فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۶، شماره ۳، پاییز ۱۳۸۸، صفحات ۱۴۶- ۱۲۹

اثر تکانه‌های درآمدی بر تراز تجاری در اقتصاد ایران

دکتر حسین اکبری فرد و محمد سجاد کوشش*

تاریخ وصول: ۱۳۸۸/۵/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۸/۹/۲۳

چکیده:

بخش عمده‌ی درآمد ایران، درآمدهای حاصل از نفت است. نوسانات زیاد این درآمدها، تراز تجاری کشور را در طول دهه‌های اخیر با نوسانات زیادی مواجه کرده است. این مطالعه با تاکید بر تفاوت بین تکانه‌های موقت و دائمی درآمد ملی واقعی، به بررسی منابع اصلی تغییر در موازنه‌ی تراز تجاری کشور ایران در دوره‌ی 86-1369 می‌پردازد. با استفاده از تکنیک بلانچارد کوا[1] تکانه‌های درآمد به دو جزء تکانه‌های دائمی و موقت تجزیه شده‌اند. با به کارگیری مدل "خودتوضیح برداری ساختاری"[2] (SVAR) اثر این دو جزء تکانه بر تراز تجاری کشور بررسی گشته است. نتایج تخمین مدل نشان می‌دهد که تکانه‌های موقتی درآمد، مهمترین منبع تغییرات در تراز تجاری هستند. نتایج به دست آمده، کاملاً با مدل‌های اقتصاد کلان در زمینه‌ی تراز تجاری سازگار هستند. در حالی که تکانه‌های موقت درآمد، عامل اصلی تغییرات در تراز تجاری هستند، تکانه‌های دائمی درآمد، در توضیح تغییرات تراز تجاری کشور نقش مهمی ایفا نمی‌کنند.

طبقه بندی *JEL* . **F41 ،F32**

واژه‌های کلیدی . *تراز تجاری، تکانه‌های موقت و دائمی درآمدی، تکنیک بلانچارد-کوا*

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

* به ترتیب، استادیار و دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان (akbari45@Gmail.com)

[1] Blanchard-Quah technique

[2] Structural Vector Auto Regressive

۱- مقدمه

مهمترین مسأله‌ای که اقتصاددانان کلان در تعریف مشخصات نوسان‌های یک متغیر با آن روبرو هستند، جدا کردن روند[3] از دوران[4] است. این تجزیه را می‌توان به عنوان یک مسأله‌ی صرف آماری که فاقد اهمیت اقتصادی است، مورد ملاحظه قرار داد. به هر حال، بیشتر اقتصاددانان اعتقاد به یک روند دائمی در پس نوسان‌های کوتاه مدت دارند، که این مسیر را می‌توان به عنوان یک روند در نظر گرفت. حال مشکل این است که این روند را چگونه مشخص شود. یکی از راه‌های مفید، برای نزدیک شدن به موضوع این است که فرض کنیم تراز تجاری از دو نوع تکانه متاثر می‌شود. بعضی از این تکانه‌ها اثر دائمی بر تراز تجاری می‌گذارند که تکانه‌ی دائمی نامیده می‌شوند. بعضی دیگر از این تکانه‌ها نیز اثر گذرا دارند و آثار آنها بر تراز تجاری در طول زمان از میان می‌رود. بنابراین، می‌توان "روند" را آن بخش از تراز تجاری دانست که ناشی از تکانه‌های دائمی است. از نظر ساختمان، چنین سری‌هایی نامانا خواهند بود. در مقابل، می‌توان آن بخش از تراز تجاری را که ناشی از تکانه‌های موقتی است، مربوط به دوران‌های اقتصادی در نظر گرفت. بدین ترتیب، از نظر ساختاری چنین سری‌هایی مانا هستند.

برای تفکیک روند از دوران، سه نوع تجزیه ارائه می‌شود. رهیافت اول که رهیافتی سنتی است، فرض می‌کند که جزء روند تراز تجاری، هموار است و بنابراین، بیشتر نوسان‌های کوتاه مدت تراز تجاری، ناشی از تکانه‌های گذرا هستند. این رهیافت اخیراً به سبب موجه نبودن فرض هموار بودن روند، مورد انتقاد قرار گرفته است. پرسکات[5] (۱۹۸۶) به این نکته می‌پردازد که هیچ دلیلی برای این باور وجود ندارد که تکانه‌های دائمی منجر به رشد هموار تراز تجاری شوند، بلکه امکان دارد که فرآیند تکانه‌های دائمی هموار نباشد و منجر به نوسانات تراز تجاری شوند. در این زمینه رهیافت نوع دوم مطرح می‌شود. یک دیدگاه افراطی این نکته را فرض می‌کند که همه‌ی نوسان‌ها به سبب تکانه‌های دائمی است. بنابراین، تراز تجاری باید به صورت یک فرآیند نامانا که در آن همه‌ی تکانه‌ها، دائمی هستند برآورد شود.

[3] Trend
[4] Cycle
[5] Prescott

راه‌های زیادی برای تجزیه‌ی یک فرآیند نامانا به صورت جمع یک فرآیند نامانا (روند) و یک فرایند مانا (دوران) وجود دارد. سری زمانی درآمد ملی واقعی را می‌توان به روند و یک سری مانا تجزیه نمود. می‌توان با ملاحظه‌ی سایر متغیرها در کنار درآمد ملی واقعی و این فرض که تکانه‌های مختلف به صورت متفاوت بر آن‌ها اثر می‌گذارند، به پیشرفت در این زمینه دست یافت. در این رابطه، روش تجزیه‌ی نوع سوم که منطقی تر از سایر تجزیه‌ها می‌باشد، استفاده از تکنیک اقتصاد سنجی بلانچارد - کوا (۱۹۸۹) می‌باشد. بلانچارد و کوا از این تجزیه برای رابطه‌ی بیکاری و تولید استفاده کرده‌اند (بلانچارد و فیشر، ۱۳۷۶). در این تحقیق نیز از همین تکنیک برای تجزیه‌ی تکانه‌های دائمی و موقت درآمد استفاده شده است.

تئوری‌های اقتصادی در زمینه‌ی مالیه‌ی بین الملل نشان می‌دهند که درآمد ملی، یکی از عوامل تاثیرگذار بر تراز تجاری کشور است. هدف از این مطالعه بررسی اثر تکانه‌های دائمی و موقت درآمدی بر تراز تجاری کشور ایران، طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۶ است تا بتوان با شناختن میزان اثرگذاری تکانه‌های موقتی و دائمی درآمد، اقدامات لازم را جهت جلوگیری از نوسانات شدید تراز تجاری انجام داد. فرضیه بیان می‌کند که تکانه‌های موقت و تکانه‌های دائمی درآمد بر تراز تجاری تاثیر گذار هستند. این سوال مطرح می‌شود که میزان تاثیر هر یک به چه صورت است و کدامیک از تکانه‌های موقت و دائمی درآمدی سهم بیشتری در به وجود آمدن نوسان در تراز تجاری دارند؟

در ادامه، با استفاده از تکنیک بلانچارد – کوا، تکانه‌های درآمد ملی واقعی به دو جزء تکانه‌های موقت و دائمی تجزیه می‌شوند. این تکنیک با اعمال این قید که تکانه‌های موقتی درآمد، اثر بلند مدت بر درآمد ملی واقعی ندارند، ولی تکانه‌های دائمی اثر بلند مدت بر درآمد ملی واقعی دارند، به تجزیه‌ی تکانه‌ها می‌پردازد (اندریس، ۱۳۸۶).

در بخش بعد، به بررسی ادبیات موضوع پرداخته و مطالعات داخلی و خارجی انجام گرفته در این زمینه بررسی می‌شوند. در ادامه با تکیه بر مبانی نظری تکنیک بلانچارد – کوا ، مدل *SVAR* تخمین زده شده و توابع واکنش آنی و انباشته بررسی می‌شوند. همچنین، با استفاده از جدول تجزیه‌ی واریانس، میزان

اهمیت تکانه‌های موقت و دائمی درآمد، در توضیح متغیرهای درآمد ملی واقعی و تراز تجاری محاسبه می‌شود.

۲- ادبیات موضوع

مطالعات داخلی محدودی در زمینه‌ی تراز تجاری صورت گرفته است و بیشتر مطالعات بر واردات و صادرات به صورت مجزا متمرکز شده‌اند. در مقابل، مطالعات خارجی گسترده‌ای را می‌توان در این زمینه یافت که در ادامه به هر دو گروه مطالعات داخلی و خارجی اشاره می‌شود.

مهرآرا و عبدی (۱۳۸۶) در پژوهشی عوامل تعیین کننده‌ی تراز تجاری ایران را با استفاده از روش جوهانسون[۶] (۱۹۸۸)، انگل و گرنجر[۷] (۱۹۸۷)، فلیپس - هانسن[۸] (۱۹۹۵) و پسران و شین[۹] (۱۹۹۷) در دوره‌ی ۱۳۳۸-۱۳۸۳ مورد بررسی قرار داده‌اند. برای این منظور، میزان توانایی دو قیمت نسبی که بر اساس نرخ ارز موثر رسمی و نرخ ارز بازار موازی تعریف شده‌اند، در تبیین نوسانات تراز تجاری را با یکدیگر مقایسه کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که نرخ موثر رسمی قادر نیست رفتار تراز تجاری را بر حسب آزمون‌های هم انباشتگی، اندازه و اهمیت آماری ضرایب، آماره‌های تشخیصی و ثبات پارامترها به شکل رضایت بخشی تبیین کند، اما استفاده از نرخ ارز حقیقی بازار موازی در الگوی تراز تجاری قادر است رفتار بلند مدت و کوتاه مدت تراز تجاری را در اقتصاد ایران بر اساس آزمون‌های هم انباشتگی و آماره‌های تشخیص به نحو مطلوبی توضیح دهد. در واقع، در معیارهای برازش در الگوی بلند مدت و کوتاه مدت، تراز تجاری به هنگام وارد کردن نرخ ارز بازار موازی، به نحو قابل توجهی بهبود می‌یابد. به بیان دیگر، آنچه که تصمیم‌ها و جریان‌های تجاری را تحت تاثیر قرار داده، هزینه‌ی فرصت واقعی نرخ ارز مبتنی بر مقدار آن در بازار موازی است. در میان عوامل دیگر تاثیر گذار، درآمد شرکای تجاری ایران کمترین و درآمد داخلی بیشترین تاثیر را بر تراز تجاری داشته‌اند.

اخباری و خوش بخت (۱۳۸۵) در مطالعه‌ای به بررسی پویایی تراز تجاری و بررسی منحنی J شکل ارتباط تجاری ایران با آلمان پرداخته‌اند. در این بررسی

[6] Johansen
[7] Engle and Granger
[8] Philips and Hansen
[9] Pesaran and Shin

نشان داده شده است که نظریه‌ی سنتی که مدافع اثرگذاری مثبت تضعیف ارزش پول داخلی بر تراز پرداخت‌ها است، می‌تواند دست کم در کوتاه مدت، نتیجه‌ای معکوس به همراه داشته باشد. در این مقاله، تکنیک‌های عکس العمل تکانه‌ای و تجزیه‌ی واریانس، در قالب الگوی تصحیح خطای برداری و نیز الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی برای بررسی نحوه‌ی عکس العمل و پویایی‌های تراز تجاری (کالایی) ایران با آلمان نسبت به تغییرات نرخ واقعی موثر ارز (یورو - ریال)، طی دوره‌ی ۲۰۰۴-۱۹۹۵ به صورت فصلی به کار برده شده‌اند و اثرات کوتاه مدت و بلندمدت با استفاده از دو شاخص نرخ ارز موثر واقعی مذکور تخمین زده شده‌اند. نتایج نشان می‌دهند که فرضیه‌ی وجود منحنی J شکل بین تراز تجاری و نرخ ارزمورد تایید قرار نمی‌گیرد. از طرفی دیگر، واکنش تراز تجاری ایران نسبت به درآمد واقعی معنادار بوده است؛ یعنی با افزایش درآمد واقعی ایران، تراز تجاری ایران با کشور آلمان منفی شده است. همچنین، تاثیر درآمد واقعی کشور آلمان بر تراز تجاری ایران، معنادار نبوده است.

محمدی و اکبری فرد (۱۳۸۷) در مطالعه‌ی خود از تکنیک بلانچارد - کوا استفاده کرده‌اند. آنها با استفاده از این تکنیک، تکانه‌های بهره‌وری را در ایران به دو گروه تکانه‌های دائمی و موقت تجزیه نموده‌اند و اثر تکانه‌های بهره وری را بر رشد اقتصادی ایران بررسی کرده‌اند. این مطالعه، تنها مطالعه‌ی داخلی می‌باشد که تکنیک بلانچارد - کوا را برای تجزیه‌ی تکانه‌ها مورد استفاده قرار داده است.

مهر آرا و کیخا (۱۳۸۷) تأثیرات بلند مدت و کوتاه مدت درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی کشورهای وابسته به نفت با تأکید بر نقش نهادها را بررسی کردند.

وسلکوا و هروات[10] (۲۰۰۸) در مطالعه‌ای به بررسی اثر تکانه‌های موقت و دائمی نرخ ارز بر تراز تجاری در اقتصاد هفت کشور درحال گذار اروپای مرکزی (لهستان، اروگوئه، جمهوری چک، لیتوانی و ...) پرداخته‌اند. آنها با استفاده از تکنیک بلانچارد-کوا تکانه‌های درآمدی را به دو جزء تکانه‌های دائمی و موقت تجزیه کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهند که تکانه‌های موقت درآمدی، مهمترین عامل نوسانات تراز تجاری هستند. آنها به این نتیجه دست یافته‌اند که تکانه‌های بهره‌وری که مهمترین تکانه‌های دائمی می‌باشند، عامل تعیین کننده‌ای در نوسانات تراز تجاری نیستند.

[10] Veselkova and Horvath

کیم[11] (۱۹۹۶) در مطالعه‌ای اثر تکانه‌های درآمدی را بر تراز تجاری ایالات متحده، ژاپن، آلمان و انگلستان در دوره‌ی ۱۹۵۷:۱ تا ۱۹۹۳:۱ بررسی کرده است. تکانه‌های موقت درآمدی توضیح دهنده‌ی بیشتر تغییرات تراز تجاری در این دوره بوده‌اند. طبق نتایج به دست آمده، تکانه‌های موقت در حدود ۹۰ درصد تغییرات تراز تجاری را توضیح داده‌اند. آلمان یک استثنا بوده است که در آن بیش از حدود ۷۰ درصد تغییرات تراز تجاری، توسط تکانه‌های موقت توضیح داده شده‌اند.

حسین[12] (۱۹۹۹) چگونگی تاثیر اجزاء دائمی و موقت درآمد و رابطه‌ی مبادله‌ی حساب جاری ایالات متحده و ژاپن را در مقابل سایر کشورهای جهان در دوره‌ی ۱۹۷۳:۱ تا ۱۹۹۵:۴بررسی کرده است. نتایج نشان می‌دهند که اجزای دائمی درآمد از لحاظ آماری در بلند مدت بر تراز تجاری ایالات متحده تاثیر زیادی نداشته‌اند، درحالی که در ژاپن این متغیر بر تراز تجاری تاثیرگذار بوده است.

میلکویچ و پاول[13] (۲۰۰۰) نقش تکانه‌های موقت و دائمی درآمدی را بر تراز تجاری پنج کشور اروپایی برای دوره‌ی ۱۹۷۰:۱ تا ۱۹۹۶:۴ بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهند که تکانه‌های موقت درآمدی عامل عمده‌ی نوسانات تراز تجاری هستند.

هافمن[14] (۲۰۰۱) اجزای دائمی و موقت تکانه‌ها را برای بررسی پویایی حساب جاری و سرمایه در کشورهای گروه هفت تخمین زده است. در اغلب این کشورها، تکانه‌ها در دوره‌ی ۹۱- ۱۹۶۰ اغلب موقتی بوده‌اند. به طور متوسط حدود ۲۰ درصد از تکانه‌ها دائمی و بقیه‌ی تکانه‌های موقت بوده‌اند.

کانو[15] (۲۰۰۳)، لی و چین[16] (۲۰۰۶) نیز در مطالعاتی مشابه، به تجزیه‌ی تکانه‌ها به اجزاء موقت و دائمی پرداخته‌اند و اثر تکانه‌ها بر تراز تجاری را تأیید کرده‌اند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[11] Kim
[12] Hossain
[13] Miljkovic and Paul
[14] Hoffman
[15] Kano
[16] Lee and Chinn

۳- مبانی نظری مدل

در مورد اثرات تکانه‌های درآمدی بر تراز تجاری، دو دیدگاه وجود دارد. دیدگاه اول بیان می‌کند که تکانه‌های موقت و دائمی اثرات متفاوتی بر تراز تجاری دارند. یک افزایش دائمی در درآمد ملی، تراز تجاری را تحت تاثیر قرار نمی‌دهد، زیرا درآمد و مصرف به یک میزان افزایش می‌یابند. تکانه‌های موقت از طرف عرضه‌ی اقتصاد، منجر به افزایش درآمد و تراز تجاری می‌شوند، درحالی که از طرف تقاضا، منجر به کاهش تراز تجاری و افزایش درآمد می‌شوند. در نتیجه، تکانه‌های موقت درآمدی منجر به تغییرات تراز تجاری می‌شوند. ساش[17] (۱۹۸۱) بیان می‌کند که تئوری‌های جدید سرمایه گذاری و پس انداز تاکید دارند که پاسخ مصرف و سرمایه گذاری به تکانه‌های مختلف، به انتظارات مربوط به این که تکانه‌های جاری چگونه متغیرهای کلیدی اقتصادی را در آینده تحت تاثیر قرار می‌دهند، بستگی دارد. بنابراین، پاسخ مصرف به یک کاهش برونزای درآمد به این که چه سهمی از این تغییر درآمد، دائمی است بستگی پیدا می‌کند. یک کاهش موقتی درآمد، با کاهش مساوی در مقدار مصرف همراه نخواهد بود، درحالی که اگر کاهش درآمد، دائمی باشد، این کاهش با کاهش مصرف برابرخواهد بود. بدین ترتیب، اگر تغییر درآمد موقتی باشد، سرمایه گذاری اندکی تغییر می‌کند، اما اگر انتظار برود که تغییر درآمد دائمی باشد، مقدار تغییر سرمایه گذاری زیاد خواهد بود. در نتیجه این موضوع که "آیا تغییرات و تکانه‌های درآمد، دائمی یا موقت هستند"، حائز اهمیت است.

دیدگاه دوم که در برخی مطالعات و مدل‌های سیکل‌های تجاری واقعی همچون مطالعه‌ی مندوزا[18] (۱۹۹۱) در نظر گرفته شده است، بیانگر این مطلب است که تکانه‌های بهره‌وری و دائمی درآمدی، انگیزه‌ای برای واحدهای اقتصادی است که سرمایه‌گذاری و پس انداز را برای کاهش مصرف تعدیل کنند. طرفداران این دیدگاه معتقدند که افزایش بهره‌وری (تکانه‌ی واقعی طرف عرضه)، رشد درآمد بلند مدت و تغییر دوره‌ای درآمد و تراز تجاری را توضیح می‌دهد. بر اساس این دیدگاه، تغییرات دائمی در درآمد، تراز تجاری را تحت تاثیر قرار خواهد داد (وسلکوا و هروات، ۲۰۰۸).

---

[17] Sachs
[18] Mendoza

در مطالعه‌ی حاضر، از تکنیک بلانچارد - کوا برای تجزیه‌ی تکانه‌های درآمدی به دو گروه موقت و دائمی استفاده شده است. در این روش متغیرها باید به گونه‌ای انتخاب شوند که هر دو یا حداقل یکی از آن‌ها نامانا باشند، زیرا متغیرهای $I(۰)$ فاقد جزء دائمی هستند. اگر هر دو متغیر مانا باشند، نمی‌توان از این روش استفاده کرد. در صورت امکان استفاده از این روش، در نهایت هر دو متغیر به صورت مانا در مدل ظاهر می‌شوند. با فرض عدم وجود جزء ثابت، میانگین متحرک دو متغیره (*BMA*)[۱۹] دنباله‌های درآمد واقعی (Y) و تراز تجاری (B) به صورت روابط زیر است:

$$\Delta B_t = \sum_{k=۰}^{\infty} c_{۱۱}(K)\varepsilon_{۱t-k} + \sum_{k=۰}^{\infty} c_{۱۲}(K)\varepsilon_{۲t-k} \qquad (۱)$$

$$\Delta Y_t = \sum_{k=۰}^{\infty} c_{۲۱}(K)\varepsilon_{۱t-k} + \sum_{k=۰}^{\infty} c_{۲۲}(K)\varepsilon_{۲t-k} \qquad (۲)$$

یا به طور خلاصه‌تر:

$$\begin{bmatrix}\Delta B_t \\ \Delta Y_t\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}c_{۱۱}(L) & c_{۱۲}(L) \\ c_{۲۱}(L) & c_{۲۲}(L)\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\varepsilon_{۱t} \\ \varepsilon_{۲t}\end{bmatrix} \qquad (۳)$$

که در آن $\varepsilon_{۱t}$ و $\varepsilon_{۲t}$ جملات اختلال مستقل نوفه سفید هستند که واریانس هر دوی آن‌ها ثابت است و $c_{ij}(L)$ چند جمله‌ای‌هایی بر حسب عملگر وقفه‌ی L هستند. تکانه‌ها به صورتی نرمال می‌شوند که $var(\varepsilon_۱)=۱$ و $var(\varepsilon_۲)=۱$ باشد. اگر $\sum\varepsilon$ ماتریس واریانس اختلالات باشد، در این صورت:

$$\sum\varepsilon = \begin{bmatrix} var(\varepsilon_۱) & cov(\varepsilon_۱,\varepsilon_۲) \\ cov(\varepsilon_۱,\varepsilon_۲) & var(\varepsilon_۲)\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}۱ & ۰ \\ ۰ & ۱\end{bmatrix} \qquad (۴)$$

بر خلاف روش سیمز[۲۰] (۱۹۸۰)، بلانچارد و کوا دنباله‌های $\{\varepsilon_{۱t}\}$ و $\{\varepsilon_{۲t}\}$ را مستقیما با دنباله‌های $\{Y\}$ و $\{B\}$ مرتبط نمی‌کنند. در مقابل، آنها دنباله‌های $\{Y\}$ و $\{B\}$ را به عنوان متغیرهای درونزا در نظر می‌گیرند. دنباله‌های $\{\varepsilon_{۱t}\}$ و $\{\varepsilon_{۲t}\}$ نیز دارای همان خواصی هستند که یک متغیر برونزا طبق تئوری اقتصادی

[19] Bivariate Moving Average
[23] Sims

می‌بایست آن را داشته باشد. نکته‌ی مهم در تجزیه‌ی درآمد واقعی به اجزای دائمی و موقت این است که تکانه‌ی موقت درآمد نباید تأثیر بلند مدت بر درآمد واقعی داشته باشد. وجود این دو گانگی بین تاثیرات موقت و دائمی، راه را برای تشخیص کامل اختلالات ساختاری از مدل *VAR* هموار می‌سازد، تا بتوان با اعمال این قید، معادله را حل کرد و ضرایب را به دست آورد. تاثیر کلی یک تکانه بر دنباله می‌بایست برابر صفر باشد. بنابراین، ضرایب معادله باید به گونه‌ای باشد که:

$$\sum_{k=0}^{\infty} c_{22}(K) = 0 \qquad (5)$$

تکانه‌های اسمی و واقعی در اینجا قابل ملاحظه نیستند، از این رو این تکانه‌ها از مدل *VAR* برآورد شده استخراج می‌شوند. با فرض آنکه متغیرها مانا باشند، الگوی *VAR* به صورت زیر است:

$$\begin{bmatrix} \Delta B_t \\ \Delta Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta B_{t-1} \\ \Delta Y_{t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \qquad (6)$$

نکته‌ی اساسی در اینجا آن است که پسماندهای مدل *VAR* ترکیبی از اختلالات خالص ε_{1t} و ε_{2t} هستند. به عنوان مثال، e_{1t} خطای پیش‌بینی یک دوره به جلوی B_t است یا به عبارتی دیگر:

$$e_{1t} = \Delta B_t - E_{t-1}\Delta B_t \qquad (7)$$

بر اساس مدل *BMA*، خطای پیش‌بینی یک دوره به جلو برابر با $c_{11}(0)\varepsilon_{1t} + c_{12}(0)\varepsilon_{2t}$ است. از آنجا که هر دو رابطه‌ی خطای پیش‌بینی با هم برابر هستند، رابطه‌ی زیر حاصل می‌شود.

$$e_{1t} = c_{11}(0)\varepsilon_{1t} + c_{12}(0)\varepsilon_{2t} \qquad (8)$$

به همین ترتیب، از آنجا که e_{2t} خطای پیش‌بینی یک دوره به جلوی y_t، است، رابطه‌یث زیر به دست می‌آید:

$$e_{2t} = c_{21}(0)\varepsilon_{1t} + c_{22}(0)\varepsilon_{2t} \qquad (9)$$

با ترکیب دو معادله‌ی (۸) و (۹) الگوی زیر حاصل می‌شود:

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11}(0) & c_{12}(0) \\ c_{21}(0) & c_{22}(0) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \qquad (10)$$

اگر مقادیر $c_{11}(0)$ ، $c_{12}(0)$ ، $c_{21}(0)$ و $c_{22}(0)$ معلوم باشند، امکان استخراج ε_{1t} و ε_{2t} از پسماندهای رگرسیون، یعنی e_{1t} و e_{2t} وجود خواهد داشت. بلانچارد و کوا نشان دادند که رابطه‌ی بین معادله‌ی (۶) و مدل *BMA*، همراه با محدودیت بلند مدت (۵)، دقیقاً چهار قید را ایجاد می‌نمایند که بر اساس آنها می‌توان ضرایب چهارگانه‌ی فوق را به دست آورد. با استفاده از پسماندهای مدل *VAR* می‌توان برآوردهایی از $var(e_1)=1$ و $var(e_2)=1$ و $cov(e_1,e_2)$ به دست آورد. چهار قید مذکور به صورت زیر خلاصه می‌شوند:

(۱۱) قید اول: $$var(e_{1t}) = va\ (e_1) = c_{11}^2(0) + c_{12}^2(0)$$

(۱۲) قید دوم: $$var(e_{2t}) = va\ (e_2) = c_{21}^2(0) + c_{22}^2(0)$$

(۱۳) قید سوم: $$cov(e_1, e_2) = c_{11}(0)c_{21}(0) + c_{12}(0)c_{22}(0)$$

(۱۴) قید چهارم: $$0 = c_{11}(0)\left\{1 - \sum a_{22}(k)\right\} + c_{21}(0)\sum a_{12}(k)$$

به همراه این چهار قید، چهار معادله وجود دارد که می‌توان با استفاده از آن مقادیر مجهول $c_{11}(0)$، $c_{12}(0)$، $c_{21}(0)$ و $c_{22}(0)$ را به دست آورد. در ادامه، کل جملات دنباله‌های ε_{1t} و ε_{2t} با استفاده از روابط زیر قابل محاسبه‌اند:

$$e_{1t-i} = c_{11}(0)\varepsilon_{1t-i} + c_{12}(0)\varepsilon_{2t-i} \qquad (15)$$

$$e_{2t-i} = c_{21}(0)\varepsilon_{1t-i} + c_{22}(0)\varepsilon_{2t-i} \qquad (16)$$

همانند یک مدل *VAR* معمولی، با استفاده از دنباله‌های ε_{1t} و ε_{2t} می‌توان به تحلیل توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه‌ی واریانس پرداخت. با این تفاوت که در مساله‌ی حاضر، تفسیر عکس العمل‌ها، مشخص‌تر است. با استفاده از این روش می‌توان به تجزیه‌ی تاریخی تک تک سری‌ها دست یافت. به عنوان مثال، تمامی مقادیر دنباله‌ی $\{\varepsilon_{1t}\}$ مساوی صفر قرار داده می‌شود و با استفاده از مقادیر به دست

آمده برای سری $\varepsilon_{۲t}$، تغییرات دائمی در دنباله‌ی $\{Y_t\}$ از رابطه‌ی زیر محاسبه می‌شود.

$$\Delta Y_t = \sum_{k=۰}^{\infty} c_{۱۲}(k)\varepsilon_{۲t-k} \qquad (۱۷)$$

۴- داده‌ها و روش شناسی

در این تحقیق از داده‌های فصلی دوره‌ی ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۸۶:۴ استفاده شده است. آمارهای مربوط به درآمد ملی واقعی نسبت به سال پایه‌ی ۱۳۷۶و تراز تجاری از "نماگرهای بانک مرکزی" مربوط به سال‌های مختلف استخراج شده‌اند. آمار مربوط به درآمد ملی فصلی واقعی، نیاز به تعدیلات فصلی دارد. بنابراین، با استفاده از برنامه‌ی *Eviews* تعدیلات فصلی با روش میانگین متحرک بر روی این متغیر صورت گرفته است.

۵- نتایج تجربی

۵-۱- آزمون مانایی

قبل از برآورد الگو، وضعیت مانایی و درجه‌ی همجمعی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته[۲۱] بررسی شده است.

تعداد وقفه‌های بهینه‌ی P، بر اساس معیار آکائیک[۲۲] (AIC) تعیین شده‌اند. نتایج مربوط به تعیین آزمون مانایی مربوط به سطح و تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها و تعداد وقفه‌های بهینه در جدول‌های (۱) و (۲) گزارش شده‌اند. مقایسه‌ی آماره‌های آزمون و مقادیر بحرانی نشان می‌دهد که متغیرهای مورد استفاده در مدل، در سطح مانا نیستند و تفاضل مرتبه‌ی اول آنها مانا است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[21] Akaike Criteria
[22] Augmented Dickey-Fuller

جدول ۱: آزمون مانایی متغیرهای نرخ ارز اسمی و نرخ ارز واقعی

نام متغیر		آماره‌ی آزمون *ADF*	
		بدون روند	با روند
تراز تجاری	در سطح	-۱/۶۲	-۱/۶۳
	تفاضل مرتبه‌ی اول	-۱۰/۲۱*	-۱۰/۲۳*
درآمد ملی واقعی	در سطح	۱/۷۹	۰/۰۹
	تفاضل مرتبه‌ی اول	-۳/۵۷*	-۹/۶۶*

مأخذ: محاسبات تحقیق

* در سطح خطای یک درصد معنی دار هستند.

جدول ۲: تعیین وقفه‌ی بهینه

تعداد وقفه	۰	۱	۲	۳	۴*	۵	۶
معیار آکائیک (AIC)	۳۷/۱	۳۶/۹	۳۶/۸	۳۶/۷	۳۶/۴۴	۳۶/۴۸	۳۶/۵

* تعداد وقفه‌ی بهینه

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵-۲- آزمون همجمعی یوهانسن- جوسیلیوس

برای بررسی وجود رابطه‌ی همجمعی بین متغیرهای الگو، از روش یوهانسون- جوسیلیوس استفاده شده است. در این روش، آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر برای تعیین تعداد بردارهای همجمعی مورد استفاده قرار می‌گیرد. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۳) ارائه شده‌اند. بر اساس آماره‌های هر دو آزمون، وجود بردار همجمعی تایید نمی‌شود.

جدول ۳: نتایج آزمون همجمعی یوهانسن - جوسیلیوس

فرضیه‌ی H_0	فرضیه‌ی H_1	آزمون *MAX*		آزمون *TRACE*	
		آماره‌ی آزمون	مقدار بحرانی	آماره‌ی آزمون	مقدار بحرانی
$r=1$	$r\geq 1$	۱۱/۹	۱۵/۸	۱۸/۲۲	۲۰/۲
$r=2$	$r\geq 2$	۶/۲	۹/۱	۶/۲۶	۹/۱۶

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵-۳- توابع تکانه‌ی واکنش و تجزیه‌ی واریانس

همان‌طور که از نتایج تخمین مدل *SVAR* در جدول (۴) مشخص است، ضریب درآمد ملی واقعی در وقفه‌های مختلف، منفی می‌باشد. این نتیجه نشان می‌دهد که درآمد ملی واقعی و تراز تجاری رابطه‌ی معکوس دارند.

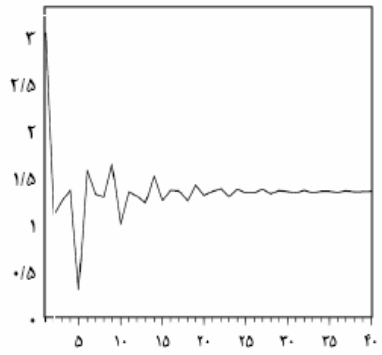
نتایج مربوط به توابع تکانه‌ی واکنش آنی و انباشته‌ی تراز تجاری و درآمد ملی واقعی نسبت به تکانه‌های دائمی و موقت درآمدی، که از مدل *SVAR* استخراج شده‌اند، در نمودار (۱) نشان داده شده‌اند.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، واکنش اولیه‌ی تراز تجاری نسبت به تکانه‌ی دائمی درآمدی ۱/۴۲ درصد است. این مقدار به صورت زیگزاگی کاهش می‌یابد و در دوره‌ی ششم به صفر می‌رسد. اثر انباشته‌ی این تاثیر در دوره‌ی ششم به بعد تقریبا ثابت و برابر ۰/۸۱ درصد است. همچنین، واکنش اولیه‌ی تراز تجاری نسبت به تکانه‌ی موقت درآمدی ۲/۷۶ است. این مقدار به سرعت کاهش یافته و بعد از پانزده دوره به صفر می‌رسد. اثر انباشته‌ی آن در دوره‌ی پانزدهم در حدود ۱/۲۱ درصد است و در طول زمان، اثر انباشته در این مقدار ثابت باقی می‌ماند.

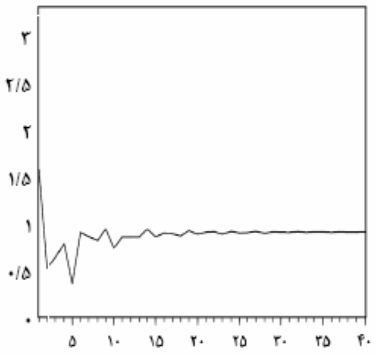
پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نمودار ۱: توابع واکنش انباشته

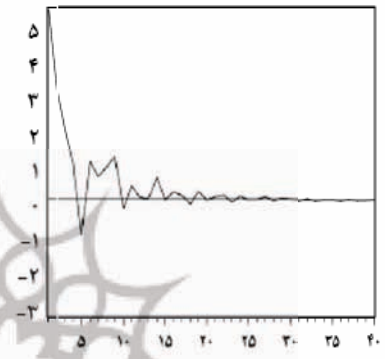
واکنش تراز تجاری نسبت به شوک موقتی درآمد



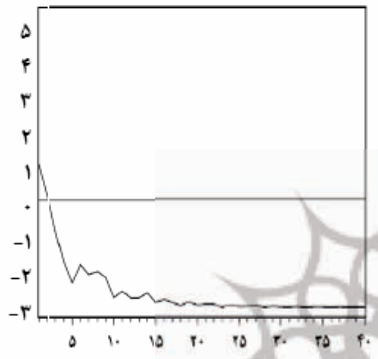
واکنش تراز تجاری نسبت به شوک دائمی درآمد



واکنش درآمد واقعی نسبت به شوک موقت درآمد



واکنش درآمد واقعی نسبت به شوک دائمی درآمد



مأخذ: محاسبات تحقیق

پاسخ درآمد ملی واقعی به تکانه‌ی دائمی درآمد بدین صورت است که تکانه‌ی دائمی در ابتدا باعث افزایش ۰/۹۲ درصدی درآمد ملی واقعی می‌شود و به سرعت در دوره‌ی دوم، اثر آن صفر و پس از این دوره منفی می‌شود. این متغیر به طور زیگزاگ حول صفر نوسان دارد و بعد از ده فصل تقریباً اثر آن از بین می‌رود و نمودار انباشته آن در ۲/۶- ثابت می‌ماند. واکنش اولیه‌ی درآمد ملی واقعی به تکانه‌ی موقت درآمدی، موجب افزایش ۴/۹درصدی آن می‌شود. بعد از حدود چهار فصل این مقدار به صفر رسیده و حول صفر نوسان دارد. همان‌طور که از اعمال قید انتظار می‌رفت، تکانه‌های موقت درآمدی، تاثیر بلند مدت بر درآمد ملی واقعی ندارد و بعد از حدود یازده فصل، این اثر از بین می‌رود و اثر انباشته‌ی آن صفر می‌شود.

جدول ۵: درصد تکانه‌ها در واریانس نرخ ارز واقعی (ریال به دلار)

سهم تکانه‌ی موقت	سهم تکانه‌ی دائمی	دوره
۲۱/۰۸	۷۸/۹۱	۱
۲۱/۵۳	۷۸/۴۶	۲
۲۱/۵۶	۷۸/۴۳	۳
۲۱/۶۴	۷۸/۳۵	۴
۲۱/۰۸	۷۸/۹۱	۵
۲۰/۵۶	۷۹/۴۳	۶
۲۰/۵۱	۷۹/۴۸	۷
۲۰/۵۱	۷۹/۴۸	۸
۲۰/۴۵	۷۹/۵۴	۹
۲۰/۲۱	۷۹/۷۸	۱۰
۲۰/۱۵	۷۹/۸۴	۱۱
۲۰/۱۵	۷۹/۸۴	۱۲

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۶: درصد تکانه‌ها در واریانس نرخ ارز اسمی (ریال به دلار)

سهم تکانه‌ی موقت	سهم تکانه‌ی دائمی	دوره
۳/۴۱	۹۶/۵۸	۱
۴/۸۸	۹۵/۱۱	۲
۷/۵۳	۹۲/۴۶	۳
۹/۱۰	۹۰/۸۹	۴
۸/۹۴	۹۱/۰۵	۵
۸/۶۵	۹۱/۳۴	۶
۸/۷۵	۹۱/۲۴	۷
۸/۷۵	۹۱/۲۴	۸
۸/۷۹	۹۱/۲۰	۹
۹/۰۱	۹۰/۹۸	۱۰
۹	۹۰/۹۹	۱۱
۹/۰۵	۹۰/۹۴	۱۲

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج حاصل از تجزیه‌ی واریانس در جدول‌های (۵) و (۶) به ترتیب مربوط به تراز تجاری و درآمد ملی واقعی گزارش شده‌اند. با توجه به جداول می‌توان نتیجه گرفت که عامل اصلی نوسانات تراز تجاری و درآمد ملی واقعی، تکانه‌های موقت درآمدی هستند. در دوره‌ی اول، ۷۸/۹۱ درصد از تغییرات تراز تجاری را تکانه‌های موقت درآمدی و ۲۱/۰۸ درصد را تکانه‌های دائمی درآمدی توضیح می‌دهند. در دوره‌ی دوازدهم نیز ۷۹/۸۴ درصد از تغییرات تراز تجاری را تکانه‌های موقت و ۲۰/۱۵ درصد را تکانه‌های دائمی توضیح می‌دهند. در مورد درآمد ملی

واقعی مشاهده می‌شود که در دوره‌ی اول ۹۶/۵۸ درصد از تغییرات درآمد ملی واقعی را تکانه‌های موقت درآمد و ۳/۴۱ درصد را تکانه‌های دائمی درآمد توضیح می‌دهند. در دوره‌ی دوازدهم ۹۰/۹۴ درصد از تغییرات درآمد ملی واقعی را تکانه‌های موقت و ۹/۰۵ درصد را تکانه‌های دائمی توضیح می‌دهند. بنابراین، با توجه به نتایج به دست آمده، علت اصلی نوسانات تراز تجاری تکانه‌های موقت درآمدی بوده‌اند و بیشتر نوسانات درآمد ملی واقعی، از نوع موقتی هستند.

۶- نتایج

در این مقاله با استفاده از الگوی "خود توضیح برداری دو متغیره" و با استفاده از مطالعه‌ی وسلکوا و هروات (۲۰۰۸)، اثر تکانه‌های موقت و دائمی درآمد، بر تراز تجاری کشور طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۶مورد بررسی قرار گرفته است. ابتدا با استفاده از آزمون "دیکی فولر تعمیم یافته" مشخص می‌شود که متغیرها در سطح، مانا نبوده‌اند، بنابراین شرایط اولیه‌ی استفاده از مدل و تکنیک بلانچارد-کوا برقرار می‌باشد. از این رو، می‌توان از یک الگوی *SVAR* شامل تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرهای درآمد ملی واقعی و تراز تجاری استفاده کرد. پس از برآورد مدل و به دست آوردن توابع تکانه‌ی واکنش و روش تجزیه‌ی واریانس، مشخص شد که تکانه‌های موقت ۷۹/۸۴ درصد و تکانه‌های دائمی ۲۰/۱۵ درصد از تغییرات تراز تجاری را در بلند مدت (۱۲ فصل) توضیح می‌دهند. در مورد درآمد ملی واقعی نتایج نشان می‌دهند که ۹۰/۹۴ درصد از تغییرات درآمد ملی واقعی را تکانه‌های موقت و ۹/۰۵ درصد از تغییرات درآمد ملی واقعی را تکانه‌های دائمی توضیح می‌دهند. از مطالب فوق می‌توان نتیجه گرفت که درصد قابل توجهی از تغییرات درآمد ملی واقعی در کشور ناشی از تکانه‌های موقت درآمد است که موجب تغییرات شدید تراز تجاری شده‌اند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع:

بلانچارد، الیور و استنلی فیشر. (۱۳۷۶). درسهایی در اقتصاد کلان. ترجمه‌ی محمود ختایی و تیمور محمدی. جلد دوم. تهران: انتشارات سازمان برنامه و بودجه.

اندرس، والتر. (۱۳۸۶). اقتصاد سنجی سری های زمانی با رویکرد کاربردی. ترجمه‌ی مهدی صادقی و سعید شوال پور. جلد دوم، تهران، انتشارات دانشگاه امام صادق.

مهرآرا، محسن و علیرضا عبدی. (۱۳۸۶). عوامل تعیین کننده تراز تجاری در اقتصاد ایران. پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۳۱ :۲۶-۱.

اخباری، محمد و آمنه خوشبخت.(۱۳۸۵). پویایی‌های تراز تجاری: بررسی منحنی J شکل رابطه تجاری ایران و آلمان. تحقیقات اقتصادی، ۷۴: ۱۶۰-۱۲۳.

محمدی، تیمور و حسین اکبری فرد. (۱۳۸۸). اثر تکانه‌های بهره وری بر رشد اقتصادی ایران. پژوهشهای اقتصاد ایران، ۳۵ : ۲۰۴-۱۷۷.

مهر آرا، محسن و علیرضا کیخا. (۱۳۸۷). نهادها، نفت و رشد اقتصاد در کشورهای متکی به نفت طی دوره‌ی ۲۰۰۵- ۱۹۷۵: روش پانل هم انباشتگی. اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصاد سابق)، ۶(۴): ۷۸- ۵۳.

Blanchard, O. & D. Quah. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. American Economic Review, 79: 655-673

Prescott, E. (1986). Theory Ahead of Business Cycle Measurement. Quarterly Review of Federal Reserve Bank of Minneapolis, 102: 9-22.

Johansen, S. (1988) Statistical Analysis of Cointegration Vector. Journal of Economics Dynamics and Control, 12: 231-254.

Veselkoa, M. & J. Horvath. (2008) Trade Balance and Income Shocks: Experience of Transition Economies. Springer- Verlag, Transition Studies Review, 15: 241-249

Kim, Y. (1996). Income Effects on the Trade Balance. Review of Economics and Statistics, 78(3): 464-469

Hossain, F. (1999). Transitory and Permanent Disturbances and the Current Account: an Empirical Analysis in the Intertemporal Framework. Applied Economics, 31: 965-974

Miljkovic, D. & RJ. Paul.(2000). Income Effects on the Trade Balance in Small Open Economies. Applied Economics, 32:327-333

Hoffmann, M. (2001) The Relative Dynamics of Investment and the Current Account in the G7-Economies. Economic Journal, 111(471): 148–163

Kano, T. (2003). A Structural VAR Approach to the Intertemporal Model of The Current Account. Bank of Canada, Working Paper, 42:260-281

Lee, J. & M.D. Chinn. (2006). Current Account and Real Exchange Rate Dynamics in the G7 Countries. Journal of International Money and Finance, 25: 257-274

Sachs, J. (1981). The Current Account and Macroeconomic Adjustment in the 1970s. Brookings Papers on Economic Activity, 1: 201–282.

Mendoza, E. (1991). Real Business Cycles in a Small Open Economy. American Economic Review, 81: 797-818.

Sims, C. (1980). Macroeconomics and Reality, Econometrics, 48(1): 1-48.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی