فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۶۲، بهار ۱۳۹۱، ۲۲۱-۱۹۳

مطالعه رابطه بین کسری بودجه دولت و حساب‌جاری در اقتصاد ایران در دوره ۱۳۸۵-۱۳۴۲

منصوره زوارئیان کچومثقالی*

دریافت: ۸۸/٤/۲۱ پذیرش: ۸۹/۵/٤

کسری بودجه / حساب‌جاری / مدل تصحیح خطا / هم‌تجمعی

چکیده

کسری بودجه مداوم یکی از مشکلات عمده کشورهای درحال‌توسعه است. کسری بودجه از طریق تغییرات تقاضای کل، حساب‌جاری را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. لذا، جا دارد اثرات کسری بودجه بر حساب‌جاری بررسی شود. از این رو، این تحقیق رابطه بین کسری بودجه و کسری حساب‌جاری در اقتصاد ایران را در سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۴۲ بررسی می‌کند.

برای بررسی رابطه بین کسری بودجه و کسری حساب‌جاری از یک الگوی خودهمبسته برداری استفاده شده است؛ همچنین رابطه علّیت در کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از یک الگوی تصحیح خطای برداری بررسی شده است.

نتایج حاکی از آن است که در بلندمدت یک رابطه هم‌تجمعی بین کسری بودجه و کسری حساب‌جاری وجود دارد. همچنین یک رابطه علّیت دوسویه بین کسری بودجه و کسری حساب‌جاری در بلندمدت تأیید می‌شود؛ اما در کوتاه‌مدت رابطه علّیت، تنها از سمت کسری بودجه به کسری حساب‌جاری تأیید می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: H61, H62, F32.

* کارشناس ارشد اقتصاد محض و کارشناس ارشد سازمان توسعه تجارت ایران. zavareian@tpo.ir

Archive of SID
www.SID.ir

مقدمه

یکی از مشکلات اقتصادی بیش‌تر کشورها در دهه‌های اخیر، کسری بودجه و کسری حساب‌جاری به‌طور همزمان است. این مشکل در کشورهای درحال‌توسعه به‌طور گسترده‌تری مشاهده می‌شود؛ زیرا این کشورها از داشتن بخش خصوصی کارا محروم‌اند. این امر به گسترش فعالیت‌های دولتی و افزایش سهم دولت در اقتصاد این‌گونه کشورها منجر می‌شود؛ به گونه‌ای که مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری دولت سهم عمده‌ای از تقاضای کل را به خود اختصاص می‌دهد. در مقابل، در سمت درآمدی، دولت منابع درآمدی کافی برای پوشش مخارج گسترده خود را ندارد. نتیجه چنین فرآیندی در این کشورها چیزی به‌غیر از ایجاد کسری بودجه مداوم و مستمر نخواهد بود. اگر دولت در چنین وضعیتی برای تأمین کسری بودجه خود به منابع بانکی اتکا کند، سبب بروز تورم در اقتصاد خواهد شد، و این عدم تعادل داخلی به بخش خارجی اقتصاد نیز منتقل می‌شود؛ زیرا افزایش در مخارج دولت در اولین مرحله منجر به رشد تقاضای کل می‌شود. این در حالی است که افزایش در مخارج دولت در سمت عرضه کل کشور به دلیل مشکلات ساختاری اقتصاد و بی‌کشش بودن عرضه کل، به افزایش چندانی در میزان عرضه منجر نمی‌شود. نتیجه نهایی این اثرات، بروز تورم در اقتصاد است. در چنین وضعیتی واردات کالا افزایش و صادرات کالا کاهش می‌یابد. درنتیجه، عدم تعادل در بودجه دولت به بخش خارج منتقل شده و سبب بروز کسری حساب‌جاری در این‌گونه کشورها می‌شود.

در این مقاله وجود ارتباط بین کسری بودجه و کسری حساب‌جاری با استفاده از روش همگرایی (روش یوهانسن) برای دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۴۲ بررسی شده است. همچنین رابطه علّیت کوتاه‌مدت و بلندمدت بین کسری بودجه و کسری حساب‌جاری با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری آزمون شده است.

۱. پیشینه تحقیق

دارات[1] (۱۹۸۸) در مقاله‌ای با عنوان آیا افزایش کسری بودجه سبب افزایش کسری

1. Darrat (1988).

www.SID.ir

تجاری می‌شود، به این نتیجه می‌رسد که یک رابطه دوطرفه بین کسری بودجه و کسری تراز تجاری برقرار است.

رزنوینگ و تالمن[1] (۱۹۹۳) با آزمون یک سیستم (VAR) پنج متغیره، شامل متغیرهای کسری بودجه دولت، خریدهای واقعی دولت، کسری در تراز تجاری، نرخ بهره و نرخ ارز به این نتیجه می‌رسد که کسری بودجه دولت باعث افزایش قیمت دلار می‌شود، همچنین به افزایش کسری در تراز تجاری کمک می‌کند.

خالد و گان[2] (۱۹۹۹) با استفاده از داده‌های سری زمانی سالیانه رابطه بین کسری بودجه دولت و کسری حساب‌جاری را بررسی کردند و از روش هم‌تجمعی بهره می‌گیرند. نتایج نشان می‌دهد که یک رابطه بلندمدت بین کسری بودجه دولت و کسری حساب‌جاری برای کشورهای توسعه‌یافته وجود ندارد، اما وجود چنین رابطه بلندمدتی برای کشورهای درحال‌توسعه رد نمی‌شود.

کاسیبهاتلا، یوهانسن، مالینرترس و اریز[3] (۲۰۰۱) رابطه بین کسری بودجه دولت و کسری حساب‌جاری را بررسی کرده‌اند. برای این منظور از داده‌های سری زمانی فصلی آمریکا در طول دوره (۱۹۹۳-۱۹۵۹) استفاده کردند. در این بررسی از روش هم‌تجمعی، الگوی تصحیح خطا و آزمون علّیت گرنجر بهره گرفته‌اند.

نتایج این مطالعه نظریه سنتی را تأیید می‌کند که کسری بودجه علت کسری تجاری است. الگوی تصحیح خطای انگل ـ گرنجر نشان می‌دهد درمورد اقتصاد ایالات متحده آمریکا علّیت از سمت کسری بودجه به سمت کسری تراز تجاری است.

کواسی، موگوی و کیمن (۲۰۰۴)[4] با استفاده از تست علّیت رابطه بین دو کسری را بررسی کرده‌اند. نتایج تحقیقات آن‌ها رابطه علی یک‌طرفه و یا دوطرفه را در برخی کشورها تأیید و در برخی دیگر رد می‌کند.

هاشم‌زاده و ویلسون[5] (۲۰۰۶) در مقاله‌ای با عنوان روابط علی بین کسری حساب‌جاری و کسری بودجه در کشورهای منتخب خاورمیانه و شمال آفریقا، به این نتیجه می‌رسد که

1. Rosenweing and Tallman (1993).
2. Khalid and Guan (1999).
3. Kasibhatla and Johnson and Malindretos and Arize (2001).
4. Kouassi, Mougoue and Kymn (2004).
5. Hashemzadeh and Wilson (2006).

Archive of SID

www.SID.ir

رابطه بین دو کسری مبهم و پیچیده است و روابط علّی بین دو کسری به سیستم مالیاتی، موانع و طرح‌های تجاری، نرخ ارز و عوامل پیچیده داخلی و خارجی بستگی دارد.

محمدی (۱۳۷۳) با استفاده از الگوی ماندل فلمینگ و روش همگرایی و داده‌های آماری سال‌های ۱۳۷۱-۱۳۴۱ رابطه بین کسری بودجه دولت و کسری تراز تجاری را بررسی کرده است. نتایج نشان می‌دهد که مازاد بودجه دولت تأثیر مثبت و قوی بر مازاد تجارت خارجی داشته و برای بهبود تجارت خارجی کاهش کسری بودجه دولت و افزایش پس‌اندازهای داخلی لازم است.

قطمیری و صمدی (۱۳۷۴) در قالب یک الگوی معادلات همزمان و استفاده از روش دو مرحله‌ای حداقل مربعات به بررسی اثرات کسری بودجه و ترکیب تأمین مالی آن بر تراز تجاری در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۳۸ می‌پردازند. نتایج نشان‌دهنده وجود یک رابطه معکوس بین کسری بودجه دولت و تراز تجاری است.

شیوا و خیابانی (۱۳۷۵) در مقاله خود، ارتباط کسری بودجه و کسری تراز تجاری در ایران را بررسی کرده و به روش همگرایی به برآورد الگو پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد میان کسری تراز تجاری و کسری بودجه دولت، ارتباطی مثبت و قوی وجود دارد. همچنین با استفاده از الگوهای تصحیح خطا، ثابت شده است که رابطه علت و معلولی از سمت کسری بودجه دولت به کسری تراز تجاری است.

۲. مبانی نظری الگو

به لحاظ نظری افزایش کسری بودجه دولت، از راه متغیرهایی چون نرخ بهره و نرخ ارز بر تراز تجاری تأثیر می‌گذارد؛ اما درجه تأثیرپذیری کسری تراز تجاری از کسری بودجه دولتی، خود به نوع تأمین مالی کسری بودجه بستگی دارد. تأمین کسری بودجه از طریق بازارهای مالی بر نرخ بهره فشار آورده باعث افزایش آن می‌شود که با فرض تحرک کامل سرمایه و شناوری نرخ ارز، منجر به جذب سرمایه خارجی و افزایش ارزش پول داخلی در مقابل پول خارجی شده و در نهایت امر نیز چنین فعل و انفعالاتی به افزایش واردات و کسری تراز تجاری منجر می‌شود (مدل ماندل فلمینگ).

از طرفی ارتباط بین کسری بودجه و کسری تراز تجاری از دیدگاه کینز در یک اقتصاد

Archive of SID
www.SID.ir

باز به‌صورت زیر مطرح می‌شود.

می‌دانیم که در یک اقتصاد باز تولید ملی عبارت است از:

$$Y=C+I+G+(X-M) \quad (۱$$

درآمد ملی نیز به‌صورت زیر است:

$$Y_1=C+S+T \quad (۲$$

که در این معادلات، Y تولید ملی، C مصرف واقعی، I سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، G مخارج دولت، (X-M) خالص صادرات، Y_1 درآمد ملی، T مالیات جمع‌آوری‌شده توسط دولت و S پس‌انداز بخش خصوصی است.

چون تولید ملی با درآمد ملی برابر است، بنابراین:

$$C+I+G+(X-M)=C+S+M \quad (۳$$

با حذف C از طرفین رابطه و مرتب‌کردن رابطه داریم:

$$I+G+X=S+T+M \quad (۴$$

$$(G-T)=(M-X)+(S-1) \quad (۵$$

بر طبق این رابطه، اگر بر اثر کسری بودجه دولت، پس‌انداز کل کاهش یابد (پس‌انداز بخش خصوصی افزایش پیدا نکند) کسری بودجه دولت باعث افزایش کسری تراز تجاری می‌شود. با توجه به رابطه (۵)، افزایش موقتی و آنی در هزینه‌های دولت که موجب کسری بودجه دولت می‌شود، با فرض ثابت بودن مالیات‌ها و مازاد پس‌انداز بخش خصوصی(S-I) به کسری حساب‌جاری منجر می‌شود.

با توجه به رابطه (۵)، اگر رابطه کسری بودجه و کسری تجاری را یک به یک بدانیم، مستلزم وجود این شرایط است که کسری بودجه اثرات چندانی بر سایر متغیرهای داخلی اقتصاد از جمله پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی نداشته باشد. در واقع، مطابق با رابطه (۵)، آثار افزایش کسری بودجه به دو بخش تقسیم می‌شود. قسمتی را پرانتز (S-I) و

Archive of SID

www.SID.ir

قسمتی دیگر را (M-X) جذب می‌کند. حال اگر پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی همبستگی چندانی با مخارج دولت (کسری بودجه) نداشته باشد، می‌توان نتیجه گرفت که افزایش کسری بودجه دولت، مازاد پس‌انداز بخش خصوصی (S-I) را تغییر نمی‌دهد. در این صورت تمام کسری بودجه دولت باید از طریق استقراض خارجی تأمین شود.

اما پیروان ریکاردو معتقدند کسری بودجه اثری بر حساب‌جاری ندارد؛ زیرا به اعتقاد ایشان کاهش مالیات‌ها یا افزایش مخارج دولت در دوره حال با افزایش مالیات‌ها در دوره آینده جبران خواهد شد؛ از این‌رو، کسری بودجه اثری در اقتصاد ندارد. به این دلیل پیروان عقاید ریکاردو معتقدند که بین کسری بودجه دولت و پس‌انداز بخش خصوصی یک رابطه قوی وجود دارد، زیرا کسری بودجه دولت را یک پروسه موقتی و آنی در نظر گرفته و معتقدند بر طبق نظریات درآمد دائمی و سیکل زندگی، مصرف جاری، تابع درآمد قابل تصرف دوران زندگی یا درآمد دائمی است. در این تئوری رشد کسری بودجه (در اثر کاهش مالیات‌ها یا رشد مخارج دولت) درآمد دائمی را تحت‌تأثیر قرار نمی‌دهد و درنتیجه مصرف تحت‌تأثیر کسری بودجه قرار نمی‌گیرد، بلکه این پس‌انداز است که افزایش می‌یابد، چرا که درنتیجه رشد مخارج دولت (یا کاهش مالیات‌ها که به رشد بدهی دولت منجر می‌شود) مردم انتظار دارند افزایش مخارج دولت یا رشد مالیات‌ها در دوره‌های آتی جبران شود، و بنابراین پس‌انداز خود را افزایش می‌دهند تا در صورت لزوم برای پرداخت مالیات‌های آتی ذخیره لازم را داشته باشند. به این‌ترتیب، یک رابطه قوی بین کسری بودجه و پس‌انداز بخش خصوصی ایجاد خواهد شد.

در این صورت افزایش کسری بودجه (چه در اثر کاهش مالیات یا افزایش مخارج دولت) سطح مصرف افراد را تغییر نمی‌دهد و تنها سبب افزایش پس‌انداز مردم خواهد شد. بنابراین، کسری بودجه بر تراز تجاری اثری ندارد و تمام آثار ناشی از رشد کسری بودجه دولت جذب پس‌انداز بخش خصوصی می‌شود. به‌عبارت دیگر، در رابطه (۵) عبارت (S-I) تمام تغییرات را جذب می‌کند و درنتیجه عبارت (M-X) بدون تغییر می‌ماند.

اما، کاربرد این دیدگاه‌ها در کشورهای درحال‌توسعه، مانند ایران، با مشکلات فراوانی همراه است؛ زیرا از پیش‌فرض‌های ضروری هر دو نظریه، وجود بازار سرمایه و بازار مالی فعال است که این بازارها در ایران با محدودیت‌های جدی همراه‌اند. درمورد ایران مسأله به

Archive of SID

www.SID.ir

این صورت قابل طرح است که وجود محدودیت در بازارهای مالی، دولت را مجبور به تأمین کسری بودجه از طریق سیستم بانکی کشور کرده است. روی آوردن دولت به سیستم بانکی برای تأمین کسری بودجه عملاً به‌عنوان پذیرش سیاست تورمی است که دولت با استفاده از مالیات تورمی توانسته درصدی از کسری بودجه خود را تأمین کند. بنابراین، در قالب نظری می‌توان بررسی کرد که افزایش حجم پول چه تأثیری بر دارایی فرد و درنهایت، پس‌انداز آن‌ها گذاشته است و آیا این فرآیند در بلندمدت به تغییر کسری تراز تجاری منجر شده است یا خیر؟

به این ترتیب، هدف این مقاله یافتن رابطه تعادلی بلندمدت میان کسری بودجه دولت و کسری تراز تجاری در اقتصاد ایران است. برای بررسی وجود چنین رابطه‌ای از یک الگوی خودرگرسیو برداری استفاده شده است؛ بنابراین، در اینجا لازم است سیستم معادلات همزمان مربوط به رابطه بین کسری بودجه و کسری حساب‌جاری بررسی شود.

این سیستم، شامل معادله واردات، معادله صادرات، معادله مخارج کل، معادله پایه پولی، معادله عرضه پول، معادله درآمدهای دولت، معادله درآمدهای مالیات بر واردات، معادله درآمدهای مالیاتی داخلی و معادله مخارج دولت و همچنین شامل اتحادهای کسری بودجه دولت و کسری حساب‌جاری است.

۱ـ۲. معادله واردات

واردات، تابعی از مخارج کل و واردات دوره قبل[1] و تابعی از نرخ تورم و نرخ ارز[2] و تابعی از درآمدهای صادرات نفت و گاز[3] در نظر گرفته شده است؛ زیرا با افزایش مخارج کل درمورد کالا و خدمات، تقاضا برای واردات نیز افزایش می‌یابد. افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول داخلی) منجر به این می‌شود که کالاهای داخلی نسبت به کالاهای خارجی ارزان‌تر شده و خرید خارجی‌ها از ما افزایش و خرید ما از خارجی‌ها کاهش یابد. به‌عبارت بهتر، افزایش نرخ ارز باعث افزایش صادرات و کاهش واردات می‌شود. افزایش تورم نیز باعث می‌شود کالاهای داخلی نسبت به کالاهای خارجی گران‌تر شده و درنتیجه خرید خارجی‌ها از ما کاهش و خرید ما از خارجی‌ها افزایش یابد؛ یعنی واردات افزایش و

1. Khan, Mohsin (1977).

۲. برانسون (۱۳۷۶).

۳. رزاقی (۱۳۷۶).

Archive of SID
www.SID.ir

صادرات کاهش می‌یابد. همچنین افزایش درآمدهای صادرات نفت و گاز به افزایش درآمد ملی منجر شده و واردات افزایش می‌یابد. بدین ترتیب معادله واردات عبارت خواهد بود از:

$$IM_t=a_0+a_1D_t+a_2R_t+a_3P_t+a_4XO_t+a_5IM_{t-1}+u_t$$

D_t = مخارج کل، IM_t= واردات، R_t= نرخ ارز، P_t= نرخ تورم، XO_t= درآمد صادرات نفت و گاز.

۲ـ۲. معادله صادرات

صادرات به دو بخش، صادرات نفتی و غیرنفتی تقسیم شده است. از آنجاکه صادرات نفتی به عواملی چون تقاضای بین‌المللی نفت و سهم کشور در بین اعضای سازمان کشورهای صادرکننده نفت (اوپک) بستگی دارد، بنابراین صادرات نفت وابسته به عواملی است که از اقتصاد ایران مستقل است؛ بدین‌جهت، صادرات نفتی برون‌زا فرض شده و صادرات غیرنفتی تابعی از نرخ ارز و تورم[1] در نظر گرفته شده است. بنابراین داریم:

$$EX_{1t}=b_0+b_1R_1+b_2P_1+b_3EX_{t-1}+v_t$$

$$EX_t=EX_{1t}+XO_t$$

EX_{1t}= صادرات غیرنفتی، Y_t= تولید ناخالص داخلی، XO_{1t}= صادرات نفت و گاز، EX_t= صادرات کل، R_t= نرخ ارز، P_t= نرخ تورم.

۳ـ۲. معادله مخارج کل

مخارج کل، تابعی از تولید ناخالص داخلی و حجم نقدینگی فرض شده است[2]. هرچه تولید ناخالص داخلی افزایش یابد، مخارج کل نیز افزایش خواهد یافت و هرچه حجم نقدینگی در سطح جامعه افزایش یابد، تقاضای مردم برای خرید کالا و خدمات افزایش می‌یابد. بنابراین، مخارج کل افزایش خواهد یافت.

$$D_t=c_0+c_1M_t+c_2Y_1+w_t$$

۱. برانسون (۱۳۷۶).

2. Khan, Mohsin (1977).

Archive of SID
www.SID.ir

D_t= مخارج کل، M_t= حجم پول، Y_t= تولید ناخالص داخلی.

۲ـ۴. معادله پایه پولی

عوامل متعددی پایه پولی را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد؛ بنابراین، در اینجا پایه پولی، تابعی از کسری بودجه دولت و کسری حساب‌جاری در دوره قبل در نظر گرفته شده است؛ زیرا منابع پایه پولی عبارت‌اند از:

۱) خالص مطالبات بانک مرکزی از خارج
۲) خالص مطالبات بانک مرکزی از دولت
۳) مطالبات بانک مرکزی از سیستم بانکی

زمانی‌که دولت کسری بودجه‌اش را از طریق وام بانک مرکزی تأمین می‌کند، خالص مطالبات بانک مرکزی از دولت افزایش یافته و پول پایه افزایش می‌یابد. بخش خارجی نیز از طریق اثرگذاری بر خالص مطالبات بانک مرکزی از خارج (از طریق صادرات و واردات) بر روی پایه پولی و درنتیجه بر حجم پول اثر می‌گذارد[۱].

$$H_t=d_0+d_1FD_{t-1}+d_2TD_{t-1}+e_t$$

H_t= پایه پولی، FD_{t-1}= کسری بودجه دولت، TD_{t-1}= کسری حساب‌جاری.

۲ـ۵. معادله عرضه پول

عرضه پول به‌صورت ساده تابعی از پایه پولی در نظر گرفته شده است.

$$M_t=e_0+e_1H_t+\varepsilon_t$$

M_t= حجم پول، H_t= پایه پولی.

۲ـ۶. معادله درآمدهای دولت

درآمدهای دولت به‌صورت ساده، تابعی از درآمدهای نفت و گاز و درآمدهای مالیات

۱. ماجدی و گلریز (۱۳۶۷).

Archive of SID
www.SID.ir

بر واردات و درآمدهای مالیاتی داخلی در نظر گرفته شده است[1]، بنابراین:

$$R_t=K_0+XO_t+K_1RIM_t+k_2RT_t+\varepsilon_{Rt}$$

که در این معادله درآمدهای مالیات بر واردات به‌صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$RIM_t=l_0+l_1IM_t+\varepsilon_{RIMt}$$

و درآمدهای مالیاتی داخلی به این صورت است:

$$RT_t=m_0+m_1Y_t+\varepsilon_{RTt}$$

۲ـ۷. معادله مخارج دولت

مخارج دولت به‌صورت تابعی از درآمدهای دولت در نظر گرفته شده است، بنابراین:

$$G_t=n_0+n_1R_t+\varepsilon_{Gt}$$

۲ـ۸. کسری بودجه دولت

اتحاد کسری بودجه دولت عبارت است از:

$$FD_t=G_t-R_t$$

۲ـ۹. کسری حساب‌جاری

اتحاد کسری حساب‌جاری، عبارت است از:

$$TD_t=IM_t-EX_t$$

با توجه به مطالب فوق، سیستم معادلات همزمان زیر برای اقتصاد ایران در نظر گرفته می‌شود:

1. Ahsan (1989).

Archive of SID

www.SID.ir

$$IM_t=a_0+a_1D_t+a_2R_t+a_3P_t+a_4XO_t+a_5IM_{t-1}+u_t \quad (۱)$$

$$EX_{1t}=b_0+b_1R_t+b_2P_t+b_3EX_{1(t-1)}+v_t \quad (۲)$$

$$EX_t=EX_{1t}+XO_t \quad (۳)$$

$$D_t=c_0+c_1M_t+c_2Y_t+w_t \quad (۴)$$

$$H_t=d_0+d_1FD_{t-1}+d_2TD_{t-1}+e_t \quad (۵)$$

$$M_t=e_0+e_1H_t+\varepsilon_t \quad (۶)$$

$$R_t=k_0+XO_t+k_1RIM_t+k_2RT_t+\varepsilon_{Rt} \quad (۷)$$

$$RIM_t=l_0+l_1IM_t+\varepsilon_{RIMt} \quad (۸)$$

$$RT_t=m_0+m_1Y_t+\varepsilon_{RTt} \quad (۹)$$

$$G_t=n_0+n_1R_t+\varepsilon_{Gt} \quad (۱۰)$$

$$FD_t=G_t-R_t \quad (۱۱)$$

$$TD_t=IM_t-EX_t \quad (۱۲)$$

از سیستم معادلات همزمان فوق، می‌توان با استفاده از فرم کاهش‌یافته[1] یک الگوی خودرگرسیو برداری (VAR) برای رابطه بین دو کسری استخراج کرد[2]. در این تحقیق برای بررسی رابطه کسری بودجه و کسری حساب‌جاری از یک الگوی خودرگرسیو برداری به‌صورت زیر استفاده شده است.

$$(FD/Y)_t=\sum_{i=1}^{n}\alpha_iL^i(FD/Y)_t+\sum_{i=1}^{n}\beta_iL^i(TD/Y)_t+\sum_{i=0}^{m}\gamma_iL^iX_t+\varepsilon_{1t}$$

$$(TD/Y)_t=\sum_{i=1}^{n}\alpha_iL^i(TD/Y)_t+\sum_{i=1}^{n}\beta_iL^i(FD/Y)_t+\sum_{i=0}^{m}\gamma_iL^iX_t+\varepsilon_{2t}$$

X_t= بردار متغیرهای برون‌زا است.

همچنین برای بررسی رابطه علّی بین کسری بودجه دولت و کسری حساب‌جاری از الگوی تصحیح خطا استفاده شده است.

1. Reduced Form.

۲. ذوالنور (۱۳۷۴).

Archive of SID
www.SID.ir

الگوی VECM که برای بررسی رابطه علّی بین کسری بودجه و کسری حساب‌جاری در این تحقیق استفاده شده، به‌صورت زیر است:

$$D(FD/Y)_t=\alpha_i\varepsilon_{t-1}+\sum_{i=1}^{n}\alpha_iL^iD(TD/Y)_t+\sum_{i=1}^{n}\beta_iL^iD(FD/Y)_t+\sum_{i=1}^{n}\eta_iL^iDX_t+\varphi D_t+\upsilon_{1t}$$

$$D(FD/Y)_t=\alpha_2\varepsilon_{t-1}+\sum_{i=1}^{n}\gamma_iL^iD(TD/Y)_t+\sum_{i=1}^{n}\delta_iL^iD(FD/Y)_t+\sum_{i=1}^{n}\eta_iL^iDX_t+\varphi D_t+\upsilon_{2t}$$

در این معادلات υ_{1t} و υ_{2t} جزء اختلال معادلات هستند و توزیع نرمال دارند و فروض کلاسیک درموردشان صادق است.

(FD/Y)= نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی.

(TD/Y)= نسبت کسری حساب‌جاری به تولید ناخالص داخلی.

L^i = عملگر وقفه مطابق با هر i.

X_t = بردار متغیرهای برون‌زای $I(1)$ شامل نرخ ارز، تولید و درآمدهای صادرات نفت و گاز است.

D_t= بردار متغیرهای $I(0)$ است که شامل متغیرهای مجازی و نرخ بهره و نرخ تورم است.

ε_{t-1}= جزء تصحیح خطای مربوط به بردار هم‌تجمعی است که معنی‌دار بودن ضریب آن دلیلی بر علّیت بلندمدت است.

علّیت بلندمدت با توجه به ضریب باوقفه جمله تصحیح خطا آزمون شده و برای بررسی علّیت کوتاه‌مدت از آزمون والد استفاده می‌شود.

۳. روش برآورد الگو

در راستای بررسی و تعیین رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای کسری بودجه دولت و کسری حساب‌جاری از روش یوهانسن استفاده می‌شود که در چند سال اخیر به سرعت به یک ابزار اساسی در برآورد الگوهای اقتصادی سری زمانی تبدیل شده است.

یوهانسن و جوسیلیوس با فرموله کردن روشی برای هم‌تجمعی برداری که در آن تعیین بردارهای هم‌تجمعی از طریق روش حداکثر درست‌نمایی صورت می‌گیرد، توانستند نقایص روش انگل ـ گرنجر دو مرحله‌ای را رفع کنند. این روش درواقع از ارتباط بین یزاسوگلا

Archive of SID

www.SID.ir

VAR و مسأله هم‌تجمعی، برای آزمون و یافتن بردارهای هم‌تجمعی بهره می‌گیرد. اگر یک الگوی خودتوضیح برداری را که دارای K متغیر درون‌زا و P وقفه زمانی برای هر متغیر است در شکل ماتریسی و به‌صورت زیر در نظر گرفته شود.

$$y_t = \sum_{i=1}^{p} A_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \varphi_i X_{t-i} + \upsilon_t$$

که y_t و وقفه‌های آن بردارهای (K×1) از متغیرهای درون‌زای I(1) است و $A_p,...,A_2,A_1$ ماتریس‌های (K×K) ضرایب الگو هستند. X_{t-i} بردار (q×1) متغیرهای برون‌زای I(1) است و φ_iها ماتریس‌های (K×q) ضرایب متغیرهای برون‌زا است. u_t بردار (K×1) مربوط به جملات اخلال الگو است.

برای پیوند رفتار کوتاه‌مدت y_t به مقادیر تعادلی بلندمدت، الگو تصحیح خطای برداری مربوط به معادله فوق را می‌توان به‌صورت زیر مطرح کرد:

$$Dy_t = \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i DZ_{t-i} + \pi Z_{t-p} + BD_t + U_t$$

$$\pi = -(I - H_1 - H_2 - ... - H_p)$$

$$\pi_i = -(I - H_1 - H_2 - ... - H_i) \qquad i = 1,2,..., p-1$$

DZ_{t-i} بردار متغیرهای درون‌زا و برون‌زای I(1) و H_iها ماتریس ضرایب متغیرهای درون‌زا و برون‌زا است. D_t بردار متغیرهای I(0) یا بردار عوامل جبری (متغیرهای مجازی و غیره) است.

ماتریس π را ماتریس تأثیر گویند که حاوی اطلاعات مربوط به روابط تعادلی بلندمدت است و اساس تحلیل‌های بعدی برای تعیین بردارهای هم‌تجمعی است. با استفاده از رتبه ماتریس π (که آن را با r نشان می‌دهیم) می‌توانیم اطلاعاتی درمورد روابط بلندمدت بین متغیرهای Z_t به‌دست آوریم که سه حالت وجود دارد.

۱) اگر r=0 باشد تمام اجزای Z_t که دارای ریشه واحد هستند ترکیبات خطی دارند. که ترکیبات خطی خود ریشه واحد دارند. در این صورت می‌توانیم الگوی VAR را با استفاده از تفاوت اولیه متغیرها تخمین بزنیم.

Archive of SID

www.SID.ir

۲) اگر r=k باشد، تمام اجزای Z_t ساکن بوده و در این صورت VAR با استفاده از سطح Z_t مورد قبول است.

۳) اگر $0 \prec r \prec k$ باشد، در این صورت r رابطه خطی بین متغیرهای غیرساکن وجود دارند که این روابط خطی ساکن‌اند. بحث مورد نظر حالت سوم است. در چنین وضعی، ماتریس π را می‌توان به‌صورت $\pi=\alpha\beta'$ نوشت که α و β ماتریس‌های (K×r) هستند. β ماتریس پارامترهای هم‌تجمعی و α ماتریس پارامترهای تصحیح خطا است که سرعت تعدیل از عدم تعادل را نشان می‌دهد. یوهانسن و جوسیلیوس نشان می‌دهند که β ماتریس هم‌تجمعی است که ستون‌های آن بردارهای ویژه مربوط به بزرگ‌ترین مقادیر ویژه معادله زیر است:

$$|\lambda S_{11}-S_{10}S_{00}^{-1}S_{01}|=0$$

$$S_{ij}=\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{t}\hat{R}_{it}\hat{R}'_{jt} \qquad i,j=0.1$$

که در آن $\hat{R}_{ot}$ و $\hat{R}_{1t}$ به‌ترتیب پسماندهای حاصل از رگرسیون DZ_t و DZ_{t-k} روی DZ_{t-1}، ... و DZ_{t-k+1} هستند.

چنانچه مقادیر ویژه را از کوچک به بزرگ به‌صورت $\hat{\lambda}_1 \prec \hat{\lambda}_2 \prec \ldots \prec \hat{\lambda}_n$ مرتب کنیم، r بردار ویژه متناظر با بزرگ‌ترین مقادیر ویژه به‌دست می‌آید و ماتریس‌های α و β به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\hat{\beta}=(\hat{r}_1,\hat{r}_2,\ldots,\hat{r}_n)$$

$$\hat{\alpha}=S_{o1}\hat{\beta}$$

پس از برآورد این ماتریس‌ها، می‌توان با اعمال قیود بر ضرایب بردارهای هم‌تجمعی به ارتباط بلندمدت اقتصادی میان آن‌ها دست یافت.

دو نوع تست برای به‌دست آوردن تعداد بردارهای هم‌تجمعی ارائه شده است.

۱) آماره آزمون اثر: این تست این مطلب را بررسی می‌کند که تعداد بردارهای هم‌تجمعی حداکثر r بوده و براساس تابع درست نمایی زیر است:

$$\lambda_{trace}=TSLn(1-\hat{\lambda_i}) \qquad r=0, 1, 2,\ldots, k-1$$

Archive of SID

www.SID.ir

۲) آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه: این تست به بررسی این موضوع می‌پردازد که تعداد بردارهای هم‌تجمعی برابر r در مقابل r+1 است و به صورت زیر محاسبه می‌شود که در آن‌ها λ برآوردهای ریشه‌های مشخصه حاصل از تخمین ماتریس π است.

$$\lambda_{max}=TLn(1-\lambda_{r+1}) \qquad r=0, 1, 2,..., k-1$$

۴. برآورد الگو و تجزیه و تحلیل نتایج

برای بررسی ساکن بودن متغیرها از آزمون ریشه واحد دیکی ـ فولر تصحیح‌شده و فیلیپس پرون که از روابط رگرسیونی نظیر روابط زیر پیروی می‌کند، استفاده شده است.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{P} \theta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t \sim N(O,\sigma^2)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{P-1} \theta_i \Delta y_{t-i} + \mu_1 D_{1t} + \mu_2 D_{2t} + \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t \sim N(O,\sigma^2)$$

D_{1t} و D_{2t} متغیرهای مجازی هستند.

جدول ۱ـ نتایج آزمون ریشه واحد دیکی ـ فولر تصحیح‌شده (ADF) و فیلیپس پرون

	مقادیر اصلی				تفاضل مرتبه اول			
	با عرض از مبدأ و بدون روند		با عرض از مبدأ و روند		با عرض از مبدأ و روند		با عرض از مبدأ و بدون روند	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
TDY	-۱/۹۵	-۳/۵	-۲/۰۵	-۳/۴۰	-۵/۹۹	-۷/۹۰	-۶/۰۷	-۸/۰۳
FDY	-۱/۸	-۲/۸۲	-۲/۲۷	-۳/۱۰	-۶/۴۸	-۸/۴۰	-۶/۲۵	-۸/۵۰
Y1	۰/۵۶	۱/۴۲	-۱/۱۲	۰/۲۰	-۳/۶۶	-۳/۶۰	-۳/۷۳	-۲/۹۸
XO	-۲/۲۵	-۲/۲۲	-۲/۲۸	-۲/۱۹	-۶/۵۰	-۶/۷۰	-۶/۵۵	-۶/۷۵
R	-۱/۸۹	-۱/۷۲	-۱/۷۶	-۱/۹۰	-۶/۶۷	-۶/۸۲	-۶/۷۶	-۶/۹۳
P0	-۳/۲۶	-۳/۱۶	-۴/۳۷	-۴/۵۱	-۶/۵۷	-۸/۶۶	-۶/۵۴	-۸/۷۳
I	-۳/۳۴	-۳/۳۱	-۴/۵۰	-۴/۶۶	-۶/۵۶	-۸/۷۰	-۶/۵۵	-۸/۷۸

مقادیر بحرانی آماره دیکی ـ فولر تصحیح‌شده و فیلیپس پرون در سطح ۹۵٪ برای مقادیر اصلی.
ـ با عرض از مبدأ و بدون روند ۲/۹۴- : با عرض از مبدأ و روند ۳/۵۴-

مقادیر بحرانی آماره دیکی ـ فولر تصحیح شده و فیلیپس پرون در سطح ۹۵٪ برای تفاضل مرتبه اول.
ـ با عرض از مبدأ و بدون روند ۲/۹۴- : با عرض از مبدأ و روند ۳/۵۴-

Archive of SID

www.SID.ir

در الگوی خودهمبسته برداری، همانند دیگر الگوهای اقتصادسنجی، جملات اخلال الگو باید خصوصیات کلاسیک را دارا باشند. برای فراهم شدن این فرض، باید وقفه‌های مناسبی برای متغیرهای الگو لحاظ شود. تعداد وقفه بهینه با استفاده از معیارهای آکائیک و شوارتز بیزین یا به‌وسیله یک سری از تست‌های نسبت درست‌نمایی لگاریتمی تعیین می‌شود. آماره نسبت درست‌نمایی لگاریتمی فرضیه H_0 را تست می‌کند که درجه الگوی خودرگرسیو برداری p است در مقابل فرضیه درجه الگو P (P<p).

جدول ۲ـ انتخاب مرتبه بهینه

LR آزمون	SBC شوارتز بیزین	AIC آکائیک	LL حداکثر درستنمایی	Order مرتبه
	-۶۴۹/۱۸	-۵۵۳/۷۹	-۴۲۸/۷۹	۴
۳۸/۱۲ [۰/۰۴۵]	-۶۷۷/۱۲	-۶۰۰/۸۱	-۵۰۰/۸۱	۳
۶۳/۳۵ [۰/۰۹۷]	-۶۸۰/۶۹	-۶۲۳/۴۵	-۵۴۸/۴۵	۲
۸۲/۵۴ [۰/۲۵۸]	-۶۷۲/۸۶	-۶۳۴/۷۰	-۵۸۴/۷۰	۱
۱۲۷/۴ [۰/۰۳۳]	-۷۱۳/۷۹	-۶۹۴/۷۱	-۶۶۹/۷۱	۰

مطابق با جدول (۲)، آماره نسبت درست‌نمایی لگاریتمی تعداد وقفه یک و دو را قابل قبول می‌داند؛ اما با توجه به حداکثر معیار آکائیک از بین دو وقفه مذکور، وقفه دو برای الگو تعیین می‌شود.

بعد از تعیین تعداد وقفه بهینه، بحث درمورد لزوم وارد کردن عرض از مبدأ و روند زمانی در بردارهای هم‌تجمعی و تعیین مرتبه ماتریس π بررسی می‌شود. آزمون لزوم وجود عرض از مبدأ و روند در الگو، با آزمون تعیین رتبه ماتریس π، توأماً انجام می‌گیرد. براساس روش یوهانسن برای دستیابی به تعداد بردارهای هم‌تجمعی باید رتبه ماتریس π مشخص شود. تعیین رتبه ماتریس π نیز به‌وسیله برآورد آن و ریشه‌های مشخصه مربوطه صورت می‌گیرد. همچنین با استفاده از دو آماره λ_{max} و λ_{trace} می‌توان تعداد ریشه‌های مشخصه را تعیین کرد.

برای بررسی وجود متغیرهای عرض از مبدأ و روند در الگوهای تصحیح خطا، حالت‌های مختلف ارزیابی‌شده که با مقایسه آن‌ها، الگوی مناسب انتخاب می‌شود. دراین رابطه، پنج حالت مختلف بررسی شده است.

یوهانسن برای تعیین الگوی مناسب پیشنهاد می‌کند که هر پنج الگو، به‌ترتیب از

Archive of SID

www.SID.ir

مقیدترین تا نامقیدترین حالت برآورد شود. λ_{max} و λ_{trace} مربوط به این الگوها را به‌ترتیب برای فرضیه r=0، r=1، r=2 و بیش‌تر، مرتب کرده و از مقیدترین تا نامقیدترین حالت، آماره آزمون با مقادیر بحرانی متناظر با هریک مقایسه شود. زمانی که فرض صفر برای یک r مشخص رد شود، آن آزمون تمام‌شده تلقی و آزمون در مرحله دیگر (r بزرگ‌تر) ادامه می‌یابد. این فرآیند زمانی متوقف می‌شود که فرضیه صفر پذیرفته شود. در این هنگام تعداد بردارهای هم‌تجمعی و الگویی که براساس آن تعداد بردارهای مشخص می‌شود، به‌صورت توأم انتخاب می‌شود[1].

جدول ۳ـ نتایج آزمون رتبه ماتریس

حالت ۵		حالت ۴		حالت ۳		حالت ۲		حالت ۱		H۱	H۰
CV	S	CV	S	CV	S	CV	S	CV	S		
λ_{max}											
۲۶/۹	۴۵/۶	۲۷/۸	۴۵/۸	۲۴/۲	۴۴/۱	۲۴/۹	۴۴/۱	۲۱/۲	۲۷/۱	r=1	r=0
۱۹/۶	۸/۱	۲۰/۴	۸/۷	۱۶/۹	۸/۳	۱۷/۸	۹/۴	۱۴/۱	۹/۴۰	r=2	r=1
λ_{trace}											
۳۸/۵	۵۳/۸	۴۰/۳	۵۴/۶	۳۳/۵	۵۲/۴	۳۵/۴	۵۳/۵	۲۸/۶	۳۶/۵	r=1	r=0
۱۹/۶	۸/۱	۲۰/۴	۸/۷	۱۶/۹	۸/۳	۱۷/۸	۹/۴	۱۴/۱	۹/۴	r=2	r=1

در این تحقیق یک بردار هم‌تجمعی را در نظر گرفته و حالتی را درنظر می‌گیریم که عرض از مبدأ در رابطه بلندمدت وجود داشته و در رابطه کوتاه‌مدت لحاظ نشده باشد، همچنین روند در هیچ‌کدام از روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت لحاظ نشود.

الگوهای مربوط به رابطه بلندمدت و معادلات تصحیح خطا که باید در این تحقیق برآورد شوند در معادلات (۱) تا (۳) آمده است.

$$TDY=\mu_1+b_1FDY+b_2Y_1+b_3R+b_4XO+\varepsilon_1 \qquad (۱)$$

$$D(TD/Y)_t=a_2\varepsilon_{t-1}+\sum_{i=1}^{n}\gamma_iL^iD(TD/Y)_t+\sum_{i=1}^{n}\delta_iL^iD(FD/Y)_t \qquad (۲)$$
$$+\sum_{i=1}^{n}\eta_iL^iDX_t+\varphi D_t+\upsilon_{1t}$$

۱. نوفرستی (۱۳۷۸).

Archive of SID
www.SID.ir

$$D(FD/Y)_t=a_1\varepsilon_{t-1}+\sum_{i=1}^{n}\alpha_i L^i D(TD/Y)_t+\sum_{i=1}^{n}\beta_i L^i D(FD/Y)_t \quad (۳)$$
$$+\sum_{i=1}^{n}\eta_i L^i DX_t+\varphi D_t+\upsilon_{2t}$$

که در این معادلات ε_t، υ_{1t}، υ_{2t} جزء اختلال معادله‌های (۱) تا (۳) است که توزیع نرمال داشته و فروض کلاسیک درموردشان صادق است.

(FD/Y)= نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی.

(TD/Y)= نسبت کسری حساب‌جاری به تولید ناخالص داخلی.

L_i = عملگر وقفه مطابق با هر i.

X_t= بردار متغیرهای برون‌زای I(1) که شامل نرخ ارز واقعی (R)، تولید ناخالص داخلی واقعی (Y_1) و درآمدهای صادرات نفت و گاز واقعی (XO) است.

(D_t)= بردار متغیرهای I(0) و دربرگیرنده متغیر مجازی شوک نفتی و انقلاب است. همچنین شامل متغیر نرخ بهره حقیقی (I) و نرخ تورم (P_0) است.

ε_{t-1}= جزء تصحیح خطای مربوط به بردار هم‌تجمعی است.

جدول ٤ـ برآورد بردارهای هم‌تجمعی تحت شرایط محدودیت‌های دقیقاً مشخص یوهانسن

متغیرها	ضرایب متغیرها در بردار تعادلی	ضرایب متغیرها در بردار نرمال‌شده	آماره t
TDY	-۰/۳۶	-۱/۰۰	none
FDY	۱/۹	۵/۲۷	-۲/۳۵
Y1	-۰/۱۰۹	-۰/۳۰۱	۱/۹
R	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۶	۳/۰۰
XO	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۳	۳/۰۰
Intercept	۰/۹۹	۲/۷۵	-۲/۶۱

TDY=5/27FDY-0/301Y1-0/006R-0/003XO+2/75

در جدول (۴) ضرایب متغیرها در بردار تعادلی و بردار نرمال‌شده و همچنین آماره‌های t ارائه شده است. آماره‌های t نشان‌دهنده معنی‌دار بودن همگی ضرایب در بردار تعادلی بلندمدت است. به این ترتیب، با توجه به نتایج جدول فوق می‌توان گفت دو متغیر نسبت کسری بودجه به تولید و نسبت کسری حساب‌جاری به تولید همگرا بوده و یک رابطه

Archive of SID

www.SID.ir

تعادلی بلندمدت به‌صورت زیر بین متغیرهای نسبت کسری بودجه به تولید و نسبت کسری حساب‌جاری به تولید وجود دارد.

نتایج برآورد ضرایب روابط بلندمدت نشان می‌دهد که بین دو متغیر نسبت کسری بودجه به تولید و نسبت کسری حساب‌جاری به تولید یک رابطه مستقیم وجود دارد. در این رابطه، ضریب متغیر نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی نشان می‌دهد که یک واحد افزایش در نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی باعث افزایش۵/۲۷ واحد در نسبت کسری حساب‌جاری به تولید ناخالص داخلی می‌شود. این متغیر با داشتن بزرگ‌ترین ضریب (۵/۲۷) در بین متغیرهای الگو، بیش‌ترین توضیح تغییرات متغیر نسبت کسری حساب‌جاری به تولید ناخالص داخلی را به خود اختصاص می‌دهد. ضریب متغیر Y_1 برابر با (۰/۳۰۱-) بوده و بیانگر آن است که افزایش یک واحد تولید ناخالص داخلی منجر به کاهش ۰/۳۰۱ واحد در نسبت کسری حساب‌جاری به تولید ناخالص داخلی می‌شود. به‌عبارت بهتر، در بردار تعادلی بلندمدت موردنظر ما ضریب این متغیر منفی است که نمایانگر اثر منفی تولید ناخالص داخلی بر متغیر کسری حساب‌جاری است. بدین ترتیب با افزایش تولید، کسری در حساب‌جاری کاهش می‌یابد؛ یا به‌عبارت دیگر، افزایش تولید باعث بهبود حساب‌جاری می‌شود. ضریب متغیر درآمدهای صادرات نفت و گاز XO برابر (۰/۰۰۳-) است و بیانگر این است که افزایش یک واحد در درآمدهای صادرات نفت و گاز باعث کاهش ۰/۰۰۳ واحد در نسبت کسری حساب‌جاری به تولید ناخالص داخلی می‌شود؛ به بیان دیگر، این ضریب نشان می‌دهد افزایش درآمدهای صادرات نفت و گاز باعث کاهش کسری حساب‌جاری می‌شود. ضریب متغیر نرخ ارز هم معنی‌دار و برابر با (۰/۰۰۶-) است. این امر بیانگر آن است که افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول داخلی) باعث افزایش صادرات و کم شدن واردات شده و نسبت کسری حساب‌جاری به تولید ناخالص داخلی کاهش می‌یابد.

نتایج مندرج در جدول (۵) برآورد الگوی تصحیح خطای معادله اول را نشان می‌دهد. همان‌طورکه از جدول مشخص است متغیرهای I(0) (نرخ بهره حقیقی و تورم) که در بردار تعادلی بلندمدت حذف شده بودند در معادلات الگوی تصحیح خطای برداری (روابط کوتاه‌مدت) ظاهر شده‌اند. در صورتی می‌توان برای این الگو توجیه اقتصادی ارائه کرد که

Archive of SID

www.SID.ir

فرض‌های استاندارد کلاسیک برایش برقرار باشد.

جدول ۵ـ نتایج تخمین الگوی تصحیح خطای معادله اول

نام متغیر توضیحی	ضریب	آماره t
dTDY(-1)	۰/۴۷	۲/۶۵ (۰/۰۱۴)
dFDY(-1)	-۴/۲۱	-۲/۵۳ (۰/۰۱۸)
dY_1(-1)	-۰/۹۷	-۲/۱۷ (۰/۰۳۹)
dR(-1)	۰/۰۰۷	۲/۸۰ (۰/۰۰۹)
dXO(-1)	۰/۰۰۸	۳/۶۴ (۰/۰۰۱)
ecm(-1)	-./۹۸	-۷/۵۸ (۰/۰۰۰)
P_0	۰/۱۷۹	۵/۰۱ (۰/۰۰۰)
I	۰/۱۷۴	۴/۵۲ (۰/۰۰۰)
D53	-۲/۷۱	-۵/۷۵ (۰/۰۰۰)
D57	-۰/۴۷	-۱/۸۳ (۰/۰۷۷)
R-Squared: 0/80 R-Bar-Squared: 0/74 F-Stat (9,26): 12/28(0/000)		

ecm_1=1/00TDY-5/27FDY+0/301Y_1+0/003XO+0/006R-2/75

آزمون‌های مربوط به برقراری فرض‌های استاندارد کلاسیک عبارت‌اند از آزمون عدم واریانس ناهمسانی جملات پسماند، نرمال بودن جملات پسماند، تصریح فرم تابعی و عدم خودهمبستگی جملات پسماند. نتایج مربوط به این آزمون‌ها در جدول (۶) نشان داده شده است.

جدول ۶ـ نتایج آزمون‌تشخیصی معادله اول

نسبت	آماره F	آماره LM
عدم خودهمبستگی جملات پسماند	Fsc (1,25) = 0/15[0/696]	X^2 (1) = 0/22[0/637]
تصریح فرم تابعی	Fff (1,26) = 1/39[0/249]	X^2 (1) =1/89[0/168]
نرمال بودن جملات پسماند	قابل محاسبه نیست	X^2 (2) = 1/32[0/516]
عدم واریانس ناهمسانی	Fh (1,34) = 0/92[0/343]	X^2 (1) = 0/95[0/329]

با توجه به نتایج آزمون‌های تشخیصی مربوط به معادله اول می‌توان گفت فرضیه‌های عدم واریانس ناهمسانی، نرمال بودن جملات پسماند، تصریح فرم تابعی و عدم خودهمبستگی

Archive of SID
www.SID.ir

جملات پسماند تأیید می‌شود. همچنین آماره F نیز معنی‌دار بودن کل رگرسیون را تأیید می‌کند. بنابراین، الگو از نظر تجربی قابل تأیید است و می‌توان نتایج مربوط به الگوی تصحیح خطای معادله اول را مورد تجزیه و تحلیل اقتصادی قرار داد.

ضریب جمله تصحیح خطا (ECM) ۰/۹۸- برآورد شده است که نشان می‌دهد در هر سال ۰/۹۸ از عدم تعادل یک دوره در نسبت کسری حساب‌جاری به تولید ناخالص داخلی در دوره بعد تعدیل می‌شود. بنابراین، تعدیل به‌سمت تعادل به‌سرعت صورت می‌گیرد. درنتیجه می‌توان گفت در بلندمدت کسری بودجه به کسری حساب‌جاری منجر می‌شود. همچنین، متغیر نرخ تورم با داشتن ضریب مثبت بیانگر این است که افزایش قیمت‌های داخلی باعث افزایش کسری حساب‌جاری می‌شود؛ زیرا، افزایش قیمت‌های داخلی باعث افزایش واردات شده و حساب‌جاری با کسری مواجه می‌شود. در این معادله، متغیر مجازی شوک نفتی با داشتن ضریب منفی (۲/۷۱-) حکایت از آن دارد که افزایش ناگهانی قیمت نفت به کاهش کسری حساب‌جاری منجر شده است. دلیل رخ دادن این امر، بهبود نسبی حساب‌جاری به دلیل افزایش چشمگیر درآمدهای نفتی در سال‌های اخیر، بوده است. بنابراین، شوک نفتی به کاهش کسری حساب‌جاری منتهی شده است.

در این قسمت علّیت کوتاه‌مدت برای معادله اول (۲) بررسی می‌شود. متغیر وابسته نسبت کسری حساب‌جاری به تولید ناخالص داخلی و متغیرهای مستقل عبارت‌اند از وقفه متغیرهای نسبت کسری حساب‌جاری به تولید ناخالص داخلی، نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی، تولید ناخالص داخلی، درآمدهای صادرات نفت و گاز و نرخ ارز. علّیت کوتاه‌مدت با استفاده از آزمون والد بررسی می‌شود که نتایج آن در جدول (۷) آمده است.

جدول ۷ـ نتایج علّیت کوتاه‌مدت برای معادله اول

متغیر وابسته	متغیر مستقل	محدودیت اعمال‌شده	خروجی آزمون
dTDY	dFDY(-1)	$a_2=0$	X^2 (1) = 6/43[0/011]

اطلاعات مندرج در جدول نشان می‌دهد محدودیت اعمال‌شده بر پارامتر برآوردشده برای متغیر نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی معنی‌دار نیست. بنابراین،

Archive of SID
www.SID.ir

فرضیه عدم ارتباط علّی از سوی متغیر نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی به متغیر نسبت کسری حساب‌جاری به تولید ناخالص داخلی رد می‌شود. این نتایج بیانگر این است که در کوتاه‌مدت متغیر نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی علّت گرنجری متغیر نسبت کسری حساب‌جاری به تولید ناخالص داخلی است یا به‌عبارت بهتر می‌توان گفت در کوتاه‌مدت رابطه علّیت از سمت کسری بودجه به کسری حساب‌جاری تأیید می‌شود.

جدول ۸ـ نتایج تخمین الگو تصحیح خطای معادله دوم

نام متغیر توضیحی	ضریب	آماره t
dTDY(-1)	۰/۰۰۵	۰/۵۴ (۰/۵۸۹)
dFDY(-1)	-۰/۰۵۰	-۰/۲۲ (۰/۸۲۱)
dy_1(-1)	۰/۳۱۸	۱/۲۹ (۰/۲۰۷)
dR(-1)	-۰/۳۱۱	-۲/۱۴ (۰/۰۴۲)
dXO(-1)	-۰/۱۴۰	-۰/۱۱ (۰/۹۱۱)
ecm(-1)	-۰/۰۲۹	-۳/۰۱(۰/۰۰۶)
P_0	-۰/۰۰۶	-۳/۲۰ (۰/۰۰۴)
I	-۰/۰۰۶	-۲/۹۵ (۰/۰۰۷)
D53	۰/۰۶۷	۲/۶۱ (۰/۰۱۵)
D57	۰/۰۳۲	۲/۲۹ (۰/۰۳۰)
R-Squared: 0/50 R-Bar-Squared: 0/32 F-Stat(9,26): 2/84[0/018]		

ecm_1=-1/00TDY+5/27FDY-0/301Y_1-0/003XO-0/006R+2/75

جدول ۹ـ نتایج آزمون تشخیصی معادله دوم

تست	آماره F	آماره LM
عدم خودهمبستگی جملات پسماند	Fsc(1,25) =0/79 [0/391]	X^2 (1) = 1/06 [0/302]
تصریح فرم تابعی	Fff (1,25) = 0/37 [0/54]	X^2 (1) =0/538 [0/463]
نرمال بودن جملات پسماند	قابل محاسبه نیست	X^2 (2) = 0/964[0/617]
عدم واریانس ناهمسانی جملات پسماند	Fh (1,34) =0/75 [0/392]	X^2 (1) = 0/77 [0/378]

Archive of SID

www.SID.ir

با توجه به نتایج آزمون‌های تشخیصی مربوط به معادله دوم (۳) می‌توان گفت فرضیه‌های عدم واریانس ناهمسانی، نرمال بودن جملات پسماند، تصریح فرم تابعی و عدم خودهمبستگی جملات پسماند تأیید می‌شود. همچنین آماره F نیز معنی‌دار بودن کل رگرسیون را تأیید می‌کند. بنابراین، الگو از نظر تجربی قابل تأیید است و می‌توان نتایج مربوط به الگوی تصحیح خطای معادله دوم را مورد تجزیه و تحلیل اقتصادی قرار داد.

براساس نتایج جدول (۸) ضریب جزء تصحیح خطا معنی‌دار و منفی است. در این الگو ضریب جزء تصحیح خطا از نظر آماری معنی‌دار است؛ بنابراین، می‌توان گفت رابطه علّت و معلولی از کسری حساب‌جاری به کسری بودجه دولت تأیید می‌شود. در این معادله متغیر مجازی شوک نفتی با داشتن ضریب مثبت حکایت از آن دارد که افزایش قیمت نفت باعث افزایش کسری بودجه دولت شده است. این امر به این دلیل روی داده است که در این سال‌ها علی‌رغم افزایش قیمت نفت و رشد بی‌سابقه درآمدهای دولت، به علت رشد سریع‌تر هزینه‌های دولت، بودجه دولت با کسری مواجه شده است. ضریب متغیر تورم نیز برابر با (۰/۰۰۶-) است که بیانگر کاهش (۰/۰۰۶) واحد در نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی به‌علت افزایش یک واحد در تورم است. همچنین متغیر مجازی انقلاب با داشتن ضریب مثبت (۰/۰۳۲)، بیانگر این است که انقلاب باعث افزایش کسری بودجه دولت شده است؛ زیرا در این دوران به‌واسطه تحریم اقتصادی و کاهش قیمت‌های جهانی نفت، از درآمدهای دولت کاسته شده است. همچنین به‌دلیل افزایش دخالت دولت در امور اقتصادی و مخارج جنگ تحمیلی، مخارج دولت افزایش یافته است. بنابراین، دولت با کسری مواجه شده است.

در این قسمت علّیت کوتاه‌مدت برای معادله دوم (۳) بررسی می‌شود. متغیر وابسته نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی و متغیرهای مستقل شامل وقفه متغیرهای نسبت کسری حساب‌جاری به تولید ناخالص داخلی، نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی، تولید ناخالص داخلی، درآمدهای صادرات نفت و گاز و نرخ ارز است. علّیت کوتاه‌مدت با استفاده از آزمون والد بررسی می‌شود که نتایج مربوط به آن در جدول (۱۰) آمده است.

اطلاعات مندرج در جدول نشان می‌دهد محدودیت اعمال‌شده برای متغیر نسبت کسری

www.SID.ir

حساب‌جاری به تولید ناخالص داخلی معنی‌دار است. بنابراین، فرضیه عدم ارتباط علّی از سوی متغیر نسبت کسری حساب‌جاری به تولید ناخالص داخلی به متغیر نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی قبول می‌شود.

جدول ۱۰ـ نتایج علّیت کوتاه‌مدت برای معادله دوم

متغیر وابسته	متغیرهای مستقل	محدودیت اعمال شده	خروجی آزمون
dFDY	dTDY(-1)	$a_1=0$	X^2 (1)=0/30[0/584]

این نتایج حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت متغیر نسبت کسری حساب‌جاری به تولید ناخالص داخلی علّت گرنجری متغیر نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی نیست. به‌عبارت بهتر می‌توان گفت رابطه علّیت در کوتاه‌مدت از سمت کسری حساب‌جاری به کسری بودجه دولت تأیید نمی‌شود.

۵. نتایج تجربی

در این مقاله رابطه علّیت کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیر نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی و متغیر نسبت کسری حساب‌جاری به تولید ناخالص داخلی در ایران برای دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۴۲ مورد آزمون قرار گرفته است. این مطالعه در مقایسه با بسیاری از مطالعات انجام‌شده در این زمینه، به‌جای استفاده از یک الگوی دو متغیره به روش هم‌تجمعی، از یک الگوی چندمتغیره به روش هم‌تجمعی بهره گرفته است. در این الگو علاوه بر دو متغیر، نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی و نسبت کسری حساب‌جاری به تولید ناخالص داخلی از پنج متغیر برون‌زای نرخ بهره، نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی، تورم و درآمدهای نفت و گاز استفاده شده است.

نتایج وجود یک رابطه علّیت دوسویه را در بلندمدت بین کسری بودجه و کسری حساب‌جاری تأیید می‌کند. اما علّیت در کوتاه‌مدت تنها از سمت کسری بودجه به کسری حساب‌جاری برقرار است.

تأثیر کسری حساب‌جاری بر کسری بودجه دولت عمدتاً از طریق درآمدهای حاصل از صادرات نفت و گاز است؛ همچنین افزایش کسری بودجه دولت در شرایطی که نرخ

Archive of SID
www.SID.ir

بهره و نرخ ارز ثابت و ورود و خروج سرمایه وجود ندارد، از طریق افزایش تقاضا، کسری حساب‌جاری را تشدید می‌کند. همچنین نحوه تأمین کسری بودجه که عمدتاً از طریق استقراض از سیستم بانکی است، پایه پولی را افزایش داده و باعث افزایش سطح قیمت‌ها می‌شود. افزایش قیمت‌ها در داخل، باعث افزایش واردات و کاهش صادرات شده و به این ترتیب کسری حساب‌جاری از طریق این دو مکانیسم از کسری بودجه دولت متأثر شده است.

با توجه به مطالب فوق می‌توان گفت در اقتصاد ایران با توجه به نحوه تأمین مالی کسری بودجه دولت و تحت‌تأثیر قرار گرفتن تمام بخش‌های اقتصاد ایران، به‌ویژه بودجه دولت و حساب‌جاری کشور توسط درآمدهای نفتی، وجود رابطه بین کسری بودجه و کسری حساب‌جاری در بلندمدت امری طبیعی و منطقی بوده و اجتناب‌ناپذیر است. درنتیجه، به‌عنوان ساده‌ترین راه‌حل برای بازگرداندن تعادل به حساب‌جاری کشور می‌توان به سیاست کاهش مخارج دولت اشاره کرد.

کاهش مخارج دولت به رشد پس‌انداز دولت منجر خواهد شد؛ اما رشد پس‌انداز دولت به تنهایی کفایت نمی‌کند و نیازمند آن است که با افزایش پس‌انداز بخش خصوصی تقویت و کامل شود. پس‌انداز بخش خصوصی در کشور ما حساسیت چندانی نسبت به رشد کسری بودجه دولت از خود نشان نمی‌دهد؛ دلیل این امر این است که مردم معتقدند کسری بودجه دولت از منبع درآمدهای نفت و گاز جبران خواهد شد نه از طریق افزایش مالیات‌ها. درنتیجه، با افزایش کسری بودجه دولت، مردم پس‌اندازهای‌شان را افزایش نمی‌دهند. اگر دولت اتکای خود به درآمدهای نفت و گاز را کاهش داده و به‌جای آن درآمدهای مالیاتی را مدنظر قرار دهد، این مطلب به مرور در فرهنگ مردم جای خواهد گرفت که افزایش کسری بودجه دولت لزوماً باید در آینده از طریق افزایش مالیات‌ها جبران شود؛ درنتیجه، مردم پس‌اندازهای اکنون خود را افزایش می‌دهند و به این طریق قسمتی از آثار کسری بودجه دولت به‌وسیله رشد پس‌اندازهای بخش خصوصی جبران شده و به بخش خارجی اقتصاد منتقل نمی‌شود.

پیشنهادهای دیگری که در این زمینه می‌توان به آن‌ها اشاره کرد عبارت‌اند از:

۱) کاهش اتکا به درآمدهای نفت و گاز برای جلوگیری از رخ دادن هر دو نوع کسری.

Archive of SID

www.SID.ir

۲) محدود کردن دولت در استقراض از بانک مرکزی برای تأمین مالی کسری بودجه.
۳) انظباط مالی دولت اولین و مؤثرترین گام در جهت بازگرداندن تعادل به اقتصاد.
۴) تأمین کسری بودجه از طریق افزایش درآمدهای مالیاتی.
۵) اعمال سیاست‌های تشویق صادرات با هدف رفع اتکا به اقتصاد تک محصولی.
۶) تلاش و سیاست‌گذاری در جهت متنوع کردن ترکیب صادرات با هدف رفع اتکا به اقتصاد تک‌محصولی و درنتیجه کاهش وابستگی اقتصاد به نوسان‌های درآمد ارزی.
۷) به‌کارگیری سیاست‌های تجاری برای کنترل واردات و به‌ویژه کنترل ترکیب واردات.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش اقتصادی و ترازنامه، سال‌های مختلف.

برانسون، ویلیام اچ. (۱۳۷۶)؛ تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان، عباس شاکری، تهران، نشر نی.

بیدآباد، بیژن (۱۳۷۷)؛ «پیامدهای تأمین مالی کسری بودجه از طریق انتشار پول جدید»، تازه‌های اقتصاد، شماره ۷۳، صص ۱۲-۲۲.

ذوالنور، سیدحسین (۱۳۷۴)؛ مقدمه‌ای بر روش‌های اقتصادسنجی، شیراز، انتشارات دانشگاه شیراز.

رحمانی، تیمور (۱۳۸۱)؛ اقتصاد کلان، تهران، انتشارات برادران.

شیوا، رضا و ناصر خیابانی (۱۳۷۵)؛ «ارتباط کسری بودجه و کسری تراز تجاری در ایران: آزمونی به روش همگرایی بلندمدت»، فصلنامه علمی و پژوهشی شریف، دوره ۱۲، شماره ۱۲، صص ۴۵-۵۱.

قطمیری، محمدعلی و علی‌حسین صمدی (۱۳۷۴)؛ «بررسی رابطه بین کسری بوجه دولت و تراز تجاری در اقتصاد ایران»، رساله کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.

قارون، معصومه (۱۳۷۱)؛ «بررسی اثرات سیاست مالی بر حساب‌جاری تراز پرداخت‌ها»، رساله کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی تهران.

کیهان، «نقدینگی و پس‌انداز بی‌خاصیت در اقتصاد ملی»، شماره ۱۶۹۲۴، مهر ۱۳۷۹، ص ۵.

محمدی، حسن (۱۳۷۳)؛ «سیاست مالی و تراز تجاری (بررسی تجربه اقتصاد ایران)»، مقاله ارائه‌شده در کنفرانس ماهانه مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، صص ۴۸-۶۲.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)؛ ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی، تهران، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

نخجوانی، احمد (۱۳۸۰)؛ «انحراف پس‌انداز و سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران»، بورس، شماره ۲۷، ص ۲۵.

Abdulai, A. and Jaquet, P. (2002); "Exports and Economic Growth: Cointegration and Causality Evidence for Cote D,Ivoire", African Development Bank, vol.33, pp.1-17.

Archive of SID

www.SID.ir

Alkswani Alkhatib, M. (2001); "The Twin Deficits Phenomenon in Petroleum Economy: Evidence from Saudi Arabia", Working Paper.

Chinn, Menzie D. and Eswar S. Prasad (2003); "Medium-Term Determinants of Current Accounts in Industrial and Developing Countries: An Empirical Exploration", *Journal of International Economics*, vol. 59, pp. 47-76.

Darrat, Ali F. (1988); "Have Large Budget Deficits Caused Rising Trade Deficits?", *Southern Economic Journal*, vol.52, pp.879-887.

Engle, R. and Granger, C. (1987); "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, vol. 55, pp.251-279.

Harris, R. I. D. (1995); "Using Cointegration Analysis in Econometric Modeling", UK, Hall/ Harvester Wheatsheaf.

Hashemzadeh, N. and Wilson, L. (2006); "The Dynamics of Current Account and Budget Deficits in Selected Countries if the Middle East and North Africa", *International Research Journal of Finance and Economics*, vol.5, pp.111-129.

Hatemi, A. and Shukur, G. (2002); "Multivariate Based Causality Test of Twin Deficits in The U.S", *Journal of Applied Statistics*, vol.29, pp.817-824.

Islam, M. F. (1998); "Brazil's Twin Deficits: An Empirical Examination", *Atlantic Economic Journal*, vol. 26, pp.121-128.

Johansen, S. (1988); "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, pp.231-254.

Johansen, S. and Juselius, K. (1990); "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, pp.169-210.

Kannapiran, C. (2001); "Macroeconomic Impacts of Export Commodity Price Subsidy in Papua New Guinea", *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, vol. 45, pp.437-458.

Kasibhatla, K. and Johanson, M. and Malindretos, J. and Arize, A. (2001); "Twin Deficits Revisited", *Journal of Business & Economic Studies*, vol.7, pp.52-63.

Khalid, A. M. and Guan, T. W. (1999); "Causality Tests of Budget and Current Account Deficits: Cross-Country Comparisons", *Empirical Economics*, vol.24, pp. 389-402.

Kouassi, E. and Decaluwe, B. and Kapombe, C. and Colyer, D. (1999); "Temporal Causality and the Dynamic Interactions Between Terms of Trade and Current Account Deficits in Cointegrated VAR Processes: Further

Archive of SID

www.SID.ir

Evidence from Ivorian Time Series", *Applied Economics*, vol.31, pp.89-96.

Kouassi, E. and Mougoue, M. and Kymn, K. O. (2004); "Causality Tests of the Relationship Between the Twin Deficits", *Empirical Economics*, vol. 29, pp. 503-525.

Kulkarni, K. G. and Erickson, E. L. (2001); "Twin Deficit Revisited: Evidence from India, Pakistan and Mexico", *The Journal of Applied Business Research*, vol. 17, pp. 97-104.

Pesaran, M. H. and B. Pesaran (1997); *Working with Microfit 4.0: An Interactive Introduction to Econometrics*, Oxford University Press.

Rosenweing, J. A. and Tallman, E. W. (1993); "Fiscal Policy and Trade Adjustment: Are the Deficits Really Twins?", *Economic Inquiry*, vol. 31, pp.580-594.

Vamvoukas, G. (1999); "The Twin Deficits Phenomenon: Evidence from Greece", *Applied Economics*, vol. 31, pp. 1093-1100.

Archive of SID

www.SID.ir