

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

منصوره زوارثیان کچومثقالی*

پذیرش: ۸۹/۵/۴

دریافت: ۸۸/۴/۲۱

کسری بودجه / حساب جاری / مدل تصحیح خطا / هم‌تجمعی

چکیده

کسری بودجه مداوم یکی از مشکلات عمده کشورهای درحال توسعه است. کسری بودجه از طریق تغییرات تقاضای کل، حساب جاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد. لذا، جا دارد اثرات کسری بودجه بر حساب جاری بررسی شود. از این رو، این تحقیق رابطه بین کسری بودجه و کسری حساب جاری در اقتصاد ایران را در سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۴۲ بررسی می‌کند. برای بررسی رابطه بین کسری بودجه و کسری حساب جاری از یک الگوی خودهمبسته برداری استفاده شده است؛ همچنین رابطه علیت 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 حساب جاری وجود دارد. همچنین یک رابطه علیت دوسویه بین کسری بودجه و کسری حساب جاری در بلندمدت تأیید می‌شود؛ اما در کوتاه‌مدت رابطه علیت، تنها از سمت کسری بودجه به کسری حساب جاری تأیید می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: H61, H62, F32.

مقدمه

یکی از مشکلات اقتصادی بیش‌تر کشورها در دهه‌های اخیر، کسری بودجه و کسری حساب‌جاری به‌طور هم‌زمان است. این مشکل در کشورهای در حال توسعه 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. در نتیجه، 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 علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت بین کسری بودجه و کسری حساب‌جاری با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری آزمون شده است.

۱. پیشینه تحقیق

دارات^۱ (۱۹۸۸) در مقاله‌ای با عنوان آیا افزایش کسری بودجه سبب افزایش کسری

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

رزنونینگ و تالمن^۱ (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^۲ (۱۹۹۹) با استفاده از داده‌های سری زمانی سالیانه رابطه بین کسری بودجه دولت و کسری حساب جاری را بررسی کردند و از روش هم‌تجمعی بهره می‌گیرند. نتایج نشان می‌دهد که یک رابطه بلندمدت بین کسری بودجه دولت و کسری حساب جاری برای کشورهای توسعه‌یافته وجود ندارد، اما وجود چنین رابطه بلندمدتی برای کشورهای درحال توسعه رد نمی‌شود.

کاسیبهاتلا، یوهانسن، مالینترتس و اریز^۳ (۲۰۰۱) رابطه بین کسری بودجه دولت و کسری حساب جاری 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 علیت گرنجر بهره گرفته‌اند.

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

کواسی، موگویی و کیمین^۴ (۲۰۰۴) با استفاده از تست علیت 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^۵ (۲۰۰۶) در مقاله‌ای با عنوان روابط علی بین کسری حساب جاری 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).

رابطه بین دو کسری مبهم و پیچیده است و روابط علی 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

باز به صورت زیر مطرح می‌شود.

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

$$Y=C+I+G+(X-M) \quad (1)$$

درآمد ملی نیز به صورت زیر است:

$$Y_1=C+S+T \quad (2)$$

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 جمع‌آوری شده توسط دولت و S پس‌انداز بخش خصوصی است.

چون تولید ملی با درآمد ملی برابر است، بنابراین:

$$C+I+G+(X-M)=C+S+M \quad (3)$$

با حذف C از طرفین رابطه و مرتب کردن رابطه داریم:

$$I+G+X=S+T+M \quad (4)$$

$$(G-T)=(M-X)+(S-I) \quad (5)$$

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 حساب جاری 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 پراتز $(S-I)$ و

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 تحت تأثیر قرار نمی‌دهد و در نتیجه مصرف تحت تأثیر کسری بودجه قرار نمی‌گیرد، بلکه این پس‌انداز است که افزایش می‌یابد، چرا که در نتیجه رشد مخارج دولت (یا کاهش مالیات‌ها که به رشد بدهی دولت منجر می‌شود) مردم انتظار دارند افزایش مخارج دولت با 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 این ترتیب، 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. به عبارت دیگر، در رابطه (۵) عبارت (S-I) تمام تغییرات را جذب می‌کند و در نتیجه عبارت (M-X) بدون تغییر می‌ماند.

اما، کاربرد این دیدگاه‌ها در کشورهای در حال توسعه، 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. در مورد ایران مسأله به

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 به عنوان پذیرش سیاست تورمی است که دولت با استفاده از مالیات تورمی توانسته درصدی از کسری بودجه خود را تأمین کند. بنابراین، در قالب نظری می توان بررسی کرد که افزایش حجم پول چه تأثیری بر دارایی فرد و در نهایت، پس انداز 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 حساب جاری 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 حساب جاری است.

۲-۱. معادله واردات

واردات، تابعی از مخارج کل و واردات دوره قبل^۱ و تابعی از نرخ تورم و نرخ ارز^۲ و تابعی از درآمدهای صادرات نفت و گاز^۳ در نظر گرفته شده است؛ زیرا با افزایش مخارج کل در مورد 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. به عبارت 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 در نتیجه 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).

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:

$$IM_t = a_0 + a_1 D_t + a_2 R_t + a_3 P_t + a_4 X O_t + a_5 IM_{t-1} + u_t$$

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

۲-۲. معادله صادرات

صادرات به دو بخش، صادرات نفتی و غیرنفتی تقسیم شده است. از آنجا که 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؛ بدین جهت، صادرات نفتی برون‌زا فرض شده و صادرات غیرنفتی تابعی از نرخ ارز و تورم^۱ در نظر گرفته شده است. بنابراین داریم:

$$EX_{1t} = b_0 + b_1 R_t + b_2 P_t + b_3 EX_{1,t-1} + v_t$$

$$EX_t = EX_{1t} + X O_t$$

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.

۲-۳. معادله مخارج کل

مخارج کل، تابعی از تولید ناخالص داخلی و حجم نقدینگی فرض شده است.^۲ 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.

$$D_t = c_0 + c_1 M_t + c_2 Y_t + w_t$$

۱. برانسون (۱۳۷۶).

2. Khan, Mohsin (1977).

$$D_t = \text{مخارج کل}, M_t = \text{حجم پول}, Y_t = \text{تولید ناخالص داخلی}.$$

۲-۴. معادله پایه پولی

عوامل متعددی پایه پولی را تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ بنابراین، در اینجا پایه پولی، تابعی از کسری بودجه دولت و کسری حساب جاری 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

زمانی که 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 در نتیجه بر حجم پول اثر می‌گذارد!

$$H_t = d_0 + d_1 FD_{t-1} + d_2 TD_{t-1} + e_t$$

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

۲-۵. معادله عرضه پول

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

$$M_t = e_0 + e_1 H_t + \varepsilon_t$$

M_t = حجم پول، H_t = پایه پولی.

۲-۶. معادله درآمدهای دولت

درآمدهای دولت به صورت ساده، تابعی از درآمدهای نفت و گاز و درآمدهای مالیات

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

$$R_t = K_0 + X O_t + K_1 RIM_t + k_2 RT_t + \varepsilon_{Rt}$$

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

$$RIM_t = I_0 + I_1 IM_t + \varepsilon_{RIMt}$$

و درآمدهای مالیاتی داخلی به این صورت است:

$$RT_t = m_0 + m_1 Y_t + \varepsilon_{RTt}$$

۲-۷. معادله مخارج دولت

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

$$G_t = n_0 + n_1 R_t + \varepsilon_{Gt}$$

۲-۸. کسری بودجه دولت

اتحاد کسری بودجه دولت عبارت است از:

$$FD_t = G_t - R_t$$

۲-۹. کسری حساب جاری

اتحاد کسری حساب جاری، عبارت است از:

$$TD_t = IM_t - EX_t$$

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

می شود:

$$IM_t = a_0 + a_1 D_t + a_2 R_t + a_3 P_t + a_4 XO_t + a_5 IM_{t-1} + u_t \quad (1)$$

$$EX_{1t} = b_0 + b_1 R_t + b_2 P_t + b_3 EX_{1(t-1)} + v_t \quad (2)$$

$$EX_t = EX_{1t} + XO_t \quad (3)$$

$$D_t = c_0 + c_1 M_t + c_2 Y_t + w_t \quad (4)$$

$$H_t = d_0 + d_1 FD_{t-1} + d_2 TD_{t-1} + e_t \quad (5)$$

$$M_t = e_0 + e_1 H_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$R_t = k_0 + XO_t + k_1 RIM_t + k_2 RT_t + \varepsilon_{Rt} \quad (7)$$

$$RIM_t = l_0 + l_1 IM_t + \varepsilon_{RIMt} \quad (8)$$

$$RT_t = m_0 + m_1 Y_t + \varepsilon_{RTt} \quad (9)$$

$$G_t = n_0 + n_1 R_t + \varepsilon_{Gt} \quad (10)$$

$$FD_t = G_t - R_t \quad (11)$$

$$TD_t = IM_t - EX_t \quad (12)$$

از سیستم معادلات همزمان فوق، می‌توان با استفاده از فرم کاهش یافته^۱ یک الگوی خودرگرسیون برداری (VAR) برای رابطه بین دو کسری استخراج کرد.^۲ در این تحقیق برای بررسی رابطه کسری بودجه و کسری حساب جاری از یک الگوی خودرگرسیون برداری به صورت زیر استفاده شده است.

$$(FD/Y)_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i L^i (FD/Y)_t + \sum_{i=1}^n \beta_i L^i (TD/Y)_t + \sum_{i=0}^m \gamma_i L^i X_t + \varepsilon_{1t}$$

$$(TD/Y)_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i L^i (TD/Y)_t + \sum_{i=1}^n \beta_i L^i (FD/Y)_t + \sum_{i=0}^m \gamma_i L^i X_t + \varepsilon_{2t}$$

$X_t =$ بردار متغیرهای برون‌زا است.

همچنین برای بررسی رابطه علی بین کسری بودجه دولت و کسری حساب جاری از الگوی تصحیح خطا استفاده شده است.

الگوی VECM که برای بررسی رابطه علی بین کسری بودجه و کسری حساب جاری در این تحقیق استفاده شده، به صورت زیر است:

$$D(FD/Y)_t = \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_i L^i D(TD/Y)_t + \sum_{i=1}^n \beta_i L^i D(FD/Y)_t + \sum_{i=1}^n \eta_i L^i DX_t + \varphi D_t + v_{1t}$$

$$D(TD/Y)_t = \alpha_2 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_i L^i D(TD/Y)_t + \sum_{i=1}^n \delta_i L^i D(FD/Y)_t + \sum_{i=1}^n \eta_i L^i DX_t + \varphi D_t + v_{2t}$$

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

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

(TD/Y) = نسبت کسری حساب جاری 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 هم تجمعی است که معنی دار بودن ضریب آن

دلیلی بر علیت بلندمدت است.

علیت بلندمدت با توجه به ضریب باوقفه جمله تصحیح خطا آزمون شده و برای بررسی

علیت کوتاه مدت از آزمون والد استفاده می شود.

۳. روش برآورد الگو

در راستای بررسی و تعیین رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای کسری بودجه دولت و کسری حساب جاری از روش یوهانسن استفاده می شود 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 هم تجمعی برداری که در آن تعیین بردارهای هم تجمعی از طریق روش حداکثر درست نمایی صورت می گیرد، توانستند نقایص روش انگل - گرنجر دو مرحله ای را رفع کنند. این روش در واقع از ارتباط بین ییزاسوگلا

VAR و مسأله هم تجمعی، برای آزمون و یافتن بردارهای هم تجمعی بهره می گیرد. اگر یک الگوی خود توضیح برداری را که دارای K متغیر درونزا و P وقفه زمانی برای هر متغیر است در شکل ماتریسی و به صورت زیر در نظر گرفته شود.

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

که y_t و وقفه های آن بردارهای $(K \times 1)$ از متغیرهای درونزای $I(1)$ است و A_1, A_2, \dots, A_p ماتریس های $(K \times K)$ ضرایب الگو هستند. X_{t-i} بردار $(q \times 1)$ متغیرهای برونزای $I(1)$ است و φ_i ها ماتریس های $(K \times q)$ ضرایب متغیرهای برونزا است. u_t بردار $(K \times 1)$ مربوط به جملات اخلال الگو است.

برای پیوند رفتار کوتاه مدت y_t به مقادیر تعادلی بلندمدت، الگو تصحیح خطای برداری مربوط به معادله فوق را می توان به صورت زیر مطرح کرد:

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

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

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

DZ_{t-i} بردار متغیرهای درونزا و برونزای $I(1)$ و H_i ها 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 تحلیل های بعدی برای تعیین بردارهای هم تجمعی است. با استفاده از رتبه ماتریس π (که آن را با r نشان می دهیم) می توانیم اطلاعاتی در مورد روابط بلندمدت بین متغیرهای Z_t به دست 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 می توانیم الگوی VAR را با

استفاده از تفاوت اولیه متغیرها تخمین بزنیم.

(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 $0 < r < k$ باشد، در این صورت r رابطه خطی بین متغیرهای غیر ساکن وجود دارند که این روابط خطی ساکن اند. بحث مورد نظر حالت سوم است. در چنین وضعی، ماتریس π را می توان به صورت $\pi = \alpha\beta'$ نوشت که α و β ماتریس های $(K \times r)$ هستند. β ماتریس پارامترهای هم تجمعی و α ماتریس پارامترهای تصحیح خطا است که سرعت تعدیل از عدم تعادل را نشان می دهد. یوهانسن و جوسیلیوس نشان می دهند که β ماتریس هم تجمعی است که ستون های آن بردارهای ویژه مربوط به بزرگ ترین مقادیر ویژه معادله زیر است:

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

$$S_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{R}_{it} \hat{R}'_{jt} \quad i, j = 0, 1$$

که در آن \hat{R}_{1t} و \hat{R}_{0t} به ترتیب پسماندهای حاصل از رگرسیون DZ_t و DZ_{t-k} روی DZ_{t-1} ، DZ_{t-k+1} و ... هستند.

چنانچه مقادیر ویژه را از کوچک به بزرگ به صورت $\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \dots > \hat{\lambda}_n$ مرتب کنیم، بردار ویژه متناظر با بزرگ ترین مقادیر ویژه به دست می آید و ماتریس های α و β به صورت زیر محاسبه می شود:

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

$$\hat{\alpha} = S_{01} \hat{\beta}$$

پس از برآورد این ماتریس ها، می توان با اعمال قیود بر ضرایب بردارهای هم تجمعی به ارتباط بلندمدت اقتصادی میان آنها دست یافت.

دو نوع تست برای به دست آوردن تعداد بردارهای هم تجمعی ارائه شده است.

(۱) آماره آزمون اثر: این تست این مطلب را بررسی می کند که تعداد بردارهای هم تجمعی حداکثر r بوده و براساس تابع درست نمایی زیر است:

$$\lambda_{\text{trace}} = T \text{SLn}(1 - \hat{\lambda}_1^r) \quad r = 0, 1, 2, \dots, k-1$$

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.

$$\lambda_{\max} = T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad r=0, 1, 2, \dots, k-1$$

۴. برآورد الگو و تجزیه و تحلیل نتایج

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

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \theta_i \Delta y_{t-i} + \mu_1 D_{1t} + \mu_2 D_{2t} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$$

D_{1t} و D_{2t} متغیرهای مجازی هستند.

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تصحیح شده (ADF)

و فیلپس 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 - فولر تصحیح شده و فیلپس پرون در سطح ۰/۹۵٪ برای مقادیر اصلی.
- با عرض از مبدأ و بدون روند ۲/۹۴- : با عرض از مبدأ و روند ۳/۵۴-

مقادیر بحرانی آماره دیکی - فولر تصحیح شده و فیلپس پرون در سطح ۰/۹۵٪ برای تفاضل مرتبه اول.
- با عرض از مبدأ و بدون روند ۲/۹۴- : با عرض از مبدأ و روند ۳/۵۴-

در الگوی خودهمبسته برداری، همانند دیگر الگوهای اقتصادسنجی، جملات اخلاص 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 به وسیله 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 $P < p$.

جدول ۲- انتخاب مرتبه بهینه

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

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 در مورد 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 ، توأم انجام می‌گیرد. براساس روش یوهانسن برای دستیابی به تعداد بردارهای هم‌تجمعی باید رتبه ماتریس π مشخص شود. تعیین رتبه ماتریس π نیز به وسیله 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 ارزیابی شده که با مقایسه آن‌ها، الگوی مناسب انتخاب می‌شود. در این رابطه، پنج حالت مختلف بررسی شده است.

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

مقیدترین تا نامقیدترین حالت برآورد شود. λ_{\max} و λ_{trace} مربوط به این الگوها را به ترتیب برای فرضیه $r=0, r=1, r=2$ و بیش تر، مرتب کرده و از مقیدترین تا نامقیدترین حالت، آماره آزمون با مقادیر بحرانی متناظر با هر یک مقایسه شود. زمانی که فرض صفر برای یک r مشخص رد شود، آن آزمون تمام شده تلقی و آزمون در مرحله دیگر (r بزرگ تر) ادامه می یابد. این فرآیند زمانی متوقف می شود که فرضیه صفر پذیرفته شود. در این هنگام تعداد بردارهای هم تجمعی و الگویی که براساس آن تعداد بردارهای مشخص می شود، به صورت توأم انتخاب می شود^۱.

جدول ۳- نتایج آزمون رتبه ماتریس

حالت ۵		حالت ۴		حالت ۳		حالت ۲		حالت ۱		H1	H0
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 هم تجمعی را در نظر گرفته و حالتی را در نظر می گیریم که عرض از مبدأ در رابطه بلندمدت وجود داشته و در رابطه کوتاه مدت لحاظ نشده باشد، همچنین روند در هیچ کدام از روابط بلندمدت و کوتاه مدت 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.

$$TDY_t = \mu_1 + b_1 FDY_t + b_2 Y_t + b_3 R_t + b_4 XO_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$D(TD/Y)_t = a_2 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_i L^i D(TD/Y)_t + \sum_{i=1}^n \delta_i L^i D(FD/Y)_t + \sum_{i=1}^n \eta_i L^i DX_t + \phi D_t + v_{1t} \quad (2)$$

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

$$+ \sum_{i=1}^n \eta_i L^i DX_t + \varphi D_t + v_{2t}$$

که در این معادلات ε_t ، v_{1t} ، v_{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 حساب جاری 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_t) 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 هم تجمعی است.

جدول ۴- برآورد بردارهای هم تجمعی تحت شرایط محدودیت‌های دقیقاً مشخص یوهانسن

متغیرها	ضرایب متغیرها در بردار تعادلی	ضرایب متغیرها در بردار نرمال شده	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 نرمال شده 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 حساب جاری به تولید همگرا بوده و یک رابطه

تعادلی بلندمدت به صورت زیر بین متغیرهای نسبت کسری بودجه به تولید و نسبت کسری حساب جاری به تولید وجود دارد.

نتایج برآورد ضرایب روابط بلندمدت نشان می‌دهد که بین دو متغیر نسبت کسری بودجه به تولید و نسبت کسری حساب جاری 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 افزایش ۵/۲۷ واحد در نسبت کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی می‌شود. این متغیر با داشتن بزرگ‌ترین ضریب (۵/۲۷) در بین متغیرهای الگو، بیش‌ترین توضیح تغییرات متغیر نسبت کسری حساب جاری 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 حساب جاری به تولید ناخالص داخلی می‌شود. به عبارت بهتر، در بردار تعادلی بلندمدت موردنظر ما ضریب این متغیر منفی است که نمایانگر اثر منفی تولید ناخالص داخلی بر متغیر کسری حساب جاری است. بدین ترتیب با افزایش تولید، کسری در حساب جاری کاهش می‌یابد؛ یا به عبارت دیگر، افزایش تولید باعث بهبود حساب جاری می‌شود. ضریب متغیر درآمدهای صادرات نفت و گاز XO برابر با (۰/۰۳-) است و بیانگر این است که افزایش یک واحد در درآمدهای صادرات نفت و گاز باعث کاهش ۰/۰۳ واحد در نسبت کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی می‌شود؛ به بیان دیگر، این ضریب نشان می‌دهد افزایش درآمدهای صادرات نفت و گاز باعث کاهش کسری حساب جاری می‌شود. ضریب متغیر نرخ ارز هم معنی‌دار و برابر با (۰/۰۶-) 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 حساب جاری به تولید ناخالص داخلی کاهش می‌یابد.

نتایج مندرج در جدول (۵) برآورد الگوی تصحیح خطای معادله اول را نشان می‌دهد. همان‌طور که 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

فرض‌های استاندارد کلاسیک برایش برقرار باشد.

جدول ۵- 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)	-۰/۹۸	-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)		

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

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 ۶- نتایج آزمون تشخیصی معادله اول

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

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

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) $0/98-$ برآورد شده است که نشان می‌دهد در هر سال $0/98$ از عدم تعادل یک دوره در نسبت کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی در دوره بعد تعدیل می‌شود. بنابراین، تعدیل به سمت تعادل به سرعت صورت می‌گیرد. در نتیجه می‌توان گفت در بلندمدت کسری بودجه به کسری حساب جاری منجر می‌شود. همچنین، متغیر نرخ تورم با داشتن ضریب مثبت بیانگر این است که افزایش قیمت‌های داخلی باعث افزایش کسری حساب جاری می‌شود؛ زیرا، افزایش قیمت‌های داخلی باعث افزایش واردات شده و حساب جاری با کسری مواجه می‌شود. در این معادله، متغیر مجازی شوک نفتی با داشتن ضریب منفی ($-2/71$) حکایت از آن دارد که افزایش ناگهانی قیمت نفت به کاهش کسری حساب جاری منجر شده است. دلیل رخ دادن این امر، بهبود نسبی حساب جاری به دلیل افزایش چشمگیر درآمدهای نفتی در سال‌های اخیر، بوده است. بنابراین، شوک نفتی به کاهش کسری حساب جاری منتهی شده است.

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

جدول ۷- نتایج علیت کوتاه‌مدت برای معادله اول

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

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

فرضیه عدم ارتباط علی از سوی متغیر نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی به متغیر نسبت کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی رد می‌شود. این نتایج بیانگر این است که در کوتاه‌مدت متغیر نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی علت گرنجری متغیر نسبت کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی است یا به عبارت بهتر می‌توان گفت در کوتاه‌مدت رابطه علیت از سمت کسری بودجه به کسری حساب جاری تأیید می‌شود.

جدول ۸- 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]

$$ecm_t = -1/00TDY + 5/27FDY - 0/301Y_{t-1} - 0/003XO - 0/006R + 2/75$$

جدول ۹- نتایج آزمون تشخیصی معادله دوم

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

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.

بر اساس 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 علت و معلولی از کسری حساب جاری 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 $(-0/006)$ است که بیانگر کاهش $(0/006)$ واحد در نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی به علت افزایش یک واحد در تورم است. همچنین متغیر مجازی انقلاب با داشتن ضریب مثبت $(0/032)$ ، بیانگر این است که انقلاب باعث افزایش کسری بودجه دولت شده است؛ زیرا در این دوران به واسطه تحریم اقتصادی و کاهش قیمت‌های جهانی نفت، از درآمدهای دولت کاسته شده است. همچنین به دلیل 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 علیت 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 حساب جاری به تولید ناخالص داخلی، نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی، تولید ناخالص داخلی، درآمدهای صادرات نفت و گاز و نرخ ارز است. علیت 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 اعمال شده برای متغیر نسبت کسری

حساب جاری به تولید ناخالص داخلی معنی دار است. بنابراین، فرضیه عدم ارتباط علی از سوی متغیر نسبت کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی به متغیر نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی قبول می‌شود.

جدول ۱۰- نتایج علیت 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 حساب جاری به تولید ناخالص داخلی علت گرنجری متغیر نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی نیست. به عبارت بهتر می‌توان گفت رابطه علیت در کوتاه‌مدت از سمت کسری حساب جاری به کسری بودجه دولت تأیید نمی‌شود.

۵. نتایج تجربی

در این مقاله رابطه علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیر نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی و متغیر نسبت کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی در ایران برای دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۴۲ مورد آزمون قرار گرفته است. این مطالعه در مقایسه با بسیاری از مطالعات انجام شده در این زمینه، به جای 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 حساب جاری 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 علیت دوسویه را در بلندمدت بین کسری بودجه و کسری حساب جاری تأیید می‌کند. اما علیت در کوتاه‌مدت تنها از سمت کسری بودجه به کسری حساب جاری برقرار است.

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

بهره و نرخ ارز ثابت و ورود و خروج سرمایه وجود ندارد، از طریق افزایش تقاضا، کسری حساب جاری 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 حساب جاری 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 تحت تأثیر قرار گرفتن تمام بخش‌های اقتصاد ایران، به‌ویژه بودجه دولت و حساب جاری کشور توسط درآمدهای نفتی، وجود رابطه بین کسری بودجه و کسری حساب جاری در بلندمدت امری طبیعی و منطقی بوده و اجتناب‌ناپذیر است. در نتیجه، به‌عنوان ساده‌ترین راه‌حل برای بازگرداندن تعادل به حساب جاری 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. در نتیجه، 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؛ در نتیجه، 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.

- ۲) محدود کردن دولت در استقراض از بانک مرکزی برای تأمین مالی کسری بودجه.
- ۳) انضباط 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 تک محصولی و در نتیجه کاهش وابستگی اقتصاد به نوسان‌های درآمد ارزی.
- ۷) به کارگیری سیاست‌های تجاری برای کنترل واردات و به ویژه کنترل ترکیب واردات.

منابع

- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش اقتصادی و ترازنامه، سال‌های مختلف.
- برانسون، ویلیام اچ. (۱۳۷۶)؛ ثوری 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 علی حسین 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 حساب جاری 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.
- نوفروستی، 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.

- 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 of 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

- 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.