

## بررسی تجربی ارتباط کسری حساب جاری و کسری بودجه‌ی دولت در ایران و منتخبی از کشورهای در حال توسعه

حسین محمدی و امیر حسین توحیدی \*

تاریخ وصول: ۱۳۹۳/۱۰/۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۴/۱۰

چکیده:

تراز حساب جاری و تراز بودجه‌ی دولت از متغیرهای مهم اقتصاد کلان می‌باشند که چگونگی ارتباط میان آن‌ها از سؤالات اصلی محققان اقتصاد کلان طی سه دهه‌ی اخیر بوده است. لذا، هدف اصلی این مقاله بررسی تجربی رابطه میان کسری بودجه و کسری حساب جاری می‌باشد. در این مقاله با استفاده از داده‌های تابلویی ۵۰ کشور در حال توسعه طی دوره‌ی ۲۰۱۲-۱۹۹۰، از سه روش اقتصادسنجی حداقل مربعات دو مرحله‌ای جزء خط، گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی و آزمون علیت دومیترسکو- هورلین استفاده شده است. با در نظر گرفتن سایر تعیین‌کننده‌های تراز تجاری، نتایج نشان داد که فرضیه‌ی کسری دوگانه برای کشورهای در حال توسعه معتبر می‌باشد. بنابراین، با توجه به اثرات نامطلوب کسری بودجه و حساب جاری پیشنهاد می‌شود که کشورهای در حال توسعه با افزایش مالیات، از یک سو به منابع درآمدی پایدار برای تأمین مالی کسری بودجه دست یابند و از سوی دیگر، بی‌ثباتی و کسری حساب جاری خود را نیز کاهش دهند.

طبقه‌بندی JEL: F4، F41، H6

واژه‌های کلیدی: کسری بودجه، کسری حساب جاری، کسری دوگانه

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
پرتال جامع علوم انسانی

\* به ترتیب، استادیار و دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد.

## ۱- مقدمه

اکثر دولت‌ها نگران اثرات منفی عدم توازن حساب جاری بر وضعیت اقتصاد خود می‌باشند. اعتقاد بر این است که عدم توازن رو به رشد حساب مالی و جاری منجر به عدم تعادل اقتصاد کلان می‌گردد و وجود آن‌ها مانع پیشرفت اقتصادی یک کشور در بلندمدت است. در این راستا، برخی محققان به بررسی رابطه میان کسری بودجه و کسری حساب جاری پرداخته‌اند که این رابطه تحت عنوان کسری‌های دوگانه<sup>۱</sup> مطرح می‌شود. رابطه میان کسری بودجه و کسری حساب جاری برای نخستین بار در دهه‌ی ۱۹۸۰ مورد توجه قرار گرفت؛ زیرا، این دوره مصادف با کسری بودجه‌ی مالی و خارجی قابل توجه آمریکا بود. مشخصه این دوره تغییر غیرمعمول در افزایش کسری حساب جاری این کشور است. لذا، بسیاری از محققان اعتقاد داشتند که بخش قابل توجهی از بدتر شدن کسری تجاری در نتیجه افزایش کسری بودجه است. کسری قابل توجه حساب جاری به عنوان یک عامل مضر در اقتصاد داخلی و جهانی شناخته می‌شود. البته ارتباط نزدیک میان کسری حساب جاری و کسری بودجه تنها مختص به کشور آمریکا نیست، به طوری که کسری بودجه‌ی برخی کشورهای اروپایی (نظیر آلمان و سوئد) در اوایل دهه‌ی ۱۹۹۰ به طور منفی بر حساب جاری این کشورها تأثیرگذار بود (بهارومشه و همکاران<sup>۲</sup>، ۲۰۰۶؛ آلگیری<sup>۳</sup>، ۲۰۱۳).

تراز حساب جاری و تراز بودجه به عنوان شاخص‌های مهم پایداری کلان اقتصادی و رفاه در نظر گرفته می‌شوند. اگر چه شواهد قابل توجهی در حمایت از ارتباط میان کسری بودجه و کسری حساب جاری وجود دارد، اما اجماع نظری در مورد جهت و اندازه‌ی این رابطه وجود ندارد. بسیاری از محققان به بررسی این رابطه در کشورهای توسعه یافته پرداخته‌اند، در حالی که یک مطالعه کاربردی از رابطه میان دو کسری برای کشورهای در حال توسعه می‌تواند راهنمایی برای سیاست‌گذاران جهت انتخاب ابزار و اولویت مناسب سیاستی باشد. برای مثال، اگر کسری بودجه دلیل کسری حساب جاری باشد؛ آن‌گاه، با اجرای سیاست‌های مالی انقباضی می‌توان دو کسری را کاهش داد. لذا هدف اصلی این مطالعه بررسی

<sup>1</sup> Twin Deficits

<sup>2</sup> Baharumshah et al.

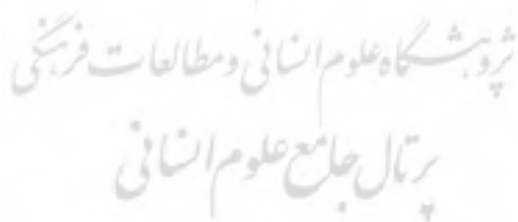
<sup>3</sup> Algeri

چگونگی ارتباط این دو متغیر در ایران و منتخبی از کشورهای در حال توسعه طی دوره‌ی ۲۰۱۲-۱۹۹۰ می‌باشد. دو روش برای آزمون تجربی رابطه میان تراز بودجه و تراز حساب جاری وجود دارد. روش اول بدون در نظر گرفتن عوامل ارتباط‌دهنده میان دو کسری، رابطه بین آن‌ها را به طور مستقیم مورد آزمون قرار می‌دهد (برای مثال، آزمون‌های علی). روش دوم؛ آزمونی غیرمستقیم است و توجه آن بر عوامل تأثیرگذار بر رابطه میان کسری بودجه و کسری حساب جاری است (سالواتوره<sup>۴</sup>، ۲۰۰۶). از این رو، در این مطالعه از هر دو روش برای آزمون رابطه میان دو کسری استفاده می‌گردد. در نظر گرفتن درون‌زایی برخی از متغیرها، استفاده از متغیرهای ابزاری و روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای در چارچوب داده‌های تابلویی، به کارگیری روش گشتاورهای تعمیم یافته<sup>۵</sup> سیستمی برای برآورد الگوی پویای کوتاه مدت و استفاده از آزمون علیت دومیترسکو-هورلین<sup>۶</sup> از وجوه تمایز این مطالعه با مطالعات پیشین است.

این مطالعه بخش‌های مختلفی را شامل می‌گردد. بخش دوم، مبانی نظری بیان می‌شود. در بخش سوم، مروری بر پیشینه‌ی مطالعه است در بخش چهارم با توجه به مبانی نظری و شواهد و مطالعات تجربی، به معرفی الگوی رگرسیونی، داده‌های آماری و روش تخمین پرداخته می‌شود. نتایج مقاله در بخش پنجم مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند و در پایان نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه می‌گردد.

## ۲- مبانی نظری

در این بخش از مطالعه، به منظور توضیح رابطه میان کسری بودجه و کسری حساب جاری، چهار گروه از ادبیات نظری شامل؛ فرضیه‌ی کسری دوگانه، هدف گذاری بر پایه‌ی حساب جاری، ارتباط بازخورد و دیدگاه بین-زمانی ریکاردویی بیان می‌گردند.



<sup>4</sup> Salvatore

<sup>5</sup> Generalized Method of Moments (GMM)

<sup>6</sup> Dumitrescu-Hurlin

## ۲-۱- فرضیه‌ی کسری دوگانه

افزایش برون‌زای کسری بودجه به طور غیرمستقیم بر پس‌انداز داخلی، سرمایه‌گذاری و حساب جاری تأثیر می‌گذارد. فرضیه‌ی کسری دوگانه بیان می‌کند که کسری بودجه علت کسری حساب جاری است. برای بیان فرضیه‌ی کسری دوگانه از نظریه وجوه موجود برای وام در مدل ماندل-فلمینگ و تئوری جذب کینز استفاده می‌شود.

مطابق با مدل مرسوم ماندل-فلمینگ، افزایش کسری بودجه باعث افزایش نرخ بهره واقعی می‌گردد، که این امر در حقیقت باعث ورود جریان‌های سرمایه به داخل کشور و متعاقب آن افزایش در ارزش پول داخلی می‌شود (آلگیری، ۲۰۱۳). لذا، کسری بودجه‌ی دولت بر بازار کالا (از طریق نرخ ارز) و حساب سرمایه (از طریق نرخ بهره‌ی واقعی) تأثیرگذار است (پاپادوگوناس و ستورنارس<sup>۷</sup>؛ ۲۰۰۶). در چنین شرایطی، افزایش نرخ بهره و ارزش پول داخلی منجر به افزایش کسری حساب جاری می‌گردد. تئوری جذب کینز بیان می‌کند که افزایش کسری بودجه باعث افزایش قابلیت جذب داخلی و در نتیجه گسترش واردات می‌گردد که این امر منجر به کسری حساب جاری می‌شود. بنابراین رهیافت کینزی همانند مدل ماندل-فلمینگ دلالت بر رابطه‌ی علی از طرف کسری بودجه به سمت کسری حساب جاری دارد و عکس این رابطه برقرار نمی‌باشد (آلگیری، ۲۰۱۳).

## ۲-۲- هدف‌گذاری بر پایه‌ی حساب جاری

این امکان وجود دارد که کسری حساب جاری علت کسری بودجه باشد. این ارتباط معکوس تحت عنوان هدف‌گذاری بر پایه‌ی حساب جاری شناخته می‌شود. بر این اساس، افزایش کسری حساب جاری موجب دستیابی به الگوهای رشد کندتر و متعاقب آن افزایش کسری بودجه دولت می‌شود (آلگیری، ۲۰۱۳). رشد اقتصادی پایین نه تنها موجب افزایش هزینه‌های دولت می‌گردد، بلکه درآمدهای مالیاتی را نیز کاهش می‌دهد. به عبارت دیگر، بودجه‌ی یک کشور تحت تأثیر جریان‌های عظیم سرمایه یا انباشت بدهی قرار می‌گیرد که این امر در نهایت منجر به کسری بودجه آن کشور خواهد شد (بهارومشه و همکاران، ۲۰۰۶).

<sup>7</sup> Papadogonas and Stournaras

## ۲-۳- ارتباط بازخورد

حالت دیگر، وجود ارتباط متقابل میان دو کسری است. برای مثال، همبستگی زیاد بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری موجب می‌شود که ارتباط میان حساب جاری و حساب بودجه دو طرفه باشد (آلگیری، ۲۰۱۳). همچنین، می‌توان استدلال نمود که افزایش کسری بودجه‌ی دولت در شرایط ثابت بودن نرخ ارز و نرخ بهره و عدم ورود و خروج سرمایه، با افزایش تقاضا، کسری حساب جاری را تشدید می‌کند. با تأمین کسری بودجه از طریق سیستم بانکی، پایه‌ی پولی و سطح قیمت‌ها افزایش می‌یابد. این افزایش در قیمت‌ها، کاهش صادرات و افزایش واردات و متعاقب آن کسری حساب جاری را به دنبال خواهد داشت (زوارثیان کچومثقالی، ۱۳۹۱). در این حالت، کاهش کسری بودجه برای بهتر شدن وضعیت حساب جاری کافی نمی‌باشد و لازم است که به سیاست‌های ارزی، تعیین نرخ بهره و سیاست‌های بهبود صادرات توجه شود (زی و چن<sup>۸</sup>، ۲۰۱۴).

## ۲-۴- دیدگاه بین-زمانی ریکاردویی

احتمال نبود رابطه‌ی مشخص میان کسری بودجه و کسری حساب جاری نیز وجود دارد که این امر برآیند فرضیه‌ی تعادل ریکاردویی است (بارو<sup>۹</sup>، ۱۹۷۴). بر اساس این فرضیه، کسری حساب جاری و کسری بودجه مرتبط با یکدیگر نمی‌باشند، زیرا فعالیت‌های مالی دولت موجب تخصیص مجدد بین زمانی پس‌انداز و رهایی از محدودیت‌های بودجه‌ای بین-زمانی عوامل بخش خصوصی می‌گردد و بنابراین نرخ بهره‌ی واقعی، سرمایه‌گذاری و تراز حساب جاری تحت تأثیر قرار نمی‌گیرند. در واقع، کسری بودجه‌ی دولت منجر به تغییرات در سطح تعادلی نرخ ارز، حساب جاری، نرخ‌های بهره، تقاضای پول، مصرف خصوصی، سرمایه‌گذاری و پس‌انداز ملی نمی‌شود. اگر یک سیاست مالی انبساطی در سال جاری وجود داشته باشد؛ انتظار می‌رود که در سال بعد یا در آینده‌ای نزدیک مالیات‌ها افزایش یابند. بنابراین، خانوارها با هدف هموارسازی کاهش انتظاری درآمد آتی از پس‌انداز سال جاری

<sup>8</sup> Xie and Chen

<sup>9</sup> Barro

برای پرداخت مالیات‌ها در آینده استفاده می‌کنند (ومووکاس<sup>۱۰</sup>، ۱۹۹۹؛ لاو و باهارومشه، ۲۰۰۶؛ آلگیری، ۲۰۱۳).

### ۳- پیشینه‌ی تحقیق

در این بخش از مطالعه به بررسی نتایج مطالعاتی پرداخته می‌شود که رابطه میان دو کسری را مورد بررسی قرار داده‌اند. به طور کلی، مطالعات گذشته اغلب با محوریت آزمون فرضیه‌ی کسری دوگانه صورت پذیرفته و سایر روابط ممکن میان کسری بودجه و کسری جاری را نادیده گرفته‌اند.

### ۳-۱- مطالعات خارجی

ومووکاس (۱۹۹۹) در مطالعه‌ای به بررسی پدیده‌ی کسری دوگانه برای کشور یونان پرداخت. وی با استفاده از داده‌های سالانه طی دوره‌ی ۹۴-۱۹۴۸ و با به کارگیری تحلیل همجمعی، مدل جزء خطا و علیت گرنجر به این نتیجه دست یافت که کسری بودجه در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر علی مثبت و معنی‌داری بر کسری تجاری دارد. پیرسانتی<sup>۱۱</sup> (۲۰۰۰) در مطالعه‌ای به بررسی این مسأله پرداخت که آیا کسری حساب جاری ارتباطی با مقدار مورد انتظار کسری بودجه در آینده دارد یا خیر. وی با استفاده از مدل تعادل عمومی برای بیان رابطه‌ی نظری میان دو کسری و روش گشتاورهای تعمیم یافته برای برآورد مدل انتظارات آینده-نگر به این نتیجه دست یافت که کسری حساب جاری در کشورهای OECD طی دوره‌ی ۹۷-۱۹۷۰ ارتباط بسیار زیادی با مقدار مورد انتظار کسری بودجه‌ی آتی این کشورها دارد. کوآسی و همکاران<sup>۱۲</sup> (۲۰۰۴) در مطالعه‌ای با استفاده از آزمون تودا-یاماموتو به بررسی رابطه‌ی علی میان کسری بودجه و کسری حساب جاری برای ۲۰ کشور در حال توسعه و توسعه‌یافته پرداختند. آن‌ها با استفاده از داده‌های سالانه طی دهه‌های ۹۰-۱۹۷۰ به این نتیجه دست یافتند که روابط علی (یک سویه و دوسویه) میان کسری بودجه و کسری حساب جاری برای برخی کشورهای در حال توسعه وجود دارد، در حالی که نتایج به دست آمده برای کشورهای توسعه یافته

<sup>10</sup> Vamvoukas

<sup>11</sup> Piersanti

<sup>12</sup> Kouassi et al.

حاکمی از نبود رابطه‌ی علیّ میان دو کسری است. باهارومشه و همکاران (۲۰۰۶) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره‌ی (۴)۲۰۰۰-۱۹۷۶(۱) و با به کارگیری الگوی VAR به بررسی رابطه‌ی علیّ میان کسری بودجه و کسری حساب جاری برای چهار کشور اندونزی، مالزی، فیلیپین و تایلند پرداخت. نتایج مطالعه وی نشان داد که یک رابطه‌ی بلندمدت میان کسری بودجه و کسری حساب جاری وجود دارد. پاپادوگوناس و ستورنارس (۲۰۰۶) در مطالعه‌ای به بررسی فرضیه‌ی کسری دوگانه و یکپارچگی مالی در کشورهای عضو اتحادیه‌ی اروپا پرداختند. آن‌ها با استفاده از روش حداکثر راستنمایی جوهانسون طی دوره‌ی ۲۰۰۳-۱۹۷۰ به این نتیجه دست یافتند که تغییرات کسری بودجه ارتباط اندکی با کسری حساب جاری دارد. سالواتوره (۲۰۰۶) در مطالعه‌ای به آزمون فرضیه‌ی کسری دوگانه برای کشورهای G-۷ (آمریکا، ژاپن، آلمان، انگلیس، فرانسه، ایتالیا و کانادا) پرداخت. وی با استفاده از داده‌های سالانه طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۵-۱۹۷۳ به این نتیجه دست یافت که رابطه‌ی مستقیمی میان کسری بودجه و کسری حساب جاری برای تمام کشورهای مورد مطالعه وجود دارد. لائو و باهارومشه<sup>۱۳</sup> (۲۰۰۶) با استفاده از داده‌های تابلویی طی دوره‌ی ۲۰۰۱-۱۹۸۰ و روش علیّت گرنجر به بررسی فرضیه‌ی کسری دوگانه در کشورهای جنوب شرق آسیا پرداختند. نتایج مطالعه مذکور حاکی از آن است که کسری بودجه علت کسری حساب جاری در این کشورها می‌باشد. مارینهیرو<sup>۱۴</sup> (۲۰۰۸) طی مطالعه‌ای اعتبار فرضیه‌ی کسری دوگانه را برای کشور مصر طی دوره‌ی ۲۰۰۳-۱۹۷۷ مورد آزمون قرار داد. نتایج مطالعه با استفاده از روش حداکثر درستنمایی جوهانسن نشان داد که رابطه‌ی بلندمدت اما ضعیفی میان کسری بودجه و کسری حساب جاری برقرار می‌باشد. پانتلیدیس و همکاران<sup>۱۵</sup> (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای به بررسی و آزمون فرضیه‌ی کسری-های دوگانه برای اقتصاد یونان پرداختند. آن‌ها با استفاده از داده‌های سری زمانی طی دوره‌ی ۲۰۰۷-۱۹۶۰ و روش حداکثر درستنمایی جوهانسن و جوسلیوس به این نتیجه دست یافتند که فرضیه‌ی کسری دوگانه مربوط به دیدگاه کینزی برای اقتصاد یونان برقرار می‌باشد. کالو و پالئولوگو<sup>۱۶</sup> (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای با استفاده از

<sup>13</sup> Lau and Baharumshah

<sup>14</sup> Marinheiro

<sup>15</sup> Pantelidis *et. al*

<sup>16</sup> Kalou and Paleologou

الگوی تصحیح خطای برداری به بررسی و آزمون رابطه‌ی علی میان کسری حساب جاری و کسری بودجه برای کشور یونان پرداختند. نتایج مطالعه با استفاده از داده‌های سالانه طی دوره‌ی ۲۰۰۷-۱۹۶۰ بیان‌گر وجود یک رابطه‌ی مثبت میان دو کسری است و جهت این رابطه از کسری حساب جاری به سمت حساب بودجه می‌باشد. کاستلتو<sup>۱۷</sup> (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه میان تراز حساب جاری و مالی برای کشورهای جنوب منطقه یورو پرداخت. در مطالعه مذکور، فرضیه‌ی کسری دوگانه با استفاده از داده‌های تابلویی طی دوره‌ی ۲۰۱۱-۱۹۹۱ و مبتنی بر مدل ترکیب دارایی مورد آزمون قرار گرفت و نتایج برآورد مدل نشان داد که فرضیه‌ی کسری دوگانه برای این کشورها معتبر می‌باشد.

### ۳-۲- مطالعات داخلی

مهرآرا و مرادی (۱۳۸۷) در مطالعه‌ای تأثیرات کسری بودجه، نرخ حقیقی ارز و رابطه‌ی مبادله بر کسری حساب جاری برای اعضای سازمان کشورهای صادرکننده نفت را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها با استفاده از الگوی داده‌های تابلویی پویا مبتنی بر روش GMM به این نتیجه دست یافتند که فرضیه‌ی کسری دوگانه برای این گروه از کشورها برقرار می‌باشد. فرح‌بخش و فرزین‌وش (۱۳۸۸) طی مطالعه‌ای به بررسی و آزمون دو فرضیه‌ی کینزی و برابری ریکاردویی برای سه گروه کشور (کشورهای با درآمد بالا، متوسط و پایین) پرداختند. نتایج مطالعه مذکور با استفاده از داده‌های تابلویی طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۶-۱۹۸۵ نشان داد که فرضیه‌ی برابری ریکاردویی برای کشورهای با درآمد بالا و فرضیه‌ی کینزی برای کشورهای با درآمد پایین و متوسط برقرار می‌باشد. فرزین‌وش و فرح‌بخش (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای دیگر، به بررسی و آزمون فرضیه‌ی کسری دوگانه در ایران پرداختند. آن‌ها در این مطالعه از رهیافت همجمعی و تجزیه واریانس طی دوره‌ی ۸۵-۱۳۵۰ استفاده کردند. نتایج مطالعه نشان داد که نظریه‌ی برابری ریکاردویی در اقتصاد ایران معتبر نمی‌باشد. زورثیان کچومثقالی (۱۳۹۱) با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری طی دوره‌ی ۸۵-۱۳۴۲ به بررسی ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت کسری بودجه و کسری حساب جاری در اقتصاد ایران پرداخت. نتایج مطالعه‌ی مذکور حاکی از آن است که در بلندمدت یک رابطه‌ی علی دو سویه بین کسری

<sup>17</sup> Kosteletou



بودجه و کسری حساب جاری وجود دارد، در حالی که در کوتاه‌مدت رابطه‌ی علی از سمت کسری بودجه به کسری حساب جاری می‌باشد.

#### ۴- مدل تجربی، داده‌های آماری و روش اقتصادسنجی

در این مطالعه، از مدل رگرسیونی زیر برای آزمون رابطه‌ی کسری بودجه و کسری حساب جاری استفاده می‌گردد:

$$CAB_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 GB_{it} + \alpha_2 GE_{it} + \alpha_3 E_{it} + \alpha_4 Y_{it} + u_{it} \quad (1)$$

که  $CAB_{it}$  معیار تراز حساب جاری برای کشور  $i$  در زمان  $t$ ،  $GB_{it}$  بودجه‌ی دولت،  $GE_{it}$  مخارج دولت،  $E_{it}$  نرخ ارز مؤثر اسمی،  $Y_{it}$  رشد درآمد واقعی سرانه و  $u_{it}$  جمله خطا است. ادبیات نظری بیان می‌کنند که متغیرهای نرخ ارز و رشد درآمد سرانه نقش مهمی در تعیین اثر کسری بودجه بر کسری حساب جاری ایفا می‌نمایند (ابراهیم و کومار<sup>۱۸</sup>، ۱۹۹۶؛ فورت و ماگازینو<sup>۱۹</sup>، ۲۰۱۳).

اعتقاد عمومی بر این است که افزایش  $GB$  باعث بهبود  $CAB$  می‌گردد؛ لذا، انتظار می‌رود که علامت متغیر بودجه‌ی دولت مثبت باشد ( $1 > 0$ ). اما بر اساس دیدگاه ریکاردویی،  $GB$  تأثیر معنی‌داری بر  $CAB$  ندارد ( $1 = 0$ ). همچنین، انتظار می‌رود که افزایش مخارج دولت (که با مالیات و اوراق قرضه تأمین مالی می‌گردد) تأثیر منفی بر تراز حساب جاری داشته باشد ( $2 < 0$ ). کاهش نرخ ارز با کاهش جریان خالص صادرات (صادرات را کاهش و واردات را افزایش می‌دهد) موجب افزایش کسری حساب جاری می‌شود ( $3 < 0$ ). رشد درآمد سرانه به علت هموارسازی مصرف تأثیر مثبتی بر تراز حساب جاری دارد ( $4 > 0$ )؛ اما از سوی دیگر، رشد درآمد با افزایش واردات اثر منفی بر تراز حساب جاری خواهد داشت ( $4 < 0$ ). از این رو، اثر نهایی رشد درآمد بر تراز حساب جاری نامشخص می‌باشد.

در این مطالعه، برآورد الگوی رگرسیونی (۱) با استفاده از داده‌های تابلویی صورت می‌پذیرد. اکثر مدل‌های داده‌های تابلویی از مدل جزء خطای یک طرفه برای جملات اخلاص استفاده می‌کنند (بالتاجی، ۲۰۰۵):

<sup>18</sup> Ibrahim and Kumar

<sup>19</sup> Forte and Magazzino

$$u_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (2)$$

که  $\mu_i$  نشان‌دهنده‌ی اثرات خاص منفرد غیر قابل مشاهده و در بردارنده‌ی تمامی متغیرهایی است که به صورت مقطعی بر  $CAB_{it}$  تأثیر می‌گذارند، اما در طول زمان تغییر نمی‌یابند و  $v_{it}$  نشان‌دهنده‌ی جمله خطا است که در طول زمان و برای مقاطع تغییر می‌یابد (گجراتی<sup>۲۰</sup>، ۲۰۰۳؛ وولدریج<sup>۲۱</sup>، ۲۰۰۶).

درون‌زایی همبستگی میان متغیرهای توضیحی معادله و جزء اخلاص تعریف می‌شود و یکی از مشکلات جدی در الگوهای اقتصادسنجی است. این مسأله به علت نادیده‌گرفتن متغیرهای مناسب، خطای اندازه‌گیری، نحوه‌ی انتخاب نمونه و خودگزینی متغیرهای توضیحی در الگوی رگرسیونی است (بالتاجی، ۲۰۰۵). درون‌زایی موجب ناسازگاری برآوردکننده‌های حداقل مربعات معمولی می‌شود و هنگام مواجهه با این مسأله نیاز به کارگیری روش متغیر ابزار نظیر حداقل مربعات دو مرحله‌ای است تا بتوان با استفاده از آن برآوردهای سازگاری را به دست آورد. لذا، در این مطالعه از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای جزء خطا<sup>۲۲</sup> برای برآورد الگوی رگرسیونی (۱) استفاده می‌گردد<sup>۲۳</sup>. معادله‌ی (۱) یک مدل تعادلی بلندمدت است که با استفاده از رهیافت معادلات همزمان در چارچوب داده‌های تابلویی قابل برآورد است. در مدل غیرتعادلی (کوتاه‌مدت)، فرض بر این است که تعدیل حساب جاری بر اساس تفاوت میان حساب جاری در زمان  $t$  و جریان واقعی آن در دوره‌ی قبل  $t-1$  صورت می‌پذیرد:

$$CAB_{i,t} = \left[ CAB_{i,t} - CAB_{i,t-1} \right] \quad (3)$$

که ضریب تعدیل جزئی و مقدار آن بین صفر و یک می‌باشد. مدل غیرتعادلی با جایگزینی معادله تعادلی (معادله‌ی ۱) در عبارت فوق حاصل می‌شود:

<sup>20</sup> Gujarati

<sup>21</sup> Wooldridge

<sup>22</sup> Error Component Two Stage Least Squares (EC2SLS)

بیان جزئیات آماری از حوصله‌ی این مقاله خارج است، خواننده‌ی محترم برای آشنایی بیشتر با روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای جزء خطا شایسته است که به مطالعه‌ی مهربانی بشرآبادی و توحیدی (۱۳۹۲) مراجعه فرمایند.

$$CAB_{it} = \beta_0 + \beta_1 GB_{it} + \beta_2 GE_{it} + \beta_3 E_{it} + \beta_4 Y_{it} + \beta_5 CAB_{it-1} + u_{it} \quad (4)$$

$$\beta_0 = \gamma\alpha_0, \beta_1 = \gamma\alpha_1, \beta_2 = \gamma\alpha_2, \beta_3 = \gamma\alpha_3, \beta_4 = \gamma\alpha_4, \beta_5 = (1-\gamma)$$

که  $i$  ضرایب بلندمدت و  $i$  ضرایب کوتاه‌مدت می‌باشند. بسیاری از مدل‌های اقتصادی نظیر الگوی رگرسیونی (۴) از ماهیت پویا برخوردار هستند. وجود وقفه‌ی متغیر حساب جاری ( $CAB_{i,t-1}$ ) در میان برآوردکننده‌ها باعث ایجاد مشکلات جدی در برآورد الگوی رگرسیونی (۴) می‌شود؛ زیرا،  $CAB_{i,t-1}$  تابعی از  $\mu_i$  است و در نتیجه متغیر وابسته تأخیری با جزء اخلاص همبسته می‌شود (بالتاجی، ۲۰۰۵). در این حالت، برآورد ضریب متغیر وابسته تأخیری ناسازگار و با تورش زیادی همراه است و همبستگی ایجاد شده با افزایش در مقاطع (کشورها) رفع نمی‌شود. اندرسون و هسیائو<sup>۲۴</sup> (۱۹۸۱) تبدیل تفاضلی مرتبه‌ی اول را برای حذف  $\mu_i$  پیشنهاد دادند. آرانو و باند<sup>۲۵</sup> (۱۹۹۱) برای افزایش در کارایی از روش GMM استفاده کردند. برآوردکننده‌ی آرانو و باند از مقادیر تأخیری متغیرها در واحد سطح به عنوان متغیرهای ابزاری استفاده می‌کند و اغلب با عنوان GMM تفاضلی شناخته می‌شود. در مطالعه‌ی آرانو و باور<sup>۲۶</sup> (۱۹۹۵) و بلوندل و باند<sup>۲۷</sup> (۱۹۹۸) مشخص گردید که سطوح تأخیری متغیرها ابزارهای ضعیفی برای متغیرهای تفاضل‌گیری شده هستند و آن‌ها این فرض را در نظر گرفتند که تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرهای ابزاری با جزء اخلاص همبسته نیست و از متغیرهای تأخیری در واحد سطح و متغیرهای تفاضلی به عنوان متغیرهای ابزاری استفاده کردند. برآوردکننده‌ی آرانو و باور-بلوندل و باند از سیستم معادلات (معادله در واحد سطح و معادله‌ی تفاضلی) تشکیل شده و اغلب با عنوان GMM سیستمی شناخته می‌شود.

استفاده از روش GMM سیستمی در صورتی از اعتبار لازم برخوردار است که جزء اخلاص دارای همبستگی پیاپی مرتبه‌ی اول بوده و دارای همبستگی پیاپی مرتبه‌ی دوم نباشد. از این رو، آرانو و باند (۱۹۹۱) آزمون برای تشخیص همبستگی پیاپی در جزء اخلاص طراحی کردند که فرضیه‌ی صفر این آزمون بیان‌گر نبود همبستگی پیاپی در جزء اخلاص است. همچنین، معتبر بودن متغیرهای ابزاری

<sup>24</sup> Anderson and Hsiao

<sup>25</sup> Arellano and Bond

<sup>26</sup> Arellano and Bover

<sup>27</sup> Blundell and Bond

(برون‌زایی ابزارها) در برآورد به روش GMM یک فرض بسیار مهم است. آزمون هانسن یک آزمون استاندارد برای بررسی برون‌زایی متغیرهای ابزاری است که فرضیه‌ی صفر در این آزمون بیان‌گر عدم همبستگی متغیرهای ابزاری با جزء اخلال رگرسیون است.

در این مطالعه، برای تشخیص وجود رابطه‌ی علی و جهت آن از آزمون علیت در چارچوب داده‌های تابلویی استفاده می‌گردد. اما در استفاده از آزمون علیت برای داده‌های تابلویی باید ناهمگنی میان مقاطع را در نظر گرفت. برای این منظور، از آزمون دومیترسکو-هورلین برای مدل داده‌های تابلویی ناهمگن استفاده می‌شود. آزمون دومیترسکو-هورلین این امکان را فراهم می‌آورد که هر دو بعد ناهمگنی (ناهمگنی روابط علی و ناهمگنی مدل رگرسیونی مورد استفاده برای آزمون علیت گرنجر) را در نظر گرفت. برای آزمون رابطه‌ی علی در الگوی داده‌های تابلویی از مدل زیر استفاده می‌شود که در آن  $x$  و  $y$  دو متغیر مشاهده شده برای  $N$  مقطع طی  $T$  دوره است:

$$y_{it} = \Gamma_i + \sum_{k=1}^K \alpha_i^{(k)} y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^{(k)} x_{i,t-k} + v_{i,t} \quad (5)$$

که  $k$  مرتبه‌ی وقفه،  $i$  بعد مقطع و  $t$  بعد زمان می‌باشد. فرض می‌شود که مرتبه‌ی وقفه برای تمام واحدهای مقطعی یکسان می‌باشد و پارامترهای خودرگرسیون  $\alpha_i^{(k)}$  و ضرایب شیب  $\beta_i^{(k)}$  در میان گروه‌ها متفاوت در نظر گرفته می‌شوند. در چارچوب تحلیل سری‌زمانی، آزمون علیت استاندارد مشتمل بر آزمون محدودیت‌های خطی بر بردار ضرایب  $\beta$  در مدل داده‌های تابلویی است که باید مسأله‌ی ناهمگنی میان مقاطع را در نظر گرفت. اثرات فردی  $\alpha$  منشأ اولیه‌ی ناهمگنی است و منشأ دیگر مربوط به ناهمگنی ضرایب شیب  $\beta$  است. در این راستا، برای در نظر گرفتن هر دو ناهمگنی از آزمون دومیترسکو-هورلین استفاده می‌گردد که فرضیه‌ی صفر آن برای تمام  $i$ ها به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$H_0: \beta_i = 0 \quad i=1, \dots, N \quad (6)$$

تحت فرضیه‌ی مقابل (مدل ناهمگن)، دو زیر گروه از واحدهای مقطعی وجود دارد: زیر گروه اول توسط روابط علی از  $x$  به  $y$  توصیف می‌شوند و زیر گروه دیگر شامل روابط غیر علی از  $x$  به  $y$  است. لذا فرضیه مقابل را می‌توان به صورت زیر بیان نمود:

$$\begin{matrix} H_1: \beta_i = 0 & i = 1, \dots, N_1 \\ \beta_i \neq 0 & i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N \end{matrix} \quad (7)$$

که نسبت  $N_1/N$  در رابطه‌ی فوق کمتر از یک می‌باشد. زیرا اگر  $N_1 = N$  باشد؛ آن‌گاه، رابطه‌ی علی برای هیچ یک از مقاطع در مدل داده‌های تابلویی وجود ندارد. در حالت دیگر، اگر  $N_1 = 0$  باشد؛ آن‌گاه، رابطه‌ی علی از  $x$  به  $y$  برای تمام مقاطع نمونه برقرار می‌باشد (دومیترسکو و هورلین، ۲۰۱۲).

این مطالعه به جهت نوع تحقیق، از نوع توصیفی-تحلیلی می‌باشد که با استفاده از روش کتابخانه‌ای صورت پذیرفته است. جامعه‌ی آماری مطالعه ۵۰ کشور در حال توسعه می‌باشند که اسامی آن‌ها در پیوست ارائه گردیده است. قلمرو زمانی تحقیق با توجه به محدودیت‌های آماری از سال ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۲ می‌باشد. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه از شاخص‌های توسعه‌ی جهانی<sup>۲۸</sup> و آمارنامه‌ی آمارهای مالی بین‌المللی<sup>۲۹</sup> جمع‌آوری شده و به صورت تابلویی سازمان یافته‌اند و برای برآورد مدل رگرسیونی (۱) و (۴) از نرم افزارهای STATA و EVIEWS استفاده شده است.

##### ۵- برآورد مدل و تحلیل نتایج

به منظور برآورد الگوی رگرسیونی (۱)، در ابتدا لزوم استفاده از داده‌های تابلویی با به کارگیری آزمون چاو مورد بررسی قرار می‌گیرد که در حقیقت آزمون معنی‌دار بودن اثرات ثابت است.

در آزمون چاو فرضیه‌ی صفر یکسان بودن عرض از مبدأها (لزوم استفاده از داده‌های تلفیقی) در مقابل فرضیه‌ی مخالف ناهمسانی عرض از مبدأها ( لزوم استفاده از داده‌های تابلویی) قرار می‌گیرد. بر اساس جدول (۱)، در سطح

<sup>28</sup> World Development Indicator (WDI)

<sup>29</sup> International Financial Statistics (IFS)

معنی‌داری ۵ درصد مقدار آماره‌ی  $F$  در ناحیه رد فرضیه‌ی صفر قرار می‌گیرد. متغیرهای نرخ ارز و درآمد واقعی سرانه به صورت درون‌زا تعیین می‌شوند (محمدی<sup>۳۰</sup>؛ فورت و ماگازینو، ۲۰۱۳). بنابراین، برای کنترل درون‌زایی این متغیرها باید از متغیرهای ابزاری و رویکرد حداقل مربعات دو مرحله‌ای در چارچوب الگوهایی مبتنی بر داده‌های تابلویی استفاده نمود.

برای انتخاب روش برآورد میان اثرات ثابت و اثرات تصادفی در رویکرد حداقل مربعات دو مرحله‌ای از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. آزمون هاسمن در حقیقت آزمون فرضیه‌ی ناهمبسته بودن اثرات انفرادی و متغیرهای توضیحی است که بر طبق آن، ضرایب تخمینی در برآوردهای اثرات ثابت و تصادفی با هم مقایسه می‌شوند. اگر بین جزء اخلاص و متغیر توضیحی همبستگی وجود نداشته باشد، هر دو تخمین‌زن اثرات ثابت و تصادفی سازگار هستند. از طرف دیگر، اگر بین جزء اخلاص و متغیر توضیحی همبستگی وجود داشته باشد، تخمین‌زن اثرات تصادفی ناسازگار و تخمین‌زن اثرات ثابت سازگار و کارا است. فرضیه‌ی صفر در این آزمون بیانگر عدم همبستگی بین متغیرهای توضیحی و خطای تخمین می‌باشد و فرضیه‌ی مقابل نشان‌دهنده‌ی وجود ارتباط است. مقدار آماره‌ی هاسمن در جدول (۱) نشان می‌دهد که فرضیه‌ی صفر مبنی بر وجود اثرات تصادفی در سطح معنی‌داری ۵ درصد را نمی‌توان رد کرد و بهتر است برآورد به روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای جزء خطا انجام شود.

برای تخمین به وسیله‌ی این روش، ابتدا لازم است متغیرهای ابزاری به کار رفته در مدل مشخص شوند. با توجه به این که متغیرهای از پیش تعیین‌شده مستقل از اجزاء اخلاص در نظر گرفته می‌شوند، بنابراین می‌توان از متغیرهای درون‌زا با یک تأخیر زمانی به عنوان متغیرهای ابزاری استفاده نمود.

برای بررسی اعتبار متغیرهای ابزاری (برون‌زایی ابزارها) از آزمون سارگان-هانسن استفاده می‌شود که فرضیه‌ی صفر این آزمون بیانگر عدم همبستگی ابزارها با اجزای اخلاص می‌باشد. بر اساس آزمون سارگان-هانسن، فرضیه‌ی صفر مبنی بر معتبر بودن ابزارها در سطح معنی‌داری ۵ درصد را نمی‌توان رد کرد و بنابراین، برون‌زایی ابزارهای در نظر گرفته شده تأیید می‌شود (جدول ۱). نتایج برآورد الگوی

<sup>30</sup> Mohammadi

رگرسیون (۱) به روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای جزء خطا در جدول (۲) ارائه شده است.

**جدول ۱: نتایج آزمون‌های آماری**

| نوع آزمون    | آماره آزمون | مقدار آماره آزمون | احتمال |
|--------------|-------------|-------------------|--------|
| چاو          | F           | ۱۵/۸۸             | ۰/۰۰۰  |
| هاسمن        | H           | ۱/۳۱              | ۰/۸۶۰  |
| سارگان-هانسن | 2           | ۳/۱۸۹             | ۰/۵۲۶  |

مأخذ: محاسبات تحقیق

**جدول ۲: نتایج حاصل از برآورد مدل به روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای جزء خطا**

| متغیر وابسته: تراز حساب جاری |                  |         |
|------------------------------|------------------|---------|
| نام متغیر                    | ضریب برآوردی     | آماره Z |
| بودجه دولت                   | ۰/۶۱۳۳۰۰۷*       | ۶/۸۸    |
| مخارج دولت                   | -۰/۰۴۳۷۶۱۷       | -۰/۷۹   |
| نرخ ارز مؤثر اسمی            | -۰/۰۳۵۰۲۱۶*      | -۳/۴۰   |
| رشد درآمد واقعی سرانه        | -۰/۶۳۱۰۱۵۹*      | -۲/۳۹   |
| تعداد مشاهدات: ۹۶۷           | آزمون والد: ۷۰/۱ |         |

مأخذ: محاسبات تحقیق \* بیان‌گر معنی‌داری در سطح پنج درصد.

در جدول (۲)، بر اساس آزمون والد که دارای توزیع<sup>۲</sup> است، فرضیه‌ی صفر مبنی بر صفر بودن همزمان تمام ضرایب در سطح معنی‌داری ۵ درصد را می‌توان رد کرد و در نتیجه، اعتبار ضرایب برآوردی تأیید می‌شود.

نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد که بودجه‌ی دولت تأثیر مثبت و معنی‌داری بر تراز حساب جاری در کشورهای در حال توسعه دارد و در نتیجه فرضیه‌ی کسری دوگانه تأیید می‌گردد. افزایش کسری بودجه در کشورهای در حال توسعه موجب افزایش نرخ بهره در این کشورها می‌شود. فشار بر نرخ بهره موجب افزایش پس‌انداز بخش خصوصی، کاهش سرمایه‌گذاری داخلی و افزایش خالص ورود سرمایه به کشورهای در حال توسعه می‌شود که این امر کاهش نرخ ارز و افزایش کسری حساب جاری را به دنبال خواهد داشت. شواهد تاریخی نشان می‌دهد که کشورهای در حال توسعه افزایش همزمان کسری بودجه و کسری حساب جاری را تجربه کرده‌اند، به طوری که کسری بودجه در اوایل دهه‌ی ۱۹۸۰ موجب کسری حساب جاری در بسیاری از این کشورها شده است. لذا، برخی محققان اعتقاد دارند که

ارتباط دو کسری در کشورهای در حال توسعه بسیار زیاد می‌باشد (لاو و باهارومشه، ۲۰۰۶). از سوی دیگر، ناکارآمد بودن سیستم وصول درآمد در کشورهای در حال توسعه دلیلی بر معتبر بودن فرضیه‌ی کسری دوگانه در کشورهای در حال توسعه است که این امر منجر به کسری بودجه زیاد می‌شود؛ زیرا در این کشورها، بازار سرمایه برای تأمین مالی کسری بودجه با استفاده از منابع داخلی چندان کارآمد نمی‌باشد. بنابراین، کشورهای در حال توسعه برای جبران کسری بودجه اتکاء بیشتری به تأمین مالی از منابع خارجی دارند که این امر منجر به عدم تعادل حساب جاری می‌شود. افزون بر این، بدهی‌های آتی نیز کسری حساب جاری را در این کشورها تشدید می‌کنند (خالد و گوان<sup>۳۱</sup>، ۱۹۹۹). این نتیجه در مطالعه‌های ابراهیم و کومار (۱۹۹۶)، ومووکاس (۱۹۹۹)، لیچمن و فرانسیس<sup>۳۲</sup> (۲۰۰۲)، سالواتوره (۲۰۰۶)، پانتلیدیس و همکاران (۲۰۰۹)، هولمز<sup>۳۳</sup> (۲۰۱۱)، چیهی و نورمندین<sup>۳۴</sup> (۲۰۱۳) و کاستلتو (۲۰۱۳) نیز به دست آمده است.

اثر مخارج دولت بر روی تراز حساب جاری غیر معنی‌دار و در عین حال مثبت است. کشورهای در حال توسعه فاقد بخش خصوصی کارا می‌باشند که این امر منجر به گسترش فعالیت‌ها و افزایش مخارج دولت می‌شود. افزایش مخارج دولت با رشد تقاضای کل و عدم تغییر عرضه‌ی کل (به دلیل مشکلات ساختاری و بی‌کشش بودن عرضه‌ی کل) باعث بروز تورم در کشورهای در حال توسعه می‌شود که این موجب افزایش واردات، کاهش صادرات و در نتیجه افزایش کسری حساب جاری می‌شود (زوارثیان کچومثقالی، ۱۳۹۱). لذا، این یافته از لحاظ تئوری اقتصادی کاملاً قابل توجیه است و مؤید یافته‌های مطالعه‌های محمدی (۲۰۰۴) و فورت و ماگازینو (۲۰۱۳) می‌باشد.

بر اساس نتایج جدول (۲)، نرخ ارز مؤثر اسمی تأثیر منفی و معنی‌داری بر تراز حساب جاری دارد. افزایش ارزش پول داخلی از طریق کاهش نرخ ارز (تحت نظام نرخ ارز ثابت) یا افزایش قیمت‌ها (تحت نظام نرخ ارز انعطاف‌پذیر) موجب بدتر شدن تراز تجاری می‌شود. بنابراین، این نتیجه از لحاظ نظری کاملاً قابل توجیه

<sup>31</sup> Khalid and Guan

<sup>32</sup> Leachman and Francis

<sup>33</sup> Holmes

<sup>34</sup> Chihi and Normandin



است و مؤید یافته‌های تحقیقات گذشته می‌باشد (برای مثال؛ محمدی، ۲۰۰۴؛ لائو و باهارومشه، ۲۰۰۶؛ بلک و درگر<sup>۳۵</sup>، ۲۰۱۳؛ فورت و ماگازینو، ۲۰۱۳؛ گوسه و سرانیتو<sup>۳۶</sup>، ۲۰۱۴).

نتایج همچنین حاکی از آن است که رشد درآمد واقعی سرانه موجب کاهش معنی‌دار تراز حساب جاری می‌گردد؛ زیرا تقاضای داخلی با رشد درآمد افزایش می‌یابد که این امر موجب افزایش واردات و کاهش مازاد تجاری می‌گردد. این یافته موافق با نتایج مطالعات محمدی (۲۰۰۴)، سالواتوره (۲۰۰۶)، فورت و ماگازینو (۲۰۱۳) و گوسه و سرانیتو (۲۰۱۴) است. برخی محققان اعتقاد دارند که تجزیه و تحلیل آزمون کسری‌های دوگانه موجب دستیابی به نتایج متفاوتی برای کشورهای مختلف شده است که این تفاوت به دلیل استفاده از روش‌های مختلف اقتصادسنجی است (آلگیری، ۲۰۱۳). لذا در این مطالعه علاوه بر روش معادلات همزمان، از روش GMM سیستمی در حالت دو مرحله‌ای برای برآورد معادله‌ی رگرسیونی (۴) و آزمون دومیترسکو-هورلین برای تعیین جهت رابطه‌ی علی استفاده می‌شود.

برای تخمین به وسیله‌ی روش GMM سیستمی لازم است که متغیرهای ابزاری به کار رفته در مدل مشخص شوند. مطابق با روش آرلانو و باور (۱۹۹۵) و بلوندل و باند (۱۹۹۸) از متغیرهای تفاضلی و متغیرهای تأخیری در واحد سطح به عنوان ابزارهای برآورد استفاده می‌شود. با توجه به درون‌زا بودن متغیرهای درآمد و نرخ ارز، از مقادیر تأخیری متغیرهای حساب جاری، رشد درآمد سرانه و نرخ ارز مؤثر اسمی به عنوان متغیرهای ابزاری در روش GMM سیستمی استفاده می‌شود. افزون بر این، از مقادیر تفاضلی متغیرهای مخارج و بودجه‌ی دولت به عنوان متغیرهای ابزاری استاندارد جهت برآورد الگوی رگرسیونی (۴) استفاده می‌شود. با در نظر گرفتن موارد فوق، نتایج حاصل از برآورد الگوی رگرسیونی (۴) به همراه آزمون‌های آماری در جدول (۳) گزارش شده است.

<sup>35</sup> Belke and Dreger

<sup>36</sup> Gossé and Serranito

**جدول ۳: نتایج حاصل از برآورد مدل به روش GMM سیستمی**

| متغیر وابسته: تراز حساب جاری  |   |                           |
|---|---|---------------------------|
| آماره Z   | ضریب برآوردی  | نام متغیر                 |
| ۱۷/۸۳   | ۰/۴۶۷۰۱۹۹*  | بودجه دولت                |
| -۰/۵۸   | -۰/۰۲۵۱۰۴۱  | مخارج دولت                |
| -۴/۹۰   | -۰/۰۰۶۱۱۵۱*   | نرخ ارز مؤثر اسمی         |
| -۷/۶۷   | -۰/۲۱۰۵۵۰۱*   | رشد درآمد واقعی سرانه     |
| ۲۶/۶۷   | ۰/۵۷۱۳۹۷۹*  | تراز حساب جاری با یک وقفه |
| ۴۹/۱۱   | آماره <sup>۲</sup> در آزمون هانسن:                                  |                           |
| آماره‌های اختلاف در هانسن برای آزمون برون‌زایی زیرمجموعه ابزارها (آماره‌های C): |   |                           |
| ۴۹/۱  | آماره <sup>۲</sup> در آزمون هانسن برای بررسی برون‌زایی ابزارهای GMM |                           |
| ۴۸/۸  | آماره <sup>۲</sup> در آزمون هانسن برای بررسی برون‌زایی ابزارهای IV  |                           |
| ۲۷۱۵/۳۵*  | آماره <sup>۲</sup> در آزمون والد:                                   |                           |
| -۳/۸۴*  | آماره Z در آزمون آرلانو و باند برای همبستگی پیاپی مرتبه‌ی اول:      |                           |
| -۱/۳۴   | آماره Z در آزمون آرلانو و باند برای همبستگی پیاپی مرتبه‌ی دوم:      |                           |

مأخذ: محاسبات تحقیق \* بیان‌گر معنی‌داری در سطح پنج درصد.

بر اساس آزمون والد در جدول (۳)، فرضیه‌ی صفر مبنی بر صفر بودن همزمان تمام ضرایب در سطح معنی‌داری ۵ درصد را می‌توان رد کرد و در نتیجه اعتبار ضرایب برآوردی تأیید می‌شود. نتایج آزمون‌های هانسن (برای کل ابزارهای و زیرمجموعه‌های آن)، همبستگی پیاپی مرتبه‌ی اول و همبستگی پیاپی مرتبه‌ی دوم نشان می‌دهد که متغیرهای ابزاری به کار رفته معتبر (برون‌زا) هستند که این مسأله بیان‌گر تصریح مناسب الگوی رگرسیونی (۴) است.

نتایج برآورد الگوی کوتاه‌مدت (۴) با استفاده از روش سیستمی مشابه با نتایج حاصل از برآورد الگوی رگرسیونی (۱) به روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای جزء خطا می‌باشد. نتایج برآورد با استفاده از هر دو روش نشان می‌دهد که بودجه‌ی دولت تأثیر مثبت و معنی‌داری بر تراز حساب جاری دارد که این امر دلالت بر معتبر بودن فرضیه‌ی کسری دوگانه است. بنابراین، فرضیه‌ی کسری دوگانه در هر دو الگوی کوتاه‌مدت و بلندمدت و با استفاده از دو روش معادلات همزمان و گشتاورهای تعمیم یافته مورد تأیید قرار می‌گیرد.

وجود متغیر تراز حساب جاری با یک وقفه در میان متغیرهای توضیحی نشان می‌دهد که الگوی رگرسیونی (۴)، یک الگوی کوتاه‌مدت پویا است که تحت عنوان الگوی خودبازگشت کوتاه‌مدت پویا شناخته می‌شود. نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد که تراز حساب جاری در دوره‌ی جاری به طور مثبت تحت تأثیر مقدار گذشته‌ی

خود قرار می‌گیرد. مقدار ضریب تعدیل جزئی تخمینی  $(0.57-1)$  حاکی از این واقعیت است که حدود ۴۲ درصد عدم تعادل میان سطح مطلوب تراز حساب جاری و مقدار واقعی آن طی یک سال از بین می‌رود و بدین وسیله می‌توان بیان کرد که به طور متوسط، زمانی کشورهای در حال توسعه از منحنی بلندمدت تراز تجاری خود منحرف می‌شوند، مدت زمانی برای رسیدن دوباره به تعادل لازم است. نتایج جدول (۲) و (۳) بیان‌گر تأثیر مثبت بودجه‌ی دولت بر تراز حساب جاری است. اما، این مسأله نیز حائز اهمیت می‌باشد که نوع رابطه‌ی علیت میان این دو متغیر چگونه می‌باشد. برای تشخیص نوع رابطه‌ی علی از آزمون دومیترسکو-هورلین استفاده شده است که نتایج آن در جدول (۴) گزارش شده است.

**جدول ۴:** نتایج آزمون علیت دومیترسکو-هورلین

| ارزش احتمال | آماره Z | فرضیه صفر                               |
|-------------|---------|---|
| ۰/۰۱        | ۲/۵۶    | کسری بودجه علت کسری حساب جاری نمی‌باشد. |
| ۰/۷۴        | ۰/۳۲    | کسری حساب جاری علت کسری بودجه نمی‌باشد. |

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد که ارتباط میان کسری بودجه و کسری حساب جاری در کشورهای در حال توسعه رابطه‌ای یک طرفه و مبتنی بر فرضیه‌ی کسری دوگانه می‌باشد، به طوری که افزایش کسری بودجه به بدتر شدن کسری حساب جاری در این کشورها منجر می‌شود.

## ۶- نتیجه گیری

تراز حساب جاری و تراز بودجه‌ی دولت از متغیرهای مهم اقتصاد کلان می‌باشند که چگونگی ارتباط میان آن‌ها از سؤالات اصلی محققان اقتصاد کلان طی سه دهه‌ی اخیر بوده است. از طرف دیگر، معمای تجارت تحقق نیافته بیان می‌کند که حجم تجارت بین‌الملل بسیار کمتر از مقدار پیش‌بینی شده‌ی آن توسط تئوری‌های اقتصادی است، به طوری که جریان‌های تجاری در کشورهای کم درآمد به طور نسبی اندک می‌باشد. لذا، برخی از اقتصاددانان اعتقاد دارند که کسری حساب جاری در بسیاری از کشورها ناشی از کسری بودجه‌ی دولت می‌باشد که این فرضیه با عنوان کسری دوگانه وارد ادبیات تجارت بین‌الملل شده است و به واسطه آن،

فرضیات دیگری در مورد ارتباط میان دو کسری شکل گرفته است. بررسی تجربی ارتباط میان کسری بودجه‌ی دولت و کسری حساب جاری در پنجاه کشور در حال توسعه طی سال‌های ۱۹۹۰-۲۰۱۲ هدف اصلی این مطالعه بود. وجه تمایز این مطالعه در مقایسه با مطالعات پیشین استفاده از سه روش اقتصادسنجی داده‌های تابلویی شامل؛ حداقل مربعات دو مرحله‌ای جزء خطا، GMM سیستمی، علّیت دومیترسکو- هورلین برای آزمون ارتباط میان دو کسری است تا از این طریق بتوان از صحت نتایج مطمئن شد و توصیه‌ی سیاستی مناسبی را ارائه نمود. در این مطالعه نتایج هر سه روش مذکور نشان داد که کسری بودجه‌ی علّت کسری حساب جاری در کشورهای در حال توسعه است که این امر به دلیل نبود بازارهای مالی سازمان‌یافته یا کمتر سازمان‌یافته در این کشورها برای تأمین مالی بودجه‌ی دولت است که این امر وابستگی کشورها را به منابع درآمدی خارجی را بیشتر می‌کند و باعث بی‌ثباتی تراز حساب جاری آن‌ها می‌شود. به طور کلی، افزایش کسری بودجه با افزایش نرخ بهره و ورود سرمایه به کشور موجب کاهش نرخ ارز و متعاقب آن بدتر شدن حساب جاری می‌شود. بنابراین، کشورهای در حال توسعه با کاهش کسری بودجه می‌توانند تراز حساب جاری خود را بهبود بخشند. اما، لازم است که به این مسأله نیز توجه نمود که کاهش کسری بودجه یک ابزار سیاستی کافی برای جبران کسری حساب جاری نمی‌باشد و باید به سیاست‌های مکمل دیگری نظیر سیاست‌های ارزی، تجاری و درآمدی نیز توجه نمود. بنابراین، افزایش مالیات- به خصوص مالیات بر ارزش افزوده که دارای اثرات ضد تورمی است مشروط بر آن که واقعا از ارزش افزوده گرفته شود نه از مصرف کننده- نسخه سیاستی مناسب برای اصلاح کسری بودجه و حساب جاری در کشورهای در حال توسعه می‌باشد. زیرا، درآمدهای مالیاتی یک منبع درآمدی پایدار را برای کشورهای در حال توسعه ایجاد نموده تا با استفاده از آن، ضمن تأمین مالی بدهی‌ها و مخارج دولت، بی‌ثباتی و کسری حساب جاری نیز کاهش داده شود. در تحقیقات آینده پیشنهاد می‌شود که از روش‌های غیرخطی نیز برای بررسی ارتباط میان دو کسری استفاده شود.

### فهرست منابع:

زوارثیان کچومثقالی، منصوره. (۱۳۹۱). مطالعه رابطه بین کسری بودجه دولت و حساب جاری در اقتصاد ایران در دوره ۱۳۸۵-۱۳۴۲. فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، ۶۲، ۲۲۱-۱۹۳.

فرح‌بخش، ندا و اسداله فرزین‌وش. (۱۳۸۸). اثر کسری بودجه بر کسری حساب جاری و رشد اقتصادی. مجله تحقیقات اقتصادی، ۴۴(۳): ۱۹۲-۱۷۱.

فرزین‌وش، اسداله و فرح‌بخش، ندا. (۱۳۹۰). آزمون فرضیه دو کسری در ایران. پژوهشنامه علوم اقتصادی، ۶(۱۱): ۱۴۸-۱۲۵.

محمدی، حسین، علی رضا کرباسی و آزاده تعالی مقدم. (۱۳۹۲). اقتصادسنجی کاربردی رهیافتی مدرن با نرم افزار ایویوز و میکروفیت. انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد.

مهرابی بشرآبادی، حسین و امیرحسین توحیدی. (۱۳۹۲). تأثیر جهانی شدن بر درآمد مالیاتی در کشورهای منتخب در حال توسعه با رویکرد داده های تابلویی. نشریه اقتصاد پولی مالی، ۲۰(۵): ۱۸۶-۱۶۴.

مهرآرا، محسن و مهدی مرادی. (۱۳۸۷). بررسی تاثیرات کسری بودجه، نرخ ارز حقیقی و رابطه مبادله بر کسری حساب جاری کشورهای صادرکننده نفت عضو (OPEC). پژوهشنامه بازرگانی، ۱۲(۴۷): ۱۶۷-۱۴۱.

Algieri, B. (2013). An Empirical Analysis of the Nexus between External Balance and Government Budget Balance: The Case of the GIIPS Countries. *Economic Systems*, 37(2): 233-253.

Anderson, T.W. & C. Hsiao. (1981). Estimation of Dynamic Models with Error Components. *Journal of the American Statistical Association*, 76(375): 598-606.

Arellano, M. & O. Bover. (1995). Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error Component Models. *Journal of Econometrics*, 68(1): 29-51.

Arellano, M. & S. Bond. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2): 277-297.

Baharumshah, A.Z., E. Lau & A.M. Khalid. (2006). Testing Twin Deficits Hypothesis using VARs and Variance Decomposition. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 11(3): 331-354.

Baltagi, B.H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. 3rd edition, New York: John Wiley and Sons.

Barro, R.J. (1974). Are Government Bonds Net Wealth?. *Journal of Political Economy*, 82(6): 1095-1117.

Belke, A. & C. Dreger. (2013). Current Account Imbalances in the Euro Area: Does Catching up Explain the Development?, *Review of International Economics*, 21(1): 6-17.

Blundell, R. & S. Bond. (1998). Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models, *Journal of Econometrics*, 87(1): 115-143.

Chih, F. & M. Normandin. (2013). External and Budget Deficits in Some Developing Countries. *Journal of International Money and Finance*, 32: 77-98.

Dumitrescu, E. & C. Hurlin. (2012). Testing for Granger Non-Causality in Heterogeneous Panels. *Economic Modelling*, 29(4): 1450-1460.

Forte, F. & C. Magazzino. (2013). Twin Deficits in the European Countries. *International Advances in Economic Research*, 19(3): 289-310.

Gossé, J.B. & F. Serranito. (2014). Long-Run Determinants of Current Accounts in OECD Countries: Lessons for Intra-European Imbalances. *Economic Modelling*, 38: 451-462.

Gujarati, D.N. (2003). *Basic Econometrics*. 4th edition, New York: McGraw-Hill.

Holmes, M.J. (2011). Threshold Cointegration and the Short-Run Dynamics of Twin Deficit Behaviour. *Research in Economics*, 65(3): 271-277.

Hsiao, C. (2003). *Analysis of Panel Data*. 2nd Edition, Cambridge: Cambridge University Press.

Ibrahim, S.B. & F.Y. Kumah. (1996). Comovements in Budget Deficits, Money, Interest Rates, Exchange Rates and the Current Account Balance: Some Empirical Evidence. *Applied Economics*, 28(1): 117-130.

Kalou, S. & S.M. Paleologou. (2012). The Twin Deficits Hypothesis: Revisiting an EMU Country. *Journal of Policy Modeling*, 34(2): 230-241.

Khalid, A.M. & T.W. Guan. (1999). Causality Tests of Budget and Current Account Deficits: Cross-Country Comparisons. *Empirical Economics*, 24(3): 389-402.

Kosteletou, N.E. (2013). Financial Integration, Euro and the Twin Deficits of Southern Eurozone Countries. *Panaeconomicus*, 60(2): 161-178.

Kouassi, E., M. Mbodja & O.K. Kern. (2004). Causality Tests of the Relationship between the Twin Deficits. *Empirical Economics*, 29(3): 503-525.

Lau, E. & A.Z. Baharumshah. (2006). Twin Deficits Hypothesis in SEACEN Countries: A Panel Data Analysis of Relationships between Public Budget and Current Account Deficits. *Applied Econometrics and International Development*, 6(2): 213-226.

Leachman, L.L. & B. Francis. (2002). Twin Deficits: Apparition or Reality? *Applied Economics*, 34(9): 1121-1132.

Marinheiro, C.F. (2008). Ricardian Equivalence, Twin Deficits, and the Feldstein-Horioka Puzzle in Egypt. *Journal of Policy Modeling*, 30(6): 1041-1056.

Mohammadi, H. (2004). Budget Deficits and the Current Account Balance: New Evidence from Panel Data. *Journal of Economics and Finance*, 28(1): 39-45.

Pantelidis, P., T. Emmanouil, L.A. Athanasios, & K. Constantinos. (2009). On the Dynamics of the Greek Twin Deficits: Empirical Evidence over the Period 1960-2007. *International Journal of Economic Sciences and Applied Research*, 2(2): 9-32.

Papadogonas, T. & T. Stournaras. (2006). Twin Deficits and Financial Integration in EU Member-States. *Journal of Policy Modeling*, 28(5): 595-602.

Piersanti, G. (2000). Current Account Dynamics and Expected Future Budget Deficits: Some International Evidence. *Journal of International Money and Finance*, 19(2): 255-271.

Salvatore, D. (2006). Twin Deficits in the G-7 Countries and Global Structural Imbalances. *Journal of Policy Modeling*, 28(6): 701-712.

Vamvoukas, G.A. (1999). The Twin Deficits Phenomenon: Evidence from Greece. *Applied Economics*, 31(9): 1093-1100.

Wooldridge, J.M. (2006). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. 3rd Edition, New York: South-Western.

Xie, Z. & S.W. Chen. (2014). Untangling the Causal Relationship between Government Budget and Current Account Deficits in OECD Countries: Evidence from Bootstrap Panel Granger Causality. *International Review of Economics & Finance*, 31: 95-104.





**پیوست:**

اسامی کشورها:

|               |               |                      |               |          |
|---------------|---------------|----------------------|---------------|----------|
| الجزایر       | بلیز          | بولیوی               | بلغارستان     | بروندی   |
| کامرون        | آفریقای مرکزی | چین                  | کلمبیا        | کنگو     |
| کاستاریکا     | ساحل عاج      | دومینیکا             | ساموآ         | اکوادور  |
| فیجی          | گابن          | گامبیا               | گرجستان       | غنا      |
| گرانادا       | گویان         | مجارستان             | ایران         | کیریباتی |
| لسوتو         | مالزی         | مکزیک                | مولداوی       | مراکش    |
| نیکاراگوئه    | نیجریه        | جزایر سلیمان         | پاپوآ گینه نو | پاراگوئه |
| فیلیپین       | رومانی        | جمهوری دومینیکن      | سیرالئون      | پاکستان  |
| آفریقای جنوبی | خیابان لوسیا  | سنت وینسنت و گرنادین | توگو          | تونگا    |
| تونس          | اوگاندا       | اوکراین              | ونزوئلا       | زامبیا   |





پروہشگاہ علوم انسانی و مطالعات فرہنگی  
پرتال جامع علوم انسانی