

## بررسی فرضیه کسری دوگانه در اقتصاد ایران: رهیافت خودرگرسیون برداری آستانه‌ای دو رژیمه

محمد رضا کهنسال

استاد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد، [kohansal@um.ac.ir](mailto:kohansal@um.ac.ir)

پریسا علیزاده\*

دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد،

[parisa.alizadeh67@gmail.com](mailto:parisa.alizadeh67@gmail.com)

تاریخ دریافت: ۹۴/۶/۲۴ تاریخ پذیرش: ۹۴/۱۲/۹

### چکیده

یکی از مهم‌ترین مشکلات اقتصادی بسیاری از کشورهای در حال توسعه، وقوع همزمان کسری بودجه و کسری حساب جاری می‌باشد که بر اساس فرضیه کسری دوگانه آثار نامطلوبی بر عملکرد بخش‌های مختلف اقتصاد به جای می‌گذارد. در این مطالعه فرضیه کسری دوگانه در اقتصاد ایران با استفاده از تخمین رابطه غیرخطی بین کسری بودجه و کسری حساب جاری در دوره ۱۳۹۱-۱۳۵۰ بررسی شده است. برای این منظور ابتدا با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن و آزمون علیت در قالب مدل خودرگرسیون برداری، رابطه علی دو طرفه بین متغیرها تأیید شده و سپس آزمون غیر خطی بودن بر روی رابطه مذکور انجام گرفته و پس از اثبات غیر خطی بودن این رابطه، الگوی مطالعه به روش خودرگرسیون برداری آستانه‌ای دو رژیمه برآورد گردیده است. نتایج نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت کسری حساب جاری تحت تأثیر کسری بودجه قرار می‌گیرد و با افزایش کسری بودجه، کسری حساب جاری نیز افزایش می‌یابد اما در بلند مدت این دو متغیر به صورت مستقل از هم رفتار می‌کنند.

**واژه‌های کلیدی:** کسری بودجه، کسری حساب جاری، فرضیه کسری دوگانه، آزمون غیرخطی، اثرات آستانه‌ای.

**طبقه‌بندی JEL:** H62, H61, F32

---

\* نویسنده مسئول مکاتبات

## ۱- مقدمه

فرضیه کسری دوگانه که بیانگر تأثیرپذیری کسری حساب جاری از کسری بودجه دولت است یکی از مباحث اساسی اقتصاد کلان می‌باشد که همواره مورد توجه پژوهشگران بوده است (میلر و روسک<sup>۱</sup>، ۱۹۸۹؛ کاوالو<sup>۲</sup>، ۲۰۰۵). مفهوم کسری دوگانه در ابتدای دهه ۱۹۸۰ با کسری قابل توجه حساب جاری آمریکا ناشی از کسری بودجه شدید دولت فدرال مطرح شد (بارتولینی و لابی<sup>۳</sup>، ۲۰۰۶). این مسئله در کشورهای در حال توسعه که دارای بخش خصوصی کارا نمی‌باشند به طور گسترده‌تری مشاهده می‌شود. در این کشورها به دلیل بالا بودن سهم دولت در اقتصاد، هزینه‌های دولت قابل توجه بوده و اغلب منابع درآمدی کافی برای پوشش این مخارج وجود ندارد. در این شرایط دولت ناگزیر به تأمین کسری بودجه خود از منابع بانکی می‌باشد که این امر منجر به رشد تقاضای کل می‌شود. این در حالی است که افزایش مخارج دولت در سمت عرضه کشور به دلیل بی‌کشش بودن عرضه کل، باعث افزایش چندانی در میزان عرضه نشده و بروز تورم اجتناب ناپذیر می‌گردد. در چنین وضعیتی واردات کالا افزایش و صادرات کالا کاهش می‌یابد. در نتیجه عدم تعادل در بودجه دولت به بخش خارج منتقل شده و باعث بروز کسری حساب جاری در این کشورها می‌شود. با توجه به آثار مخرب این دو کسری بر اقتصاد، بررسی ارتباط متقابل بین آن‌ها در کوتاه مدت و نیز بلندمدت جهت انتخاب دقیق‌تر ابزارهای سیاستی مقابله با این دو نوع کسری ضروری به نظر می‌رسد. دو روش برای آزمون تجربی رابطه میان کسری بودجه و کسری حساب جاری وجود دارد. روش اول بدون در نظر گرفتن عوامل ارتباط دهنده میان کسری بودجه و کسری حساب جاری، رابطه میان آن‌ها را به طور مستقیم مورد آزمون قرار می‌دهد. روش دوم آزمونی غیرمستقیم است و توجه آن بر عوامل تأثیرگذار بر رابطه میان کسری بودجه و کسری حساب جاری است. به عبارتی این روش رابطه میان کسری بودجه و نرخ بهره داخلی، رابطه میان نرخ بهره داخلی و نرخ ارز و در نهایت رابطه میان نرخ ارز و کسری حساب جاری را مورد بررسی قرار می‌دهد (سالواتوره<sup>۴</sup>، ۲۰۰۶). که روش اول رابطه علی بین دو کسری را نیز مورد بررسی قرار می‌دهد و در صورت وجود ارتباط، جهت آن را نیز مشخص می‌کند. از سوی دیگر، در سال‌های اخیر،

---

<sup>۱</sup> Miller and Russek

<sup>۲</sup> Cavallo

<sup>۳</sup> Bartolini and Labiri

<sup>۴</sup> Salvatore

مدل‌های غیرخطی در مطالعات تجربی حوزه اقتصاد کاربرد وسیعی داشته‌اند. بسیاری از مطالعات تجربی بیانگر شواهدی از وجود رابطه غیرخطی و تصادفی بودن بسیاری از روابط تعادلی در اقتصاد بوده‌اند (تی سی<sup>۱</sup>، ۲۰۰۲). برخی از محققین استدلال کرده‌اند که در نظر نگرفتن ماهیت غیرخطی کسری بودجه منجر به نتایج نادرست و غیرقابل اعتمادی خواهد شد. به عنوان مثال، تراچاناس و کاتراکیلیدیس<sup>۲</sup> (۲۰۱۳) رابطه بین کسری بودجه و کسری حساب جاری را برای کشورهای پرتغال، ایرلند، ایتالیا، یونان و اسپانیا طی دوره ۱۹۷۱-۲۰۰۹ بررسی کردند. مدل‌های خطی فرض وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها را تأیید نکرد در حالی که نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی برقراری فرضیه کسری دوگانه در کشورهای پرتغال، ایرلند، یونان و اسپانیا را اثبات نمود. عدم تأیید فرض وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای کسری بودجه و کسری حساب جاری در بسیاری از مطالعات انجام شده، ناشی از در نظر نگرفتن اثرات آستانه‌ای می‌باشد (هولمز<sup>۳</sup>، ۲۰۱۱). پراجیدیس و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۱۵) بیان کرده‌اند که تعدیلات شوک‌های مالی می‌تواند نامتقارن باشد، استفاده از مدل‌های غیرخطی در تحلیل فرضیه کسری دوگانه نامتقارن بودن این تعدیلات را در نظر می‌گیرد (آوریند<sup>۵</sup>، ۲۰۱۳)؛ لذا در این مطالعه به غیرخطی بودن رابطه بین متغیرها توجه ویژه‌ای شده است.

بنابراین در این مطالعه با استفاده از روش اول و به کارگیری مدل غیرخطی، رابطه بین دو نوع کسری طی دوره ۱۳۹۱-۱۳۵۰ برای ایران مورد آزمون قرار می‌گیرد؛ ضمن اینکه پایداری یا عدم پایداری کسری بودجه و کسری حساب جاری نیز مورد بررسی قرار می‌گیرد. در ادامه ابتدا مبانی نظری بیان می‌شود. سپس مطالعات پیشین مرور می‌شود. در بخش بعدی، روش‌شناسی تحقیق و روش گردآوری داده‌های آماری مورد بررسی قرار می‌گیرد. سپس نتایج تجزیه و تحلیل و یافته‌ها بیان می‌شود و در پایان نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه می‌گردد.

## ۲- مبانی نظری

<sup>۱</sup> Tsay

<sup>۲</sup> Trachanas and Katrakilidis

<sup>۳</sup> Holmes

<sup>۴</sup> Pragidis et al.

<sup>۵</sup> Aworinde

با توجه به شکاف پس‌انداز-سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، رابطه میان کسری بودجه و کسری حساب جاری بسیار پیچیده می‌باشد؛ زیرا بر اساس حساب‌های ملی، کسری حساب جاری برابر با مجموع کسری بودجه بخش دولتی (که برابر با تفاوت میان سرمایه‌گذاری و پس‌انداز دولت می‌باشد) و کسری بودجه بخش خصوصی (که برابر با تفاوت میان سرمایه‌گذاری و پس‌انداز بخش خصوصی می‌باشد) است (پاپادوگوناس و استورناراس<sup>۱</sup>، ۲۰۰۶).

رابطه میان کسری بودجه و کسری حساب جاری را می‌توان توسط نظریه «وجوه موجود برای وام<sup>۲</sup>» در مدل ماندل-فلمینگ<sup>۳</sup> و «نظریه جذب<sup>۴</sup>» کینز توضیح داد. مطابق با مدل ماندل-فلمینگ می‌توان استدلال نمود که افزایش کسری بودجه موجب افزایش نرخ بهره، ورود جریان‌های سرمایه و افزایش ارزش پول داخلی و متعاقب آن افزایش کسری حساب جاری می‌گردد (کواسی و همکاران<sup>۵</sup>، ۲۰۰۴). نظریه جذب کینز بیان می‌کند که افزایش کسری بودجه باعث گسترش ظرفیت جذب داخلی (افزایش تقاضای کل) و توسعه واردات و متعاقب آن افزایش یا بدتر شدن کسری حساب جاری می‌گردد. اگر ارتباط میان پس‌انداز و سرمایه‌گذاری زیاد نباشد؛ آن‌گاه، تحرک‌پذیری سرمایه بیشتر خواهد بود و این امر باعث می‌شود که تغییرات کسری حساب جاری و کسری بودجه هماهنگ باشد (مارینهیرو<sup>۶</sup>، ۲۰۰۸). نظریه کینز به طور خلاصه بیان می‌کند که رابطه مثبتی میان کسری حساب جاری و کسری بودجه برقرار است و رابطه علیت به صورت یک طرفه و از سمت کسری بودجه به سوی کسری حساب جاری می‌باشد (زوبیدی و همکاران<sup>۷</sup>، ۲۰۰۶).

با توجه به مفهوم کسری دوگانه، از دیدگاه کینز تغییرات در کسری بودجه دولت باعث تغییرات مشابهی در کسری حساب جاری می‌گردد که دلالت بر این دارد که کسری بودجه دولت در دوره گذشته می‌تواند بخش قابل توجهی از تغییرات کسری حساب جاری دوره پس از آن را توضیح دهد. در ادامه نحوه ارتباط بین کسری بودجه و کسری حساب جاری

<sup>۱</sup> Papadogonas and Stouraras

<sup>۲</sup> Loanable Funds

<sup>۳</sup> Mundell-Fleming

<sup>۴</sup> Absorption theory

<sup>۵</sup> Kouassi et al.

<sup>۶</sup> Marinheiro

<sup>۷</sup> Zubaidi et al.

در یک اقتصاد باز مطرح می‌شود. با توجه به این که تولید ملی از رابطه (۱) و درآمد ملی از رابطه (۲) محاسبه می‌گردد:

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

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

که در این معادلات،  $Y$  مخارج کل،  $C$  مصرف واقعی،  $I$  سرمایه‌گذاری بخش خصوصی،  $G$  مخارج دولت،  $(X-M)$  خالص صادرات،  $Y_I$  درآمد ملی،  $T$  مالیات دریافتی توسط دولت و  $S$  پس انداز بخش خصوصی می‌باشد. مخارج کل و درآمد ملی برابر هستند، بنابراین می‌توان نوشت:

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

با حذف  $C$  از طرفین معادله ۳، رابطه زیر حاصل می‌شود:

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

با مرتب سازی رابطه ۴، رابطه ۵ حاصل می‌گردد:

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

در این رابطه، افزایش هزینه‌های دولت که باعث کسری بودجه می‌شود، با فرض ثابت بودن مالیات‌ها و مازاد پس انداز بخش خصوصی منجر به کسری حساب جاری می‌گردد. اگر پس انداز و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی همبستگی چندانی با کسری بودجه نداشته باشد، افزایش کسری بودجه، مازاد پس انداز بخش خصوصی را تغییر نمی‌دهد، بنابراین کسری بودجه و کسری حساب جاری رابطه یک به یک خواهند داشت (برانسون<sup>۱</sup>، ۱۳۷۶). نظریه دیگری تحت عنوان «تعادل ریکاردویی<sup>۲</sup>» وجود دارد که در ابتدا توسط بارو<sup>۳</sup> (۱۹۷۴) معرفی گردید. مطابق با این دیدگاه، جایگزینی بین زمانی مالیات و کسری بودجه اثری بر نرخ بهره واقعی، مقدار سرمایه‌گذاری یا توازن حساب جاری نخواهد گذاشت (زوبیدی و همکاران، ۲۰۰۶). بنابراین طرفداران فرضیه تعادل ریکاردویی عقیده دارند که کسری بودجه اثری بر حساب جاری ندارد زیرا کاهش مالیات‌ها یا افزایش مخارج دولت در دوره فعلی با افزایش مالیات‌ها در دوره آینده جبران خواهد شد، از این رو کسری بودجه اثری در اقتصاد ندارد (برانسون، ۱۳۷۶). برای بررسی ارتباط بین کسری بودجه و

<sup>۱</sup> Branson

<sup>۲</sup> Ricardian Equivalence

<sup>۳</sup> Barro

کسری حساب جاری می‌توان از مدل‌های غیر خطی بهره گرفت. دلایل متعددی جهت توجیه وجود اثرات آستانه ای بیان شده است. به عنوان مثال، در مدل ماندل- فلمینگ، یک توسعه مالی با توجه به میزان اولیه کسری بودجه می‌تواند اثرات متفاوتی بر روی نرخ بهره داخلی داشته باشد؛ به عبارت دیگر اگر کسری بودجه بیش تر از حد مشخصی (آستانه) شود، ممکن است باعث افزایش بیش تری در نرخ‌های بهره گردد (هولمز، ۲۰۱۱). نیکل و وانستینکیست<sup>۱</sup> (۲۰۰۸) معتقدند که سطح بالای بدهی دولت می‌تواند با رابطه منفی بین موازنه حساب جاری و مالی همراه باشد. به این صورت که در شرایط وجود بدهی بالای دولت، اجرای یک تثبیت مالی شدید می‌تواند منجر به افزایش مصرف خصوصی شود لذا یک رابطه منفی بین موازنه مالی و مصرف خصوصی وجود خواهد داشت. از طرف دیگر اگر بدهی دولت پایین باشد و مشتریان به شیوه کینزی واکنش نشان دهند یک رابطه مثبت بین موازنه حساب جاری و مالی برقرار خواهد بود. بنابراین غفلت از اثرات آستانه‌ای و کاربرد مدل‌های خطی جهت بررسی ارتباط بین دو کسری می‌تواند گمراه کننده باشد.

### ۳- پیشینه تحقیق

مطالعات متعددی به بررسی پدیده کسری دوگانه در اقتصادهای مختلف پرداخته‌اند در این قسمت به برخی از جدیدترین مطالعات خارجی که در این ارتباط انجام یافته اشاره می‌شود. دنیز و سلیک<sup>۲</sup> (۲۰۰۹) فرضیه کسری دوگانه را برای ۶ کشور نو ظهور با استفاده از روش هم‌انباشتگی داده‌های تابلویی بررسی کردند. نتایج نشان داد که رابطه مستقیمی بین افزایش کسری بودجه و افزایش کسری حساب جاری در این کشورها وجود دارد. لائو<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۱۰) به بررسی فرضیه کسری دوگانه برای برخی کشورهای آسیایی پرداختند. نتایج نشان دهنده تایید این فرضیه برای کشورهای مالزی، فیلیپین و تایلند بود. تانگ<sup>۴</sup> و لائو (۲۰۱۱) به بررسی کسری دوگانه در قالب یک مدل تعادل عمومی پرداختند و به این نتیجه رسیدند که یک درصد افزایش در کسری بودجه موجب ۰/۴۳ درصد افزایش در کسری حساب جاری در اقتصاد آمریکا می‌گردد. کران<sup>۵</sup> (۲۰۱۱) رابطه بین کسری بودجه و کسری حساب جاری را در ترکیه با استفاده از روش هم‌انباشتگی

<sup>۱</sup> Nickel and Vansteenkiste

<sup>۲</sup> Deniz and Celik

<sup>۳</sup> Lau

<sup>۴</sup> Tang

<sup>۵</sup> Kiran

بررسی نموده و به این نتیجه رسید که رابطه بلند مدت بین این دو متغیر در طول دوره مورد بررسی وجود ندارد. کالو و پالئولوگ<sup>۱</sup> (۲۰۱۲) فرضیه کسری دوگانه برای کشور یونان را بررسی کردند، آن‌ها با استفاده از روش تصحیح خطای برداری چندمتغیره به این نتیجه رسیدند که رابطه علی مثبتی از کسری حساب جاری به کسری بودجه وجود دارد. ماکین و نارایان<sup>۲</sup> (۲۰۱۳) به بررسی فرضیه کسری دوگانه برای استرالیا پرداختند. نتایج نشان داد که کسری بودجه اثری بر اقتصاد این کشور ندارد. انجوروگ و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای فرضیه کسری دوگانه را برای کنیا طی سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۷۰ با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری بررسی کردند و نتیجه گرفتند که این فرضیه برای کشور کنیا برقرار است. در مطالعه دیگری، توسان و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۱۴) رابطه بلندمدت بین کسری بودجه و کسری حساب جاری را برای منتخبی از کشورهای اروپای مرکزی و شرقی بررسی کردند، آن‌ها با استفاده از آزمون‌های باند<sup>۵</sup> و علیت به این نتیجه دست یافتند که فرضیه کسری دوگانه فقط برای کشور بلغارستان برقرار است. نیام<sup>۶</sup> (۲۰۱۵) فرضیه کسری دوگانه و سیاست‌های پایداری بدهی دولت و نرخ ارز را برای لبنان مورد بررسی قرار داد. وی برای این منظور از آزمون‌های هم‌انباشتگی و علیت استفاده کرد و به این نتیجه رسید که یک رابطه علیت یک‌طرفه بین کسری بودجه و کسری حساب جاری در کوتاه مدت وجود دارد. آدینه‌وند<sup>۷</sup> (۲۰۱۵) اثر کسری بودجه دولت ایران بر حساب جاری و سایر متغیرهای کلان اقتصادی را با استفاده از سیستم معادلات همزمان مورد بررسی قرار داد و نتیجه گرفت که یک رابطه علی مستقیم از کسری بودجه دولت به حساب جاری وجود دارد. مطالعاتی در خصوص بررسی ارتباط بین کسری بودجه و کسری حساب جاری در داخل کشور نیز انجام شده است که در ادامه به برخی از آن‌ها اشاره می‌شود. محمدی (۱۳۷۳) با استفاده از مدل ماندل فلمینگ و روش هم‌انباشتگی رابطه بین کسری بودجه و کسری حساب جاری را بررسی نمود و نشان داد که مازاد بودجه دولت اثر مثبتی بر مازاد حساب جاری داشته است. قطمیری و صمدی (۱۳۷۴) در قالب یک الگوی معادلات همزمان به

<sup>۱</sup> Kalou and Paleologou

<sup>۲</sup> Makin and Narayan

<sup>۳</sup> Njoroge and et al.

<sup>۴</sup> Tosun and et al.

<sup>۵</sup> Bound Testing

<sup>۶</sup> Neaime

<sup>۷</sup> Adinevand

بررسی اثرات کسری بودجه و ترکیب تأمین مالی آن بر حساب جاری در اقتصاد ایران پرداخت. نتایج نشان دهنده وجود یک رابطه معکوس بین کسری بودجه دولت و حساب جاری می‌باشد. صفدری و پورشهبابی (۱۳۸۸) به بررسی اثر کسری بودجه دولت بر کسری حساب جاری با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده در اقتصاد ایران پرداختند. نتایج نشان داد که سیاست کاهش کسری بودجه دولت منجر به کاهش کسری حساب جاری می‌گردد. زورثیان (۱۳۹۱) به مطالعه رابطه بین کسری بودجه دولت و کسری حساب جاری با استفاده از مدل تصحیح خطا در اقتصاد ایران پرداخت. نتایج نشان داد که در بلند مدت یک رابطه هم‌انباشتگی بین کسری بودجه و کسری حساب جاری وجود دارد. در کوتاه مدت نیز رابطه علیت یک طرفه از کسری بودجه به کسری حساب جاری برقرار می‌باشد. در مطالعه‌ای عظیمی و نوفرستی (۱۳۹۳) رابطه بین کسری بودجه دولت و حساب جاری ایران را در چارچوب یک الگوی اقتصادسنجی کلان با استفاده از روش شبیه‌سازی پویا بررسی کردند. نتایج نشان داد که اگر کسری بودجه از طریق استقراض از بانک مرکزی تأمین شود، موجب بدتر شدن تراز حساب جاری و تراز حساب جاری غیرنفتی می‌شود. در مطالعه دیگری، محمدی و توحیدی (۱۳۹۴) ارتباط کسری حساب جاری و کسری بودجه دولت را با استفاده از روش داده‌های تابلویی برای ایران و منتخبی از کشورهای در حال توسعه بررسی کردند و نتیجه گرفتند که فرضیه کسری دوگانه برای کشورهای در حال توسعه معتبر می‌باشد.

هرچند به دلیل اهمیت مسئله کسری بودجه، در مطالعات متعددی به بررسی این موضوع پرداخته شده اما بیشتر مطالعات به بررسی رابطه خطی کسری بودجه با سایر عوامل پرداخته‌اند و رابطه غیر خطی بین کسری‌های دوگانه بررسی نشده است از این رو در این مطالعه به این مسئله پرداخته می‌شود.

#### ۴- روش‌شناسی تحقیق

در میان روش‌های غیرخطی تحلیل هم‌انباشتگی، مدل‌های چندمتغیره، رفتار آستانه‌ای و پویایی متغیرها را بهتر الگوسازی می‌کنند؛ لذا در این مطالعه رابطه بین کسری‌های دوگانه در اقتصاد ایران با استفاده از رهیافت چندمتغیره آستانه‌ای لو و زیوت<sup>۱</sup> که در ادامه شرح داده می‌شود بررسی می‌گردد.

<sup>۱</sup> Lo and Zivot



## ۴-۱- مدل آستانه‌ای چند متغیره لو - زیوت (۲۰۰۱)

لو و زیوت در سال ۲۰۰۱ برای مدل‌سازی ارتباطات هم‌انباشتگی آستانه‌ای چند متغیره یک مدل خودتوضیحی برداری آستانه‌ای<sup>۱</sup> (TVAR) که توسط تی سی (۱۹۹۸) ابداع گردید را معرفی نمودند که به شکل زیر می‌باشد:

$$x_t = \left[ A_0^{(1)} + \sum_{i=1}^k A_i^{(1)} x_{t-i} + \varepsilon_t^{(1)} \right] I_{1t}(Z_{t-d} \leq c^{(1)}) +$$

$$\left[ A_0^{(2)} + \sum_{i=1}^k A_i^{(2)} x_{t-i} + \varepsilon_t^{(2)} \right] I_{2t}(c^{(1)} < Z_{t-d} \leq c^{(2)}) +$$

$$\left[ A_0^{(\dots)} + \sum_{i=1}^k A_i^{(\dots)} x_{t-i} + \varepsilon_t^{(\dots)} \right] I_{\dots t}(c^{(\dots)} < Z_{t-d} \leq c^{(\dots)}) +$$

$$\left[ A_0^{(m)} + \sum_{i=1}^k A_i^{(m)} x_{t-i} + \varepsilon_t^{(m)} \right] I_{mt}(c^{(1)} < Z_{t-d} \leq c^{(m-1)}) \quad (۶)$$

که در آن  $x_t$  یک بردار  $2 \times 1$  شامل دو متغیر کسری بودجه (D) و کسری حساب جاری (T) است.  $k$  وقفه‌های خود توضیحی،  $A_0^{(j)}$  بردار  $2 \times 1$  پارامترها و  $A_0^{(j)}$  یک ماتریس  $2 \times 2$  برای رژیم‌های  $m, 2, 1, \dots, m$  می‌باشد. همچنین  $\varepsilon_t^{(j)}$  یک بردار دو متغیره که به صورت نوفه سفید می‌باشند  $Z_{t-d}$  متغیر آستانه و  $d$  پارامتر تأخیر نامیده می‌شود که مثبت بوده و معمولاً کوچک‌تر و یا برابر با تعداد وقفه  $k$  می‌باشد و  $I_{jt}$  تابع شاخص بوده که به شکل زیر تعریف می‌گردد:

$$I_{jt}(c^{(j-1)} < Z_{t-d} \leq c^{(j)}) = \begin{cases} 1, & \text{if } c^{(j-1)} < Z_{t-d} \leq c^{(j)} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (۷)$$

اگر مؤلفه‌های بردار  $x_t$  انباشته از درجه یک،  $I(1)$  و هم انباشته باشند می‌توان معادله (۶) را به شکل مدل تصحیح خطای برداری آستانه‌ای<sup>۲</sup> (TVECM) به شکل زیر بازنویسی نمود:

$$\Delta x_t = \left[ A_0^{(1)} + \gamma^{(1)} \beta' x_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i^{(1)} \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t^{(1)} \right] I_{1t}(Z_{t-d} \leq c^{(1)}) +$$

<sup>۱</sup> Threshold Vector Autoregressive Model

<sup>۲</sup> Threshold Vector Error Correction Model

$$\begin{aligned} & \left[ A_0^{(2)} + \gamma^{(2)} \beta' x_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i^{(2)} \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t^{(2)} \right] I_{2t}(c^{(1)} < Z_{t-d} \\ & \leq c^{(2)} + \\ & \left[ A_0^{(\dots)} + \gamma^{(\dots)} \beta' x_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i^{(\dots)} \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t^{(\dots)} \right] I_{\dots t}(c^{(\dots)} < Z_{t-d} \\ & \leq c^{(\dots)} + \\ & \left[ A_0^{(m)} + \gamma^{(m)} \beta' x_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i^{(m)} \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t^{(m)} \right] I_{mt}(Z_{t-d} \leq c^{(m-1)}) \end{aligned}$$

(۸)

که در آن:  $\Gamma_i^j = \sum_{l=i+1}^k A_l^j$ ،  $\Pi^{(j)} = [\sum_{i=1}^k A_i^j - I_2]$  می‌باشد. برای برآورد معادله فوق می‌بایست مقادیر پارامترهای آستانه  $c^{(j)}$  و بردار هم‌انباشتگی  $(\beta')$  برآورد گردد. بدین منظور لو و زیوت (۲۰۰۱) بردار هم‌انباشتگی بدست آمده از رابطه بلند مدت را به عنوان بردار هم‌انباشتگی در مدل TVEC پیشنهاد نمودند. بدین شکل می‌توان پارامترهای آستانه‌ای را از طریق بهینه‌سازی رابطه زیر محاسبه نمود:

$$\begin{aligned} c^j(c^1, c^2, \dots, c^{m-1}) &= \operatorname{argmin}(S(c^1, c^2, \dots, c^{m-1})), \\ S(c^1, c^2, \dots, c^{m-1}) &= \ln |\widehat{\Sigma}(c^1, c^2, \dots, c^{m-1})| \end{aligned} \quad (۹)$$

که  $\widehat{\Sigma}(c^1, c^2, \dots, c^{m-1})$  برآوردگر ماتریس واریانس-کوواریانس مدل (۸) مشروط به آستانه،  $c$  می‌باشد. بدین منظور به تبعیت از روش لو-زیوت (۲۰۰۱)، ابتدا پارامترهای آستانه  $c^{(j)}$  تخمین زده می‌شود و سپس با استفاده از روش حداقل مربعات شرطی سایر متغیرها به صورت خطی برآورد می‌گردند.

لو و زیوت همچنین با استفاده از مدل TVAR، فرضیه غیرخطی بودن را آزمون نمودند. برای این کار، فرض صفر مدل خودتوضیحی برداری<sup>۱</sup> (VAR) در مقابل TVAR(m) با استفاده از روش نسبت درست‌نمایی<sup>۲</sup> (SUP-LR) آزمون می‌گردد. شکل کلی آزمون SUP-LR به صورت زیر می‌باشد.

$$SUP - LR_{1,m} = T |(\ln(\widehat{\Sigma}) - \ln(|\widehat{\Sigma}_m(\hat{c}, d)|))| \quad (۱۰)$$

<sup>۱</sup> Vector Autoregressive Model<sup>۲</sup> Supremum Likelihood Ratio

که در آن  $\hat{\Sigma}_m(\hat{c}, \hat{d})$  و  $\hat{\Sigma}_2$  به ترتیب تخمین ماتریس واریانس کواریانس در مدل‌های VAR و TVAR(m) می‌باشد. با توجه به وجود مشکل دیویس<sup>۱</sup>، توزیع آماره SUP-LR استاندارد نبوده و می‌توان با استفاده از الگوریتم خودراه انداز<sup>۲</sup>، مقادیر بحرانی آن را شبیه سازی نمود که در این مطالعه نیز از همین روش استفاده می‌شود. پس از اثبات وجود رفتار آستانه ای در رفتار متغیرها، برای تصریح مدل می‌توان به تبعیت از لو و زیوت با استفاده از آماره SUP-LR، مدل TVAR(2) را در برابر TVAR(3) مورد سنجش قرار داد. به عبارت دیگر، یک مدل دو رژیمه در مقابل سه رژیمه مورد بررسی قرار می‌گیرد. این آزمون به فرم معادله زیر می‌باشد.

$$SUP - LR_{2,3} = T(\ln(|\hat{\Sigma}_2|) - \ln(|\hat{\Sigma}_3(\hat{c}, d)|)) \quad (11)$$

که در آن  $\hat{\Sigma}_3(\hat{c}, \hat{d})$  و  $\hat{\Sigma}_2$  به ترتیب تخمین ماتریس واریانس کواریانس در مدل‌های TVAR(2) و TVAR(3) می‌باشد. مقادیر بحرانی آماره LR<sub>2,3</sub> نیز استاندارد نبوده و از طریق شبیه سازی به دست می‌آید. اگر نتوان فرض صفر را رد نمود مدل TVAR(2) الگوسازی می‌شود که در مطالعه حاضر نیز بدین گونه عمل خواهد شد.

#### ۴-۲- آزمون مانایی الگوهای غیر خطی (KS)

در الگوهای غیر خطی، آزمون مانایی نیز به صورت غیر خطی انجام می‌پذیرد. یکی از مشهور ترین آزمون‌های مانایی غیر خطی در این زمینه آزمون کاپ شین<sup>۳</sup> (KS) است (کاپتانئوز<sup>۴</sup> و همکاران، ۲۰۰۳). کاپتانئوز و همکاران (۲۰۰۳) یک الگوی سه رژیمه با ریشه واحد در درون رژیم میانی را به کار بردند و معادله آزمون ADF را به صورت زیر در نظر گرفتند:

$$\Delta \ln y_t = u_t + \begin{cases} \mu_L + \rho_L \ln y_{t-1} + \sum \gamma_L \Delta \ln y_{t-i} & \text{if } \ln y_{t-1} \leq -\theta \\ \mu_M + \rho_M \ln y_{t-1} + \sum \gamma_M \Delta \ln y_{t-i} & \text{if } -\theta \leq \ln y_{t-1} \leq \theta \\ \mu_H + \rho_H \ln y_{t-1} + \sum \gamma_H \Delta \ln y_{t-i} & \text{if } \ln y_{t-1} > \theta \end{cases} \quad (12)$$

فرض صفر وجود ریشه واحد عبارتست از:

$$H_0: \rho_L = \rho_H = 0 \quad (13)$$

<sup>۱</sup> Davis problem

<sup>۲</sup> Bootstrapping

<sup>۳</sup> Kap Shin Test

<sup>۴</sup> Kapetanios

و فرض مقابل:

$$H_1: \rho_L < 1, \rho_H < 0 \quad (14)$$

در این آزمون چون ضرایب رژیم میانی نیاز به تخمین ندارد؛ از این رو آزمون قدرت بیش‌تری دارد. همچنین کاپتانویز و همکاران (۲۰۰۳) امکان اضافه کردن وقفه‌های مشترکی را به همه رژیم‌ها نشان دادند. آماره‌های این آزمون شامل والد با میانگین واریانس مشتق شده<sup>۱</sup> (AVE-Wald)، والد سوپریمم<sup>۲</sup> (SUP-Wald) و والد نمایی<sup>۳</sup> (EXP-Wald) می‌باشند (استیگلر، ۲۰۱۲). داده‌های سری زمانی مربوط به این مطالعه شامل کسری بودجه و کسری حساب جاری در دوره ۱۳۹۱-۱۳۵۰ از بانک مرکزی جمع‌آوری شده است.

### ۵- یافته‌ها

با توجه به اینکه اطلاعات این پژوهش به صورت سری زمانی می‌باشند از این رو در گام اول مانایی متغیرها از طریق آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته بررسی شد که نتایج آن در جدول (۱) آمده است. نتایج بیانگر وجود ریشه واحد برای هر دو سری می‌باشد بنابراین هر دو متغیر در تفاضل مرتبه اول مانا هستند. وقفه بهینه هر متغیر نیز بر اساس آماره آکائیک تعیین شده است.

جدول (۱): نتایج آزمون دیکی- فولر در سطح و تفاضل مرتبه اول

متغیر		سطح داده‌ها	تفاضل مرتبه اول
کسری حساب جاری	طول وقفه	۱	۱
	مقدار محاسباتی	-۲/۱۰	-۴/۹۴۵***
	Prob.	۰/۵۳۳	۰/۰۱
کسری بودجه	طول وقفه	۱	۱
	مقدار محاسباتی	-۲/۵۹۹	-۳/۶۵۶***
	Prob.	۰/۳۳۷	۰/۰۱

منبع: نتایج تحقیق

\*, \*\*, \*\*\* به ترتیب نشان دهنده معنی داری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد می‌باشد.

<sup>۱</sup> Average Variance Extracted Wald

<sup>۲</sup> Supremum Wald

<sup>۳</sup> Exponential Wald

برای بررسی جهت علیت بین سری‌های مورد مطالعه از روش آزمون علیت در چارچوب مدل VAR استفاده شد. در این روش ابتدا مدل خود رگرسیون برداری برآورد می‌شود و سپس آزمون علیت، یک‌بار با در نظر گرفتن کسری بودجه به عنوان علت و بار دیگر با در نظر گرفتن کسری حساب جاری به عنوان علت انجام می‌شود. وقفه بهینه مدل، با توجه به آماره آکائیک تعیین شده است. نتایج این آزمون در جدول (۲) زیر ارائه شده است.

جدول (۲): نتایج آزمون علیت VAR برای متغیرها

رابطه علیت	Probability	F	رد یا پذیرش فرض صفر
کسری حساب جاری علت کسری بودجه نیست	۰/۰۳۳	۳/۷۶۳**	رد فرض صفر
کسری بودجه علت کسری حساب جاری نیست	۰/۰۴	۳/۹۸۵**	رد فرض صفر

منبع: نتایج تحقیق

\*, \*\*, و \*\*\* به ترتیب نشان دهنده معنی داری در سطوح ۰.۱، ۰.۵ و ۱ درصد می‌باشد.

نتایج آزمون علیت در چارچوب مدل خود رگرسیون برداری، وجود رابطه علی دو طرفه بین کسری بودجه و مخارج دولت را نشان می‌دهد. برای اطمینان از وجود رابطه تعادلی بلند مدت، بین سری‌های مورد نظر، از آزمون جوهانسن استفاده شده که نتایج آن در جدول (۳) آمده است، طول وقفه بهینه بر اساس معیار آکائیک تعیین شده است.

جدول (۳): نتایج آزمون هم انباشتگی جوهانسن

فروض صفر	آماره اثر $\lambda_{trace}$	مقادیر بحرانی در ۰/۰۵	آماره حداکثر مقدار ویژه $\lambda_{max}$	مقادیر بحرانی در ۰/۰۵
عدم وجود بردار هم انباشتگی	۳۰/۵۰	۲۵/۳۲	۱۸/۷۰	۱۸/۹۶
وجود حداکثر یک بردار هم انباشتگی	۳/۵۸	۱۲/۲۵	۸/۰۴	۱۲/۲۵

منبع: نتایج تحقیق

نتایج آماره‌های آزمون اثر ( $\lambda_{trace}$ ) و حد اکثر مقدار ویژه ( $\lambda_{max}$ ) برای سری‌های مورد نظر بیانگر وجود یک بردار هم انباشتگی می‌باشد. بنابراین می‌توان گفت یک رابطه بلند مدت بین کسری بودجه و کسری حساب جاری وجود دارد و می‌توان وجود رابطه غیرخطی را

نیز آزمون کرد که در ادامه شرح داده می‌شود. ابتدا به منظور انجام آزمون غیر خطی بودن (یعنی VAR در مقابل TVAR دو و سه رژیمه)، هر دو مدل TVAR دو و سه رژیمه برآورد گردید سپس مقادیر آماره‌های SUP-LR<sub>1,2</sub> و SUP-LR<sub>1,3</sub> محاسبه شد که این آماره‌ها فرض صفر مبنی بر خطی بودن تعدیلات را به ترتیب در مقابل مدل‌های TVAR دو و سه رژیمه مورد سنجش قرار می‌دهند. در این آزمون‌ها مقادیر بحرانی و سطح احتمال به تبعیت از رهیافت لو و زیوت (۲۰۰۱) توسط فرآیند خودراه انداز با ۵۰۰ تکرار شبیه سازی، محاسبه شده است. این آزمون‌ها فرض صفر مبنی بر خطی بودن رابطه را در سطح احتمال ۵ و ۱۰ درصد رد می‌کنند. به عبارت دیگر نتایج هر دو آزمون مؤید آستانه‌ای بودن رابطه بین کسری بودجه و کسری حساب جاری می‌باشد. به منظور تعیین تعداد رژیم مناسب در مدل TVAR، یک مدل TVAR دو رژیمه در مقابل مدل TVAR سه رژیمه از طریق آماره آزمون SUP-LR<sub>2,3</sub> مورد سنجش قرار گرفت. نتایج این آزمون در جدول (۴) آمده است. مطابق آماره آزمون SUP-LR<sub>2,3</sub> نمی‌توان فرض صفر TVAR دو رژیمه را در مقابل TVAR سه رژیمه رد نمود در نتیجه می‌توان ارتباط بین کسری بودجه و کسری حساب جاری را به صورت یک مدل TVAR دو رژیمه مدل سازی نمود.

جدول (۴): نتایج آزمون غیر خطی

SUP-LR <sub>1,2</sub>	SUP-LR <sub>1,3</sub>	SUP-LR <sub>2,3</sub>	آماره	
۴۳/۷۵۰**	۷۳/۲۵۰*	۲۶/۸۶۹		
۳۶/۷۴۴	۷۲/۷۰۶	-	٪۱۰	مقادیر
۴۰/۹۶۳	۷۹/۳۲۸	-	٪۵	بحرانی
۰/۰۵	۰/۰۹	۰/۳۳		سطح احتمال

منبع: نتایج تحقیق

با توجه به غیر خطی بودن رابطه بین متغیرهای مورد مطالعه، آزمون ریشه واحد مدل‌های غیر خطی (KS) نیز به کار گرفته شد که نتایج آن در جدول (۵) ارائه شده است. این نتایج نشان دهنده وجود ریشه واحد در سطح و مانایی در تفاضل مرتبه اول برای هر دو متغیر می‌باشد.

جدول (۵): نتایج آزمون ریشه واحد کاپ شین

EXP-Wald	AVE-Wald	SUP-Wald	آماره	محصول
۱/۲۰۸	۰/۳۶۹	۰/۷۵۴	سطح	کسری بودجه
۱۷/۱۲۲*	۷/۱۱۵*	۸/۵۶۰*	تفاضل اول	
۱/۰۹۶	۰/۱۸۱	۰/۳۵۴	سطح	کسری حساب جاری
۱۷/۷۰۷*	۶/۳۷۰*	۷/۴۵۵*	تفاضل اول	
۲۳۷/۴۶	۴۲/۳۰	۴۲/۳۰	٪۱	مقادیر بحرانی
۲۰/۱۸	۱۰/۹۴	۱۰/۹۴	٪۵	
۷/۴۹	۶/۰۱	۶/۰۱	٪۱۰	

منبع: نتایج تحقیق

پس از انتخاب مدل TVAR دو رژیم به عنوان مدل مناسب، این مدل مورد برازش قرار گرفت که نتایج مربوطه در جدول (۶) ارائه شده است. همچنین برای مقایسه با الگوی خودرگرسیون خطی، نتایج مدل VAR نیز در جدول (۷) ارائه شده است.

جدول (۶): نتایج برآورد مدل VAR آستانه ای

ضرایب	D		T	
	رژیم اول	رژیم دوم	رژیم اول	رژیم دوم
عرض از مبدا	-۰/۱۵۹ (۰/۱۲۷)	۰/۰۰۱ (۰/۰۱۳)	۰/۱۵۹ (۰/۱۳۳)	۰/۰۰۴۱ (۰/۰۱۴)
$D_{t-1}$	۰/۸۱۴*** (۰/۳۴۴)	۰/۶۷۲*** (۰/۱۳۷)	۰/۷۳۴*** (۰/۳۵۹)	۰/۰۵۴ (۰/۱۴۳)
$T_{t-1}$	۵/۱۷۰ (۳/۷۹۰)	۰/۱۴۲ (۰/۱۲۱)	۲/۲۹۶ (۳/۹۵۷)	۰/۹۲۰*** (۰/۱۲۶)
AIC	-۵۶۸/۵۲۸			
BIC	-۵۴۶/۲۵۲			
آستانه	۰/۰۳۵			
درصد مشاهدات رژیم اول	۱۷/۱			
درصد مشاهدات رژیم دوم	۸۲/۹			

منبع: نتایج تحقیق

\*, \*\*, و \*\*\* به ترتیب نشان دهنده معنی داری در سطوح ۰.۱، ۰.۵ و ۱ درصد می‌باشد.

جدول (۷): نتایج برآورد مدل VAR

ضرایب	D	T
عرض از مبدا	۰/۰۰۳ (۰/۰۱)	۰/۰۲۳** (۰/۰۱۱)
$D_{t-1}$	۰/۶۴۸*** (۰/۱۲۰)	۰/۱۳۴ (۰/۱۳۴)
$T_{t-1}$	۰/۱۳۴ (۰/۰۹۴)	۰/۸۱۱*** (۰/۱۰۴)
AIC	-۵۲۸/۵۵۸	
BIC	-۵۲۵/۴۱۷	

منبع: نتایج تحقیق

\*، \*\* و \*\*\* به ترتیب نشان دهنده معنی داری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد می باشد.

مطابق جدول (۷) ملاحظه می شود که در مدل VAR، کسری بودجه (D) تابعی از وقفه اول خود ( $D_{t-1}$ ) و کسری حساب جاری (T) نیز تابعی از وقفه اول خودش ( $T_{t-1}$ ) می باشد در مدل TVAR نیز در رژیم دوم همین شرایط وجود دارد اما در این مدل، رژیم اول رفتار متفاوتی از خود نشان می دهد. با توجه به وجود رابطه غیر خطی بین متغیرهای مورد مطالعه، مدل VAR برای تحلیل مناسب نمی باشد و تحلیل و تفسیر متغیرها بر اساس مدل TVAR دو رژیمه انجام می شود. کوچکتر بودن آماره آکاییک و شوارتز-بیزین در مدل TVAR شاهد دیگری بر صحت انتخاب مدل آستانه ای برای تحلیل می باشد. در مدل آستانه ای در رژیم دوم کسری بودجه تابعی از وقفه اول خود و کسری حساب جاری تابعی از وقفه اول کسری بودجه می باشد. به عبارت دیگر در رژیم دوم هر دو متغیر کسری بودجه و کسری حساب جاری به طور مستقل رفتار می کنند و فقط به مقادیر باوقفه خود واکنش نشان می دهند به این صورت که با افزایش یک درصد در کسری بودجه دوره قبل، کسری بودجه دوره جاری ۰/۶۷۲ درصد افزایش می یابد و با افزایش یک درصد کسری حساب جاری دوره قبل، کسری حساب جاری دوره جاری به میزان ۰/۹۲۰ درصد افزایش می یابد که این امر نشان دهنده پایداری کسری بودجه و کسری حساب جاری از دوره ای به دوره دیگر می باشد. اما در رژیم اول با افزایش یک درصد کسری بودجه دوره قبل، کسری حساب جاری دوره جاری به میزان ۰/۷۳۴ درصد و کسری بودجه دوره جاری به میزان ۰/۸۱۴ درصد افزایش می یابند که نشان دهنده تأثیر پذیری بالای کسری حساب



جاری از کسری بودجه در این رژیم می‌باشد. با توجه به اینکه ۱۷/۱ درصد مشاهدات در رژیم اول و ۸۲/۹ درصد مشاهدات در رژیم دوم قرار گرفته‌اند می‌توان نتیجه گرفت که در کوتاه مدت کسری حساب جاری تحت تأثیر کسری بودجه قرار می‌گیرد و با افزایش کسری بودجه، کسری حساب جاری نیز افزایش می‌یابد اما در بلند مدت این دو متغیر به صورت مستقل از هم رفتار می‌کنند.

#### ۶- جمع‌بندی و پیشنهادات

در این مطالعه رابطه غیر خطی بین کسری بودجه و کسری حساب جاری بررسی شد. آزمون علیت در قالب مدل خودرگرسیون برداری، رابطه علی دو طرفه بین متغیرها نشان داد و آزمون غیر خطی بودن، غیر خطی بودن رابطه را تأیید نمود. بنابراین، مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای دو رژیمه برآورد گردید. هم‌چنین آزمون ریشه واحد مربوط به مدل‌های غیر خطی نیز به کار گرفته شد. نتایج نشان داد در کوتاه مدت کسری حساب جاری تحت تأثیر کسری بودجه قرار می‌گیرد و با افزایش کسری بودجه، کسری حساب جاری نیز افزایش می‌یابد اما در بلند مدت این دو متغیر به صورت مستقل از هم رفتار می‌کنند. بنابراین با توجه به برقرار بودن فرضیه کسری دوگانه در اقتصاد ایران در کوتاه مدت، یکی از راه‌ها برای بازگرداندن تعادل به تراز حساب جاری کشور، سیاست کاهش مخارج دولت می‌تواند باشد. هم‌چنین با توجه به اینکه درآمد حاصل از مالیات می‌تواند روند پایدار و با ثباتی داشته باشد و بهترین راه برای تأمین کسری بودجه دولت می‌باشد، سیاست‌هایی برای آموزش، تشویق و ترغیب مردم به پرداخت مالیات می‌تواند در بهبود تراز حساب جاری در کوتاه مدت مفید واقع گردد.

## فهرست منابع

۱. برانسون، ویلیام اچ (۱۳۷۶). *تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان*. عباس شاکری، تهران، نشر نی.
۲. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۳). بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی. قابل دسترس در وبسایت: <http://www.cbi.ir>
۳. زوارثیان، منصوره (۱۳۹۱). مطالعه رابطه بین کسری بودجه دولت و حساب جاری در اقتصاد ایران در دوره ۱۳۸۵-۱۳۴۲. *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، ۶۲، ۲۲۱-۱۹۳.
۴. صفدری، مهدی، و پورشهبابی، فرشید (۱۳۸۸). اثر کسری بودجه دولت بر کسری تجاری در اقتصاد ایران، با استفاده از روش ARDL طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۴۵. *مجله اقتصادی- ماهنامه بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی*، ۹۳ و ۹۴، ۵۰-۳۵.
۵. عظیمی، سید امیر، و نوفرستی، محمد (۱۳۹۴). بررسی رابطه بین کسری بودجه دولت و تراز تجاری در ایران در چارچوب یک الگوی اقتصادسنجی کلان ساختاری پویا. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۵(۲)، ۱۵۶-۱۳۷.
۶. قلمپیری، محمدعلی، و صمدی، علی حسین (۱۳۷۴). *بررسی رابطه بین کسری بودجه دولت و تراز تجاری در اقتصاد ایران*. رساله کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.
۷. محمدی، حسن (۱۳۷۳). *سیاست مالی و تراز تجاری (بررسی تجربه اقتصاد ایران)*. مقاله ارائه شده در کنفرانس ماهانه موسسه تحقیقات پولی و بانکی، ۶۲-۴۸.
۸. محمدی، حسین، و توحیدی، امیرحسین (۱۳۹۲). بررسی تجربی ارتباط کسری حساب جاری و کسری بودجه‌ی دولت در ایران و منتخبی از کشورهای در حال توسعه. *فصلنامه اقتصاد مقداری*، ۱۰(۱)، ۱۲۹-۱۰۵.
1. Adinevand, M. (2015). Effect of budget deficit on production, inflation and trade balance of Iran-Based on the synchronous equations model. *Bulletin of the Georgian National Academy of Sciences*, 9(1).
2. Aworinde, O.B. (2013). *Budget deficit and economic performance*. A Ph. D thesis, University of Bath, Department of Economics.
3. Barro, R. J. (1974). Are government bonds net wealth?. *Journal of Political Economy*, 82, 1095-1117.
4. Bartolini, L., and Labiri, A. (2006). Twin deficits, twenty years later. *Current Issues in Economics and Finance*, 12(7), 1-7.

5. Cavallo, M. (2005). Government consumption expenditures and the current account. *FRBSF Working Paper*.
6. Deniz, P., and Celik, S. (2009). An empirical investigation of twin deficit hypothesis for six emerging countries. Available at <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn>.
7. Holmes, M. J. (2011). Threshold co-integration and the short-run dynamics of twin deficit behavior. *Research in Economics*, 65(3), 271–277.
8. Johansen, S., and Juselius, K. (1990), Maximum likelihood estimation and inference on co-integration with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
9. Kalou, S., & Paleologou, S.M. (2012). The twin deficits hypothesis: Revisiting an EMU country. *Journal of Policy Modeling*, 34(2), 230-241.
10. Kapetanios, G., Shin, Y., and Snell, A. (2003). Testing for co-integration in nonlinear STAR error correction models. *School of Economics, and University of Edinburgh*.
11. Kiran, B. (2011). On the twin deficits hypothesis: evidence from turkey. *Applied Econometrics and International Development*, 11.
12. Kouassi, E., Mougou'e, M., & Kymn, K. O. (2004). Causality tests of the relationship between the twin deficits. *Empirical Economics*, 29, 503–525.
13. Lau, E., Abu Mansor, S., and Puah, C.H. (2010). Revival of the twin deficits in Asian crisis affected countries. *Economic Issues*, 15(1), 29-53.
14. Lo C and Zivot, E. (2001). Threshold co-integration and nonlinear adjustment to the law of one price. *Macroeconomic Dynamics*, 5, 533-576.
15. Makin, A. J., and Narayan, P. (2013). Re-examining the “twin deficits” hypothesis: evidence from Australia. *Empirical Economics*, 45(2), 817-829.
16. Marinheiro, C.F. (2008). Ricardian equivalence, twin deficits, and the Feldstein–Horioka puzzle in Egypt. *Journal of Policy Modeling*, 30(6), 1041-1056.
17. Miller, S. M., and Russek, F.S. (1989). Are the twin deficits really related? *Contemporary Policy Issues*, 7(4), 91-115.
18. Neaime, S. (2015). Twin deficits and sustainability of public debt and exchange rate policies in Lebanon. *Research in International Business and Finance*, 33, 127-143.

19. Nickel, C., and Vansteenkiste, I. (2008). Fiscal policies, the current account and Ricardian equivalence. *Working Paper*, 935, European Central Bank.
20. Njoroge, E.K. (2014). Testing twin deficit hypothesis for Kenya 1970-2012. *International Journal of Business and Economics Research*, 3(5), 160-169.
21. Papadogonas, T., & Stournaras, T. (2006). Twin deficits and financial integration in EU member-states. *Journal of Policy Modeling*, 28(5), 595-602.
22. Pragidis, I., Gogas, P., Plakandaras, V., & Papadimitriou, T. (2015). Fiscal shocks and asymmetric effects: a comparative analysis. *The Journal of Economic Asymmetries*, 12(1), 22-33.
23. Salvatore, D. (2006). Twin deficits in G-7 countries and global structural imbalances. *Journal of Policy Modeling*, 28, 701-712.
24. Stigler, M. (2012). Threshold co-integration: overview and implementation in R, Revision4.
25. Tang, T. C., and Lau, E. (2011). General equilibrium perspective on the twin deficits hypothesis for the U.S.A. *Empirical Economics Letters*, 10(3), 245 – 251.
26. Tosun, M., Iyidogan, P.V., and Telatar, E. (2014). Testing twin deficits in selected central and eastern European economics: Bound testing approach with causality. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 2.
27. Trachanas, E., and Katrakilidis, C. (2013). The dynamic linkages of fiscal and current account deficits: new evidence from five highly indebted European countries accounting for regime shifts and asymmetries. *Econ. Model.* 31, 502-510.
28. Tsay, R.S. (2002). *Analysis of financial time series*. 3<sup>rd</sup> Edition.
29. Zubaidi, A., Lau, E., and Khalid, A. (2006). Testing twin deficits hypothesis using VARs and ariance decomposition. *Journal of the Asia Pacific economy*, 11(3), 331-354.