌ی تقاضای پول مقید به یک، ۲- ضریب تولید واقعی خارجی در رابطه‌ی شکاف تولید و ضریب تولید واقعی داخلی در رابطه‌ی تقاضای پول آزاد، ۳- ضریب تولید واقعی خارجی مقید به یک و ضریب تولید واقعی داخلی در رابطه‌ی تقاضای پول آزاد، و ۴- ضریب تولید واقعی خارجی آزاد و ضریب تولید واقعی داخلی در رابطه‌ی تقاضای پول مقید به یک.

همان‌طور که در جدول (۳) گزارش شده است، در نهایت مورد دوم به دلیل کم‌ترین تعداد محدودیت، بر مدل تحمیل می‌شود. از سویی نتایج حاکی از آن است که شکست ساختاری در داده‌ها که با متغیر مجازی WR نشان داده می‌شود، اثری در روابط بلندمدت ندارد. در نتیجه می‌توان بیان کرد که روابط بلندمدت در مدل کلان ایران شامل روند خطی و متغیر مجازی نیستند (از این رو ضریب این دو متغیر مقید به صفر می‌شوند).

جدول ۳- روابط بلندمدت بیش از حد شناسا برای ایران (1979Q1-2007Q4)

ضریب تولید واقعی خارجی در رابطه‌ی شکاف تولید و ضریب تولید واقعی داخلی در رابطه‌ی تقاضای پول آزاد		LR(df)	CV (90%, 95%)
شکاف تولید	$y_t - 1.17y_t^*$ (0.20)	$= 28.93 \chi^2 [1,0]$	$= 31.24 \chi^2 [8]$
تقاضای پول	$m_t - 1.38y_t$ (0.40)		

اعداد داخل براکت نشان دهنده‌ی تعداد محدودیت‌های بیش از حد شناساست که به این صورت محاسبه می‌شود: تعداد کل محدودیت‌ها (۱۴) - تعداد محدودیت‌های دقیقاً شناسا (۴) و اعداد داخل پرانتز نشان دهنده‌ی مقادیر انحراف معیار است (مأخذ: محاسبات تحقیق).

در این قسمت می‌توان ویژگی‌های اقتصاد ایران را با توجه به دو رابطه‌ی بلندمدت حاصل شده، مورد تحلیل قرار داد. روابط بلندمدت را می‌توان صورت زیر نشان داد:

$$\xi_t = \beta' z_t - b_0 - b_1 t - b_2 WR$$

$$z_t = (y_t, e_t, \pi_t, rp, m_t, y_t^*, p_t)'$$

که در آن:

$$\xi_t = (\xi_{y_t}, \xi_{e_t})', \quad b_2 = (0, 0)', \quad b_1 = (0, 0)', \quad b_0 = (b_{p_0}, b_{e_0})'$$

$$\beta'_{OI} = \begin{pmatrix} 1 & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \beta_{26} & \cdot \\ \beta_{61} & \cdot & \beta_{63} & \cdot & 1 & \cdot & \cdot \end{pmatrix}$$

ماتریس β'_{OI} ، ماتریس بیش از حد شناساست که نشان دهنده‌ی تمام محدودیت‌های پیشنهاد شده توسط تئوری اقتصادی برای دو رابطه‌ی هم‌جمعی بلندمدت است. براساس تئوری، در این مدل باید ۱۱ محدودیت بیش از حد شناسا بر سیستم تحمیل و سه پارامتر هم به صورت آزاد تخمین زده شود (بر اساس رابطه‌ی شکاف تولید و تقاضای پول اصلاح شده)، اما آماره‌ی حداکثر راست‌نمائی (LR) برای آزمون این محدودیت‌های بیش از حد شناسا هم‌گرا نیست و در نتیجه باید ضریب متغیر دیگری را به صورت آزاد در رابطه‌ی شکاف تولید لحاظ کرد (ضریب نرخ تورم) تا آماره‌ی مذکور هم‌گرا شود. از این رو به جای ۱۱ محدودیت بیش از حد شناسا، ۱۰ محدودیت همان‌طور که در زیر نشان داده شده است اعمال می‌شود:

$$\beta'_{OI} = \begin{pmatrix} 1 & \cdot & \beta_{23} & \cdot & \cdot & \beta_{26} & \cdot \\ \beta_{61} & \cdot & \beta_{63} & \cdot & 1 & \cdot & \cdot \end{pmatrix}$$

اولین بردار هم‌جمعی مربوط به رابطه‌ی شکاف تولید است که بر حسب y_t نرمال شده است و دومین بردار مربوط به رابطه‌ی تقاضای پول می‌باشد که براساس m_t نرمال شده است. آماره‌ی حداکثر راست‌نمائی برای تست ۱۰ محدودیت بیش از حد شناسا برابر با ۲۸/۹۳ است که این مقدار کم‌تر از مقادیر بحرانی خودگردان‌سازی ۳۱/۲۴ در سطح ۵٪ می‌باشد. در نتیجه این نشان می‌دهد که محدودیت‌های بیش از حد شناسا که در ماتریس β'_{OI} نشان داده شده است را نمی‌توان رد کرد. در زیر ماتریس محدودیت‌های بیش از حد شناسا، پس از تخمین دو رابطه‌ی هم‌جمعی نشان داده شده است:

$$\beta'_{OI} = \begin{pmatrix} 1 & \cdot & ۱۴.۴۱۸۳ & \cdot & \cdot & -۱.۱۷۰۶ & \cdot \\ & & (۶.۸۸۲۸) & & & (۰.۲۰۴۵۶) & \\ -۱.۳۸۴۵ & \cdot & ۲۰.۸۱۸۳ & \cdot & ۱ & \cdot & \cdot \\ & & (۰.۳۹۹۳۷) & & (۱۱.۵۶۱۴) & & \end{pmatrix}$$

که در آن مقادیر داخل پرانتز نشان دهنده‌ی انحراف معیار است. در رابطه‌ی شکاف تولید نشان داده می‌شود که رشد تولید واقعی در ایران، سریع‌تر از رشد تولید واقعی در کشورهای طرف تجاری ایران است. رشد بالاتر تولید واقعی ایران نسبت به شرکای تجاری‌اش از طریق آزاد گذاشتن ضریب تولید واقعی خارجی در رابطه‌ی شکاف تولید مدل می‌شود. شاید بتوان این رشد سریع‌تر را به دلیل افزایش قیمت نفت در طی

دهه‌های اخیر دانست. اقتصاد ایران یک اقتصاد تک محصولی بر پایه‌ی درآمد نفت است و بین درآمد حاصل از فروش نفت و تولید ناخالص داخلی واقعی در این کشور رابطه‌ای مستقیم و بلندمدت وجود دارد در نتیجه افزایش قیمت نفت سبب افزایش تولید ناخالص داخلی واقعی و رشد آن می‌شود. در رابطه‌ی شکاف تولید رابطه‌ی معنی‌دار منفی بین تورم و تولید واقعی نیز نشان‌دهنده‌ی عدم کارایی در سیاست‌های اقتصادی است. با افزایش تورم قیمت کالاهای داخلی نسبت به قیمت ثابت کالاهای وارداتی افزایش پیدا می‌کند و این فضای رقابتی ایجاد شده سبب کاهش تولیدات داخلی می‌شود، که در نتیجه کاهش صادرات و افزایش واردات و به طور کلی بدتر شدن وضعیت تراز تجاری و بیش‌تر شدن شکاف بین تولید واقعی داخلی و خارجی را به دنبال خواهد داشت، این نشان‌دهنده‌ی اهمیت کنترل نرخ تورم به عنوان یک عامل تأثیرگذار بر رشد اقتصادی در ایران است.

رابطه‌ی تعادلی بلندمدت تقاضای پول بیان می‌کند که تقاضای واقعی پول در ایران با افزایش درآمد (تولید) و کاهش تورم افزایش پیدا می‌کند. کشش تقاضای واقعی پول نسبت به تولید واقعی (کشش درآمدی تقاضای پول) برابر با $1/38$ است. اثرات نرخ تورم (پروکسی برای نرخ بهره) بر روی تقاضای واقعی پول، منفی و از نظر آماری معنی‌دار است. در حقیقت با یک نرخ تورم بالا، هزینه‌ی فرصت نگهداری پول در مقابل سایر کالاها افزایش پیدا می‌کند و بدین ترتیب تقاضای واقعی پول کاهش می‌یابد.

۳-۴- برآورد الگوی تصحیح خطای برداری

پویایی‌های کوتاه‌مدت مدل در قالب ۵ معادله‌ی تصحیح خطای شکل خلاصه شده، در جدول (۴) نشان داده می‌شود. ضرائب تعدیل نشان می‌دهد که انحرافات از روابط بلندمدت (جزء اخلاص این روابط) با سطح بالای معنی‌داری در بیش‌تر معادلات وارد می‌شوند. جزء اخلاص رابطه‌ی بلندمدت شکاف تولید (انحراف تولید واقعی داخلی از تولید خارجی)، ξ_{t-1} ، به طور معنی‌داری در داخل معادله‌های تولید واقعی داخلی و تورم و انحراف از تقاضای پول (جزء اخلاص رابطه‌ی تقاضای پول)، ξ_{t-1} ، به طور معنی‌داری در داخل معادله‌های تولید واقعی داخلی، تورم و حجم واقعی پول داخل می‌شوند.

جدول ۴- معادلات الگوی تصحیح خطای برداری برای ایران

Equation	Δy_t	Δe_t	$\Delta \pi_t$	Δr_{p_t}	Δm_t
$\hat{\xi}_{y,t-1}$	-۰,۱۰۷* (۰,۰۳۰)	-۰,۱۳۹ (۰,۱۰۳)	-۰,۰۷۷* (۰,۰۱۸)	۰,۰۳۳ (۰,۰۷۷)	۰,۰۱۵ (۰,۰۲۵)
$\hat{\xi}_{e,t-1}$	۰,۰۵۷* (۰,۰۱۹)	۰,۰۱۵ (۰,۰۶۲)	۰,۰۱۸* (۰,۰۱۱)	-۰,۰۰۴ (۰,۰۴۶)	-۰,۰۵۵* (۰,۰۱۵)
Δy_{t-1}	۰,۲۹۳* (۰,۰۹۷)	-۰,۱۲۵ (۰,۳۲۷)	-۰,۰۱۵ (۰,۰۵۸)	۰,۱۴۴ (۰,۲۴۳)	۰,۰۷۳ (۰,۰۷۹)
Δe_{t-1}	۰,۰۱۳ (۰,۰۲۷)	۰,۰۸۶ (۰,۰۹۱)	۰,۰۲۹* (۰,۰۱۶)	۰,۰۶۷ (۰,۰۶۸)	-۰,۰۲۹ (۰,۰۲۲)
$\Delta \pi_{t-1}$	۰,۰۶۵ (۰,۱۴۹)	-۰,۰۴۹۴ (۰,۰۵۰۰)	۰,۲۴۱* (۰,۰۸۸)	۰,۰۴۷۱ (۰,۳۷۱)	۰,۰۲۲ (۰,۱۲۰)
$\Delta r_{p_{t-1}}$	۰,۰۱۳ (۰,۰۴۳)	۰,۰۴۸۰* (۰,۱۴۴)	۰,۰۱۳ (۰,۰۲۵)	۰,۰۴۵ (۰,۱۰۷)	-۰,۰۰۲ (۰,۰۳۵)
Δm_{t-1}	-۰,۱۷۶ (۰,۱۲۵)	-۱,۰۸۶* (۰,۰۴۱۹)	۰,۲۵۸* (۰,۰۷۴)	۰,۱۹۹ (۰,۳۱۱)	-۰,۶۳۱* (۰,۱۰۱)
Δy_t^*	-۰,۰۵۱۸ (۰,۰۴۱۸)	-۱,۰۳۴۱ (۱,۰۴۰۵)	-۰,۰۷۳ (۰,۰۲۴۸)	۰,۰۶۱۴ (۱,۰۰۴۳)	-۰,۱۸۴ (۰,۰۳۳۷)
ΔPoil	۰,۰۲۶ (۰,۰۳۶)	-۰,۰۲۱۲* (۰,۱۲۱)	-۰,۰۰۹ (۰,۰۲۱)	۰,۰۹۳ (۰,۰۹۰)	۰,۰۱۸ (۰,۰۲۹)
Δy_{t-1}^*	-۰,۰۰۵ (۰,۰۲۲)	۰,۰۰۱ (۰,۰۰۶)	-۰,۰۲۲ (۰,۰۲۸)	۰,۰۰۹ (۰,۰۰۹)	-۰,۰۰۷ (۰,۰۲۴)
ΔPoil_{t-1}	۰,۰۸۷ (۰,۰۲۵۶)	۰,۰۲۸ (۰,۰۷۵)	-۰,۰۶۸۷* (۰,۰۳۳۵)	۰,۰۹۰ (۰,۱۱۰)	-۰,۰۰۳ (۰,۰۲۸۲)
C	-۰,۱۳۴* (۰,۰۴۷)	-۰,۰۴۸ (۰,۱۵۷)	-۰,۰۵۱* (۰,۰۲۸)	۰,۰۴۰ (۰,۱۱۷)	۰,۱۴۴* (۰,۰۳۸)
\bar{R}^2	۰,۱۶	۰,۱۸	۰,۵۴	۰,۰۷	۰,۳۹
$\chi_{SC}^2 [f]$	۲,۰۵۵۶	۱,۰۳۸۶	۱۹,۰۷۰۱	۲,۰۹۲۸	۹,۰۶۸۴
$\chi_{FF}^2 [f]$	۶,۰۶۰۰	۹,۰۶۴۲	۳,۰۲۱۳	۰,۰۳۷۳	۰,۰۰۹۵
$\chi_N^2 [z]$	۱۷,۰۳۹۴	۹۱۰,۰۵۳۵	۹,۰۱۸۹	۲۲۳۵,۰	۳۷,۰۲۹۰
$\chi_H^2 [f]$	۰,۰۹۷۷	۱۰,۰۹۴۰	۱,۰۴۸۶	۰,۰۷۹۵	۰,۰۳۸۶

$$\hat{\xi}_{y,t} = y_t + 14.42\pi_t - 1.17y_t^*$$

$$\hat{\xi}_{m,t} = m_t - 1.49y_t + 20.81\pi_t$$

اعداد داخل پرانتز نشان دهنده مقادیر انحراف معیار می‌باشند. * نشان دهنده معنی‌داری در سطح ۵٪ و ** نشان دهنده معنی‌داری در سطح ۱۰٪ می‌باشد. χ_{SC}^2 ، آزمون خودهمبستگی بین جملات اخلاص، χ_{FF}^2 ، آزمون درستی تصریح شکل تابع، χ_N^2 ، نرمال بودن توزیع جملات اخلاص و χ_H^2 آزمون ناهمسانی واریانس هستند. مقدار بحرانی برای $\chi^2(1)$ برابر با ۳/۸۴، برای $\chi^2(2)$ برابر با ۵/۹۹ و برای $\chi^2(3)$ برابر با ۹/۴۹ است. (مأخذ: محاسبات تحقیق).

به عبارت دیگر انحراف از معادله تقاضای پول در کوتاه‌مدت به توضیح تغییرات در تولید واقعی داخلی، تورم و حجم واقعی پول، و انحراف از رابطه شکاف تولید، به توضیح تغییرات در تولید واقعی داخلی و تورم کمک می‌کند. سطرهای ۲ و ۳ در این جدول

نشان‌دهنده‌ی ضرائب تعدیل، α ، هستند. آماره‌های تشخیص نشان می‌دهد که به جز در دو معادله نرخ تورم و حجم واقعی پول در سایر معادلات خودهمبستگی بین اجزای اخلاص وجود ندارد. البته قابل ذکر است که، این مشکل را می‌توان از طریق افزایش تعداد وقفه در مدل حل کرد، اما این سبب افزایش تعداد ضرائب و بزرگ‌تر شدن سائز مدل می‌شود و راه‌حل قابل قبولی نیست. هم‌چنین، آماره‌ی χ^2_{FF} نشان می‌دهد که فرض درستی تصریح شکل تابع را نمی‌توان برای معادلات تورم، قیمت‌های نسبی و حجم واقعی پول رد کرد. فرض ناهمسانی واریانس تنها برای معادله‌ی نرخ ارز مؤثر واقعی رد می‌شود و در نهایت فرض نرمال بودن توزیع اجزای اخلاص برای تمامی معادلات به دلیل کشیدگی زیاد رد می‌شود. پارولو (۱۹۹۶)^۱، بیان می‌کند زمانی که فرض نرمال بودن به دلیل کشیدگی و چولگی زیاد رد می‌شود، آزمون یوهانسون تحت تأثیر قرار نمی‌گیرد. در کل می‌توان بیان کرد که آماره‌های تشخیص برای این مدل قابل قبول است.

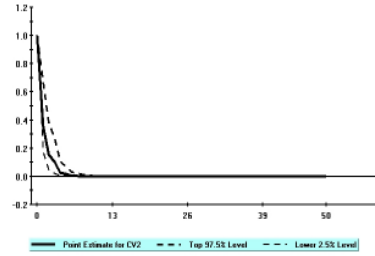
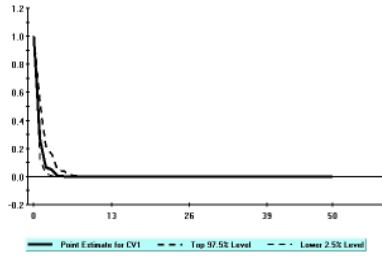
۴-۴- نتایج شبیه‌سازی

۴-۴-۱- منحنی شدت تداوم

تأثیر تکانه‌های وسیع بر سیستم را نشان می‌دهد. این منحنی حاوی اطلاعاتی در مورد سرعت هم‌گرایی دستگاه به سمت رابطه‌ی تعادلی بلندمدت است^۲، به عبارت دیگر، سرعتی را که با آن عدم تعادل الگو زایل می‌شود نشان می‌دهد. مقدار شدت تداوم در زمان صفر، یعنی زمان ایجاد تکانه، برابر واحد قرار می‌گیرد و پس از آن، چنانچه رابطه‌ی تعادلی بلندمدت میان متغیرهای الگو حاکم باشد، به سمت صفر تمایل می‌یابد. تمامی نمودارها در فاصله‌ی اطمینان خودگردان‌سازی شده ۹۵٪ رسم می‌شوند. نمودارهای (۷) و (۸)، اثر تکانه‌های وسیع بر دو بردار هم‌جمعی مورد نظر را نشان می‌دهند. همان‌طور که مشخص است، دو بردار هم‌جمعی مورد نظر، گرایش قوی برای حرکت به سمت رابطه‌ی تعادلی بلندمدت خود دارند و در حقیقت اثرات تکانه‌ها به سرعت ناپدید می‌شوند. این شاید به دلیل فقدان دسترسی به بازارهای سرمایه‌ی بین‌المللی و هم‌چنین عدم رقابتی بودن و پیشرفته بودن بازارهای سرمایه‌ی داخلی است.

1- Paruolo (1996).

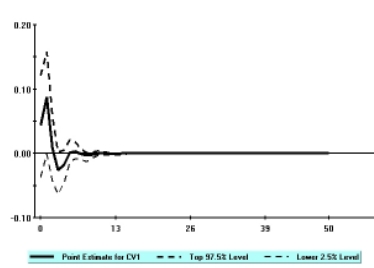
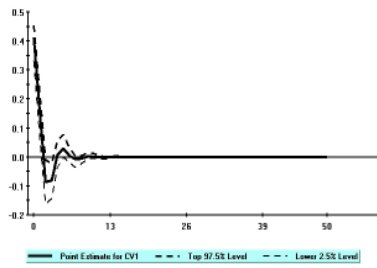
2- Garratt, et al. (2006).



اثر نکانه‌های وسیع بر

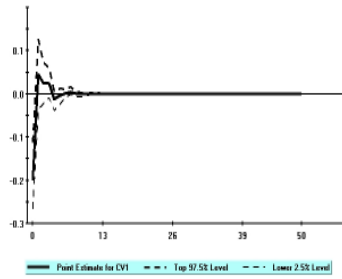
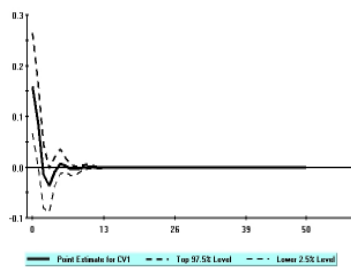
نمودار ۷- بردار هم‌جمعی شکاف تولید

نمودار ۸- بردار هم‌جمعی تقاضای پول



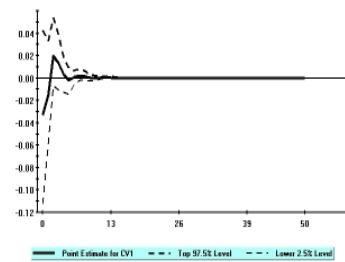
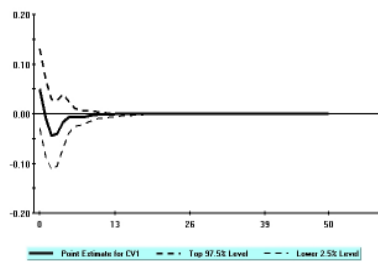
شوک به معادله تورم

شوک به معادله نرخ ارز واقعی موثر



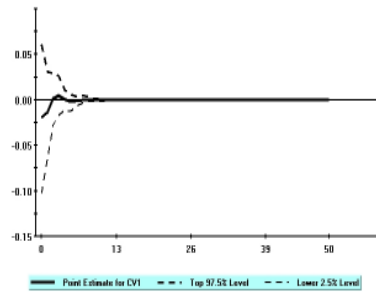
شوک به معادله قیمت نسبی

شوک به معادله حجم واقعی پول



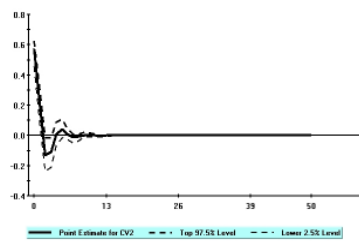
شوک به معادله تولید واقعی داخلی

شوک به معادله تولید واقعی خارجی

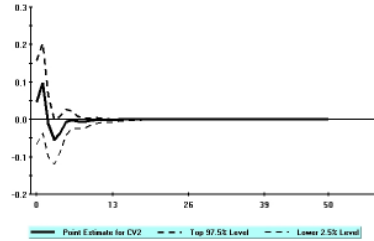


تکانه نفتی

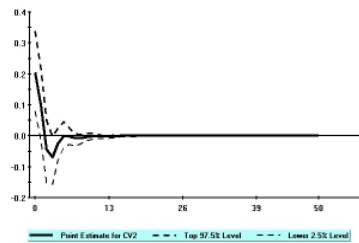
نمودار ۹- منحنی شدت تداوم شکاف تولید با ۹۵٪ فاصله اطمینان خودگردان سازی



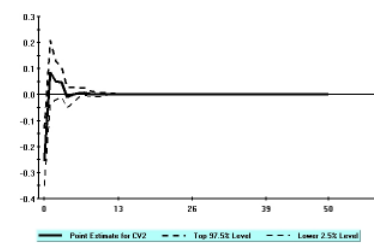
شوک به معادله تورم



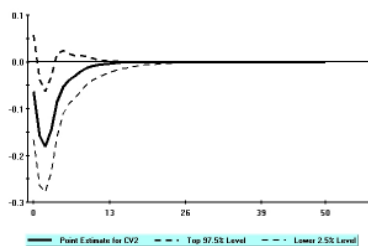
شوک به معادله نرخ ارز واقعی موثر



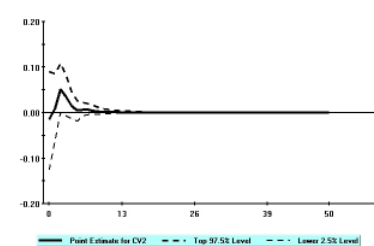
شوک به معادله قیمت نسبی



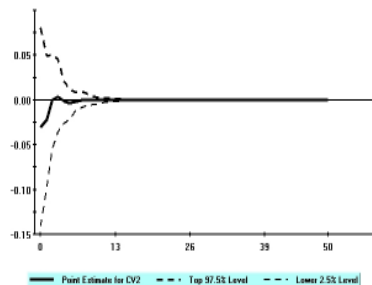
شوک به معادله حجم واقعی پول



شوک به معادله تولید واقعی داخلی



شوک به معادله تولید واقعی خارجی



تکانه نفتی

نمودار ۱۰- منحنی شدت تداوم تقاضای پول با ۹۵٪ فاصله اطمینان خودگردان سازی

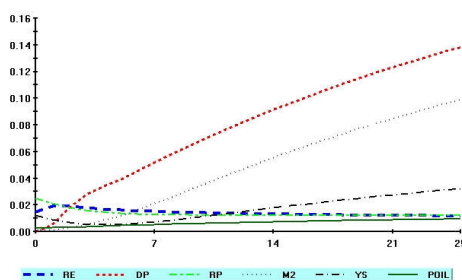
همچنین نمودارهای (۹) و (۱۰)، نشان‌دهنده‌ی منحنی‌های شدت تداومی هستند که اثر شوک وارده به یکی از متغیرهای (معادله) موجود در سیستم را بر دو رابطه‌ی هم‌جمعی نشان می‌دهند. شایان ذکر است که طول عمر اکثر شوک‌ها بر اقتصاد ایران بیش از ۳/۵ سال طول نمی‌کشد، این نشان می‌دهد هم‌گرایی به سمت تعادل برای اقتصاد ایران بسیار سریع اتفاق می‌افتد.

۲-۴-۴- تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم یافته

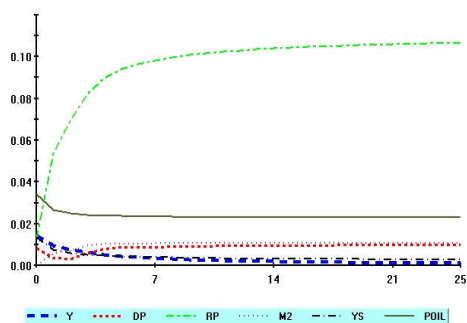
یک ویژگی خاص این مقاله این است که در آن به منظور تجزیه و تحلیل اثرات پویای شوک‌ها از روش تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم یافته که توسط کوپ (۱۹۹۶)^۱ و پسران وشین (۱۹۹۸)^۲ توسعه و بسط داده شده است، به جای تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی متعامد استفاده می‌شود. روش تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی، سهم تغییرات در یک متغیر را در مقابل شوک به سایر متغیرها در سیستم نشان می‌دهد. در تجزیه‌ی واریانس متعامد، به‌دلیل تجزیه‌ی چولسکی^۳ (به منظور متعامد کردن شوک‌ها^۴)، همیشه باید مدل VAR را طوری مقید کرد که متغیر آخر در مدل هیچ اثری به طور هم‌زمان بر روی سایر متغیرهای مدل نداشته باشد و این نشان می‌دهد که این روش تا چه اندازه به ترتیب قرار گرفتن متغیرها در مدل حساس است. مشکل دیگر این روش آن است که ممکن است شوک‌های وارده به یک معادله در مدل VAR

1- Koop et al. (1996).
 2- Pesaran and Shin (1998).
 3- Cholesky Decomposition.
 4- Orthogonality Assumption.

اثر هم‌زمان کمی بر روی سایر متغیرها در کوتاه‌مدت داشته باشند، اما توالی آن‌ها را با یک وقفه، بیش‌تر تحت تأثیر قرار می‌دهند و در این حالت انتظار می‌رود که سهم بسیار ناچیزی از واریانس خطای پیش‌بینی به‌وسیله‌ی این شوک‌ها در افق کوتاه‌مدت و مقدار بیش‌تر آن در بلندمدت توضیح داده شود. به عبارت دیگر، به دلیل تجزیه‌ی چولسکی، قسمت بیش‌تر واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیر در افق زمانی کوتاه‌مدت توسط خود آن متغیر توضیح داده می‌شود. این در حالی است که روش تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم یافته، به ترتیب قرار گرفتن متغیرها در مدل حساس نیست و به منظور تجزیه واریانس، لزومی به تجزیه واریانس چولسکی نیست و نتایج مطمئن‌تری را ارائه می‌دهد. از این رو نسبت به روش قبلی برتری بالاتری دارد. نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم یافته در نمودارهای (۱۱) تا (۱۵) نشان داده شده است. برخلاف روش تجزیه واریانس متعامد، در این روش مجموع سطرها برابر یک نیست و تجزیه واریانس تعمیم یافته یک مقدار بهینه برای واریانس خطای پیش‌بینی هر متغیر ارائه می‌دهد. نمودار (۱۱)، نشان می‌دهد که تکانه‌های ناشی از حجم واقعی پول و نرخ تورم هر یک بیش از ۱۰ درصد و تکانه‌های ناشی از نوسانات نرخ ارز مؤثر واقعی، قیمت‌های نسبی و تولید واقعی خارجی نیز هر یک بیش‌تر از ۱ درصد از واریانس خطای پیش‌بینی تولید واقعی داخلی را طی ۲۵ دوره توضیح می‌دهند. علاوه بر این، بر خلاف روش تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی متعامد، در این روش می‌توان اثر اولیه‌ی (افق زمانی صفر) یک شوک را بر روی متغیر مورد نظر تعیین کرد. شوک قیمت‌های نسبی نسبت به سایر شوک‌ها مقادیر معنی‌دار بالاتری را برای پیش‌بینی خطای واریانس تولید واقعی داخلی در اولین اثر (زمان ایجاد تکانه) در اختیار قرار می‌دهد. به جز در زمان ایجاد تکانه، در تمامی افق‌های زمانی شوک تورمی نسبت به سایر شوک‌ها بیش‌ترین اثر را بر تغییرات تولید واقعی داخلی دارد. اثر شوک نفتی بر نوسانات تولید واقعی داخلی نیز در طول دوره در حال افزایش است.



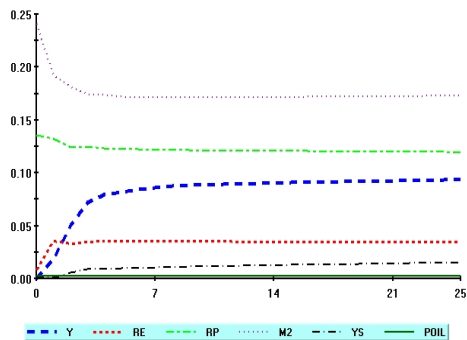
نمودار ۱۱- تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم یافته‌ی تولید واقعی داخلی



نمودار ۱۲- تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم یافته‌ی نرخ ارز

در نمودار (۱۲)، شوک قیمت‌های نسبی بیش از ۱۱ درصد از واریانس خطای پیش‌بینی نرخ ارز را توضیح می‌دهد و در حقیقت دارای بیش‌ترین اثر بر تغییرات نرخ ارز در طی دوره ۲۵ است. بعد از آن اثر تکانه‌ی نفتی بر تغییرات نرخ ارز مؤثر واقعی بیش‌تر از سایر تکانه‌هاست و مقادیر معنی‌دار بالاتری را برای خطای واریانس نرخ ارز در اولین اثر نشان می‌دهد.

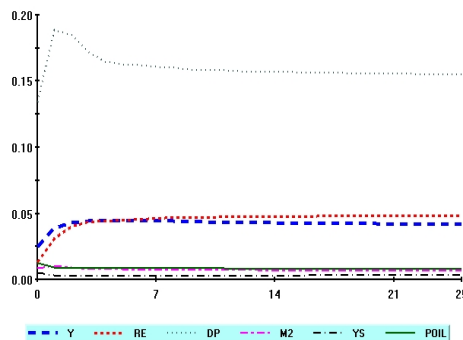
در نمودار (۱۳)، تکانه‌های عرضه‌ی واقعی پول، قیمت‌های نسبی و تولید واقعی داخلی، هر یک بیش‌تر از ۱۰ درصد از واریانس خطای پیش‌بینی نرخ تورم را در طی دوره‌ی مورد نظر توضیح می‌دهند. اثر تکانه‌ی تولید واقعی داخلی طی دوره، افزایش و اثر تکانه‌ی حجم واقعی پول کاهش یافته است.



نمودار ۱۳- تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم یافته‌ی نرخ تورم

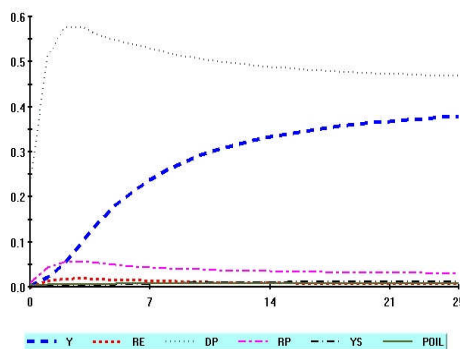
هم‌چنین اثر شوک تولید واقعی خارجی در طی دوره افزایش یافته است و در حدود ۲ درصد از واریانس خطای پیش‌بینی نرخ تورم توسط این متغیر قابل توضیح است.

هم‌چنین در افق زمانی صفر دو تکانه‌ی عرضه‌ی واقعی پول و قیمت‌های نسبی بیش‌ترین اثر را بر روی تورم دارند.



نمودار ۱۴- تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم یافته قیمت نسبی

در نمودار (۱۴)، از میان تکانه‌های اثرگذار بر روی قیمت نسبی، ابتدا نقش نرخ تورم مؤثرتر از سایر تکانه‌هاست و سپس نقش تکانه‌های تولید واقعی داخلی و نرخ ارز و در آخر هم تکانه‌ی نفتی بیش‌تر است. ۱۶ درصد از واریانس خطای پیش‌بینی قیمت نسبی توسط نرخ تورم توضیح داده می‌شود.



نمودار ۱۵- تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم یافته حجم واقعی پول

در نمودار (۱۵)، ۴۷ درصد و ۳۸ درصد واریانس خطای پیش‌بینی حجم واقعی پول در بلندمدت به ترتیب توسط متغیرهای نرخ تورم و تولید واقعی داخلی توضیح داده می‌شود. تغییرات نرخ تورم نقش مهمی را در توضیح واریانس خطای پیش‌بینی حجم واقعی

پول ایفا می‌کند و هم‌چنین دارای مقدار بالاتری نسبت به سایر متغیرها در افق زمانی صفر است. همان‌طور که تکانه‌ی حجم واقعی پول در توضیح نوسانات نرخ تورم نیز نقش مؤثرتری دارد. بیش از ۳ درصد واریانس خطای پیش‌بینی حجم واقعی پول توسط متغیر قیمت‌های نسبی قابل توضیح است و در حدود ۱ درصد نوسانات این متغیر توسط تولید واقعی خارجی توضیح داده می‌شود.

۵- نتیجه‌گیری

در این مقاله یک مدل $VECX^*$ هم‌جمعی برای اقتصاد ایران تصریح شد که در آن از تئوری اقتصادی برای تحمیل روابط تعادلی بلندمدت تقاضای پول و شکاف تولید استفاده شد. مدل تخمین زده شده در این مقاله، هم با تئوری اقتصادی و هم با داده‌های اقتصاد ایران سازگار است. نتایج دلالت بر عدم کارایی در مدیریت تقاضا برای اقتصاد ایران در بلندمدت، از طریق اثرات منفی و معنی‌دار نرخ تورم بر تولید واقعی داخلی، دارد. هم‌چنین واکنش سریع اقتصاد ایران به شوک‌ها نشان‌دهنده‌ی ماهیت غیرپیشرفته‌ی بازارهای سرمایه و پول در ایران است. علاوه بر این در این مقاله نشان داده شد که نرخ تورم نقش مهمی را در توضیح نوسانات بیش‌تر متغیرهای درون‌زای مدل بازی می‌کند و بعد از آن حجم واقعی پول و تولید واقعی داخلی قرار دارند. این نتایج می‌تواند نشان‌دهنده‌ی نقش کلیدی و اساسی این سه متغیر در اقتصاد کلان ایران باشد. هم‌چنین با استفاده از این مدل می‌توان تأثیر شوک‌های مختلف (داخلی و خارجی) را بر متغیرهای کلان بررسی کرد که این موضوع در اتخاذ سیاست‌های صحیح اقتصادی کمک‌کننده است.

با توجه به مدل کلان ساخته شده و نتایج حاصله، می‌توان برای مطالعات آینده ۲ پیشنهاد را مطرح کرد: ۱- این مدل را می‌توان به مدل جهانی^۱ مطرح شده توسط دی مارو، پسران و اسمیت (۲۰۰۷)^۲ ربط داد و اثرات متفاوت از شوک‌های عرضه و تقاضا و شوک‌های منطقه‌ای را بر روی اقتصاد ایران مورد بررسی قرار داد. ۲- نتایج حاصل شده از اثرات شوک‌های مختلف بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران را با سایر کشورهای در حال توسعه با استفاده از روش تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم یافته مقایسه کرد.

1- Global Model.

2- Dees, di Mauro, Pesaran, and Smith (Ddps) (2007).

فهرست منابع

- ۱- نوفرستی، محمد، (۱۳۸۴)، "تحلیل آثار سیاست‌های پولی و ارزی به روش هم‌جمعی در چارچوب یک الگوی اقتصادسنجی کلان پویا"، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، شماره‌ی ۷۰، پائیز.
- ۲- متوسلی، محمود و محمد مزرعتی، "پیش‌بینی و تحلیل سیاستی از تقاضای حامل‌های انرژی در ایران"، مدل‌های VAR، BVAR و پیشنهاد مدل SBVAR، مجله‌ی برنامه و بودجه، شماره‌ی ۴۳ و ۴۴.
- 3- Assenmacher-Wesche, K. and M. H. Pesaran, (2008), "A VECX* Model of the Swiss Economy", National Institute Economic Review, No. 203, January, pp. 91-108.
- 4- Cheung, Y. W. , and K. S. Lai, (1993), "Finite-Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Tests for Cointegration", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 55, 313-328.
- 5- Gali, J, (2008), "The New Keynesian Approach to Monetary Policy Analysis: Lessons and New Directions", Economics and Business Working Papers Series; 1075.
- 6- Garratt, A. , K. Lee, M. H. Pesaran and Y. Shin (2003a), "A Long Run Structural Macroeconometric Model of the UK", Economic Journal, 113, 412-455.
- 7- Garratt, A., K. Lee, M. H. Pesaran and Y. Shin, (2006), "Global and National Macroeconometric Modeling: A Long Run Structural Approach", Oxford University Press, Oxford.
- 8- Johansen, S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", Econometrica, 59, pp. 1551-1580
- 9- Johansen, S., and K. Juselius, (1992), "Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK", Journal of Econometrics, 53, pp.44-211.
- 10- Johansen, S. (1995), "Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto Regressive Models", Oxford University Press.
- 11- Juselius K. (1995), "Do purchasing power parity and uncovered interest rate parity hold in the long run? an example of likelihood inference in a multivariate time series model", Journal of Econometrics, 69, pp. 211-240.
- 12- Juselius, K., and R. MacDonald, (2004), "The International parities between Japan and the USA", Japan and the World Economy, 16, pp. 17-34.
- 13- Juselius, K., and R. MacDonald, (2007), "International parity Relationships and a Non- stationary Real Exchange Rate", Germany Versus the US in the Post BrettonWoods Period, forthcoming in V.

- Morales (ed). *Recent Issues in International Macroeconomics* (New York: Nova Publications).
- 14- Karfakis, C., and M Sidiropoulos (2000), "On the stability of the long-run money demand in Greece", *Applied Economics Letters*, 7(2): 83-86.
 - 15- Kilian, L. (2002): "Impulse Response Analysis in Vector Autoregressions with Unknown Lag Order," *Journal of Forecasting* 20, pp. 161-179.
 - 16- Koop, G., M. H. Pesaran and S. M. Potter, (1996), "Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models", *Journal of Econometrics*, 74, pp. 119-147.
 - 17- MacDonald, R. and I. W. Marsh, (1997), "On Casselian PPP, Cointegration and Exchange Rate Forecasting" *Review of Economics and Statistics* (November), 70, 655-64.
 - 18- MacDonald, R. and I. W. Marsh, (1997), "Exchange Rate Modeling", (Boston, MA: Kluwer)
 - 19- Mehrara, M. and K. N. Oskoui, (2007), "The sources of macroeconomic fluctuations in oil exporting countries: A comparative study," *Economic Modeling* 24(3), 365 –379.
 - 20- Paruolo, P, (1996), "On the determination of integration indices in I(2) systems", *Journal of Econometrics*, 72, 313–356.
 - 21- Pesaran, M. H. (2000), "Economic Trends and Macroeconomic Policies in Post-Revolutionary Iran", in (Ed) Parvin Alizadeh, *The Economy of Iran: Dilemmas of an Islamic State*, (2000) London: I. B. Tauris, chapter 2, pp. 63-100.
 - 22- Pesaran, M. H. and B. Pesaran, (2009), *Microfit 5. 0: An Interactive Econometric Software Package*, Oxford University Press, Oxford.
 - 23- Pesaran, M. H. , and Y. Shin, (1998), "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models", *Economics Letters* 58, pp. 17-29.
 - 24- Pesaran, M. H., Y. Shin and R. J. Smith, (2000), "Structural Analysis of Vector Error Correction Models with Exogenous I(1) Variables", *Journal of Econometrics* 97, pp. 293-343.
 - 25- Pesaran, M. H. and Y. Shin (2002), "Long Run Structural Modeling", *Econometric Reviews*, 21, 49-87.
 - 26- Pesaran, M. H. , and R. Smith, (2006), "Macroeconomic Modeling with a Global Perspective", the Manchester School, Supplement, 24-49.
 - 27- Chen, Pu. , E. Schneider and J. Frohn, (2007), "A Long Run Structural Macroeconometric Model for Germany", *Economics Discussion Papers* 2007-47, Kiel Institute for the World Economy.
 - 28- U. S. Census Bureau (2007), *X-12-ARIMA Reference Manual*, <http://www.census.gov/srd/www/x12a/>

پیوست ۱: منابع داده‌ها

۱-۱- تولید واقعی

داده‌های GDP (به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰) برای ۲۹ کشور استفاده شده در این مطالعه از IMF^۱ گرفته شده است. داده‌ها با استفاده از روش Census Bureaus X-12 ARIMA^۲ تعدیل فصلی شده‌اند. در جایی که داده‌های فصلی برای متغیرهای کشورها (آرژانتین، ایران، هند، مالزی، پاکستان، فیلیپین، سنگاپور، سریلانکا، تایلند و ترکیه) موجود نبود، داده‌های سالانه با استفاده از روش DdPS 2007 فصلی گردید.^۳

۱-۲- عرضه‌ی پول گسترده (مجموع اسکناس و مسکوک و شبه پول)

از سری‌های زمانی ۳۴ و ۳۵ در IMFIFS و از فصل اول سال ۱۹۵۷ استفاده شد، اما برخی داده‌ها در فاصله‌ی فصل دوم سال ۱۹۸۴ تا فصل دوم سال ۱۹۸۶ موجود نبودند و از این رو از داده‌های بانک مرکزی ایران (CBI) برای این سال‌ها استفاده شد. تمامی داده‌های عرضه پول تعدیل فصلی شدند.

۱-۳- شاخص قیمت مصرف کننده

برای همه‌ی کشورها از سری‌های زمانی شاخص قیمت مصرف کننده‌ی z_f ۶۴ در IMF استفاده شد، به جز کشور چین که به دلیل موجود نبودن سری مذکور، از xzf ۶۴ استفاده شد.

۱-۴- نرخ ارز

داده‌های نرخ ارز مؤثر واقعی با استفاده از سری زمانی re ۲۹ موجود در IMFIFS به دست آمد.

۱-۵- شاخص قیمت نفت

با استفاده از سری زمانی قیمت اسمی هر بشکه نفت خام بر حسب دلار آمریکا با کد AAZZF 00176 در IFS حاصل شده است.

1- International Monetary fund (IMF).

2- See U. S. Census Bureau 2007.

3- See DdPS 2007 Section 1. 1 of Supplement A.