

تأثیر پذیری درجه بازبودن اقتصاد ایران از سیاست‌های پولی چین

رضا قادری مقدم

دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه مازندران

r_ghaderim69@yahoo.com

یوسف محنت فر

استادیار دانشگاه مازندران (نویسنده مسئول)

ymehnatfar@yahoo.com

گسترش جهانی شدن و رشد مبادلات تجاری بین اقتصادها، تأثیرپذیری اقتصادها از یکدیگر را افزایش داده است که از این میان، اقتصادهایی که سهم تبادلات تجاری آنها از تولید ناخالص داخلی بیشتر است (بازتر هستند)، بیشتر متأثر از تحولات جهانی، به ویژه تحولات در اقتصاد شرکای تجاری عمده‌شان، هستند. بر این اساس، این مطالعه با هدف بررسی اثر سیاست‌های پولی چین بر درجه باز بودن اقتصاد ایران طی سال‌های (۲۰۱۲-۲۰۰۲)، رابطه علیت بین متغیرهای پولی و تجاری این دو کشور را مورد تحلیل قرار می‌دهد. برای این منظور، از آزمون تصحیح خطای برداری، علیت گرنجری و وجود رابطه هم‌جعی جوهانسون-جوسیلیوس استفاده می‌شود. نتایج به دست آمده از این مطالعه بیانگر این واقعیت است که سیاست‌های پولی اعمال شده بر روی درجه بازبودن چین اثرگذارتر است تا ایران از طرفی نتایج آزمون گرنجر نشان می‌دهد که ارتباط دو سویه بین این دو متغیر وجود دارد، یعنی عرضه پول می‌تواند بر درجه باز بودن و همچنین درجه باز بودن می‌تواند بر عرضه پول در کشور چین تأثیر بگذارد و درجه باز بودن چین، درجه باز بودن ایران را تحت‌الشعاع خود قرار می‌دهد.

طبقه بندی JEL: H26، C22

واژه‌های کلیدی: درجه باز بودن اقتصاد، عرضه پول، مدل تصحیح خطای برداری و هم‌جعی جوهانسون

۱. مقدمه

طیف وسیعی از مطالعات گذشته به بررسی درجه بازبودن تجاری در کشورهای در حال توسعه پرداخته‌اند. تقریباً تمامی این مطالعات بر اساس مقایسه بین کشوری صورت گرفته‌اند. در ادبیات کاربردی ساده‌ترین معیار درجه بازبودن تجاری که معیار مهمی برای سنجش و اندازه‌گیری جریان مبادلات تجاری و انتقال سرمایه در یک اقتصاد باز است، عبارت از نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی و یا نسبت واردات یا صادرات یا نرخ‌های رشد آنها به تولید ناخالص داخلی است.

کشور ما نیز پس از جنگ تحمیلی به منظور ایجاد شرایط مناسب برای رشد تولیدات و فعال‌تر کردن بخش صادرات غیرنفتی اقدام به آزادسازی محدود در بخش تجارت خارجی و نیز آزادسازی بازار ارز نمود. این اقدامات برای چند سالی موجب رشد تولید ناخالص ملی و نیز رشد چشمگیر صادرات غیرنفتی شد، که در این میان سهم قابل توجهی از این مبادلات با کشور چین صورت گرفته است، به طوری که از لحاظ رتبه‌بندی صادرات و واردات با این کشور در سال‌های اخیر در رتبه اول و دوم قرار دارد.

جدول ۱. صادرات غیرنفتی ایران به چین طی سال‌های (۱۳۹۱-۱۳۸۱)

| سال | ۱۳۸۱ | ۱۳۸۲ | ۱۳۸۳ | ۱۳۸۴ | ۱۳۸۵ | ۱۳۸۶ | ۱۳۸۷ | ۱۳۸۸ | ۱۳۸۹ | ۱۳۹۰ | ۱۳۹۱ |
|------------------------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| صادرات غیرنفتی (میلیون دلار) | ۱۹۸ | ۲۳۱ | ۲۶۶ | ۵۲۹ | ۱۰۲۵ | ۱۲۳۱ | ۱۸۰۰ | ۳۱۱۹ | ۴۵۷۵ | ۵۶۵۲ | ۵۵۰۱ |
| رتبه شریک تجاری | ششم | هشتم | هفتم | پنجم | سوم | سوم | دوم | دوم | اول | اول | دوم |

مأخذ: آمار گمرک ج.ا. ایران

جدول ۲. واردات ایران از چین طی سال‌های (۱۳۹۱-۱۳۸۱)

| سال | ۱۳۸۱ | ۱۳۸۲ | ۱۳۸۳ | ۱۳۸۴ | ۱۳۸۵ | ۱۳۸۶ | ۱۳۸۷ | ۱۳۸۸ | ۱۳۸۹ | ۱۳۹۰ | ۱۳۹۱ |
|----------------------------|------|------|-------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| واردات (میلیون دلار) | ۱۰۴۶ | ۱۵۴۱ | ۲۰۶۲ | ۲۲۰۴ | ۲۷۵۲ | ۴۲۷۰ | ۴۹۰۰ | ۴۷۹۶ | ۵۷۵۹ | ۷۳۹۳ | ۸۱۵۵ |
| رتبه شریک تجاری | ششم | پنجم | چهارم | پنجم | سوم | سوم | سوم | دوم | دوم | دوم | دوم |

مأخذ: آمار گمرک ج.ا. ایران

به همین منظور هدف از انجام این مطالعه «بررسی ارتباط بین سیاست‌های پولی چین و درجه باز بودن اقتصاد ایران می‌باشد» و برای این منظور، رابطه هم‌جمعی و رابطه علیت بین متغیرهای پولی و تجاری این دو کشور مورد تحلیل قرار می‌گیرد. ساموئلسون (۲۰۰۴)^۱ با استفاده از نظریه مزیت نسبی ریکاردو به بررسی آثار اقتصادی چین بر اقتصاد آمریکا پرداخته است. در این زمینه وی فروض مختلفی را در خصوص روابط اقتصادی چین با آمریکا مدنظر قرار داده است.

فرض اول، این که اگر این دو کشور با هم تجارت داشته باشند، بر اساس قانون مزیت نسبی، هر دو کشور نسبت به وضعیتی که با هم تجارت نداشته باشند، منتفع می‌شوند. بنابراین، تجارت با چین بهتر از نبود تجارت با این کشور است. در فرض دوم، آمریکا و چین با هم تجارت دارند، اما اگر چین به دلیل برخورداری از رشد بالای بهره‌وری به رشد اقتصادی قابل توجهی دست یابد، در صورتی آمریکا به عنوان شریک تجاری چین از آن منتفع خواهد شد که رشد بهره‌وری چین بیشتر در کالاهایی باشد که به آمریکا صادر می‌کند. زیرا در این شرایط بر اساس نظریه رشد نامتقارن در تجارت بین‌الملل، رابطه مبادله آمریکا بهبود یافته، حال آن که رابطه مبادله چین بدتر می‌شود. اما اگر رشد بهره‌وری در چین عمدتاً ناشی از کالاهای وارداتی از آمریکا باشد، در این شرایط اینکه

1. Samuelson

رابطه مبادله آمریکا بدتر می‌شود یا خیر، بستگی به رشد بهره‌وری چین در کالاهای صادراتی و وارداتی در طی زمان خواهد داشت.

رودریگز و رو (۲۰۰۷)^۱ با استفاده از داده‌های فصلی طی دوران (۱۹۹۹(۴) - ۱۹۸۶(۱) با توجه به ارتباط نزدیک سیاست‌های پولی آمریکا و هنگ کنگ سعی کردند به این سؤال پاسخ دهند که آیا عرضه پول در آمریکا منجر به تولید در هنگ کنگ می‌شود یا خیر؟ برای اثبات این موضوع از روش تصحیح خطای برداری و علیت گرنجر استفاده کردند و به این نتیجه رسیدند که در زمانی که نرخ ارز هنگ کنگ بر اساس نرخ ارز آمریکا ثابت شده است یک علیت یک طرفه مثبت بین عرضه پول آمریکا و تولید هنگ کنگ وجود دارد و این در حالی است که سیاست‌های پولی آمریکا روی تولید خود این کشور اثر ندارند.

میبیدی و شمس الدین (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای به بررسی اثر سیاست‌های پولی آمریکا بر قیمت جهانی نفت، همچنین اختلاف سیاست‌های پولی آمریکا و کشورهای صادرکننده نفت اوپک بر درآمد واقعی نفت این کشورها پرداختند و این پژوهش بر مبنای مطالعه فرانکل (۲۰۰۸) به لحاظ تفکیک تأثیر دو دسته عوامل بر رفتار قیمت نفت در کوتاه مدت (عوامل مالی) و بلندمدت (عوامل بنیادی) بود. با استفاده از آزمون‌های تجربی نشان دادند که روند بلندمدت قیمت جهانی نفت تحت تأثیر عوامل بنیادین مانند عرضه و تقاضا، تغییر در ظرفیت کشورهای تولیدکننده و همچنین تغییر در ذخایر تجاری نفت است. افزون بر این، تأثیر اختلاف بین آتی‌ها و اسپات بر قیمت نفت‌های شاخص را نیز بررسی کردند. نتایج نشان داد که اختلاف قیمت آتی‌ها و اسپات^۲ عامل تعیین‌کننده‌ای در شکل‌گیری قیمت اسپات نفت است. آزمون تأثیر تغییرات نرخ بهره واقعی آمریکا بر قیمت واقعی جهانی نفت با استفاده از داده‌های سری زمانی (۲۰۰۸-۱۹۹۰) نشان دادند که یک رابطه منفی بین تغییر در نرخ بهره واقعی آمریکا و قیمت واقعی نفت‌های شاخص وجود

1. Rodriguez, G. , & R. Nicholas

2. Spot price

دارد. همچنین مدل داده‌های تابلویی برآورد شده مؤید رابطه منفی و معنادار بین درآمد واقعی نفت در کشورهای عضو اوپک و اختلاف بین نرخ بهره واقعی آمریکا و این کشورها می‌باشد.

۲. روش‌شناسی تحقیق

بر اساس مبانی نظری موضوع و ادبیات تجربی تحقیق، مدل مورد استفاده در این مطالعه برای بررسی ارتباط بین سیاست‌های پولی چین و درجه باز بودن اقتصاد ایران الگوی تصحیح خطای برداری (VECM)^۱ می‌باشد. مزیت استفاده از این مدل، وجود ارتباط دو سویه بین متغیرها است و اینکه به لحاظ نظری، علیت دوطرفه بین اکثر متغیرها برقرار است.

۲-۱. روش جمع‌آوری اطلاعات

به دلیل فصلی بودن داده‌ها و محدودیت داده‌ها در آمار فصلی قبل از سال ۱۹۹۹، داده‌های مورد استفاده در این تحقیق از فصل اول سال ۱۹۹۹ تا فصل چهارم ۲۰۱۰ انتخاب شده است و از منابع آماری حساب‌های ملی بانک مرکزی ایران و بانک فدرال رزرو آمریکا گردآوری شده است.

۲-۲. معرفی متغیرها

قبل از برآورد الگوی تجربی لازم است متغیرهای به کار گرفته شده معرفی شوند. دلایل استفاده از این متغیرها تنها بررسی اثرات سیاست‌های پولی و ارتباط خاص این متغیرها و همچنین به دلیل مشابهت این مطالعه با مطالعه‌ای که بین دو کشور آمریکا و هنگ کنگ صورت گرفته، می‌باشد.

بردار $Z_t = (y_{1t}, y_{2t}, y_{3t})$ شامل سه سری زمانی

که در آن:

y_{1t} : لگاریتم عرضه پول در چین (m_t^{China}) .

1. Vector error correction model

y_{2t} : لگاریتم درجه باز بودن تجاری (مجموع صادرات + واردات تقسیم بر تولید ناخالص داخلی) چین ($Openness_{China}$).

y_{3t} : لگاریتم درجه باز بودن تجاری ایران ($Openness_{Iran}$).

مراحل کار در سه مرحله صورت می‌گیرد:

در مرحله اول ایستایی متغیرها را با استفاده از آزمون دیککی فولر تعمیم یافته (ADF)^۱ مورد بررسی قرار می‌گیرد. در مرحله دوم برای بررسی روابط همگرایی از آزمون جوهانسون^۲ استفاده می‌شود و در مرحله سوم مدل با استفاده از روش تصحیح خطای برداری^۳ برآورد کرده و آزمون علیت گرنجر نیز اعمال می‌شود.

۲-۳. چارچوب عمومی الگوی VECM:

مدل تصحیح خطای برداری اولین بار توسط فیلیپس «Phillips» به ادبیات اقتصادی معرفی شد. این مدل که جزء مدل‌های پویا به شمار می‌رود، بعدها توسط هندری «Hendry» و سایر اقتصاددانان نیز مورد استفاده قرار گرفت. (اندرز، ۱۹۹۵)^۴

الگوهای پویای تصحیح خطای برداری امکان تعیین روابط بلندمدت بین متغیرهای درون‌زا را مهیا می‌سازند. علاوه بر آن، این الگوها رفتار کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ربط می‌دهند و نشان می‌دهند چگونه عدم تعادل مربوط به روابط تعادلی بلندمدت متغیرها بر تغییرات پویای کوتاه‌مدت آنها تأثیر می‌گذارد. این ویژگی‌های منحصر به فرد الگوهای تصحیح خطای برداری که آنها را از سایر الگوهای اقتصادسنجی متمایز می‌سازد، باعث شده است که این الگوها در دهه ۱۹۹۰ به سرعت رشد تکاملی خود را تجربه کنند. فرم کلی الگوی تصحیح خطای برداری توسط لوتکپل (۲۰۰۵)^۵ به شکل زیر معرفی شده است:

1. Dikey and Fuller 1979
2. Johanson 1988
3. Vector Error Correction Model
4. Enders 1995
5. Lutkepohl

$$\Gamma \cdot \Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + B_0 x_t + \dots + B_q x_{t-q} + CD_t + u_t \quad (1)$$

در این رابطه α ماتریس $k \times r$ ضریب سرعت تعدیل \mathcal{E}^1 است که سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد. β ماتریس $k \times r$ هم‌جمع‌ی است که نشان‌دهنده بخش بلندمدت مدل می‌باشند. Γ_j ماتریس $k \times k$ ضرایب کوتاه‌مدت و u_t نیز بردار اجزاء خطای اختلال خالص با $E(u_t u_t') = \Sigma_u$ است. (لوتکپل و کراتزینگ ۲۰۰۴).^۲

در ادامه برای بررسی آزمون هم‌جمع‌ی از روش جوهانسون-جوسیلیوس استفاده می‌شود. در این روش ابتدا از دو آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر برای تعیین تعداد بردارهای هم‌جمع‌ی استفاده می‌شود. جوهانسون-جوسیلیوس بیان می‌کنند در صورت تناقض در میان نتایج حاصل از این دو آزمون در تعیین تعداد بردارهای هم‌جمع‌ی از آزمون حداکثر مقدار ویژه، دارای فرض مقابل قاطع‌تری است، این آزمون نسبت به آزمون اثر ارجحیت دارد. سپس در صورت اثبات وجود رابطه هم‌جمع‌ی، بر اساس یکی از متغیرها دلخواه عمل نرمال کردن^۳ روی بردارهای مذکور انجام می‌شود و با تکیه بر نظریه اقتصادی، بردارهای هم‌جمع‌ی که دارای تفسیر اقتصادی هستند انتخاب می‌شوند (جعفری صمیمی و همکاران ۱۳۸۵).

اصولاً استفاده از روش‌های معمولی اقتصاد سنجی در تخمین ضرایب الگوهای سری زمانی، بر فرض ایستایی متغیرهای الگو مبتنی است. در الگوی تصحیح خطای برداری که از الگوهای خودتوضیح برداری هم‌جمع^۴ به‌شمار می‌رود، جهت ایستادن نمودن متغیرهای نایستا از مفهوم هم‌جمع‌ی بهره‌گرفته می‌شود و اطلاعات مربوط به روابط تعادلی بلندمدت بین متغیرها نیز در مدل حفظ می‌گردد. یکی از کاربردهای الگوی VECM که به وسیله سیمز (۱۹۸۰)^۵ و دیگران استفاده شده است، ردیابی واکنش الگوی (متغیرها) در پی شوک در هر یک از متغیرهاست که به آن تابع

1. Loading Coefficient
2. Lutkepohl, H. , & M. Kratzig
3. Normalize
4. Cointegrated Vector Autoregression
5. Sims

عکس‌العمل^۱ (IRF) گویند. به عبارت دیگر، این توابع مسیر پویایی سیستم در پاسخ به شوک‌های وارده را نشان می‌دهند. آنالیز واکنش ضربه به عنوان تجزیه و تحلیل عکس‌العمل پویا بین متغیرهای درون‌زا در یک الگوی VECM در نظر گرفته می‌شود.

تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی (FEVD)^۲، ابزار دیگری از الگوهای VECM برای بررسی عملکرد پویایی کوتاه مدت است. به کمک FEVD سهم بی‌ثباتی هر متغیر در مقابل شوک وارده به هر یک از متغیرهای دیگر الگو تعیین می‌شود. با تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، قادر خواهیم بود اثر هر متغیر بر روی متغیرهای دیگر را در طول زمان اندازه‌گیری کنیم. به عبارت دیگر، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، به برآورد اثر متغیرها در اثر شوک در یک متغیرها در چهارچوب یک الگوی عکس‌العملی می‌پردازد (اندرز ۱۹۹۵)^۳. در نهایت نیز برای مقایسه و بررسی اثرگذاری سیاست‌های پولی چین بر هر یک از متغیرها و تعیین جهت‌علیت از آزمون علیت گرنجر استفاده می‌شود و فرضیه H_0 (به این معنا که ضرایب متغیرهای درون‌زا صفر است و اگر این فرضیه تأیید شود، یعنی رابطه‌ای بین متغیرها وجود ندارد) در مقابل فرضیه H_1 آزمون می‌شود (نوفروستی ۱۳۷۸).

۳. برآورد مدل و تحلیل نتایج

یک فرآیند تصادفی هنگامی ایستا می‌باشد که میانگین و واریانس در طی زمان ثابت باشد و مقدار کوواریانس بین دو دوره زمانی، تنها به فاصله یا وقفه بین دو دوره بستگی داشته و ارتباطی به زمان واقعی محاسبه کوواریانس نداشته باشند. در این راستا برای بررسی ایستایی از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته^۴ (ADF) استفاده شده است. نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته برای بررسی ایستایی متغیرها در جدول (۳) خلاصه شده است.

1. Impulse Response Function
2. Forecast Error Variance Decomposition
3. Enders
4. Augmented Dickey-Fuller

جدول ۳. آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته برای بررسی ایستایی متغیرها

| متغیرها | عرض از مبدا | روند | آماره آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته | معنی‌داری در سطح ۵ درصد | نتیجه آزمون |
|------------------------|-------------|------|------------------------------------|-------------------------|-------------|
| (m_t^{China}) | * | - | -۹۳ / ۲ | -۳۹ / ۴ | I (1) |
| $(Openness_t^{China})$ | - | - | -۹۴ / ۱ | -۲۴ / ۲ | I (1) |
| $(Openness_t^{Iran})$ | * | - | -۹۳ / ۲ | -۴۴ / ۵ | I (1) |

* وقفه انتخابی برای آماره ADF توسط معیار شوارتز انتخاب شده است.

مأخذ: نتایج تحقیق.

همان‌طور که در جدول مشاهده می‌کنید هر سه متغیرهای الگو نایستا هستند که لازم است رابطه هم‌جمعی بعد از تعیین وقفه بهینه بین این سه متغیر بررسی شود. قبل از بررسی هم‌انباشتگی لازم است تا طول وقفه بهینه مدل محاسبه گردد. ابتدا با استفاده از دستورالعمل مربوطه وقفه بهینه را با توجه به شاخص‌های آکائیک (AIC)^۱، شوارتز (SC)^۲، هنان کوئین (HQ)^۳، (FPE)^۴ و (LR)^۵ انتخاب کرده‌ایم. بر اساس این معیارها تأخیر بهینه الگوی VAR برابر ۵ می‌باشد.

1. Akaike information criterion
2. Schwarz information criterion
3. Hannan-Quinn information criterion
4. Final prediction error
5. LR test statistic

جدول ۴. نتایج مربوط به تعیین وقفه بهینه با استفاده از شاخص های مختلف

| Lag | Log-L | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-----|----------|-----------|-------------|-----------|-----------|-----------|
| ۰ | ۶۸/۸۸۸۹۵ | --- | ۶/۲۶E-۰۶ | -۳/۴۶۷۸۴۰ | -۳/۳۳۸۵۵۷ | -۳/۴۲۱۸۴۲ |
| ۱ | ۲۲۱/۰۷۶۴ | ۲۷۲/۳۳۵۳ | ۳/۳۵ E -۰.۹ | -۱۱/۰۰۴۰۲ | -۱۰/۴۸۶۸۹ | -۱۰/۸۲۰۰۳ |
| ۲ | ۲۴۵/۷۷۳۴ | ۴۰/۲۹۵۱۸ | ۱/۴۸ E -۰.۹ | -۱۱/۸۳۰۱۸ | -۱۰/۹۲۵۲۰ | -۱۱/۵۰۸۱۹ |
| ۳ | ۲۸۱/۳۴۸۰ | ۵۲/۴۲۵۶۸ | ۳/۷۵ E -۱.۰ | -۱۳/۲۲۸۸۴ | -۱۱/۹۳۶۰۱ | -۱۲/۷۶۸۸۶ |
| ۴ | ۳۴۷/۲۸۴۸ | ۶۰/۴۴۳۱۶ | ۵/۶۳ E -۱.۱ | -۱۵/۱۷۲۸۸ | -۱۳/۴۹۲۲۰ | -۱۴/۵۷۴۹۱ |
| ۵ | ۳۴۷/۵۹۳۴ | *۲۳/۵۱۵۲۷ | ۳/۳۷ E -۱.۱ | -۱۵/۷۶۸۰۷ | -۱۳/۶۹۹۵۴ | -۱۵/۰۳۲۱۱ |
| ۶ | ۳۵۵/۴۱۲۳ | ۷/۸۱۸۸۶۲ | ۴/۰۷ E -۱.۱ | -۱۵/۷۰۵۹۱ | -۱۳/۲۴۹۵۳ | -۱۴/۸۳۱۹۵ |

مأخذ: نتایج تحقیق.

پس از این مرحله اقدام به بررسی همگرایی در الگو نموده ایم. نتایج آزمون هم جمعی در جدول ۵ آمده است.

جدول ۵. نتایج آزمون هم جمعی جوهانسون

| نوع آزمون | ماتریس اثر | حداکثر مقادیر |
|-----------------------------------|------------|---------------|
| مقدار آماره آزمون | ۳۷.۲۴ | ۲۰.۱۶ |
| | ۱۷.۸ | ۱۷.۸ |
| مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪ | ۸۷.۲۵ | ۳۸.۱۹ |
| | ۵۱.۱۲ | ۵۱.۱۲ |
| ارزش احتمال در سطح ۹۵٪ | ۰۷.۰ | ۱۳.۰ |
| | ۲۳.۰ | ۲۳.۰ |
| تعداد بردار هم‌انباشتگی گزارش شده | ۱ | ۱ |

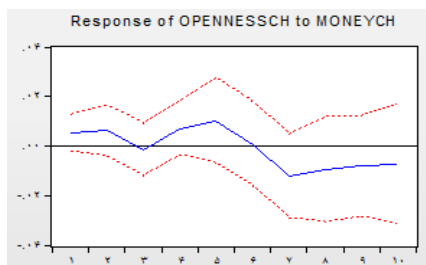
مأخذ: نتایج تحقیق.

این نتایج با در نظر گرفتن عرض از مبدأ و بدون روند زمانی در کوتاه مدت به دست آمده است.

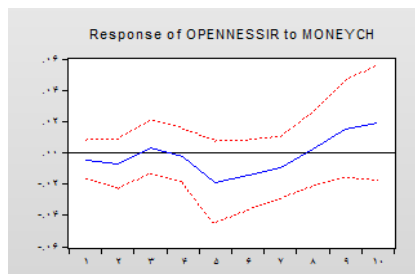
با توجه به نتایج جدول ۵ تعداد بردارهایی که توسط آزمون ماتریس اثر و آماره آزمون حداکثر مقادیر ویژه به دست آمده یک می‌باشد. در نتیجه می‌توان گفت که رابطه تعادلی و بلندمدت بین این متغیرها برقرار می‌باشد. در این ارتباط با استفاده از بردار همگرایی برآورد شده رابطه تعادلی و بلندمدت حاصل برای متغیرها به قرار زیر حاصل شده است.

$$\text{Money Ch} = -0/109883 \text{ Openness Ch} - 0/056976 \text{ Openness Ir} + 0/019071 @ \text{trend} \\ (0/04294) \quad (0/03196) \quad (0/00031) \quad (2)$$

با توجه به نتایج افزایش عرضه پول باعث کاهش درجه باز بودن ایران و چین می‌شود که در این میان ضریب درجه بازبودن چین برابر با ۰/۱۰ و ایران برابر با ۰/۵ می‌باشد که نشان‌دهنده آن است که سیاست‌های پولی اعمال شده بر روی درجه بازبودن چین اثر گذارتر است تا ایران، چرا که با وجود سهم بالای تجاری ایران با چین، اثرگذاری سیاست‌های تجاری چین بر درجه باز بودن ایران نمی‌تواند زیاد باشد. زیرا که سهم تجارت ایران و چین، تنها بخشی از کل تبادلات تجاری ایران را تشکیل داده و بخش قابل توجهی از مبادلات تجاری ایران با سایر کشورها می‌باشد. این مسئله، گویای اثرپذیری کمتر درجه بازبودن اقتصاد ایران از سیاست پولی و تجاری چین، در مقایسه با درجه بازبودن چین می‌باشد. اما در کل نمی‌توان توضیح داد که درجه باز بودن بیشتر یا کمتر می‌شود چرا که در این جا حجم صادرات و واردات نیز حائز اهمیت است. در مرحله بعد اثر شوک وارده به متغیر خاص بر متغیرهای دیگر را با استفاده از تابع واکنش ضربه‌ای مورد بررسی قرار دادیم.

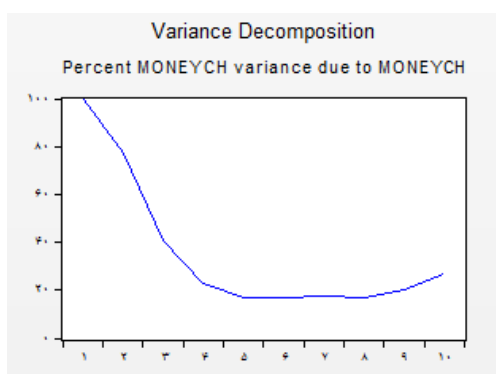


نمودار ۲. عکس‌العمل درجه باز بودن چین به عرضه پول چین

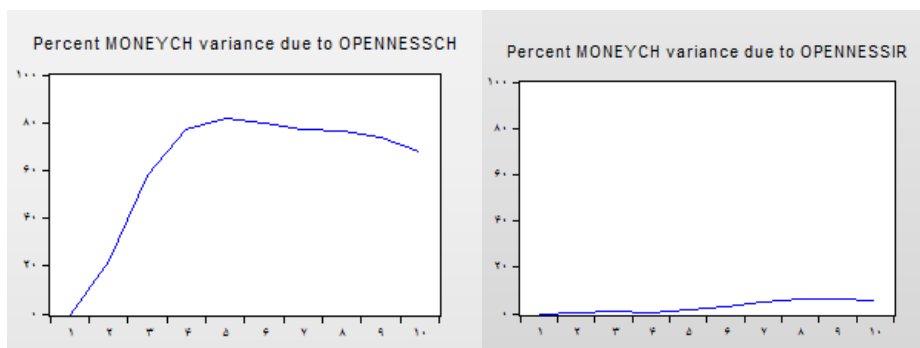


نمودار ۱. عکس‌العمل درجه باز بودن ایران به عرضه پول چین

همان طور که در نمودارهای ۱ و ۲ مشاهده می‌کنیم با ایجاد شوکی به اندازه یک انحراف معیار در عرضه پول درجه بازبودن ایران در دوره اول تقریباً یک درصد افزایش یافته و در دوره ۵ به حداقل خود رسیده است و از فصل هفت روند رو به افزایشی دارد و بالعکس در چین در دوره اول کاهش یافته و در فصل اول در سال بعد از اعمال شوک به حداکثر خود رسیده است.



نمودار ۳. انحراف معیار عرضه پول چین ناشی از عرضه پول چین



نمودار ۵. انحراف معیار عرضه پول چین ناشی از درجه باز بودن کشور چین

نمودار ۴. انحراف معیار عرضه پول چین ناشی از درجه باز بودن کشور ایران

نتایج تجزیه واریانس نشان دهنده آن است که نوسانات حاصل از عرضه پول در بلندمدت در حدود ۶۸ درصد توسط درجه بازبودن چین، ۵/۲۶ درصد توسط خود متغیر و ۵/۵ درصد توسط درجه بازبودن ایران توضیح داده می‌شود.

ضریب تعدیل حاصل از الگو نشان می‌دهد که سرعت تعدیل نوسانات و حرکت آن به سمت تعادل بلندمدت چگونه می‌باشد در ارتباط با تحقیق انجام شده سرعت تعدیل مربوط به سیاست‌های پولی چین ۰/۱۸ است که نشان می‌دهد هر سال تقریباً ۱۸٪ عدم تعادل در کوتاه‌مدت اصلاح می‌گردد. که در واقع این ضریب بیانگر سرعت پایین تصحیح عدم تعادل در سیاست‌های پولی چین است.

جدول ۶. نتایج آزمون علیت گرنجر تعداد وقفه بهینه

| فرضیه صفر: | مشاهدات | F آماره | سطح احتمال |
|---|---------|---------|------------|
| درجه باز بودن چین علیت گرنجر عرضه پول چین نیست | | ۶/۹۷۰۸۱ | ۰/۰۰۰۲ |
| عرضه پول چین علیت گرنجر درجه باز بودن چین نیست | ۳۹ | ۳/۴۰۸۳۱ | ۰/۰۱۵۷ |
| درجه باز بودن ایران علیت گرنجر عرضه پول چین نیست | | ۱/۱۸۱۱۰ | ۰/۳۴۳۳ |
| عرضه پول چین علیت گرنجر درجه باز بودن ایران نیست | ۳۹ | ۰/۲۵۵۷۵ | ۰/۹۳۳۳ |
| درجه باز بودن ایران علیت گرنجر درجه باز بودن چین نیست | | ۱/۲۹۱۳۴ | ۰/۲۹۵۷ |
| درجه باز بودن چین علیت گرنجر درجه باز بودن ایران نیست | ۳۹ | ۲/۵۹۵۳۴ | ۰/۰۴۷۵ |

مأخذ: نتایج تحقیق.

نتایج آزمون علیت گرنجر نیز نشان می‌دهد که فرضیه مبنی بر این که درجه بازبودن، چین علت گرنجر عرضه پول چین نیست معنی‌دار بوده، لذا این فرضیه رد شده و می‌توان بیان نمود که ارتباط از درجه باز بودن به عرضه پول برقرار است. یعنی با تغییر در درجه باز بودن، می‌توان عرضه پول را تغییر داد. خط دوم هم معنی‌دار است که بیان می‌کند، عرضه پول چین علت گرنجر درجه باز بودن آن کشور است. در واقع می‌توان گفت که ارتباط دو سویه بین این دو متغیر وجود دارد. یعنی عرضه پول می‌تواند بر درجه باز بودن و همچنین درجه باز بودن می‌تواند بر عرضه پول در

کشور چین تأثیر بگذارد. جمله آخر نیز معنی دار بوده و نشان می‌دهد که ارتباط از درجه باز بودن چین روی درجه باز بودن ایران برقرار است اما بالعکس آن برقرار نیست. یعنی ارتباط یک‌سویه بین این دو (درجه باز بودن) وجود دارد. تغییر در درجه باز بودن چین، درجه باز بودن ایران را تحت‌الشعاع خود قرار می‌دهد اما بالعکس آن ممکن نیست.

منابع

- امامی میبیدی، ع. و م. شمس‌الدین (۱۳۸۹)، "بررسی تأثیر سیاست‌های پولی آمریکا بر قیمت‌های واقعی جهانی نفت و درآمد واقعی نفت کشورهای صادرکننده نفت اوپک"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۴(۴۳)، صص ۱۰۹-۸۱.
- جعفری صمیمی، ا.؛ علمی، ز. و ع. صادق‌زاده‌یزدی (۱۳۸۵)، "بررسی تابع تقاضای پول در ایران؛ کاربرد روش جوهانسون-جوسیلیوس"، تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۵، صص ۲۲۵-۱۹۱.
- نوفرستی، م. (۱۳۷۸)، ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی، چاپ اول، تهران: انتشارات رسا.
- **Enders w.** (1995), *Applied Econometric Time Series*, USA: John Wiley and Sons Inc.
- **Lutkepohl, h.** (2005), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Berlin: Springer-Verlag.
- **Lutkepohl, H. and M. Kratzig** (2004), *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- **Rodriguez, G. and R. Nicholas** (2007), "Why U.S. money Does Not Cause U.S. Output, But Does Not Cause Hong Kong Output", *Journal of International Money and Finance*, No. 26, pp. 1174-1186.
- **Samuelson, P.** (2004), "Where Ricardo and Mill Rebut and Confirm Arguments of Mainstream Economists Supporting Globalization", *Journal of Economic Perspectives*, No. 18, pp. 135-146.
- **Sims, C. A.** (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, No. 48(10), pp. 1-48.