Archive of SID

مجله مطالعات اقتصادی
دانشگاه آزاد اسلامی‌واحد شیراز
دانشکده اقتصاد و مدیریت

سال اول، شماره ۲، پائیز و زمستان ۱۳۸۹

تاثیر تکانه های رابطه مبادله بر تراز تجاری ایران

« صفحات ۱۱۵ تا ۱۴۱ »

غلامرضا چابکرو[۱] علی حسین صمدی[۲] وحیدمصفایی[۳]

تاریخ دریافت: ۲۰ / ۳ / ۹۰ تاریخ پذیرش: ۵ / ۱۰ / ۹۱

چکیده

هدف اصلی این تحقیق، بررسی تأثیر تکانه های رابطه مبادله بر تراز تجاری ایران با توجه به صادرات نفت می باشد. در این مطالعه اثر *HLM* با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری وبا به کارگیری سه متغیر *رابطه مبادله، تولید ناخالص ملی واقعی و تراز تجاری* مورد بررسی قرار گرفته است. اطلاعات آماری مورد استفاده به صورت سالیانه و برای سالهای ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۳ جمع آوری شده است. یافته های تحقیق نشان می دهد که تراز تجاری نسبت به سایر متغیرها از درجه برونزایی ضعیفتری برخوردار بوده و نقش رابطه مبادله در نوسانات تراز تجاری در کوتاه مدت و بلند مدت قابل ملاحظه می باشد بگونه ای که یک تکانه مثبت ناشی از رابطه مبادله موجب جهش ناگهانی در تراز تجاری خواهد شد و تراز تجاری را به بیش از دو برابر مقدار اولیه خود افزایش می دهد، اما این بهبود در دوره‌های بعد روندی به شدت نزولی خواهد داشت. به عبارت دیگر، بهبود تراز تجاری در ایران فقط براثر تکانه های موقت بوده و اینگونه تکانه‌ها اثری دائمی بر تراز تجاری ندارند. لذا برای استفاده کاربردی از نتایج تحقیق در سیاست گذاریها، می توان با در نظر داشتن شرایط اقتصاد باز و از طریق اعمال سیاستهایی نظیر کنترل ارزش پول، تنوع صادرات و سیاستهایی که منجر به فعالتر شدن بخش سرمایه گذاری گردد، به نحو مؤثری در تثبیت وضعیت اقتصادی پس از تکانه رابطه مبادله، عمل نمود.

۱- نویسنده مسئول ، عضو هیئت علمی مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی فارس

۲- عضو هیئت علمی دانشگاه شیراز

۳- کارشناس ارشد اقتصاد

www.SID.ir

Archive of SID

واژه های کلیدی: رابطه مبادله, تکانه, تراز تجاری ,ایران, اثر *HLM*, الگوی خود رگرسیون برداری ساختاری (SVAR)
طبقه بندی JEL : F190

۱- مقدمه

امروزه رابطه مبادله، یکی از مهمترین ابزارهای تجزیه و تحلیل مسایل اقتصادی از قبیل منافع حاصل از بازرگانی بین المللی، تحولات حجم و ترکیب مبادلات و تاثیر آن بر سطح دستمزدها، رفاه عمومی و درآمد ملی محسوب می شود. به همین دلیل است که در تشریح مکاتب اقتصادی اخیر، به خصوص نظریه های اقتصاددانان کلاسیک، نئوکلاسیک و اقتصاددانان توسعه و ساختارگرایان، رابطه مبادله نقش مهمی در تجزیه و تحلیل تئوریهای اقتصاد بین الملل و به خصوص مبادلات بین المللی داشته است (سیدی، ۱۳۸۱). نقش رابطه مبادله در تجارت بین الملل با توجه به تعاریف مختلف آن قابل بررسی می باشد.این مفاهیم به طور خلاصه در سه گروه عمده زیر بیان می شوند:

الف- گروهی از مفاهیم رابطه مبادله که نمایانگر رابطه مبادله میان کشورهاست، از قبیل؛ رابطه مبادله پایاپای (تهاتری) خالص، رابطه مبادله پایاپای ناخالص و رابطه مبادله درآمدی.

ب- گروهی از مفاهیم رابطه مبادله که نشانگر رابطه مبادله میان منابع و عوامل تولیدی است، از قبیل؛ رابطه مبادله تک عامل و رابطه مبادله دو عاملی.

ج- گروهی از مفاهیم رابطه مبادله، که منافع بدست آمده از تجارت را برحسب "تحلیل مطلوبیت" تفسیر می‌نماید؛ از قبیل رابطه مبادله هزینه واقعی و رابطه مبادله مطلوبیت (حسینی، ۱۳۷۸).

در الگوهای اقتصادی با تجارت خارجی، خالص صادرات، نقش اصلی را در تنظیم تراز خارجی ایفا می‌کند. از طرفی باید به این موضوع توجه داشت که بهبود تراز تجاری کشور، محدود به رشد نسبی درآمد نیست، بلکه توسط عواملی همانند تغییر نرخ ارز، تکانه های برون زا مانند افزایش بهای نفت، جابجایی الگوی تجارت به سبب وجود رقبای جدید و گسترش فنی در خارج که موجب بهبود رابطه مبادله می گردند نیز، قابل توضیح می باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

در این تحقیق به بررسی تاثیر تکانه های رابطه مبادله بر تراز تجاری ایران با استفاده از یک الگوی خود رگرسیون برداری ساختاری و با توجه به متغیر کلان تولید ناخالص ملی واقعی خواهیم پرداخت. در ادامه نیز نتایج به دست آمده از توابع واکنش ضربه ای را با مطالعات مشابه در سایر کشورها مورد بررسی قرار می دهیم.

۲- پیشینه تحقیق:

مطالعات متعددی در خصوص رابطه بین تراز تجاری و رابطه مبادله و تأثیر تکانه های رابطه مبادله انجام شده است که این موضوع عمدتاً به مطالعات هاربرگر[1] (۱۹۵۰)، لارسن و متزلر[2] (۱۹۵۹) بر می گردد. این نویسندگان نشان دادند که یک افزایش برونزا در رابطه مبادله در کشورهای با اقتصادی باز و کوچک، باعث بهبود تراز تجاری خواهد شد. این مطالعات منجر به ارائه نظریه‌ای شد که به آن تأثیر HLM[3] می گویند.

اثر HLM در ابتدا از مدلهای در آمد- مخارج، بدست آمد و در دهه ۸۰ مدلهایی که تراز حسابجاری کشور را مورد مطالعه قرار می داد، گسترش پیدا کرد. بخشی از این مطالعات، پایه‌های خرد اثر HLM را مورد بررسی قرار دادند. این موضوع در مطالعات ابسفلد[4] (۱۹۸۲) و سیونسون و رازین[5] (۱۹۸۳) انجام شده است . نتایج مطالعات آنها نشان میدهد که دو عامل اساسی که بر ارتباط بین تراز تجاری و رابطه مبادله تأثیر می گذارند، عبارتند از:

الف- پایداری نوسانات رابطه مبادله

ب- ارتباط بین نرخ ترجیحات زمانی و مطلوبیت آینده

بکاس[6](۱۹۹۴)، در تحقیقات خود دریافت در صورتیکه بازارها در رقابت کامل باشند، ارتباط میان تراز تجاری و رابطه مبادله به پویایی رابطه مبادله بستگی داشته و به ترجیحات و تکنولوژی مربوط نمی شود ولی در صورتیکه بازارها در رقابت کامل نباشند تاثیر عوامل فوق

1- Herberger
2- Laursen-Metzeler
3- Herberger- Laursen-Metzeler
4- Obstfeld
5- Sevenson and Razin
6- Backus

www.SID.ir

Archive of SID

احتمالی خواهند بود. در دهه ۸۰ این نظریه بر پایه‌های خرد اثر *HLM* و شرایطی که تحت آن، تأثیر مذکور وجود دارد، مورد توجه قرار گرفت. ساکز[1] (۱۹۸۱) در مطالعات خود به این نتیجه رسید که واکنش تجاری به تکانه های رابطه مبادله به پایداری این تکانه ها بستگی دارد. از طرفی تکانه هایی که تغییرات موقت در رابطه مبادله ایجاد می کنند، باعث اثر *HLM* خواهند شد، اما از لحاظ ماندگاری این اثر بتدریج کاهش یافته و در صورتیکه این تغییرات دائمی باشند، تاثیری برتراز تجاری نخواهد داشت. این موضوع توسط تعدادی از نویسندگان نظیر ابسفلد و اوزاوا[2] (۹۹۶۱)، که ترجیحات را مطرح کرده بودند، نیز بیان شد. ابسلفد نشان داد که یک بهبود دائمی در رابطه مبادله تراز تجاری را کاهش میدهد. پرسن وسونسون[3] (۱۹۸۵)، ازیک مدل همپوشانی برای توضیح تأثیر *HLM* استفاده نمودند. آنها دریافتند که وجود تأثیرموقت و دائم *HLM* بستگی به مقادیر ویژه در مدل دارد.

استری[4] (۱۹۸۸)، نیز نتایج مشابهی بدست آورد بدین ترتیب که رابطه بین تراز تجاری و رابطه مبادله به پایداری تکانه های رابطه مبادله و شکل ترجیحات زمانی مطلوبیت در اینده بستگی دارد .

بکاس (۱۹۹۴)، نظریه‌ای در خصوص ارتباط بین رابطه مبادله و تراز تجاری در شرایط عدم اطمینان ارائه کرد. او چارچوب مطالعه خود را برای دو کشور انتخاب کرد و رابطه مبادله و تراز تجاری را بعنوان متغیرهای درون زا در نظر گرفت. بکاس با فرض وجود بازار رقابت کامل و بر خلاف مطالعات قبلی، نتیجه گرفت که رابطه بین تراز تجاری و رابطه مبادله به پویایی تکانه‌های رابطه مبادله بستگی ندارد.

مندوزا (۱۹۹۲)، تحلیل اثر *HLM* را برای کشورهای با اقتصاد باز ارائه نمود. وی مدلهای قبل را توسعه داده و در شرایطی که بازار رقابت کامل نباشد و با فرض برونزا بودن رابطه مبادله و اینکه نوسانات رابطه مبادله منابع تکانه هارا در اقتصاد تشکیل میدهند،کالاها را به سه دسته

1- Sachs,J.D.,1981.*The current account and macroeconomic adjustment in the 1970s*. Brooking papers in economic activity 1,210-268.

2-Obstfeld -Uzawa

3-Person and Sevensson

4-Ostry

www.SID.ir

Archive of SID

شامل: کالاهای صادراتی، وارداتی و غیر قابل مبادله تقسیم نمود. مندوزا مدل خود را برای کشور کانادا ارائه نمود و نتیجه گرفت که یک همگرایی مثبت بین رابطه مبادله و تراز تجاری وجود دارد.

مندوزا (۱۹۹۵)، مدل خود را با در نظر گرفتن سرمایه و نیروی کار گسترش داد، بطوریکه وجود رابطه مثبت بین تراز تجاری و رابطه مبادله و همچنین تعداد سیکلهای تجاری را نشان داد. مندوزا نتایج عملی خود را در مورد کشورهای گروه هفت و ۲۳ کشور در حال توسعه ارائه نمود. وی دریافت که رابطه مبادله و تراز تجاری دارای همبستگی مثبت بوده و همبستگی آنها با توجه به درجه پایداری تکانه ها ضعیف و غیر مرتبط به نظر می‌رسند.

نتایج مطالعه اتو (۲۰۰۳)[1]، در مورد اثر *HLM* برای ۱۵ کشور عضو *OECD* و تعدادی از کشورهای در حال توسعه حاکی از آنست که در حدود پنجاه درصد کشورها دارای رابطه مبادله بصورت ساکن می باشند و حدود پنجاه درصد کشورها دارای تراز تجاری با ریشه واحد هستند. در بیشتر حالات صرفنظر ازاینکه رابطه مبادله در سطح ساکن باشد یا اینکه از مرتبه اول ساکن باشد، واکنش تراز تجاری به تکانه های رابطه مبادله مشابه است. بطور کلی در کوتاه مدت یک افزایش در رابطه مبادله تراز تجاری را بهبود می‌بخشد ولی در افق زمانی دورتر تابع واکنش نهایی برای کشورهای متفاوت بستگی به ساکن پذیری رابطه مبادله در سطح یا ساکن پذیری درمرتبهٔ اول دارد. در بیشتر موارد مشاهده گردید که واکنش فوری تراز تجاری به تکانه‌های رابطه مبادله به استفاده از رابطه مبادله بصورت ساکن یا ساکن پذیری بستگی ندارد ولی در حالت کلی شکل تابع واکنش ضربه ای برای تراز تجاری به فرضیات اعمال شده بر تکانه های رابطه مبادله بستگی دارد. تعداد زیادی از کشورهای در حال توسعه اثر *HLM* را نشان میدهند ولی در برخی از کشورها نظیر مکزیک، پاکستان و تایلند اینگونه نبوده است. درمورد کشورهای *OECD* بجز کشورهای کانادا، فنلاند یونان و ایسلند، بقیه، اثر *HLM* را نشان می‌دهند. در مورد کشورهای فنلاند و ایسلند، تا حدود سه سال وضعیت تراز تجاری بدتر

1-Otto

www.SID.ir

Archive of SID

می‌شود. در حالت کلی هم کشورهای در حال توسعه و هم توسعه یافته یک بهبود در تراز تجاری خواهند داشت بطوریکه با بررسی تابع واکنش ضربه ای، مشاهده می‌شود که بیشتر کشورها با بهبود تراز تجاری بصورت موقت، مواجه خواهند بود. در مورد واکنش در آمد ملی نسبت به تکانه های رابطه مبادله نیز تقریباً، تمام کشورها یک افزایش جزیی در سطح در آمد ملی خواهند داشت. نتائج نشان می دهد که ماندگاری واکنش سطح در آمد ملی به ساکن پذیری رابطه مبادله بستگی دارد. وقتیکه رابطه مبادله دارای ریشه واحد باشد (ساکن نباشد)، افزایش در آمد واقعی گرایش به ماندگاری بیشتری خواهد داشت و در آمد ملی واقعی دائماً افزایش می‌یابد و بالعکس اگر رابطه مبادله ساکن باشد تأثیر تکانه های رابطه مبادله موقتی خواهد بود (اتو ۲۰۰۳).

زورتاک، (۲۰۰۸)[1]، ضمن بررسی رابطه بلندمدت بین رابطه مبادله در کشور ترکیه طی سالهای ۱۹۸۹ الی ۲۰۰۷ به بررسی رابطه علیت گرنجر بین دو پارامتر فوق پرداخته است که نتیجه این تحقیق نشان می دهد که در بلندمدت یک افزایش در رابطه مبادله عامل تغییر در تراز تجاری می باشد و در بلند مدت افزایش درآمد ناشی از بهبود رابطه مبادله باعث بد تر شدن وضعیت تراز تجاری گردیده است.همچنین تاثیر شوکهای ناشی از رابطه مبادله بر تراز تجاری بستگی به میزان این تغییرات دارد.

میزتال (۲۰۱۰)[2]، به بررسی اثر HLM طی سالهای ۱۹۹۵ الی ۲۰۰۹ در کشور لهستان پرداخت. نتیجه این مطالعه نشان می دهد که یک بهبود موقتی در رابطه مبادله موجب بهبود در تراز حساب جاری کشور می گردد و بهبود دائمی آن وضعیت تراز تجاری را بد تر می کند همچنین یک تغییر ناگهانی موقت رابطه مبادله نسبت به تغییرات دائمی اثر بیشتری بر تراز تجاری دارد.وتغییرات موقت در تراز حساب جاری بیشتر تحت تاثیر تغییرات دائم تراز تجاری می باشد.

1-Zortuk
2-Piotr Misztal

www.SID.ir

Archive of SID

۳- مبانی نظری

۳-۱ اثر *HLM*

رابطه بین تراز تجاری و رابطه مبادله که برای نخستین بار توسط متزلر، لارسن و هاربرگر ارائه شد بر اساس تابع مصرف کینزی استوار است. مکانیزم این اثر بدین صورت است که با بهبود رابطه مبادله، درآمد واقعی کشور، افزایش می‌یابد و در کوتاه مدت با توجه به اینکه میل نهایی به مصرف کوچکتر از واحد است، مقدار مصرف نسبت به در آمد، کمتر افزایش می‌یابد و در نتیجه، سطح پس انداز افزایش می یابد و در صورتیکه مکانیزم سرمایه گذاری درست عمل کند، این فرآیند موجب افزایش تولید، در آمد ملی و نهایتاً باعث بهبود صادرات و تراز تجاری خواهد شد. به بیان دیگر تراز تجاری کشور بهبود خواهد یافت. در این مطالعه به بررسی اثر فوق در اقتصاد ایران بوسیله توابع واکنش ضربه ای حاصل از یک الگوی سه متغیره خودرگرسیون برداری ساختاری می پردازیم.

۳-۲ مفاهیم مختلف رابطه مبادله

با توجه به مفاهیم مختلف رابطه مبادله و اهمیت استفاده مناسب از هر یک از مفاهیم در این تحقیق ابتدا بطور اجمال بعضی از تعاریف مختلف آن را مورد بررسی قرار داده، سپس نوع رابطه مبادله مطلوب را تعیین نموده و به مبانی نظری اثر HLM خواهیم پرداخت. در ادامه نیز اشاره ای به مبحث الگوهای خود رگرسیون برداری ساختاری خواهیم داشت

۳-۲-۱ رابطه مبادله تهاتری (پایاپای)خالص یا رابطه مبادله

رابطه مبادله پایاپای خالص و یا رابطه مبادله کالا را می‌توان به شکل زیر بیان کرد.

$$TOT_n = \frac{P_x}{P_m} \qquad (۳-۱)$$

در رابطه فوق TOT_n رابطه مبادله تهاتری خالص، P_x شاخص قیمت کالاهای صادراتی و P_m شاخص قیمت کالاهای وارداتی است. افزایش در TOT_n نمایانگر آن است که می توان حجم بیشتری از واردات را با مبادله مقادیر مشخصی از صادرات، بدست آورد.

www.SID.ir

Archive of SID

۳-۲-۲ رابطه مبادله تهاتری ناخالص

رابطه مبادله تهاتری ناخالص، رابطه مبادله میان واردات فیزیکی کل یک کشور را در مقایسه با صادرات فیزیکی کل آن کشور اندازه‌گیری و محاسبه می‌نماید. رابطه مبادله تهاتری ناخالص بصورت زیر بیان می شود.

$$TOT_g = \frac{Q_m}{Q_x} \qquad (۳-۲)$$

که در آن Q_m شاخص حجم واردات و Q_x شاخص حجم صادرات است.

۳-۲-۳ رابطه مبادله ساده عوامل تولید (تک عاملی)

ممکن است در مواردی، تغییراتی در رابطه مبادله خالص بوجود آید که تمام یا قسمتی از آن با تغییر دربازده تولید محصولات صادراتی خنثی گردد و در نتیجه رابطه مبادله حقیقی کشور تغییری ننماید؛ که بصورت زیر بیان می‌گردد:

$$ToT_s = ToTn \times \frac{R_n}{R_o} = ToTn \times Z_x \qquad (۳-۳)$$

بطوریکه R_n بازده تولید در سال مورد نظر، R_o بازده تولید در سال پایه و Z_x شاخص بهره‌وری صادرات است.

۳-۲-۴ رابطه مبادله مضاعف (دو عاملی)

این نوع رابطه، رابطه مبادلهٔ تک عاملی بسط یافته‌ای است که علاوه بر تغییرات بازده تولید در محصولات صادراتی کشور، تغییر بازده تولید در محصولات وارداتی را نیز منظور می‌کند. این رابطه مبادله را، رابطه مبادله دو عاملی یا مضاعف عوامل تولید می‌نامند. در حقیقت رابطه مبادله مضاعف، براساس در نظر گرفتن کارایی محصول منابع مورد مبادله تنظیم می‌گردد و هدف آن، نشان دادن چگونگی تقسیم سود حاصل از مبادلات بین المللی است که بصورت زیر تعریف می‌گردد:

$$ToT_d = ToT_n \times \frac{Z_x}{Z_m} \qquad (۳-۴)$$

www.SID.ir

Archive of SID

TOT_d رابطه مبادله دوعاملی Z_x و Z_m بترتیب شاخص بهره‌وری در صادرات و واردات می باشند. افزایش در TOT_d نمایانگر آنست که یک واحد از عامل تولید داخلی مورد استفاده در کالاهای صادراتی میتواند با واحدهای بیشتری از عوامل خارجی مورد استفاده در کالاهای وارداتی مبادله گردد.

همانگونه که مشاهده میشود، گروهی از مفاهیم رابطه مبادله نظیر رابطه مبادله خالص و رابطه مبادله ناخالص، نمایانگر ارتباط میان کشورها بوده و گروهی دیگر نظیر رابطه مبادله تک عاملی و دو عاملی نیز نشانگر رابطه مبادله میان منابع و عوامل تولیدی می باشند. در این تحقیق با توجه به شرایط اقتصاد ایران به عنوان یک اقتصاد کوچک و تقریبا باز (رابطه مبادله به صورت درونزا تعیین نمی شود) رابطه مبادله ای مورد استفاده خواهد بود که از یک طرف با متغیرهای دیگر یعنی تراز تجاری و تولید ناخالص ملی وابستگی کمتری داشته باشد و از طرف دیگر، نشان دهنده رابطه مبادله میان کشورها باشد. از اینرو رابطه مبادله خالص مناسب ترین گزینه می باشد.

۴- روش تجزیه و تحلیل

۴-۱ ساختار الگوهای خودرگرسیون برداری ساختاری[1] (SVAR)

بدلیل نقش اصلی جملات اخلال در تحلیل اثرات ناشی از تکانه متغیرها در اقتصاد سنجی از الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری استفاده شده است که بطور اجمال به بررسی آن خواهیم پرداخت.

بردار y_t یک بردار سری زمانی خود رگرسیون برداری VAR از مرتبه P است که به شکل زیر تعریف می شود.

$$y_t = C + \varphi_1 y_{t-1} + \varphi_2 y_{t-2} + ... + \varphi_p y_{t-p} + e_t \qquad (۴-۱)$$

معادله فوق به شکل حل شده (تقلیل یافته) الگوی خود رگرسیون برداری معروف است.

1- Structural Vector Autoregression

www.SID.ir

Archive of SID

که در آن بردار $y_t(n\times1)$، بردار متغیرها است کـه بایـد سـاکن باشـند و بـردار $\varphi_i(n\times n)$ ماتریس ضرائب است که شامل وقفه های الگو می باشد.

شکل کامل یا ساختاری الگو خود رگرسیون بردار را بصورت زیر در نظر می گیریم.

$$BY_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۴-۲)$$

بطوریکه بردار $B(n\times n)$، مـاتریس ضـرایب اسـت کـه عناصـر قطـری آن واحـد مـی باشـد. بردار $\Gamma_0(n\times1)$، عرض از مبدا و بردار $\Gamma_1(n\times n)$، ماتریس وقفه های متغیر های الگو اسـت. همچنین جملات اخلال دارای خود همبستگی نبوده و دارای میانگین صفر و ماتریس واریانس-کوواریانس قطری D می باشند.

به عبارت دیگر داریم:

$$E(\varepsilon_t)=0$$

$$E(\varepsilon_t,\varepsilon_s)=\begin{cases}\sigma^2 & t=s\\ 0 & \text{در غیر اینصورت}\end{cases} \qquad (۴-۳)$$

که در آن عناصر بردار ε_t تکانه های وارده به متغیرهای سیستم را مشـخص میکنـد بطوریکـه ε_i به معنی تکانه وارده به متغیر iام می باشد. در صورتیکه عناصر غیر قطری ماتریس B غیـر صفر باشند، تکانه های مربوط به هر متغیری میتواند به طور غیر مستقیم بـر متغیرهـای دیگـر تأثیر گذار باشند.

در شکل حل شده الگوی VAR، جمله اخلال دارای خصوصیات زیر می باشد.

۱- میانگین آن صفر است. $E(e_t)=0$

۲- ماتریس واریانس کوواریانس آن بصورت زیر تعریف می شود.

$$E(ee')=E\left[B^{-1}\varepsilon_t\varepsilon_t'\left(B^{-1}\right)'\right]=B^{-1}D\left(B^{-1}\right)'=\Omega \qquad (۴-۴)$$

www.SID.ir

Archive of SID

D یک ماتریس قطری است که شامل عناصر ماتریس واریانس کوواریانسی ε_t است به بیان دیگر، عناصر غیر قطری ماتریس D صفر و عناصر قطری آن واریانس جملات اخلال ε_t می باشند.

آنچه یک الگوی خودرگرسیونی را از الگوی خودرگرسیونی ساختاری متمایز می کند، عبارت است از:

۱- توجه به تئوریهای اقتصادی و نتایج مطالعات انجام شده در خصوص متغیرها و روابط آنها در شرایط متفاوت اقتصاد کشورها.

۲- آنالیز جزء اخلال و مطالعه روابط بین متغیرها، با توجه به اعمال محدویتهای کوتاه مدت و بلند مدت بر جزء اخلال یا بر ضرائب متغیرها.

لازم به ذکر است، در تحلیل الگوی خود رگرسیون برداری ساختاری، اعمال همزمان محدودیتهای کوتاه مدت و بلند مدت، امکان پذیر نیست. دلیل این امر، در بخش شناسایی محدودیتها و اعمال آنها بر الگوی *SVAR* مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

۲-۴ مسئله شناسایی در الگوهای خودرگرسیون برداری و تعیین طول وقفه بهینه

هدف اصلی در روش شناسی *VAR*، بررسی ارتباط میان متغیرها است نه تخمین پارامترها، از اینرو برای تحلیل اثر تکانه های وارده بر متغیرهای الگو به روش توابع واکنش ضربه ای، جملات اخلال غیر همبسته فرض می شوند، بطوریکه دارای واریانس ثابت می باشند. در این شرایط هر معادله در سیستم *VAR*، بوسیله روش *OLS* تخمین زده می شود.

در حالت کلی در یک الگوی n متغیره*VAR*، مطابق معادله ساختاری ماتریس ضرائب B دارای ابعاد $(n\times n)$ می باشند. همچنین این الگو دارای n جمله اخلال و n تکانه ساختاری می باشد. برای اینکه الگو کاملاً شناسا باشد، بایستی تعداد $\left(\frac{n^2-n}{2}\right)$ محدودیت بر روی روابط بین جملات اخلال و تکانه های ساختاری اعمال گردد.بنابراین، با توجه به اعمال محدویتهای لازم، در شکل حل شده الگوی *VAR* از مرتبه P معادله (۱-۴) تعداد ضرایبی که می بایست تخمین زده شود برابر با $\left(\frac{n}{pn^2}\right)$ می باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

یکی از موارد مهم دیگر در تخمین الگوی *VAR*، تعیین وقفه بهینه است کـه معمـولاً از دو معیار اکائیک و شوارتز استفاه می شود.کمترین مقدار بدست آمده از هر یک از دو معیار فوق در ازای وقفه های مختلف می تواند به عنوان وقفه بهینه الگو در تحقیق مورد استفاده قـرار گیـرد. در واقع انتخاب وقفه از این اصل نشات می گیرد که در انتخاب الگو، الگویی مناسب است که به کمترین تعداد پارامترها که بطور قابل قبولی داده ها را مشخص کند، نیاز داشته باشد. (نیرومند ۱۳۷۸).

۳-۴ شرایط ثبات[1] در الگوهای خودرگرسیون برداری

همانگونه که می دانیم بسط متغیرهای الگو بر حسب جملات اخلال و بدست آوردن توابـع واکنش ضربه ای در تجزیه وتحلیل نتایج الگوهای *VAR* ، یکی از ابزارهای مهم تجزیه وتحلیـل نتایج الگو می باشد. این موضوع مستلزم این است که الگوی مورد بررسی باثبات باشد. بنـابراین تحقق این شرایط را به صورت زیر بررسی می کنیم:

بنا به تعریف، فرآیند تصادفی زیر را یک فرآیند تصادفی ساکن میگویند.

$$y_t = \pi_1 y_{t-1} + \pi_2 y_{t-2} + ... + \varepsilon_t \qquad (۴-۵)$$

اگر، سری $\pi(L)$ به ازای $|L| < 1$ همگرا باشد.برای مثال در یک فرآینـد خـود رگرسـیون مرتبه اول $AR(1)$ برای آنکه بتواند بصورت یک فرآیند میانگین متحرک نامحدود نوشـته شـود باید $(1-\rho L)^{-1}$ وجود داشته باشد که شرط این مسئله این است که $|\rho| < 1$ باشد.

یک الگوی *VAR*، از مرتبه p به شکل زیر، نیز در صورتی دارای شـرایط مـذکور اسـت کـه مقادیر مشخصه ضرایب متغیرهای باوقفه کوچکتر از واحد باشند.

$$\left[I_n - \varphi_1 L - ... \varphi_p L^p\right] Y_t = C + \varepsilon_t \qquad (۴-۶)$$

$$\varphi(L) Y_t = C + \varepsilon_t \qquad (۴-۷)$$

به بیان دیگر بایستی ریشه های معادله زیر خارج از دایره واحد باشند.

$$1 - \varphi Z - ... - \varphi_p Z^p = 0 \qquad (۴-۸)$$

1-Stability

www.SID.ir

Archive of SID

۴-۴ اعمال محدویت در الگوی خود رگرسیون برداری ساختاری

مشابه آنچه در مبحث شناسایی الگوی VAR بیان شد، جهت شناسایی الگو می بایست حداقل $\left(\frac{n^2-n}{2}\right)$ محدودیت بر روی سیستم اعمال گردد. در الگوی $SVAR$ این محدودیت‌ها، بر اساس تئوریها و مطالعات اقتصادی و در قالب محدودیتهای بلند مدت یا کوتاه مدت بر سیستم اعمال می گردند. تأثیر بلند مدت تکانه های ساختاری را در یک ماتریس محدودیت های بلند مدت، بصورت زیر میتوان ارائه داد:

$$\Theta(L)=\begin{bmatrix}\theta_{11}(L) & \theta_{12}(L)\\ \theta_{14}(L) & \theta_{22}(L)\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}\sum_{s=0}^{\infty}\theta_{11}^{(s)}L^s & \sum_{s=0}^{\infty}\theta_{12}^{(s)}L^s\\ \sum_{s=0}^{\infty}\theta_{21}^{(s)}{}_{L^s} & \sum_{s=0}^{\infty}\theta_{22}^{(s)}L^s\end{bmatrix} \qquad (۴-۹)$$

که در آن $\theta_{ij}(L)$ ضرایب با وقفه متغیرها می باشند و در صورتیکه این ضرایب برابر صفر باشند به معنی آن است که **j**ام تکانه بر **i**ام متغیر در بلند مدت تاثیری ندارد.

۵- نتایج تجربی

الگوی مورد استفاده در تحقیق حاضر، یک الگوی خود رگرسیون برداری ساختاری سه متغیره به صورت سیستم معادلات زیر میباشد:

$$\begin{bmatrix}\alpha_{11}(L) & \alpha_{12}(L) & \alpha_{13}(L)\\ \alpha_{21}(L) & \alpha_{22}(L) & \alpha_{23}(L)\\ \alpha_{31}(L) & \alpha_{32}(L) & \alpha_{33}(L)\end{bmatrix}\begin{bmatrix}TOT_t\\ GNP_t\\ BTRADE_t\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}\varepsilon_{1t}\\ \varepsilon_{2t}\\ \varepsilon_{3t}\end{bmatrix} \qquad (۵-۱)$$

اطلاعات آماری مورد نیاز بصورت سالانه برای سالهای (۱۳۸۳-۱۳۳۸ (از ترازنامه بانک مرکزی گرد آوری شده اند که شامل، تولید ناخالص ملی واقعی، رابطه مبادله و تراز تجاری است. همچنین سری زمانی مربوط به تولید ناخالص ملی و تراز تجاری بصورت واقعی مورد استفاده قرار گرفته اند. برای بررسی ساکن پذیری سریهای زمانی مورد مطالعه، آزمون دیکی_فولر و در صورت وجود همبستگی جملات اخلال، آزمون دیکی_ فولر تقسیم یافته را مورد استفاده قرار داده ایم. نتایج حاصل در جدول شماره (۱) آورده شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

برای بررسی خودهمبستگی جملات اخلال نیز با توجه به اینکه در معادلات خودرگرسیون آماره دوربین واتسون به سمت عدد (۲) تورش دارد، آزمون *H* دوربین را مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج حاکی از آنست که رابطه مبادله در سطح، ساکن بوده ولی دارای خود همبستگی است . تراز تجاری نیز ساکن بوده و خودهمبستگی بین جملات اخلال مشاهده نمی‌شود ولی تولید ناخالص ملی ساکن نبوده و خود همبستگی نیز ندارد.

جدول۱– آزمون ریشه واحد با روند و عرض از مبدا

variable	ADF Test statistic	Critical valuue		
		1%	5%	10%
ToT	42/4	-17/4	-51/3	-18/3
GNP	-18/	-17/4	-51/3	-18/3
BTRADE	-71/3	-17/4	-51/3	-18/3

مأخذ: نتایج تحقیق

بنابر آنچه در مورد ساکن سازی گفته شد بوسیله تفاضل گیری می توان به یک سری زمانی تولید ناخالص ملی دست یافت.

جدول۲– آزمون ریشه واحد با روند و عرض از مبدا (تفاضل مرتبه اول)

variable	ADF Test statistic	Critical valuue		
		1%	5%	10%
GNP	-02/5	-17/4	-51/3	-18/3

مأخذ: نتایج تحقیق

با در نظر داشتن سیستم معادلات شماره (۴) و لزوم تامین شرائط باثباتی و عدم وجود همبستگی در جملات اخلال سه متغیر مورد بحث را وارد الگو می نماییم. متغیرهای مذکور در

www.SID.ir

Archive of SID

سطح مورد استفاده قرار گرفتند ولی با توجه به وقفه های پیشنهادی از معیارهای آکائیک و شوارتز دو شرط فوق تامین نگردید. لذا سه متغیر مورد بحث بصورت تفاضل مرتبه اول مورد استفاده قرار میدهیم. در اینصورت، سیستم معادلات خود رگرسیون برداری را به صورت زیر خواهیم داشت:

$$\begin{bmatrix} \alpha_{11}(L) & \alpha_{12}(L) & \alpha_{13}(L) \\ \alpha_{21}(L) & \alpha_{22}(L) & \alpha_{23}(L) \\ \alpha_{31}(L) & \alpha_{32}(L) & \alpha_{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta\, TOT_t \\ \Delta GNP_t \\ \Delta BTRADE_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix} \qquad (۵-۲)$$

که در آن، Δ بیانگر عملگر تفاضل مرتبه اول، $\Delta\, TOT_t$ تفاضل مرتبه اول رابطه مبادله، ΔGNP_t، تفاضل مرتبه اول تولید ناخالص ملی و $\Delta BTRADE_t$ تفاضل مرتبه اول تراز تجاری کشور می باشند.

همچنین داریم:

$$\alpha_{ij}(L) = \alpha_{ij}^{0}(L) + \alpha_{ij}^{1}(L) + \alpha_{ij}^{2}\left(L^2\right) + \cdots + \alpha_{ij}^{p}\left(L^p\right) \qquad (۵-۳)$$

$$\alpha^{0}{}_{11} = \alpha^{0}{}_{22} = \alpha^{0}{}_{33}$$

جملات اخلال (ε_{ij}) شامل تکانه های ساختاری دارای میانگین صفر و ماتریس واریانس-کوواریانس قطری $\mathrm{E}(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \mathrm{D}$ است.

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix} \sim iid\left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_3^2 \end{bmatrix} \right] \qquad (۵-۴)$$

در تخمین مدل *VAR* ابتدا بایستی وقفه بهینه تعیین شود، برای این منظور از معیار اکاییک استفاده شده که کمترین مقدار معیار اکائیک مربوط به وقفه (۳) می‌باشد. ولی نتایج حاصل از تخمین عدم باثباتی را در مدل نشان میدهد.

از آنجائیکه تامین باثباتی و عدم خودهمبستگی در جملات اخلال دو شرط اساسی برای ادامه کار می باشند لذا مدل را با طول وقفه های دو و یک مورد برازش قرار دادیم که نتایج

www.SID.ir

Archive of SID

حاصل از تخمین با طول وقفه یک، دو شرط مذکور را تامین می کند. با توجه به ضریب همبستگی بسیار پا یین و شکستی که در سریهای زمانی در سالهای پس از ۱۳۷۸ اتفاق افتاده یک متغیر مجازی را وارد الگو نموده و مجددا الگو را با وقفه بهینه (۲) مورد برازش قرار میدهیم. نتایج برآورد، حاکی از بهبود مدل می باشد.

حال با در نظر داشتن شرایط اقتصادی ایران و نقش آن در تجارت بین الملل، به عنوان یک اقتصاد تاثیر پذیر از تحولات جهانی، سه محدودیت را مورد توجه قرار میدهیم که دو محدودیت اول به ماهیت اقتصادهای باز و کوچک مربوط می گردد. به عبارت دیگربطور ضمنی کشوری را کوچک فرض می‌نمائیم که با عامل برونزای رابطه مبادله مواجه شود. در اقتصاد سنجی نیز این شرط چنین بیان می‌شود که مقادیر جاری و گذشته متغیرهای تولید ناخالص داخلی و تراز تجاری در معادله اول از سیستم معادلات (۵) که مربوط به رابطه مبادله است، وارد نمی‌شوند و رابطه مبادله کاملاً برونزا فرض می‌شود. با توجه به توضیحات فوق این محدودیتها بصورت زیر نوشته می شوند:

$$\alpha_{12}(L) = \alpha_{13}(L) = ۰ \qquad (۵-۵)$$

سومین محدودیت بر اساس این فرض استوار است که تولید ناخالص ملی واقعی در سطح اولین تفاضل، ساکن است و تراز تجاری، در سطح خود ساکن می باشد. این موضوع، بطور ضمنی به این موضوع اشاره دارد که نوسانات تراز تجاری، ناشی از برخی تکانه های ساختاری می‌باشد که تأثیر دائمی و همزمان بر در آمد ندارند.

این نتایج توسط شاپریو و واتسون (۱۹۸۵)[1] و بلانچارد و کوا (۱۹۸۵)[2] نیز بیان شده است. نتایج مطالعات مذکور نشان میدهد که تغییرات تولید واقعی از سه عامل ناشی زیرمی گردد:

الف- تغییرات (اختلال) در عرضه نیروی کار

ب- تغییرات (اختلال) در تکنولوژی

ج- تغییرات (اختلال) در تقاضای کل

1- Shaperio and watson

2- Blanchard and Quah

www.SID.ir

Archive of SID

دو عامل اول و دوم باعث تکانه هایی شده که اثر دائمی بر سطح در آمد ملی گذاشته و سومی فقط تأثیر موقت خواهد داشت. به بیان دیگر در بلند مدت، درآمد ملی از عرضه نیروی کار و تکنولوژی تأثیر می‌پذیرد. در مدلهای استاندارد تکانه های تکنولوژی و عرضه نیروی کار سطح تولید را مشخص می کنند، بطوریکه در بلند مدت محدودیت زیر را اعمال می کنیم که بیانگر عدم تأثیر تکانه های تراز تجاری بر روی تولید ناخالص ملی در بلند مدت خواهد بود.

$$\theta_{23}(1) = \sum_{S=0}^{\infty} \theta_{23}^{S} = \circ \qquad (۵-۶)$$

بنابراین سیستم معادلات (۵) به صورت زیر تبدیل میشود.

$$\begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} & \alpha_{13} & \alpha_{14} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & \alpha_{23} & \alpha_{24} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & \alpha_{33} & \alpha_{34} \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} & \alpha_{43} & \alpha_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Delta TOT_t \\ \Delta GNP_t \\ \Delta BTRADE_t \\ DUM_{78} \end{bmatrix} \qquad (۵-۷)$$

چنین سیستم معادلات فوق بصورت یک فرآیند میانگین متحرک به شکل معادلات (۷-۵) نیز قابل بیان می باشد.

$$\begin{bmatrix} \sum_{s=0}^{\infty} \theta^{s}{}_{11} L^{s} & \circ & \circ & \circ \\ \sum_{s=0}^{\infty} \theta^{s}{}_{21} L^{s} & \sum_{s=0}^{\infty} \theta^{s}{}_{22} L^{s} & \circ & \circ \\ \sum_{s=0}^{\infty} \theta^{s}{}_{31} L^{s} & \sum_{s=0}^{\infty} \theta^{s}{}_{32} L^{s} & \sum_{s=0}^{\infty} \theta^{s}{}_{33} L^{s} & \circ \\ 1 & 1 & 1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{bmatrix} \qquad (۵-۸)$$

در سیستم معادلات فوق ε_{1t} و ε_{2t} تکانه های دائمی و ε_{3t} تکانه های موقت رابطه مبادله را نشان میدهند. پس از تخمین مدل و مشخص شدن سیستم معادلات، به بررسی و تجزیه و تحلیل اثرات پویای تکانه های ایجاد شده توسط رابطه مبادله بر دو متغیر دیگر مدل، با استفاده از روشهای تجزیه و تحلیل واریانس خطای پیش بینی و توابع واکنش ضربه ای خواهیم پرداخت.

www.SID.ir

Archive of SID

تجزیه واریانس خطای پیش بینی[1]

در این روش اثر تکانه وارد شده به متغیرهای مختلف الگو در واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیر در کوتاه مدت و بلند مدت مشخص می گردد. با کمک این روش سهم نوسانات هر متغیر در واکنش به تکانه های وارد شده به متغیرهای الگو تقسیم می‌گردد. بدین ترتیب قادر خواهیم بود که سهم هر متغیر را بر روی تغییرات متغیرهای دیگر در طول زمان اندازه گیری کنیم. معمولاً نوسانات هر متغیر در کوتاه مدت توسط تکانه های مربوط به خود آن متغیر توضیح داده می‌شود، اما در افق زمانی دورتر سهم سایر متغیرها در پیش‌بینی رفتار یک متغیر با توجه به اهمیت آنها افزایش می‌یابد. با توجه به نتایج حاصله برای تجزیه واریانس متغیر رابطه مبادله، مشاهده می گردد که در دوره اول (کوتاه مدت) همانگونه که انتظار می رود سهم نوسانات رابطه مبادله از تکانه های وارد شده به رابطه مبادله، بیشتر از سهم سایر متغیرها می‌باشد. در بلند مدت نیز همین شرایط بر قرار است با این تفاوت که حجم نوسانات متغیر مجازی در طول زمان افزایش خواهد یافت که بیانگر این موضوع است که رابطه مبادله از درجه برونزایی بسیار بالایی برخوردار می باشد. نتایج تجزیه واریانس خطای پیش بینی حاصل از تخمین الگو با دو وقفه، حاکی از آنست که در میان مدت۶۲ درصد تغییرات رابطه مبادله توسط خودش، ۴درصد بوسیله تولید ناخالص ملی و۵/۶ درصد توسط تراز تجاری، توجیه می شود و در افق زمانی دورتر نیز سهم تغییرات رابطه مبادله کاملا مشهود است.

در مورد تولید ناخالص ملی، در دوره اول (کوتاه مدت) نوسانات تولید ناخالص ملی عمدتا توسط خودش توضیح داده می‌شود. همانگونه که ملاحظه می گردد این روند در بلند مدت نیز ادامه دارد. اهمیت متغیرهای دیگر بخصوص رابطه مبادله در بلند مدت کاملا محسوس است، بطوریکه در بلند مدت، ۱۱ درصد نوسانات تولید ناخالص توسط رابطه مبادله، ۶۳ درصد توسط خودش و ۳/۵درصد توسط تراز تجاری توضیح داده می شود.

در خصوص تراز تجاری، نوسانات تراز تجاری، تولید ناخالص ملی و رابطه مبادله به ترتیب بیشترین سهم را در کوتاه مدت در توجیه تکانه های وارده به تراز تجاری دارند. با مشاهده افق

1-Variance Decomposition

www.SID.ir

Archive of SID

زمانی دورتر و یا در بلند مدت، شاهد افزایش سهم نوسانات رابطه مبادله در تکانه های وارده بر تراز تجاری می باشیم به طوریکه سهم رابطه مبادله از ۴/۷ درصد در کوتاه مدت، به ۱۱ درصد افزایش یافته و سهم تولید ناخالص ملی نیز از ۴۱ درصد در کوتاه مدت به ۳۹درصد در بلند مدت کاهش یافته است. سهم تراز تجاری نیز در کوتاه مدت ۵۴ درصد بوده و اهمیت خود را بیشتر از سایر متغیرها حتی در افق زمانی دورتر در حدود ۴۷ درصد نشان می دهد. با توجه به مطالب فوق واضح است که درجه برونزایی تراز تجاری نسبت به دو متغیر دیگر به مراتب ضعیف‌تر است و از همان دوره اول تحت تاثیر نوسانات سایر متغیرها قرار دارد.

تابع واکنش ضربه ای[1]

روش دیگر در توصیف رفتار پویای مدل، استفاده از تابع واکنش ضربه‌ای می‌باشد. تابع واکنش ضربه‌ای نشان دهنده پاسخهایی است که متغیر درونزای سیستم به تکانه های ناشی از جملات خطا میدهد. یک واکنش ضربه‌ای، مؤلفه‌های مربوط به متغیرهای درون زا را به تکانه‌ها یا جهش هایی[2] که با متغیرهای خاصی تعریف می‌شوند، تفکیک کرده و سپس تأثیر تغییر در جهش ها را به اندازه یک انحراف معیار بر مقادیر جاری و آینده متغیرهای درون زای سیستم مشخص می کند. توابع واکنش ضربه ای متغیرهای تراز تجاری، تولید ناخالص واقعی و رابطه مبادله ناشی از تکانه های وارد شده بر دستگاه (۸-۵)، در نمودار شماره (۱) نشان داده شده است بطوریکه پاسخ پویای دستگاه به تکانه اعمال شده از طرف رابطه مبادله (تکانه اول) به اندازه یک انحراف معیارتوسط توابع واکنش ضربه ای تحلیل می شود.

با مشاهده نمودار شماره (۲) به سادگی مشخص می‌گردد تکانه وارده به رابطه مبادله در دوره اول باعث افزایش تراز تجاری تا حدود صد درصد نسبت به حالت مبنا یا حالت عدم وجود تکانه ها، گردیده و پس از آن با به شدت نزولی روبرو خواهد شد. بطوریکه طی یک سال در حدود ۲۰۰درصد کاهش خواهد یافت ولی در دوره بعد افزایش یافته بطوریکه کاهش دوره قبل خنثی خواهد شد. بطور کلی نوسانات تراز تجاری پس از ۵ دوره خنثی خواهد گردید و پس از آن در سطحی پایین تر از حالت بدون تکانه قرار میگیرد. با بررسی روند تغییرات تراز تجاری

1- Impulse Response Function
2-Innovation

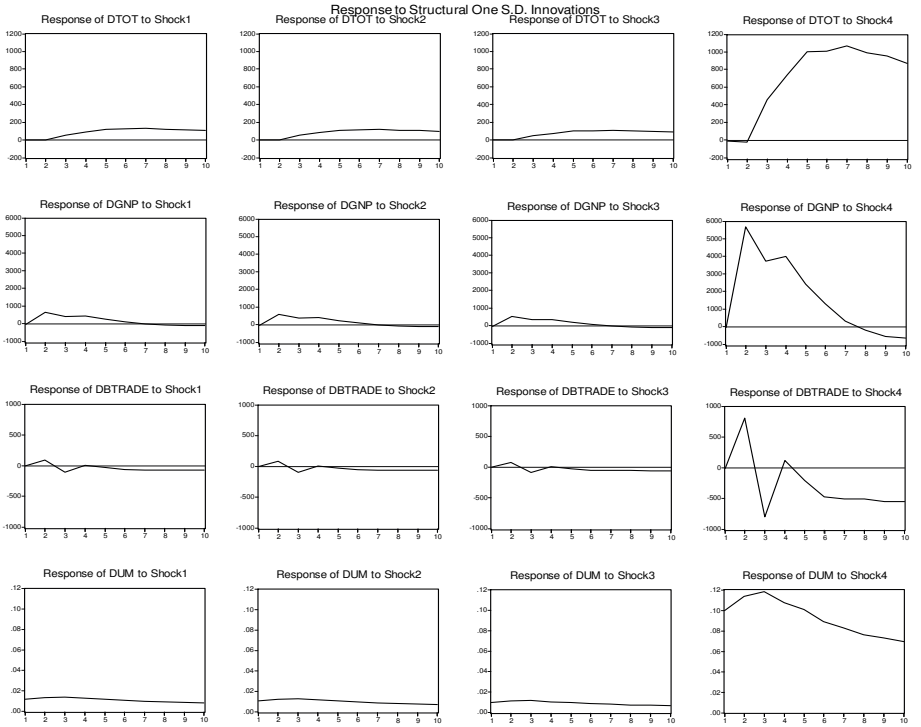
www.SID.ir

Archive of SID

مشاهده می‌گردد نرخ کاهش تراز تجاری ناشی از تکانه های وارد به رابطه مبادله به انـدازه یـک انحراف معیار در بلند مدت بیشتر از نرخ افزایش آن خواهد بـود بطوریکـه در افـق زمـانی بلنـد مدت، این روند کاملا خنثی میگردد.

آنچه که از مطالب فوق می توان دریافت این است که جهش ایجاد شده در تـراز تجـاری در دوره اول، با روند بشدت کاهنده در چند سال اول، تضعیف میگردد. به بیان دیگـر، بهبـود تـراز تجاری ناشی از بهبود رابطه مبادله در مورد کشور ایران بدلیل وضـعیت خـاص اقتصـاد ایـران و سهم عمده نفت در درآمد پایدار نبوده و در دوره های بعدی همواره شاهد کاهش آن می‌باشـیم. بطور کلی این اثر در ایرا ن در بلند مدت مشاهده نمی شود. دلیل عمده این امـر همانگونـه کـه بیان شد وابستگی شدید اقتصاد ایران به نفت (بیماری هلندی) می‌باشد.

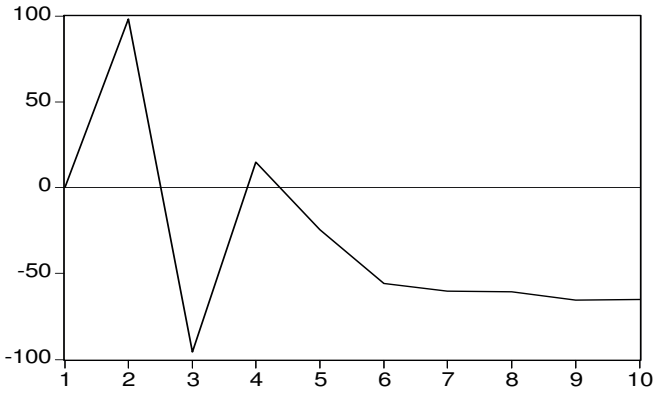
نمودار شماره ۱: توابع واکنش ضربه ای بدست آمده از مدل SVAR با طول وقفه (۱)



www.SID.ir

Archive of SID

نمودار شماره ۲: تابع واکنش ضربه ای تراز تجاری

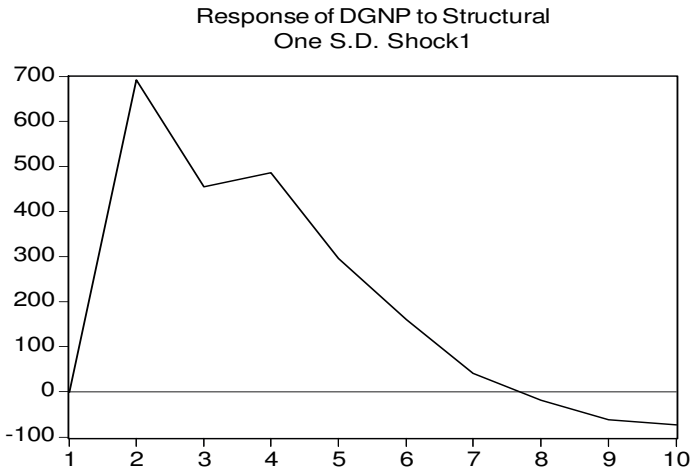


در مورد تأثیر تکانه های رابطه مبادله برتولید ناخالص ملی (نمودار شماره ۳) در دوره اول، جهش قابل ملاحظه ای در حدود ۷۰۰ درصد خواهد داشت و پس از دو دوره کاهش تولید ناخالص ملی ایجاد می گردد. این روند کاهشی ادامه خواهد یافت بطوریکه پس از هشت دوره کاملا خنثی خواهد شد. علت عمده این روند کاهشی تغییرات در تولید ناخالص ملی و تراز تجاری، به ساختار اقتصاد ایران مربوط می شود. به بیان دیگر، بدلیل اینکه اقتصاد ایران، اقتصادی تولید کننده و مولد نیست، بتدریج افزایش در آمد ناشی از بهبود رابطه مبادله به علت عدم وجود ساز و کارهای مناسب، بجای سرمایه گذاری و افزایش تولید صرف امور غیر تولیدی گردیده است. نتیجه این امر، از یک طرف، باعث روند نزولی تولید ناخالص واقعی گردیده (علیرغم بهبود مقطعی و جزیی سطح تولید ناخالص ملی) و از طرف دیگر، روند تراز تجاری را نیز با کاهش مواجه کرده است، بطوریکه علیرغم افزایش اهمیت رابطه مبادله در بلند مدت، در اقتصاد ایران، بهبود این متغیر نتوانسته است وضعیت تراز تجاری و تولید ناخالص واقعی را در دراز مدت بهبود بخشد.

www.SID.ir

Archive of SID

نمودار شماره ۳: تابع واکنش ضربه ای تولید ناخالص ملی



۶- جمع بندی

تحقیق حاضر، بر اساس خصوصیات کشورهای باز و کوچک با در نظر گرفتن رابطه مبادله بصورت برونزا و با اعمال محدودیتهای لازم بصورت بلند مدت در معادلات مربوطه همچنین با توجه به دو ابزار تحلیل مدل خود رگرسیون برداری ساختاری، یعنی توابع واکنش‌ضربه ای و تجزیه خطای پیش‌بینی به بررسی در مورد اثر *HLM* و تأثیر تکانه های رابطه مبادله بر متغیرهای سیستم در ایران پرداخته است.

با بررسی توابع واکنش ضربه ای مشاهده گردید که اثر یک تکانه مثبت رابطه مبادله در کوتاه مدت، پس از ایجاد یک جهش ناگهانی در تراز تجاری در دوره اول، باعث کاهش تراز تجاری در دوره بعد خواهد شد و به سرعت اثر تکانه وارده در افق بلند مدت موجب کاهش تراز تجاری می گردد. این مطلب بیانگر این موضوع است که علیرغم بهبود تراز تجاری و جهش قابل ملاحظه ای که در دوره اولیه داشته است بدلیل اینکه عایدی ناشی از بهبود تراز خارجی و افزایش صادرات در اقتصاد ایران منجر به پس انداز، تولید و سرمایه گذاری نگردیده یا اینکه، مکانیزم تبدیل پس انداز به سرمایه گذاری به درستی عمل ننموده است، این افزایش پایدار

www.SID.ir

Archive of SID

نبوده و در دراز مدت خنثی خواهد شد. بنابراین اثر *HLM* در مقطع کوتاه مدت (دوره اول) مشاهده می شود ولی این اثر باعث بهبود دائمی تراز تجاری نخواهد شد. این موضوع با نتایج نویسندگانی نظیر ابسفلد و اوزاوا (۱۹۶۹)، همچنین ساکز (۱۹۸۱)، مشابه می باشد. آنها تکانه‌هایی را که در رابطه مبادله تغییرات موقت ایجاد می کنند را باعث اثر مذکور دانسته و یک بهبود دائمی در رابطه مبادله را موجب کاهش تراز تجاری می‌دانند. به بیان دیگر اثر باز تاب در اقتصادی ایران بطور مقطعی بوده و بصورت پایدار قابل مشاهده نیست بطوریکه افزایش تراز تجاری مرتباً روند نزولی داشته و میرا می‌باشد.

با توجه به وضعیت اقتصاد ایران، وابستگی شدید در آمد ملی به نفت و محدودیت سبد کالای صادراتی ایران با این واقعیت روبرو هستیم که تکانه های بازارهای جهانی تأثیر عمده و ناگهانی بر ارزش صادرات ایران خواهند داشت. اما بدلیل فقدان یک سیستم اقتصادی کارا که بتواند این تکانه هارا تعدیل کند، بخش خارجی اقتصادی ایران دچار نوسانات شدید خواهد شد و اگر بهبودی در تراز تجاری کشور بوجود آید این اثر، موقتی بوده و بتدریج اثر تکانه های وارده در بهبود وضعیت اقتصادی، کوچک و کوچکتر خواهد شد. بر اساس تحلیل بعمل آمده از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تراز تجاری، مشاهده می‌گردد که تراز تجاری دارای درجه برونزایی ضعیف‌تری نسبت به سایر متغیرها بوده بطوریکه سهم نوسانات رابطه مبادله در واریانس تراز تجاری و تولید ناخالص ملی در بلند مدت محسوس و قابل ملاحظه خواهد بود. در مورد تولید ناخالص ملی نیز با مشاهده تابع واکنش ضربه ای مربوطه مشاهده می‌گردد که اعمال تکانه رابطه مبادله اگر چه در دوره اول جهشی در تولید ناخالص واقعی ایجاد می‌نماید ولی در دوره‌های بعد روند نزولی خواهد داشت و روندی نظیر تراز تجاری را شاهد خواهیم بود.

بنابراین اگر چه در ایران در دوره اول، بهبود تراز تجاری و تولید ناخالص ملی مشاهده میشود ولی روند نزولی و بشدت کاهشی تراز تجاری و تولید ناخالص ملی نشان می دهد که این جهش ناگهانی بدلیل افزایش سرمایه گذاری نبوده بلکه ناشی از افزایش ارزش صادرات میباشد. میزان این جهش نیز مبین آنست که تکانه وارد شده به سبد صادراتی بر یک یا چند کالا که در ایران همان نفت است و سهم عمده سبد صادراتی را به خود اختصاص داده، وارد شده است. نتیجه چنین فرآیندی بهبود تراز تجاری و تولید ناخالص ملی در کوتاه مدت بوده و به بیان

www.SID.ir

Archive of SID

دیگر بهبود رابطه مبادله اثر دائمی بر تراز تجاری ندارد. نتیجتا، اگر بخواهیم وجود اثر *HLM* را در فرآیند تأثیر تکانه های رابطه مبادله در اقتصاد ایران بررسی کنیم، می بایست این تأثیر را در کوتاه مدت جستجو نماییم.

با توجه به ساکن پذیری رابطه مبادله در ایران و مطابق آنچه در بالا در مورد تاثیر پایداری اثر بهبود رابطه مبادله بیان شد، مشاهده گردید که بهبود ایجاد شده بصورت موقت با مطالعه انجام شده توسط" اتو" نیز مطابقت دارد. باید در نظر داشت که تکانه های رابطه مبادله در صورتی می‌تواند اقتصاد ایران را دچار تغیرات ساختاری نماید که جهش بوجود آمده در ترازتجاری و تولید ناخالص واقعی در دوره اول توسط مکانیزم های بازار و سرمایه گذاری در بلند مدت حفظ شود و یا در سطح بالاتری نوسان نماید در صورتیکه مطابق تحلیلهای بعمل آمده از تابع واکنش ضربه ای، مشخص گردید که عملاًشاهد چنین پدیده‌ای نیستیم.

۷- پیشنهادها

با توجه به نتائج به دست آمده که در بخش قبل مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گرفت پیشنهادات زیر ارائه می گردد:

۱ - تکانه های رابطه مبادله بعنوان یک متغیر برونزا در اقتصاد ایران در صورتی می تواند موجب بهبود وضعیت تراز تجاری، افزایش سرمایه گذاری، تولید و افزایش صادرات گردد که بخش سرمایه گذاری در اقتصاد ایران، فعالتر گردیده بطوریکه عایدی ناشی از بهبود تراز تجاری موجب افزایش سرمایه گذاری، تولید و صادرات گردد. بنابراین، سبد صادراتی اقتصاد ایران باید متنوع‌تر گردد، بطوریکه سهم نفت به نفع افزایش سهم کالاهایی که حداقل در کوتاه مدت کشور در آنها دارای مزیت نسبی است کاهش یابد.

۲- نتیجه تحولات فوق می تواند منجر به کوچک شدن حجم دولت در اقتصاد گردد. بنابراین نقش دولت در اقتصاد باید در راستای هموار سازی بستر سرمایه گذاری و صادرات از طریق وضع قوانین مناسب و اعمال یا عدم اعمال تعرفه‌های گمرکی باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

۳- ازآنجا که همیشه اعمال یک سیاست لزوماً به بهبود وضعیت اقتصادی کمک نمی‌کند، لذا یافتن ترکیب مناسب سیاستهای اقتصادی با هدف بهبود سرمایه گذاری داخلی نظیر کنترل ارزش پول باید همواره مورد توجه قرار گیرد.

۴- با توجه به نتایج بدست آمده از تجزیه واریانس خطای پیش بینی تراز تجاری، سهم نوسانات تولید ناخالص ملی در واریانس تراز تجاری قابل توجه است و لذا هر بهبودی که در تولید ناخالص ملی ایجاد شود به شرط اینکه اقتصاد باز باشد و شرایط اقتصاد بازار را داشته باشد، می تواند موجب بهبود تراز تجاری کشور گردد.

منابع:

۱- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حسابهای ملی ایران، ۱۳۸۳-۱۳۳۸

۲- برانسون، ویلیام اچ. (۱۳۷۸)، تئوری و سیاستهای اقتصادی کلان، ترجمه:عباس شاکری، نشر نی.

۳ – حسینی، میر عبداله. (۱۳۷۸)، بررسی رابطه مبادله بازرگانی خارجی ایران، موسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی.

۴ – سیدی، میر هادی و حسینی، میرعبدالله. (۱۳۸۱)، بررسی رفتار مبادله بازرگانی خارجی ایران، پژوهشهای بازرگانی، شماره ۲۲.

۵- سیدی، میر هادی و حسینی، میرعبدالله. (۱۳۸۱)، بررسی رفتار مبادله بازرگانی خارجی ایران، پژوهشهای بازرگانی، شماره ۲۲.

۶- گجراتی، دامودار . (۱۳۸۱)، مبانی اقتصاد سنجی، ترجمه: حمید ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران، جلد اول و دوم .

۷- کرایر، جاناتان دی. (۱۳۷۸)، تجزیه و تحلیل سریهای زمانی، ترجمه: حسینعلی نیرومند، انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد.

8-Backus, D. K., Kehoe, P. j., and Kydland, F. K. (1994), Dynamics of trade balance and the terms of trade the j-curve. American Economic Review, 84(1), 89-103.

www.SID.ir

Archive of SID

9-Blanchard, O, j. (1985), Debt, deficits and finite horizons. Journal of Political Economy, 93(2), 223-247.

10-Enders,W. (2003), Applied econometrics time series,Second eddition, wiley.

11-Harberger, A. C. (1950), Currency depreciation,incom and the balance of trade. Journal of Political Economy, (58), 47-60.

12-Laursen, S., and Metzeler, L. A. (1959), Flexible exchange rates and the theory of employment. Review of Economics and Statistics, (32), 281-299.

13-Mendoza, E, G. (1992), The effect of macroeconomics shocks in a basic equlibrium frame work. IMF Staff Papers, 39(41), 855-889.

14-Mendoza, E, G. (1995), The terms of trade, the real exchange rate economic flactuations. International Economic Review, 36 (1), 101-137.

15-Misztal, P. (2010), The Harberger-Laursen-Metzler Effect. Theory and Practice. in Poland. The Romanian Economic Journal, (38), 129-146

16-Ostry, j. D. (1988), The balance of trade, terms of trade and real exchang ratio: An Intertemporal optimizing frame work. IMF Staff Paper, (35), 541-573.

17-Obstfeld, M. (1982), Aggregate spending and the terms of trade: Is there a laursen-Matzeler-effect? Quarterty Journal of Economics, (97), 251-270.

www.SID.ir

Archive of SID

18-Otto, G. (2003), Terms of trade shocks and the balance of trade there is a Harberger-Laursen-Metzeler effect.Journal of International Money and Finance, (22), 155-184.

19- Sachs, J. D. (1981), The current account and macroeconomic adjustment in the 1970s. Brooking papers in economic activity, (1), 210-268.

20-Shapiro, M. D., and Watson, M. W. (1988), Source of business sycle flactuation. In: Fischer, S.,(Ed). Macroeconomics Annual 1988, MIT Press, Cambridge Mass, pp. 111-156.

21-Persson, T., and Svensson, L. E. O. (1985), Current account dynamics and the terms of trade: Harberger-Laursen-Metzeler two generation later. Journal of Plotical Economy, 93(1), 43-56.

22-Svensson, L. E. O., and Razin. (1983), Terms of trade and the current account: the Harberger-Laursen-Metzeler effect. Journal of Polotical Economy, (91), 97-125.

23-Uzawa, H. (1996), Time perference, the consumption function and optimum asset holding. In:Wolfe, J. N., (ED), value capital Growth paper in Hoo\nour of Sir john Hicks. Ediburgh University Press, Ediburgh, pp. 485-504.

24-Zortuk, M., and Mustafa, D. (2008), Testing the relationship bet-ween trade balance and terms of trade:the case of Turkey. Prob-lems and Perspectives in Management, 6(2), 39-43.

25- Enders,W. (2003), Applied econometrics time series, Sec-ond eddition, wiley.

www.SID.ir