عوامل تعیین‌کننده حساب‌جاری در ایران: یک رهیافت ساختاری

رضا محسنی *

چکیده

حساب‌جاری یکی از مهم‌ترین شاخص‌های عملکرد هر اقتصاد است و نقش‌های متعددی را در تحلیل‌های سیاست‌گذار توسعه اقتصادی ایفا می‌کند. در مقاله حاضر با استفاده از الگوی خودتوضیح‌برداری ساختاری مبتنی بر داده‌های فصلی ۱۳۹۵-۱۳۶۰ به بررسی عوامل تعیین‌کننده حساب‌جاری در ایران پرداخته شده است. این مطالعه از لحاظ نظری بسیار نزدیک به مطالعات «بیزر و همکاران» (۲۰۰۴)، «دنیل» (۱۹۹۳) و «برگین و شفرین» (۲۰۰۰) در الگوسازی است؛ اما بر ویژگی خاص اقتصاد ایران از نظر نرخ ارز و وابستگی به نفت تأکید شده است. همچنین برای شناسایی شوک‌های ساختاری از روش بلندمدت «گالی» (۱۹۹۲) و «بلانچارد- کاه» (۱۹۸۹) استفاده شده است. از طرف دیگر با بهره‌گیری از ابزار تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی (FEVDs) و توابع عکس‌العمل آنی (IRFs) اثرات متقابل پویا از شوک‌های ایجادشده در الگو، تجزیه‌وتحلیل شده است. نتایج نشان می‌دهد شوک‌های تولید خالص دائمی و موقتی از نسبت بالایی در نوسانات تراز حساب‌جاری برخوردارند؛ همچنین نااطمینانی نرخ ارز و اثر قیمت نفت و درآمدهای نفتی بر حساب‌جاری حاکی از اهمیت بالای هر یک از متغیرهای مذکور بعد از شوک‌های تولید خالص در کنترل حساب‌جاری است.

واژه‌های کلیدی: *حساب‌جاری، الگوی خود توضیح‌برداری ساختاری، نااطمینانی نرخ ارز، نفت، ایران*

طبقه‌بندی JEL: C32,F31,F32,F41

---

* استادیار، عضو هیئت علمی دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی دانشگاه شهید بهشتی
re.mohseni@sbu.ac.ir

تاریخ دریافت: ۹۸/۰۲/۱۲ تاریخ پذیرش: ۹۸/۰۵/۱۵

***فصلنامه راهبرد اقتصادی*، سال پنجم، شماره هجدهم، پاییز ۱۳۹۵، صص ۴۷-۵**

مقدمه

با فروپاشی سیستم «برتون ودز» و به دنبال آن گسترش آزادسازی اقتصادی، افق تراز پرداخت‌های بسیاری از کشورها به‌طور معناداری تغییر کرد. وقوع شوک‌های نفتی در دهه ۱۹۷۰ به افزایش عدم تعادل حساب‌جاری در اغلب کشورها منجر گردید؛ همچنین تحرک سریع سرمایه در جهان طی دهه ۱۹۹۰ با افزایش تغییرات حساب‌جاری در کشورها همراه بوده است. در این برهه با مشاهده روند حساب‌جاری کشورها مشاهده می‌گردد که اولاً عدم تعادل حساب‌جاری اغلب کشورها بین سال‌های ۱۹۸۵-۱۹۷۴ افزایش یافته است؛ ثانیاً عدم تعادل حساب‌جاری برخی از کشورها بین سال‌های ۲۰۰۳-۱۹۹۹ رخ داده است (Edwards, 2004). با وجود این در تحلیل‌های اقتصاد کلان بین‌الملل بیشترین تمایلات به سمت تحلیل رژیم‌های نرخ ارز، روند نرخ ارز حقیقی و تولید واقعی تمرکز یافته و غالباً حساب‌جاری در بهترین شرایط در اولویت دوم قرار گرفته است. «رازین»[1] (۱۹۹۳) در این رابطه معتقد است که حساب‌جاری به‌عنوان یک موضوع فرعی مدنظر قرار می‌گیرد؛ بنابراین جایگاه حساب‌جاری به‌عنوان یک اولویت سیاستی بسیار مهم، به‌ویژه هنگامی مورد تأکید قرار می‌گیرد که اقتصاد با شوک‌های ناگهانی خارجی مواجه می‌شود (Knight and Scacciavillani, 1998).

حساب‌جاری از مهم‌ترین متغیرهای کلان و از محدودیت‌های استراتژیک اقتصاد کلان برای کشورهای در حال توسعه محسوب می‌شود و با توجه به اهمیت آن در تعیین سطح درآمد ملی و اشتغال و نیز در فرآیند رشد و انباشت

---

1. Razin

سرمایه، کشورهای درحال‌توسعه سیاست‌ها و استراتژی‌های مختلفی برای مقابله با محدودیت حساب‌جاری تعیین کرده‌اند. در ایران نیز حساب‌جاری فراز و نشیب‌های متعددی را از سر گذرانده که همواره متأثر از تحولات مثبت و منفی بازار جهانی نفت خام و تحولات در عرصه تجارت خارجی بوده است. مازاد حساب‌جاری در سال 1395 در مقایسه با سال 1394 افزایش چشمگیری داشته و به مبلغ 16/4 میلیارد دلار رسیده است. در این سال مازاد حساب کالا 289/3 درصد افزایش یافت که در این میان، میزان افزایش صادرات نفتی 75/1 درصد بود. همچنین مازاد حساب‌های درآمد و انتقالات جاری نیز با افزایش روبه‌رو شد؛ اما کسری حساب خدمات افزایش یافت. از طرف دیگر مازاد حساب‌جاری از ۲۳۳۶۱/۹ میلیون دلار در سال ۹۱ به ۱۵۸۱۶ میلیون دلار در سال ۹۶ رسیده که با کاهشی شدیدی همراه بوده است.[۱] در واقع نوسانات قیمت نفت در بازارهای جهانی موجب تعدیل مستمر ارزش صادرات نفتی شده و به‌تبع آن حساب‌جاری را تحت تأثیر قرار داده است.

بر اساس پیش‌بینی صندوق بین‌المللی پول، رشد اقتصاد جهانی در خلال سال‌های ۲۰۱۸–۲۰۱۹ به ۳/۷ درصد خواهد رسید. بررسی گزارش قبلی این صندوق نشان می‌دهد که رشد اقتصادی در این گزارش ۳/۹ درصد بوده است. گزارش جدید صندوق، تنش‌های تجاری، وضع تعرفه بر کالاهای وارداتی، شرایط مالی سخت‌تر و خروج سرمایه از بازارهای نوظهور، تنش‌های منطقه‌ای در حوزه خاورمیانه و افزایش قیمت نفت را از علل رشد ضعیف‌تر اقتصاد جهانی برشمرده است. در سال ۲۰۱۷ اقتصاد ایران، ۳/۷ درصد رشد کرده است. این صندوق در گزارش قبلی در سال ۲۰۱۸، نرخ رشد اقتصادی ایران را ۴ درصد پیش‌بینی کرده بود، اما به دلیل بازگشت مجدد تحریم‌های آمریکا علیه ایران، بنا بر پیش‌بینی‌های گزارش ماه اکتبر صندوق، اقتصاد ایران نه‌تنها رشد نخواهد کرد، بلکه در سال ۲۰۱۹ به میزان ۳/۶ درصد کوچک‌تر خواهد شد؛ بنابراین با توجه به حقایق آماری و پیش‌بینی‌ها و برای کنترل نوسانات حساب‌جاری کشور باید تمهیدات و مکانیزم‌های خاصی اعم از سیاست‌های ارزی، تجاری، پولی و مالی طراحی کرد

که این امر مسلماً در قالب یک مطالعه کاربردی میسر خواهد شد. بر همین اساس مقاله حاضر با استفاده از رویکرد SVAR، به کمّی نمودن و مقایسه اهمیت نسبی شوک‌های کلان اقتصادی بر حساب‌جاری اقتصاد ایران مبتنی بر الزامات نظری بنگاه ناهمگن می‌پردازد؛ به عبارت دیگر رفتار بین دوره‌ای مصرف و حساب‌جاری با تأکید بر محدودیت‌های نقدینگی و امکان عارضه استقراض بیش از حد بررسی شده است. از طرف دیگر به‌منظور شناسایی منابع نوسانات حساب‌جاری، ترکیبی از الگوی ایستا و الگوی بین دوره‌ای دو کالایی استفاده شده که شوک‌های مالی داخلی و خارجی را به‌طور مجزا به‌عنوان منبع نوسان تفکیک کرده است؛ همچنین با توجه به ویژگی‌های خاص اقتصاد ایران، نوسانات نرخ ارز و قیمت نفت در الگو مورد توجه قرار می‌گیرد.

در این مقاله پس از مرور ادبیات موضوع، متدولوژی تحقیق و سپس متغیرها معرفی شده، برآورد و تجزیه‌وتحلیل الگو و در پایان نتیجه‌گیری ارائه خواهد شد.

۱. ادبیات موضوع

۱-۱. چارچوب نظری

در طول زمان، الگوهای نظری کلان اقتصادی متعدد مانند دیدگاه‌های نظری نئوکلاسیک، «کینزی» و «ریکاردویی» برای تبیین عوامل مؤثر بر حساب‌جاری شکل گرفته است. البته با گذشت زمان و طرح شرایط جدیدتر، الگوهای نظری پیچیده‌تر و کامل‌تر شدند و توانستند مبانی نظری لازم برای تبیین رفتار حساب‌جاری و سیاست‌گذاری اقتصادی را به شیوه کامل‌تری فراهم نمایند؛ با وجود این، دو نکته در اینجا قابل توجه است: نخست اینکه اقتصاددانان در مورد عوامل مؤثر بر حساب جاری با هم اتفاق نظر ندارند. دوم، در صورت پذیرفتن تأثیرگذاری کسری‌های مالی و رابطه مبادله و نرخ ارز بر بخش خارجی، سازوکار آن به‌سادگی روشن نیست به‌نحوی‌که پیچیدگی‌های مربوط در صحنه عمل فراتر از دیدگاه‌های نظری مطرح شده، الگوهای نظری محض است. الگوهای نظری مرتبط با حساب جاری را می‌توان به دو گروه تقسیم کرد: دسته اول الگوهایی

هستند که بر اساس تئوری‌های اقتصاد کلان بنا شده‌اند و مبانی مستحکمی بر اساس تئوری‌های اقتصاد خرد ندارند. الگوی متعارف و مشهور «ماندل فلمینگ» در این گروه قرار می‌گیرد که با گذشت زمان کامل‌تر شده و توانسته است شرایط جدید را به‌خوبی توضیح دهد. الگوهای دسته دوم بنیادهای نظری قوی‌تری در اقتصاد خرد دارد و بر اساس رفتار بهینه‌یابی عوامل اقتصادی و با توجه به قیود بین دوره‌ای استخراج شده‌اند. این الگوها نسبت به الگوهای دسته اول جدیدتر هستند و در دو دهه اخیر بیشتر مورد توجه محققان قرار گرفته‌اند.

بنابراین در مقاله حاضر از الگوهای دسته دوم و به‌ویژه الگوهایی بهره گرفته شده که از لحاظ نظری در الگوسازی حساب‌جاری بسیار نزدیک به مطالعات «بیزر و همکاران»[1] (۲۰۰۴) و «دنیل»[2] (۱۹۹۳) است. همچنین با پیروی از «برگین و شفرین»[3] (۲۰۰۰) یک الگوی بین دوره‌ای دوکالایی[4] عطف به الگوی بنگاه با کالای ناهمگن عمومی[5] مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این روش علاوه بر شوک‌های کوتاه‌مدت داخلی تولید در الگوی بین دوره‌ای یک‌کالایی، الگو قادر به ترکیب توأم شوک‌های تراز مالی داخلی و خارجی به‌عنوان منابع نوسانات حساب‌جاری است. برای معرفی ساختار الگو، اقتصاد باز کوچک را در نظر بگیرید که اوراق قرضه بین‌المللی تنها دارایی آن است؛ همچنین تنها کالاهای قابل‌مبادله و غیرقابل‌مبادله برای مصرف وجود دارد. بر این اساس حساب‌جاری را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$CA_t = B_t - B_{t-1} = r_t B_{t-1} + Y_t - I_t - G_t - C_t$$

به‌طوری‌که CA_t، B_t، r_t، Y_t، I_t، G_t و C_t به ترتیب حساب‌جاری، اوراق قرضه بین‌المللی، نرخ بهره اوراق قرضه بین‌المللی برحسب کالاهای قابل‌مبادله، تولید داخلی، سرمایه‌گذاری، مخارج دولت و مخارج مصرفی است. در این الگو

1. Bussiere et al
2. Daniel
3. Bergin and Sheffrin
4. Two-good intertemporal model
5. General heterogeneous-agent model

سرمایه‌گذاری، برون‌زا فرض شده است و تنها دارایی‌های قابل دسترس برای بنگاه‌های اقتصادی اوراق قرضه بین‌المللی حقیقی بدون ریسک[۱] هستند Kraay and (Ventura, 2000).

با استفاده از الگوی رفتار مصرفی[۲] می‌توان مستقیماً رفتار الگوی حساب‌جاری را مطالعه نمود. فرض کنید λ نسبتی از بنگاه‌های کینزی[۳] برای جامعه باشد؛[۴] بنابراین مصرف کل سرانه برابر متوسط وزنی دو گروه مصرف‌کنندگان کینزی C_t^K و کلاسیکی C_t^C خواهد بود و می‌توان نوشت:

$$C_t = \lambda C_t^K + (1-\lambda)C_t^C \qquad (۱)$$

از طرف دیگر با بهینه‌یابی رفتار بنگاه کینزی[۵] می‌توان نوشت:

$$C_t = (Y_t - I_t - T_t) \qquad (۲)$$

بنابراین همان‌طور که در رابطه «۲» مشاهده می‌گردد مخارج مصرفی بنگاه کینزی دقیقاً معادل با مقدار درآمد قابل‌تصرف آن است و بیانگر آن است که میل نهایی به مصرف واحد است.

با جایگذاری معادله «۱» در رابطه $CA_t = r_t B_{t-1} + Y_t - I_t - G_t - C_t$ خواهیم داشت:

$$= r_t B_{t-1} + Y_t - I_t - G_t - \{\lambda C_t^K + (1-\lambda)C_t^C\}$$

$$= r_t B_{t-1} + \lambda\{Y_t - I_t - G_t - C_t^K\} + (1-\lambda)\{Y_t - I_t - G_t - C_t^C\} \quad (۳)$$

همچنین با توجه به رفتار مصرفی بنگاه کینزی و رابطه «۲» خواهیم داشت:

$$CA_t = r_t B_{t-1} + \lambda\{T_t - G_t\} + (1-\lambda)\{Y_t - I_t - G_t - C_t^C\} \quad = r_t B_{t-1} +$$

$$\lambda SUP_t + (1-\lambda)\{NO_t - C_t^C\} \qquad (۴)$$

به‌طوری‌که $T_t - G_t \equiv SUP_t$ نشان‌دهنده مازاد بودجه و $NO_t \equiv Y_t - I_t - G_t$ بیانگر تولید خالص[۶] است. معادله دوم رابطه «۴» به‌عنوان یک الگوی متحدالشکل برای دو الگوی «کوتاه‌مدت ایستا»[۲] و «بهینه‌سازی بین دوره‌ای بلندمدت»[۳] تراز تجاری تفسیر می‌گردد. اگر λ برابر واحد باشد، آنگاه شرایط تعادلی تراز مالی

---

1. Risk-free real international bonds
2. Short-run static model
3. Long-run intertemporal optimization model

به‌طور مستقیم شرایط تعادلی حساب‌جاری را تعیین می‌کند؛ بنابراین میان تراز مالی و حساب‌جاری تقریباً همبستگی دقیقی وجود دارد. از طرف دیگر اگر λ برابر صفر باشد، آنگاه معادله دوم رابطه «۴» مشابه الگوی بین دوره‌ای استاندارد می‌گردد؛ حال شوک‌های سیاست مالی نظیر افزایش یا کاهش نرخ مالیات توسط دولت برای دوره آتی در الگوی مذکور مورد بررسی قرار می‌گیرد. در شرایطی که λ برابر یک است اگر سیاست مالی انبساطی اتخاذ گردد، از آنجایی که افراد به بازارهای جهانی سرمایه دسترسی ندارند، مصرفشان را مطابق با کاهش درآمد قابل‌تصرف تعدیل می‌سازند. در این حالت دولت درآمدهای مالیاتی افزایش‌یافته را در بازار اوراق قرضه جهانی برای پرداخت بخشی از بدهی‌های دوره آتی سرمایه‌گذاری می‌کند؛ به این ترتیب در شرایط حاضر اقتصاد به‌طور موقتی با مازاد حساب‌جاری و در دوره آتی با کسری حساب‌جاری مواجه خواهد شد. از طرف دیگر در شرایطی که λ برابر صفر است، بنگاه‌های کلاسیکی که انتظارات آنان مبتنی بر کاهش نرخ مالیات در دوره آتی شکل گرفته است، به جای تعدیل سطح مصرفشان، بار اضافی مالیات دوره جاری را از طریق استقراض از بازارهای جهانی سرمایه، تأمین می‌کنند. این‌گونه تأمین مالی بخش خصوصی دقیقاً معادل جبران مازاد حساب‌جاری دوره جاری است؛ بنابراین حساب‌جاری نسبت به تغییر در زمان‌بندی مالیات[1] بدون تغییر باقی می‌ماند. معادله دوم رابطه «۴» متغیر C_t^C نشان‌دهنده مصرف بهینه بنگاه کلاسیکی است؛ لذا با پیروی از «کانو»[2] (۲۰۰۳) ، طرفین معادله دوم رابط «۴» بر NO_t تقسیم می‌شود؛ پس می‌توان نوشت:

$$\frac{CA_t}{NO_t} = r_t \frac{B_{t-1}}{NO_t} + \lambda \frac{SUP_t}{NO_t} + (1-\lambda)\{1 - \frac{C_t^C}{NO_t}\} \qquad (۵)$$

جمله آخر رابطه «۵» به‌صورت فرم لگاریتمی بازنویسی می‌گردد و می‌توان نوشت:

$$\frac{CA_t}{NO_t} = r_t \frac{B_{t-1}}{NO_t} + \lambda \frac{SUP_t}{NO_t} + (1-\lambda)\{1 - e^{\log C_t^C - \log NO_t}\}$$

$$\frac{CA_t}{NO_t} = r_t \frac{B_{t-1}}{NO_t} + \lambda \frac{SUP_t}{NO_t} + (1-\lambda)\{1 - e^{c_t^C - no_t}\} \qquad (۶)$$

---

1. Tax-timing

2. Kano

به‌طوری‌که $no_t \equiv \log NO_t$ و $c_t^C \equiv \log C_t^C$. با استفاده از تقریب مرتبه اول تیلور برای جمله آخر معادله دوم رابطه «6» در حول مقادیر مسیر تعادلی آن $(\overline{no}\ ,\ \overline{c^c})$ می‌توان نوشت:[1]

$$1 - e^{c_t^C - no_t} \approx \left(1 - e^{\overline{c^c} - \overline{no}}\right) - e^{\overline{c^c} - \overline{no}} \times \{(c_t^C - no_t) - (\overline{c^c} - \overline{no})\} = k\{no_t - c_t^C\} + \kappa \quad (۷)$$

به‌طوری‌که k برابر $e^{\overline{c^c} - \overline{no}} > 0$ و κ برابر $\left(1 - e^{\overline{c^c} - \overline{no}}\right) - e^{\overline{c^c} - \overline{no}} \times (\overline{c^c} - \overline{no})$ است. با جایگذاری تقریب مرتبه اول تیلور در معادله دوم رابطه «6» حاصل می‌شود:

$$\frac{CA_t}{NO_t} = r_t \frac{B_{t-1}}{NO_t} + \lambda \frac{SUP_t}{NO_t} + (1-\lambda)k\{no_t - c_t^C\} + c \quad (۸)$$

که در آن c برابر $\kappa(1-\lambda)$ است. عبارت $\{no_t - c_t^C\}$ مسیر بهینه حساب‌جاری نشان می‌دهد[2] به‌طوری‌که[۷]

$$no_t - c_t^C = -E_t \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i \left[\Delta no_{t+i} - k - \gamma r_{t+i}^*\right] \quad (۹)$$

با جایگذاری رابطه «۹» در رابطه «۸» معادله پویای حساب‌جاری به‌صورت زیر به دست می‌آید:

$$\frac{CA_t}{NO_t} = r_t \frac{B_{t-1}}{NO_t} + \lambda \frac{SUP_t}{NO_t} + (1-\lambda)k\{-E_t \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i \left[\Delta no_{t+i} - \gamma r_{t+i}^* - k\right]\} + c \quad (۱۰)$$

رابطه «۱۰» نشان می‌دهد در شرایطی که λ مقدار بالایی داشته باشد، نوسانات حساب‌جاری نسبت به تغییر در مازاد بودجه شدیدتر خواهد بود؛ به عبارت دیگر مقدار بالای λ شدت کسری‌های دوگانه را افزایش می‌دهد. بر اساس شواهد تجربی برآوردهای λ در یک اقتصاد باز نسبت به اقتصاد بسته از لحاظ تطابق با تئوری و معنی‌داری آماری، قابل‌اعتمادتر است؛ در این شرایط تراز مالی دولت یکی از عوامل اصلی نوسانات حساب‌جاری محسوب می‌گردد. از آنجایی که انتظار می‌رود کشورهای درحال‌توسعه با محدودیت‌های نقدینگی شدیدتری مواجه باشند، می‌توان نتیجه گرفت شدت نوسانات حساب‌جاری نسبت به نوسانات تراز مالی در این کشورها نسبت به کشورهای توسعه‌یافته بزرگ‌تر باشد؛ بنابراین بر اساس قاعده تجربی[3] زمانی که مصرف‌کنندگان به‌صورت یکجا مدنظر قرار

1. Bussi`ere et al. (2004)

2. Cushing (1992)

3. Rule of thumb

می‌گیرند، حساب‌جاری به‌صورت سهمی از تولید خالص الزاماً در سطح بهینه قرار ندارد و سیاست‌گذار در کشورهای درحال‌توسعه برای کاهش مقدار λ سیاست‌های اقتصادی را به سمت سیاست انضباط مالی و آزادسازی اقتصادی هدایت می‌کند. در تقابل با این رویکرد خوش‌بینانه، اغلب کشورها- حتی با ساختارهای پیشرفته- با مشکلات ناشی از تعدیل تراز پرداخت‌ها مواجه هستند. مطالعه حاضر بیشتر بر مؤلفه پدیده عارضه استقراضِ بیش از حد[1] در کشورهای در حال‌توسعه تأکید دارد. با پیروی از «کورستی و همکاران»[2] (۱۹۹۸) رابطه «۱۰» با توجه به اینکه هزینه استقراض بنگاه‌های کلاسیک زیر سطح بهینه اجتماعی قرار دارد و با فرض آزادسازی خارجی بدون قواعد احتیاطی مناسب، هزینه انتقالات یکجای آتی دولت کاهش می‌یابد. با فرض آنکه نرخ بهره مؤثر برای استقراض بنگاه‌های کلاسیک برابر $(1-s)r_t$ که در آن s یارانه پرداختی به بنگاه است، می‌توان قاعده تصمیم مصرفی به‌صورت لگاریتم- خطی را به‌صورت زیر نوشت:

$$E_t\Delta c_{t+1} = c + \gamma E_t r^{**}_{t+1} \qquad (۱۱)$$

به‌طوری‌که $r^{**}_{t+1} \equiv (1-s)r_{t+1}\frac{1-\gamma}{\gamma}(1-a)\Delta p_{t+1}$[۸] و c یک مقدار ثابت است. با تجزیه طرف راست رابطه «۱۱» نسبت به مصرف مبتنی بر نرخ بهره واقعی r^*_{t+1} و سایر نرخ‌ها، قاعده تصمیم‌سازی مصرفی را می‌توان به‌صورت زیر بازنویسی کرد:

$$E_t\Delta c_{t+1} = c + \gamma E_t(r^*_{t+1} - sr_{t+1}) \qquad (۱۲)$$

با جایگذاری قاعده تصمیم مصرفی در محدودیت بودجه بین دوره‌ای، معادله پویای حساب‌جاری را به‌طور تقریبی می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$no_t - c_t = -E_t\sum_{i=1}^{\infty}\beta^i\{\Delta no_{t+i} - \gamma r^*_{t+i} + \gamma sr_{t+i} - c\} \qquad (۱۳)$$

سپس با جایگذاری رابطه «۱۳» در رابطه «۸» معادله پویای حساب‌جاری با فرض عارضه استقراضِ بیش از حد به‌صورت زیر به دست می‌آید:

$$\frac{CA_t}{NO_t} = r_t\frac{B_{t-1}}{NO_t} + \lambda\frac{SUP_t}{NO_t} + (1-\lambda)k\{-E_t\sum_{i=1}^{\infty}\beta^i(\Delta no_{t+i} - \gamma r^*_{t+i} + \gamma sr_{t+i})\} =$$

1. Syndrome Overborrowing
2. Corsetti et al

$$r_t \frac{B_{t-1}}{NO_t} + \lambda \frac{SUP_t}{NO_t} - (1-\lambda)kE_t \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i \gamma sr_{t+i} + (1-\lambda)k\{-E_t \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i (\Delta no_{t+i} - \gamma r^*_{t+i})\} \qquad (۱۴)$$

جمله آخر در رابطه «۱۴» همان مسیر بهینه حساب‌جاری در الگوی بین دوره‌ای دو کالایی است. جملات دوم و سوم، رابطه مذکور منابعی را نشان می‌دهد که حساب‌جاری را از مسیر بهینه منحرف می‌سازند. علاوه بر محدودیت‌های نقدینگی وجود عارضه استقراض بیش از حد یک عامل انحراف دیگر را بر حساب‌جاری اضافه نموده است. با مشخص بودن سطح نرخ بهره انتظاری (مبتنی بر مصرف) مصرف به‌طور انباشته به سمت زمان حال شکل می‌گیرد و کسری تجاری به‌طور هم‌زمان افزایش می‌یابد. بدین ترتیب، درحالی‌که محدودیت‌های نقدینگی(λ) نقش شوک‌های مالی داخلی را بر تراز تجاری افزایش می‌دهد، عامل یارانه(s) نیز می‌تواند نقش شوک‌های خارجی را بر حساب‌جاری بیفزاید. متأسفانه نمی‌توان به‌طور صریح واکنش استقراض بیش از حد ناشی از تعدیلات بهینه در تراز تجاری را با توجه به نوسانات نرخ بهره حقیقی (مبتنی بر مصرف) تفکیک کرد. این امر مستلزم وجود اطلاعاتی درباره پارامترهایγ (کشش جانشینی بین دوره‌ای)، a (سهم کالاهای مصرفی قابل‌مبادله در کل مخارج مصرفی) و s است.

در کشورهای درحال‌توسعه با توجه به الزامات محدودیت‌های نقدینگی و مسئله استقراض بیش از حد، انتظار می‌رود نقش شوک‌های تراز مالی داخلی و شوک‌های خارجی (از طریق نرخ بهره حقیقی جهانی) نسبت به کشورهای توسعه‌یافته از شدت بالاتری برخوردار باشد؛ بنابراین مقاله حاضر با توجه به الگوی مذکور، رفتار حساب‌جاری را بررسی می‌کند. از آنجایی که از تقریب‌های متعدد یا فروضی خاص برای ساده‌سازی و استخراج معادله ۱۴ استفاده شده است، تقریباً شناسایی محدودیت‌های معادلات مقطعی بر حساب‌جاری در الگوی مذکور غیرممکن است؛ گذشته از این برآورد تمامی پارامترهای ساختاری (λ, γ, a, s) معادله ۱۴ بسیار مشکل است؛ بنابراین رویکرد SVAR رهیافت مناسبی برای بررسی پویایی‌های حساب‌جاری است.

۱-۲. شواهد تجربی

در طول دهه گذشته توسعه فزاینده‌ای در مطالعات نظری و تجربی پیرامون عوامل تعیین‌کننده و پویایی‌های تراز تجاری مشاهده شده است. چنین رخدادی در ادبیات، ناشی از تعاملات تجاری و مالی در یک اقتصاد باز است. در این رابطه نخستین بار «ساکز»[1] (۱۹۸۱) و به دنبال آن «آبسفلد و روگف»[2] (۱۹۹۵،۱۹۹۶) رویکرد بین دوره‌ای تراز تجاری را بررسی کردند. تمرکز اصلی ادبیات مرتبط با تراز تجاری عمدتاً مبتنی بر الگوهای بین دوره‌ای[3] است (Bussiere et al, 2004). به بیان ساده‌تر، این رویکرد بر بهینه‌سازی پس‌انداز بنگاه و خانوار جهت هموارسازی جریان مصرف در طول زمان متمرکز است؛ مثلاً یک اقتصاد باز کوچک را در نظر بگیرید که به‌طور موقت در تولید با کاهش مواجه شده است. در این حالت باید برای هموارسازی مصرف از بازارهای مالی خارجی استقراض کند که به‌تبع آن به کسری در تراز تجاری منجر می‌شود. پایه‌های الگوی بین دوره‌ای در ادبیات اقتصاد در مسیرهای متعددی شامل سرمایه‌گذاری، نرخ‌های بهره، کالاهای غیرقابل‌مبادله و حتی سیاست پولی توسعه‌یافته است (Bergin and Sheffrin, 1999).

«لی و چین» (۲۰۰۲) در مطالعه‌ای الگوی بلندمدت SVAR دومتغیره، شامل نرخ ارز حقیقی و تراز تجاری را (به‌صورت سهمی از GDP) برای کشورهای عضو گروه ۷ تجزیه‌وتحلیل می‌کنند. آن‌ها سعی کرده‌اند تا یکی از الزامات متعارف الگوی بین دوره‌ای که تنها شوک‌های موقتی خاص کشوری، تراز تجاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد، مورد آزمون قرار دهند؛ بنابراین با استفاده از الگوی پول در تابع مطلوبیت دو شوک ساختاری شامل شوک‌های دائمی خاص کشور، نظیر شوک‌های بهره‌وری و شوک‌های موقتی خاص کشور، نظیر شوک‌های پولی را شناسایی کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که شوک‌های موقتی اثر بزرگ‌تری بر تراز تجاری داشته است؛ درحالی‌که شوک‌های دائمی تأثیر بسزایی بر نرخ ارز حقیقی دارد.

---

1. Sachs
2. Obstfeld and Rogoff
3. Intertemporal Models

«فیدرموس» (۲۰۰۳) در پژوهشی پدیده کسری همزاد را در قالب رابطه هم‌انباشتگی بین تراز تجاری، تراز مالی و سرمایه‌گذاری بررسی می‌کند. وی معتقد است که شواهد تجربی پیرامون این دو کسری همزاد در طول دهه ۱۹۹۰ نسبت به دهه ۱۹۸۰ کمتر مشاهده شده است. در تقابل با این مطالعه، «شفرین» و «وو» (۱۹۹۰) به جای I(0)، تراز تجاری را I(1) مشاهده کرده‌اند که به این ترتیب رابطه هم‌انباشتگی مورد تأیید قرار می‌گیرد.

«گروبر»[1] (۲۰۰۴) در مطالعه‌ای به بررسی نقش عادت‌ها و روش‌های مصرف[2] بر حساب‌جاری می‌پردازد. وی با استفاده از داده‌های فصلی بعد از جنگ برای کشورهای عضو گروه ۷ مبتنی بر روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، پارامتر درجه شکل‌گیری عادت[3] را برآورد می‌نماید. نتایج حاکی از آن است که شیوه‌های مصرفی نقش مهمی در نوسانات و پویایی‌های حساب‌جاری حقیقی ایفا می‌کند.

«سانتوز پائولینو»[4] (۲۰۰۷) در مطالعه‌ای رابطه پویای بین شوک‌های رابطه مبادله و حساب‌جاری مبتنی بر چارچوب نظری «هاربرگر- لارسن و متزلر»[5](HLM) (۱۹۵۰) و الگوی بین دوره‌ای «ابسفلد و روگف» (۱۹۹۵) را با استفاده از روش پانل VAR، برای ۱۴ کشور در حال‌توسعه طی دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۸۰ بررسی می‌کند. وی متغیرهای نسبت حساب‌جاری به GDP با وقفه، تولید ناخالص داخلی حقیقی (با وقفه) و رابطه مبادله با وقفه را از جمله مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده برای شناسایی نوسانات حساب‌جاری الگوسازی می‌نماید. نتایج حاکی از آن است که رابطه مبادله دارای اثر منفی (۱/۹۱-) بر حساب‌جاری است و تأییدی بر تئوری HLM است. نتایج تابع عکس‌العمل آنی حساب‌جاری نسبت به رابطه مبادله نشان می‌دهد که یک شوک منفی در رابطه مبادله (بدتر شدن رابطه مبادله) به مدت دو سال بر حساب‌جاری اثر منفی دارد و بعد از آن در بلندمدت به

---

1. Gruber
2. Consumption Habits
3. Degree of Habite Formation
4. Santos-Paulino
5. Harberger-Laursen-Metzler

تعادل پایدار دست می‌یابد. این امر همچنین اثر منحنی J را تائید می‌کند. از طرف دیگر شوک تولید حقیقی دارای اثر مثبت (۰/۱۵) و معنی‌داری بر نوسانات حساب‌جاری است؛ اما اثر آن بعد از دو سال مضمحل می‌گردد.

«کانو» (2008) با استفاده از الگوی SVAR به بررسی منابع نوسانات حساب‌جاری برای کانادا و آمریکا مبتنی بر داده‌های فصلی «۱۹۹۷:۴-۱۹۶۳:۱» می‌پردازد. وی مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده حساب‌جاری را نرخ بهره حقیقی جهانی، تغییر تولید خالص و تراز تجاری به‌صورت سهمی از تولید خالص شناسایی می‌کند و در قالب سه شوک ساختاری شامل شوک‌های جهانی[1]، شوک‌های دائمی خاص کشوری و شوک‌های موقتی خاص کشوری به تجزیه‌وتحلیل می‌پردازد. نتایج مطالعه وی در تطابق با الزامات الگوی بین دوره‌ای، شوک‌های موقتی خاص کشوری را عامل مسلطی در تعیین نوسانات تراز تجاری نشان می‌دهد.

«شهباز و همکاران»[2] (۲۰۱۰) به بررسی عوامل تعیین‌کننده تراز تجاری در پاکستان پرداخته‌اند. این محققان با استفاده از روش ARDL و داده‌های فصلی «۲۰۰۶:۴-۱۹۸۰:۱» به این نتیجه رسیده‌اند که پدیده منحنی J در این کشور مورد تأیید قرار می‌گیرد.

«تراسوا»[3] (۲۰۰۹) در تحقیقی درباره اکراین با استفاده از روش‌های معادلات هم‌زمان و هم‌انباشتگی مشاهده کرد که نرخ ارز دارای اثر معنی‌داری بر تراز تجاری نیست و پدیده منحنی J مورد تأیید قرار نگرفت.

«گریگوریان» (۲۰۱۵)، به بررسی عوامل تعیین‌کننده تراز تجاری ارمنستان با استفاده از روش همجمعی «جوهانسن» و الگوی تصحیح خطا مبتنی بر داده‌های فصلی ۲۰۱۰-۲۰۰۰ می‌پردازد. نتایج رابطه منفی بین نسبت تراز تجاری و نرخ ارز مؤثر حقیقی را در بلندمدت تأیید می‌کند. همچنین نتایج توابع عکس‌العمل آنی فرضیه J را مورد تأیید قرار می‌دهد.

---

1. Global Shock.
2. Shahbaz et al
3. Tarasova

«کروکماز و بیلمان» (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای مبتنی بر داده‌های فصلی ۲۰۱۱-۲۰۰۳ با استفاده از روش آزمون مرحله‌ای مبتنی بر تئوری علیت تراز تجاری برای ترکیه فرضیه منحنی S را در دو سطح جمعی و صنعت تأیید کرده‌اند.

«ویو» (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای به بررسی تجارت دوجانبه بین ۱۹ صنعت در چین و استرالیا مبتنی بر روش همجمعی جوهانسن طی دوره زمانی ۲۱۰۶-۱۹۹۰ می‌پردازد و پدیده منحنی J را در کوتاه‌مدت و بلندمدت ارزیابی می‌کند. نتایج حاکی از آن است که تنها در ۱۳ صنعت از ۱۹ صنعت مورد مطالعه پدیده منحنی J در کوتاه‌مدت تأیید شده است و تنها چهار صنعت این فرضیه را در بلندمدت تأیید می‌کنند.

«آلساندریا و چوی» (۲۰۱۹)، پویایی‌های تراز تجاری و نرخ ارز حقیقی در آمریکا مبتنی بر داده‌های فصلی ۲۰۱۵-۱۹۷۹ را بررسی کرده و به این نتیجه رسیده‌اند که نرخ ارز حقیقی نقشی کلیدی در تنظیم تراز تجاری ایفا می‌کند؛ به‌طوری‌که هردو پدیده منحنی J و S مورد تأیید قرار می‌گیرند.

«جلالی نائینی و خیابانی» (۱۳۷۶) اثر متغیرهای کلان بر تراز تجاری ایران را طی دوره زمانی ۱۳۷۴-۱۳۴۳ بررسی کرده‌اند. این مطالعه به دنبال پاسخ به این سؤال است که آیا گزینش استراتژی‌های تشویق صادرات، جایگزینی واردات یا ترکیبی از این دو لزوماً در تراز تجاری و تعادل در عرضه و تقاضای تعادل ایجاد نمی‌کند؛ بلکه این سیاست‌ها در یک فضای مناسب اقتصاد کلان و با اجرای مجموعه‌ای از سیاست‌های مالی و پولی، احتمال موفقیت بیشتری خواهند داشت؛ بنابراین با توجه به نکات مذکور و نقش کلیدی ارز و اهمیت محدودیت تراز پرداخت‌ها برای اقتصاد ایران، به‌ویژه محدودیت دسترسی به بازارهای بین‌المللی سرمایه، الگوی کلان‌سنجی را- شامل متغیرهای مالی، پولی و ارزی- برای تراز تجاری (خالص دریافت‌های ارزی بابت صادرات و واردات کالا) مبتنی بر نگرش پولی تراز پرداخت‌ها طراحی و در قالب سه سناریو، الگوی مورد نظر را شبیه‌سازی می‌کند.

بر این اساس در سناریوی نخست تکانه‌ای به‌اندازه ۲۰ درصد افزایش در

هزینه‌های دولتی نشان می‌دهد که تأثیر این تکانه بر متغیرهای مهم درون‌زای الگو نظیر سطح قیمت‌ها، تولید، نقدینگی، مصرف و سرمایه‌گذاری مثبت و بر متغیرهای تراز تجاری حقیقی، تراز تجاری اسمی و صادرات غیرنفتی منفی است. در سناریوی دوم تکانه‌ای به‌اندازه ۵۰ درصد کاهش ارزش اسمی ریال در الگو شبیه‌سازی گردید. نتایج حاکی از تأثیر مثبت این تکانه بر تراز تجاری اسمی است؛ اما اثر آن بر تورم مثبت و محدود و بر مصرف و تولید منفی است. در سناریوی سوم به‌طور هم‌زمان دو تکانه مذکور در الگوی مورد آزمون قرار گرفت. نتایج حاصل از تکانه‌های هم‌زمان، مشابه سناریوی نخست است.

«برومند و کهرام» (۱۳۸۴) در مطالعه‌ای عوامل تعیین‌کننده بر کسری حساب‌جاری در اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های سالانه ۱۳۸۰–۱۳۳۸ مبتنی بر دو رویکرد هم‌انباشتگی «انگل–گرنجر»، «جوهانسن» و «جوسیلیوس» و «الگوی تصحیح خطای برداری» را بررسی کرده‌اند. در این پژوهش بر اساس الگوهای نظری و شواهد تجربی مهم‌ترین عوامل مؤثر بر حساب‌جاری (نسبت به GDP) به ترتیب کسری بودجه، درآمدهای نفتی و نرخ ارز بازار آزاد الگوسازی شده است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد افزایش کسری بودجه به افزایش کسری حساب‌جاری منجر می‌گردد و فرضیه «دو کسری همزاد» مورد تأیید قرار می‌گیرد.

«فرزام و همکاران» (۱۳۹۶) در پژوهشی به بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ ارز بر تجارت دوجانبه ایران و شرکای عمده اروپایی و آسیایی پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که اثر نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری در بلندمدت برای شرکای تجاری، منفی و بی‌معنی و برای شرکای تجاری آسیایی، مثبت و بی‌معنی برآورد شده است. «برقی‌اسگویی و همکاران» (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای تأثیر نرخ پس‌انداز را بر تراز تجاری ایران با استفاده از رویکردهای «رگرسیون فازی» و «خودرگرسیونی با وقفه توزیعی» طی دوره زمانی ۱۳۹۴–۱۳۳۹ بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل از رگرسیون فازی نشان می‌دهد که متغیرهای نرخ پس‌انداز، درجه باز بودن تجاری و تولید ناخالص داخلی سرانه اثر مثبت و نرخ ارز مؤثر حقیقی بر تراز تجاری اثر منفی دارند؛ همچنین نتایج حاصل از روش خودرگرسیونی با وقفه

توزیعی نشانگر این است که متغیرهای نرخ پس‌انداز و تولید ناخالص داخلی سرانه اثرات مثبتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر تراز تجاری داشته‌اند. از سوی دیگر در بلندمدت دو متغیر نرخ ارز مؤثر حقیقی و درجه باز بودن تجاری، موجب وخیم‌تر شدن تراز تجاری می‌شود.

«فعالجو و نظری» (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای به بررسی اثر غیرخطی نرخ ارز واقعی بر تراز تجاری ایران می‌پردازد. وی با استفاده از رویکرد انتقال ناملایم در دور زمانی ۱۳۹۵-۱۳۶۰ نشان می‌دهد اثر نرخ ارز بر تراز تجاری غیرخطی است و بیانگر آن است که اثرگذاری متغیرهای نرخ واقعی ارز، درجه باز بودن اقتصاد و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بر تراز تجاری به نوع رژیم ارزی بستگی دارد.

۲. متدولوژی

بر اساس الگوی نظری «رابطه ۱۴» برخی از الزامات حساب‌جاری شامل ۱- شوک‌های خارجی که عمدتاً موقتی بوده از طریق نرخ بهره جهانی و نرخ ارز، حساب‌جاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ ۲- شوک‌های داخلی دائمی تولید خالص اثر ناچیزی بر حساب‌جاری دارد؛ ۳- شوک‌های داخلی موقتی تولید خالص دارای اثر مثبت (اما در دامنه بین صفر و یک) بر حساب‌جاری است؛ ۴- تغییرات در تراز مالی از کانال درآمد جاری مصرف‌کنندگان، در سطح معینی از مخارج دولت، حساب‌جاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

همچنین بر اساس الگوی نظری می‌توان نوسانات حساب‌جاری را از طریق عکس‌العمل به شوک‌های خارجی(دائمی و موقتی) تولید خالص و شوک‌های تراز مالی داخلی پیش‌بینی کرد. از آنجایی که چنین شوک‌های ساختاری را نمی‌توان به‌طور مستقیم مشاهده نمود، می‌توان آن‌ها را از طریق رفتار مشترک با متغیرهای وابسته (مشابه) شناسایی کرد. از دیدگاه الگوی نظری پنج متغیر مرتبط با رفتار الگوی حساب‌جاری عبارت‌اند از: نرخ بهره حقیقی جهانی، نرخ ارز حقیقی، تولید خالص، تراز مالی و حساب‌جاری. بر اساس معادله ۱۴ می‌توان الگوی SVAR پنج متغیره شامل $\frac{CA_t}{NO_t}$ و $\frac{SUP_t}{NO_t}, no_t, p_t, r_t$ را تصریح نمود. در معادله ۱۴ انتظار می‌رود در

بلندمدت، حساب‌جاری به‌صورت نسبتی از تولید خالص مبتنی بر الزامات استاندارد الگوهای بین دوره‌ای، یک متغیر مانا باشد. این امر بدین معنا است که الزاماً متغیرهای سمت راست معادله ۱۴ نیز مانا هستند. به‌هرحال این امکان وجود دارد که برخی از متغیرها در دامنه زمانی محدود نامانا باشند.[۹] با این حال در ابتدا فرض می‌گردد که:

$$X' = \left(\Delta r_t, \Delta p_t, \Delta no_t, \Delta \frac{SUP_t}{NO_t}, \Delta \frac{CA_t}{NO_t}\right)$$

کوواریانس- مانا[1] است. در اینجا شوک‌های عرضه خارجی توسط تغییرات نرخ بهره حقیقی جهانی، شوک‌های تقاضای خارجی توسط تغییرات قیمت‌های نسبی کالاهای قابل‌مبادله به غیرقابل‌مبادله، شوک‌های داخلی دائمی تولید خالص توسط تغییرات در تولید خالص، شوک‌های تراز مالی داخلی توسط تراز بودجه داخلی به‌صورت نسبتی از تولید خالص و شوک‌های داخلی موقتی تولید خالص توسط حساب‌جاری به‌صورت نسبتی از تولید خالص اندازه‌گیری می‌شود. به‌طور مختصر الگوی SVAR پنج متغیره به‌صورت $X' = \left(\Delta r_t, \Delta p_t, \Delta no_t \Delta, \frac{SUP_t}{NO_t}, \Delta \frac{\mathrm{CA_t}}{\mathrm{NO_t}}\right)$ و $\epsilon_t' = (\epsilon_1, \epsilon_2, \epsilon_3, \epsilon_4, \epsilon_5)$ به‌طوری‌که ϵ_1، ϵ_2، ϵ_3، ϵ_4 و ϵ_5 به ترتیب عبارت‌اند از شوک‌های عرضه خارجی، شوک‌های تقاضای خارجی، شوک‌های داخلی دائمی تولید خالص، شوک‌های تراز مالی داخلی، شوک‌های داخلی موقتی تولید خالص. برای شناسایی شوک‌های ساختاری غیرقابل مشاهده باید برخی قیود شناسایی را بر الگوی VAR تقلیل یافته غیرمقید[2] تحمیل کرد. در الگوی VAR پنج متغیره، ماتریس مربوطه دارای ۲۵ عنصر است؛ به‌طوری‌که سیستم معادلات ۲۵ معادله‌ای را تشکیل می‌دهد. بر این اساس برای مشخص شدن دقیق سیستم معادلات لازم است به تعداد $(n^2 - n)/2$ بر الگو قید تحمیل نمود؛[۱۰] بنابراین شناسایی دقیق شوک‌های ساختاری در الگوی پنج متغیره، مستلزم ۱۰ قید اضافی است.

---

1. Covariance-stationary

2. Unrestricted reduced-form VAR

لذا با توجه به معادله ۱۴ می‌توان پنج متغیر مرتبط با رفتار حساب‌جاری شامل نرخ بهره حقیقی، نرخ ارز حقیقی، تولید خالص، تراز مالی و حساب‌جاری را شناسایی کرد. برای شناسایی این ۵ شوک ساختاری، الگوی SVAR پنج متغیره با پیروی از نمایش میانگین متحرک به‌صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$X_t = C(L)\epsilon_t \qquad (۱۵)$$

به‌طوری‌که X' نشان‌دهنده تفاضل مرتبه اول لگاریتم متغیرها است. $C(L)$ ماتریس 5×5 چندجمله‌ای و $\epsilon_t' = (\epsilon_t^{s*}, \epsilon_t^{d*}, \epsilon_t^{p}, \epsilon_t^{f}, \epsilon_t^{t})$ است. گفتنی است که متغیرهای حساب‌جاری و تراز مالی برحسب متغیر تولید خالص نرمال‌سازی و به‌صورت نسبت در الگو تصریح شده است. این امر بدین دلیل است که نرمال‌سازی متغیرها در یک الگوی لگاریتم خطی زمانی که فرآیند حقیقی تولید داده‌ها[1] بهینه‌سازی بین دوره‌ای را منعکس می‌سازد، انتظار می‌رود رفتار آن‌ها ایستا[2] باشد. این موضوع در معادله ۱۴ نشان داده شده است. همچنین محققان در مقایسه‌های جهانی معمولاً از متغیر نرمال شده حساب‌جاری استفاده می‌کنند (Lee and Chinn, 2002 & Prasa,1999).

بنابراین از نسبت تراز مالی و حساب‌جاری به تولید خالص به جای متغیرهای سطح استفاده می‌شود؛ بنابراین ϵ_t^{s*} به‌عنوان شوک‌های عرضه خارجی (نظیر شوکی که سطح نرخ بهره حقیقی جهانی را در بلندمدت تغییر می‌دهد)، ϵ_t^{d*} به‌عنوان شوک‌های تقاضای خارجی، ϵ_t^{p} به‌عنوان شوک‌های داخلی دائمی تولید خالص (شوک عرضه داخلی که سطح تولید خالص داخلی را در بلندمدت تغییر می‌دهد)، ϵ_t^{f} به‌عنوان شوک‌های تراز مالی داخلی تفسیر می‌گردد. برخلاف سایر محققان که معمولاً ϵ_t^{p} را شوک‌های عرضه داخلی و ϵ_t^{t} را تقاضای داخلی در نظر می‌گیرند در اینجا به ترتیب به‌عنوان شوک‌های دائمی داخلی و شوک‌های موقتی داخلی تفسیر می‌گردد. این موضوع به دلیل ماهیت پویای حساب‌جاری در برخورد با پایداری شوک‌های تولید خالص (از حیث دائمی و موقتی بودن آن)

---

1. Data generating process
2. Stationary

است. به‌هرحال فرض بر این است که شوک‌های عرضه یک منبع دائمی و شوک‌های تقاضا، یک منبع موقتی در تولید خالص هستند. همچنین می‌توان این شوک‌ها را به شوک‌های عرضه و تقاضا تفسیر کرد. همان‌طور که اشاره شد برای شناسایی چنین شوک‌های ساختاری از یک فرم خلاصه‌شده VAR، به‌عنوان یک الگوی شناسایی پایه‌ای، از الگوی عطفی بلندمدت که می‌تواند شناسایی منحصربه‌فردی از شوک‌های ساختاری را به دست آورد، استفاده می‌شود. چنین ملاحظاتی در معادله «15» با فرض آنکه L=1 باشد مورد بررسی قرار گرفته است؛ بر این اساس خواهیم داشت:

$$\begin{bmatrix} C_{11}(1) & C_{12}(1) & C_{13}(1) & C_{14}(1) & C_{15}(1) \\ C_{21}(1) & C_{22}(1) & C_{23}(1) & C_{24}(1) & C_{25}(1) \\ C_{31}(1) & C_{32}(1) & C_{33}(1) & C_{34}(1) & C_{35}(1) \\ C_{41}(1) & C_{42}(1) & C_{43}(1) & C_{44}(1) & C_{45}(1) \\ C_{51}(1) & C_{52}(1) & C_{53}(1) & C_{54}(1) & C_{55}(1) \end{bmatrix} \qquad (۱۵)$$

با استفاده از الگوی شناسایی عطفی ماتریس فوق «$C(1)$» به ماتریس پایین مثلثی، مقید می‌گردد. در شرایطی که $C(1)$ یک ماتریس پایین مثلثی است می‌توان به‌طور منحصربه‌فردی ماتریس $C(1)$ را با استفاده از تجزیه «چولسکی» مبتنی بر ماتریس واریانس–کوواریانس وزنی الگوی VAR تقلیل‌یافته شناسایی کرد. انتظارات نظری از قیود ضریب بلندمدت ماتریس $C(1)$ به شرح زیر است:

۱- شوک‌های خارجی در اقتصاد باز کوچک در بلندمدت برون‌زا فرض می‌شود؛ به عبارت دیگر در این حالت انتظار نمی‌رود شوک‌های داخلی، سطح نرخ بهره حقیقی جهانی و نرخ ارز حقیقی را تحت تأثیر قرار دهند. چنین شرایطی بیشتر در کشورهای کوچک و نسبتاً باز اقتصادی تأمین می‌شود. این فرض به صفر شدن ضرایب$C_{13}(1)$، $C_{14}(1)$، $C_{15}(1)$، $C_{23}(1)$، $C_{24}(1)$ و $C_{25}(1)$ منجر و فرض می‌شود نرخ بهره حقیقی جهانی عمدتاً در بلندمدت توسط شوک‌های عرضه تعیین می‌گردد. به همین دلیل سطح نرخ بهره حقیقی در بلندمدت توسط شوک‌های تقاضای خارجی تحت تأثیر قرار نمی‌گیرد. این فرض به معنی صفر شدن ضریب $C_{12}(1)$ در ماتریس بالا است.

۲- فرض می‌شود که تولید خالص دارای یک مؤلفه دائمی[1] و یک مؤلفه موقتی[2] است؛ در این حالت شوک‌های موقتی داخلی، سطح تولید خالص را در بلندمدت تغییر نمی‌دهد. همچنین شوک‌های تراز مالی داخلی در بلندمدت تأثیری بر تولید خالص ندارد. این فروض باعث می‌شود ضرایب $C_{34}(1)$ و $C_{35}(1)$ در ماتریس ضرایب برابر «صفر» شود و سرانجام برای مجزا شدن شوک‌های داخلی موقتی تولید خالص از شوک‌های تراز مالی داخلی، فرض می‌گردد شوک‌های داخلی موقتی تولید خالص در بلندمدت تراز مالی داخلی را تغییر نمی‌دهد. چنین فرضی به صفر شدن ضریب $C_{45}(1)$ در ماتریس ضرایب منجر خواهد شد. در اینجا کسری مخارج دولتی به دو بخش «کاهش درآمدهای مالیاتی» و «کاهش مخارج دولتی» تجزیه می‌شود؛ بنابراین در اینجا شوک‌های تولید خالص موقتی داخلی از شوک‌های تراز مالی داخلی مجزا می‌گردد و همانند شوک‌های تولید خالص موقتی داخلی، سطح تراز مالی را در بلندمدت تغییر نمی‌دهد. در نتیجه با برقراری چنین قید شناسایی، در واقع شوک موقتی داخلی یک شوک مخارج دولتی تراز مالی در بلندمدت است.

۳. معرفی متغیرهای الگو

در این مطالعه حساب‌جاری بر اساس متغیرهای زیر به قیمت ثابت و به‌صورت فصلی (۱۳۹۵-۱۳۶۰) که از پایگاه اطلاعات بانک مرکزی و مطالعه «امامی» (۱۳۸۴) و آمارهای بین‌المللی[3] استخراج گردیده، مدل‌سازی شده است. همچنین همه متغیرها تعدیل فصلی شده‌اند. به‌طوری‌که:

تولید خالص (NO): به‌صورت تفاضل تولید ناخالص داخلی برابر مجموع سرمایه‌گذاری ناخالص و مخارج مصرفی دولت؛

حساب‌جاری (CA): از تفاضل درآمد ناخالص ملی از مجموع سرمایه‌گذاری ناخالص، مخارج مصرفی خانوار و مخارج مصرفی دولت محاسبه شده است؛

---

1. Permanent Component
2. Temporary Component
3. International Financial Statistic

مازاد بودجه (تراز مالی) (SUP): این متغیر از پایگاه اطلاعاتی استخراج شده و در برخی از سال‌ها تعدیلات لازم صورت پذیرفته است؛

نرخ بهره جهانی (R): به‌صورت متوسط وزنی نرخ بهره حقیقی کشورهای توسعه‌یافته استفاده شده است؛

نرخ ارز (P): از نسبت قیمت کالاهای غیرقابل‌مبادله به کالاهای قابل‌مبادله استفاده شده است.

همچنین نرخ ارز حقیقی به‌صورت $\frac{SP^*}{P}$، به‌طوری‌که S،P و P^* به ترتیب شاخص قیمت داخلی، نرخ ارز اسمی و شاخص قیمت کشورهای خارجی است. برای محاسبه این متغیر به دلیل ثابت بودن نرخ ارز اسمی رسمی از نرخ ارز اسمی بازار موازی و برای شاخص قیمت خارجی از CPI کشورهای صنعتی از آمارهای بین‌المللی استفاده شده است.

در رویکرد SVAR ابتدا ویژگی‌های انباشتگی متغیرها به‌منظور تخمین الگوی VAR «کوواریانس- ایستا»[1]، مورد بررسی قرار می‌گیرد (Rapach, 1998). برای بررسی آزمون ریشه‌های واحد از چهار آزمون «دیکی-فولر تعمیم‌یافته»[2] (ADF)، «الیوت، ریچاردسون و استوک»[3] (ERS)، «فیلیپس-پرون»[4] (PP) و «انجی و پرون»[5] (NP) استفاده می‌شود. گفتنی است که تمام متغیرهای الگو به‌استثنای متغیرهای نسبت تراز مالی به تولید خالص و نسبت حساب‌جاری به تولید خالص به‌صورت لگاریتم طبیعی مورد آزمون قرار گرفته و نتایج آزمون‌های ریشه واحد نشان داده است که تمامی متغیرها در شکل سطح I(1) بوده و با یک‌بار تفاضل‌گیری I(0) می‌شوند.(۱۱) از آنجایی که در رویکرد بلانچارد- کاه باید تمامی متغیرها به‌صورت مانا استفاده شود؛ پس تفاضل مرتبه اول آنان در الگو لحاظ می‌گردد.

---

1. Covariance-Stationary VAR
2. Augmented Dickey-Fuller
3. Elliot, Richardson and Stock
4. Phillips-Perron
5. Ng and Perron

۴. برآورد و تحلیل نتایج الگو

بیشتر الگوهای مورد بررسی مبتنی بر الگوهای کلاسیک نظری، اقتصاد ایران را مورد تجزیه‌وتحلیل قرار داده‌اند؛ اما با توجه به ویژگی‌های خاص اقتصاد ایران ضروری است به برخی از ویژگی‌های خاص اقتصاد در الگو توجه شود. در اینجا به دو نکته مهم اشاره می‌گردد: اولاً با توجه به نقش نرخ ارز ضروری است اثرات این متغیر علاوه بر شکل سطح، نوسانات آن نیز در الگو لحاظ و نقش نا اطمینانی‌های ارزی بر حساب‌جاری ایران تعیین شود. ثانیاً با توجه به اینکه نفت عامل مسلطی در اقتصاد ایران است، یک‌بار قیمت نفت و بار دیگر درآمدهای نفتی باید در الگو تصریح و تفاوت آثار آن در الگو مشخص شود. بر این اساس با توجه به مبانی نظری و همچنین با پیروی از روش SVAR دو الگوی خاص اقتصاد ایران در ادامه معرفی می‌گردد.

۴-۱. سناریوی نخست

جهت تصریح نا اطمینانی‌های ارزی در اینجا با استفاده از روش GARCH واریانس شرطی نرخ ارز حقیقی[۱۲] برای ایران محاسبه و به‌عنوان یک متغیر همراه با نرخ بهره حقیقی جهانی، تولید خالص، تراز مالی و تراز حساب‌جاری در الگو تصریح می‌شود.

نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای تفاضل مرتبه اول نسبت حساب‌جاری به تولید خالص ($\Delta\frac{CA_t}{NO_t}$) برای ۲۰ دوره (فصل) در جدول شماره ۱ نشان داده شده است، سهم هر یک از متغیرهای دستگاه در تغییرات متغیر نسبت حساب‌جاری به تولید خالص در افق‌های زمانی کوتاه‌مدت (فصل اول)، میان‌مدت (فصل چهارم) و بلندمدت (فصل دوازدهم به بعد) نشان داده می‌شود.

در ایران نوسانات نسبت حساب‌جاری به تولید خالص در افق‌های زمانی مختلف عمدتاً توسط شوک داخلی دائمی تولید خالص (Shock3) توضیح داده می‌شود و بقیه شوک‌های ساختاری سهم بسیار ناچیزی از تغییرات را تشریح می‌کنند. به‌طوری‌که در حدود ۶۸ درصد واریانس خطای پیش‌بینی را در

کوتاه‌مدت توضیح می‌دهند. این سهم در میان‌مدت حدود ۵۵ درصد و در بلندمدت حدود ۵۰ درصد تغییرات را توضیح می‌دهد و بیانگر آن است که شوک‌های دائمی داخلی تولید خالص نظیر شوک‌های عرضه داخلی اعم از تغییرات بهره‌وری عوامل تولید اثر شدیدی بر نسبت حساب‌جاری به تولید خالص در افق‌های مختلف زمانی ندارد. این امر بیانگر آسیب‌پذیری شدید حساب‌جاری ایران از طرف شوک‌های عرضه داخلی اعم از تغییرات بهره‌وری عوامل تولید، تغییرات فنی و تغییر یارانه‌های تولیدی است؛ به‌طوری‌که اثر آن در کوتاه‌مدت بزرگ‌تر از بلندمدت است و شواهد نشان می‌دهد که اگر افزایش بهره‌وری و انتقال تکنولوژی، دائمی و درون‌زا نشود، به‌تدریج تأثیرپذیری آن بر حساب‌جاری کاهش می‌یابد.

شوک‌های داخلی موقتی تولید خالص (Shock5) از اهمیت درجه دوم در تجزیه واریانس قرار دارد. در واقع این شوک‌ها که شامل تغییر در مخارج دولتی و مالیات‌ها است، حدود ۲۴ درصد واریانس خطای پیش‌بینی را در کوتاه‌مدت توضیح می‌دهند. این سهم در میان‌مدت به حدود ۳۸ درصد و در بلندمدت به حدود ۴۲ درصد بالغ می‌گردد که در طول زمان ثابت می‌ماند. این امر حاکی از نقش مهم به‌کارگیری سیاست‌های مالی در اقتصاد بر تغییرات حساب‌جاری است؛ به‌طوری‌که اثرات آن در بلندمدت افزایش می‌یابد و بدین معنی است که اتخاذ سیاست مالی اگر با سایر ابزارهای سیاستی کارا و هماهنگ نباشد، می‌تواند نقش بسزایی در نوسانات حساب‌جاری ایفا کند، به‌طوری‌که این اثر در بلندمدت بزرگ‌تر از کوتاه‌مدت است.

شوک‌های تراز مالی داخلی (Shock4) از اهمیت درجه سوم در تجزیه واریانس قرار دارد؛ در واقع این شوک‌ها حدود ۴,۵۷ درصد واریانس خطای پیش‌بینی را در کوتاه‌مدت توضیح می‌دهند. این سهم در میان‌مدت به حدود ۵,۲۳ درصد بالغ می‌گردد و در بلندمدت حدود ۶ درصد بالاتر از سطح پایه موازی محور افق در طول زمان ثابت می‌ماند.

شوک تقاضای خارجی نظیر نرخ ارز (Shock2) از اهمیت درجه چهارم در

تجزیه واریانس قرار دارد؛ در واقع این شوک‌ها که شامل تغییر سیاست ارزی است، حدود ۱,۵۲ درصد واریانس خطای پیش‌بینی را در کوتاه‌مدت توضیح می‌دهند. این سهم در میان‌مدت به حدود ۰,۷۴ درصد و در بلندمدت به حدود ۰,۶۲ درصد می‌رسد که در طول زمان ثابت می‌ماند.

شوک‌های عرضه خارجی (Shock1) نظیر نرخ بهره حقیقی از اهمیت درجه پنجم در تجزیه واریانس قرار دارد؛ در واقع این شوک‌ها حدود ۰,۷۲ درصد واریانس خطای پیش‌بینی را در کوتاه‌مدت توضیح می‌دهند. این سهم در میان‌مدت به حدود ۰,۴۷ درصد بالغ می‌گردد و در بلندمدت در سطح ۰,۴۶ درصد در طول زمان ثابت مانده و پویایی‌های ویژه‌ای را به نمایش نمی‌گذارد.

جدول ۱. تجزیه واریانس تفاضل مرتبه اول نسبت حساب‌جاری به تولید خالص ($\Delta\frac{CA_t}{NO_t}$)

شوک	Shock1	Shock2	Shock3	Shock4	Shock5
دوره	ϵ_t^{s*}	ϵ_t^{d*}	ϵ_t^{p}	ϵ_t^{r}	ϵ_t^{t}
۱	۰,۷۲	۱,۵۲	۶۸,۱۸	۴,۵۷	۲۴,۹۹
۲	۰,۲۶	۱,۲۵	۶۸,۲۱	۴,۰۴	۲۶,۲۲
۳	۰,۳۳	۰,۹۲	۶۲,۶۶	۴,۳۱	۳۱,۷۷
۴	۰,۴۷	۰,۷۴	۵۵,۱۷	۵,۲۲	۳۸,۳۹
۸	۰,۴۶	۰,۶۵	۵۰,۶۱	۶,۰۱	۴۲,۲۶
۱۲	۰,۴۳	۰,۶۲	۴۹,۹۶	۵,۹۶	۴۲,۹۵
۲۰	۰,۴۲	۰,۶۲	۵۰,۰۱	۶,۰۵	۴۲,۸۸

در این قسمت واکنش‌های پویای متغیرهای الگو ناشی از شوک‌های ساختاری به‌اندازه یک انحراف معیار در ۲۰ دوره آینده مورد بررسی قرار می‌گیرد. با استفاده از تابع عکس‌العمل آنی پویایی دستگاه به شوک واحد اعمال‌شده از سوی هر یک از شوک‌های ساختاری مشخص می‌شود. نمودار شماره ۱ توابع عکس‌العمل آنی نسبت حساب‌جاری به تولید خالص را در مقابل شوک‌های ساختاری به‌اندازه یک انحراف معیار نشان می‌دهد.

نخستین نمودار تابع عکس‌العمل آنی نسبت حساب‌جاری به تولید خالص را نسبت به شوک عرضه خارجی (Shock1) نظیر نرخ بهره حقیقی نشان می‌دهد. شوک مثبت عرضه خارجی (به‌نحوی‌که این شوک اثر بلندمدت مثبتی بر نرخ بهره حقیقی دارد) حساب‌جاری ایران را دچار مازاد می‌نماید به‌طوری‌که در فصل اول

به میزان ۰/۰۰۱ درصد بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌دهد. این مازاد بسیار اندک است؛ به‌نحوی‌که این مازاد بعد از فصل هفتم رو به وخامت می‌رود و حساب‌جاری با کسری مواجه می‌گردد؛ اما این مقدار کسری بسیار ناچیز است و به‌تدریج مضمحل و در بلندمدت در امتداد خط افقی در پایین سطح پایه در امتداد خط افقی پایدار می‌گردد.

دومین نمودار تابع عکس‌العمل آنی نسبت حساب‌جاری به تولید خالص را نسبت به شوک تقاضای خارجی ((Shock2 نظیر افزایش نرخ ارز حقیقی را نشان می‌دهد. یک شوک مثبت تقاضای خارجی، حساب‌جاری را دچار کسری می‌سازد در صورتی که در واقع کاهش ارزش پول به افزایش صادرات و کاهش واردات و در نهایت به مازاد حساب‌جاری منجر می‌گردد. نتیجه مذکور حاکی از مقاومت سیاست‌گذاران در تعدیل نرخ ارز به هنگام شوک تقاضای خارجی دارد. به‌نحوی‌که در همان فصل اول به میزان ۰/۰۰۱ درصد پایین‌تر از وضعیت پایه قرار می‌دهد. البته از آنجایی که بازار ارز در ایران در قالب سیستم شناور هدایت‌شده کنترل می‌گردد این کسری بسیار اندک است؛ به‌نحوی‌که این کسری بعد از فصل سوم رو به بهبود رفته، در بلندمدت در امتداد خط افقی پایدار می‌گردد.

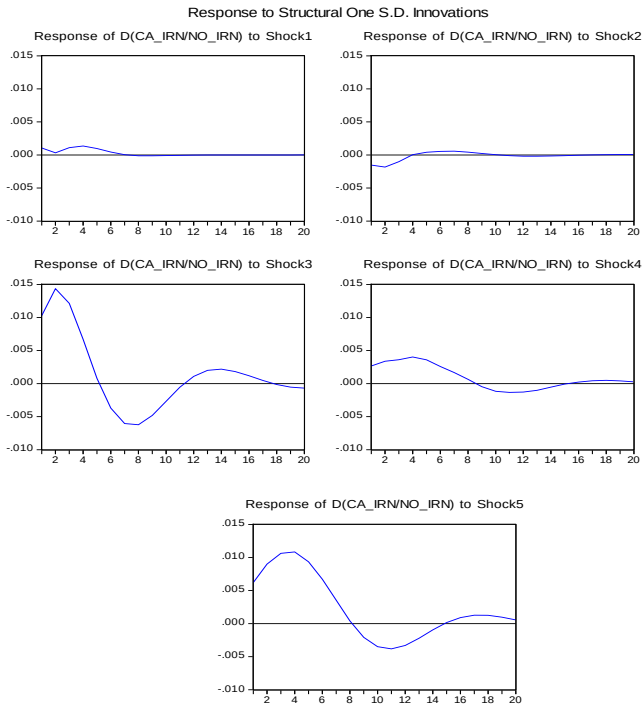
سومین نمودار تابع عکس‌العمل آنی نسبت حساب‌جاری به تولید خالص را نسبت به شوک داخلی دائمی تولید خالص (Shock3) نظیر شوکی که تأثیر مثبت بلندمدت بر تولید خالص دارد، نشان می‌دهد. شوک مثبت تولید خالص، حساب‌جاری را طی فصل اول با مازاد مواجه می‌سازد به‌طوری‌که در همان فصل اول به میزان ۰/۰۱ درصد بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌دهد. البته این مازاد بعد از اندکی نوسان در بلندمدت در امتداد خط افقی پایین‌تر از وضعیت پایه پایدار می‌گردد.

چهارمین نمودار تابع عکس‌العمل آنی نسبت حساب‌جاری به تولید خالص را نسبت به شوک تراز مالی داخلی (Shock4) نشان می‌دهد. این شوک، حساب‌جاری را طی فصل اول تا هشتم با مازاد مواجه می‌سازد به‌طوری‌که در همان فصل اول به میزان ۰/۰۰۲ درصد بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌دهد. البته این مازاد بعد از

اندکی نوسان در بلندمدت در امتداد خط افقی در سطح ۰/۰۰۲ بالاتر از وضعیت پایه پایدار می‌شود.

پنجمین نمودار تابع عکس‌العمل آنی نسبت حساب‌جاری به تولید خالص را نسبت به شوک داخلی موقتی تولید خالص (Shock5) نظیر سیاست‌های مالی ناشی از تغییر در مخارج دولتی و مالیات‌ها نشان می‌دهد. سیاست مالی انبساطی اثر مثبت و شدیدی بر حساب‌جاری دارد به‌طوری‌که این امر حساب‌جاری را طی فصول اول تا هشتم با مازاد حساب‌جاری مواجه می‌سازد و در همان فصل اول به میزان ۲/۱ درصد بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌دهد. البته این مازاد موقتی است و به دلیل عدم هماهنگی بین سیاست‌های مالی، پولی، ارزی و تجاری به‌تدریج کاهش می‌یابد؛ به‌طوری‌که با اندکی نوسان، در بلندمدت در امتداد خط افقی بالاتر از وضعیت پایه پایدار می‌شود.

نمودار ۱. توابع عکس‌العمل آنی نسبت حساب‌جاری به تولید خالص



۴-۲. سناریوی دوم

با توجه به اینکه نفت عامل مسلطی در اقتصاد ایران است، یک‌بار قیمت نفت و بار دیگر درآمدهای نفتی در الگو تصریح می‌گردد تا تفاوت آثار آن در الگو مشخص شود.

۴-۲-۱. الگوی اول

در این بخش یک الگوی SVAR پنج متغیره شامل قیمت جهانی نفت، نرخ ارز حقیقی، تولید خالص، تراز مالی و تراز حساب‌جاری تصریح می‌شود و مجدداً مدل و نتایج مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای تفاضل مرتبه اول نسبت حساب‌جاری به تولید خالص ($\Delta\frac{CA_t}{NO_t}$) در ۲۰ دوره در جدول شماره ۲ آورده شده است، سهم هر یک از متغیرهای دستگاه در تغییرات متغیر نسبت حساب‌جاری به تولید خالص در افق‌های زمانی نشان داده می‌شود.

نوسانات نسبت حساب‌جاری به تولید خالص در افق‌های زمانی مختلف را عمدتاً شوک داخلی دائمی تولید خالص (Shock3) و بقیه شوک‌های ساختاری سهم ناچیزی از تغییرات را تشریح می‌کنند. در واقع این شوک‌ها حدود ۷۰ درصد واریانس خطای پیش‌بینی را در کوتاه‌مدت توضیح می‌دهند. این سهم در میان‌مدت به حدود ۵۷ درصد و در بلندمدت در سطح ۴۹ درصد قرار می‌گیرد و در نهایت در سطح ۴۸ درصد بالای وضعیت پایه در طول زمان ثابت باقی می‌ماند. این امر نشان می‌دهد که شوک‌های دائمی داخلی تولید خالص نظیر شوک‌های عرضه داخلی اعم از تغییرات بهره‌وری عوامل تولید تأثیر شدیدی بر نسبت حساب‌جاری به تولید خالص در افق‌های مختلف زمانی ندارد. این امر حاکی از آسیب‌پذیری شدید حساب‌جاری از طرف این شوک نظیر شوک‌های عرضه داخلی اعم از تغییرات بهره‌وری عوامل تولید، تغییرات فنی و تغییر یارانه‌های تولیدی است؛ به‌طوری‌که اثر آن در کوتاه‌مدت بزرگ‌تر از بلندمدت است. شواهد حاکی از آن است که اگر افزایش بهره‌وری و انتقال تکنولوژی، دائمی و درون‌زا نشود، به‌تدریج

تأثیرپذیری آن در بلندمدت بر حساب‌جاری کاهش می‌یابد.

شوک‌های داخلی موقتی تولید خالص (Shock5) از اهمیت درجه دوم در تجزیه واریانس قرار دارد در واقع این شوک‌ها که شامل تغییر در مخارج دولتی و مالیات‌ها است، حدود ۲۴ درصد واریانس خطای پیش‌بینی را در کوتاه‌مدت توضیح می‌دهند. این سهم در میان‌مدت به حدود ۳۸ درصد و در بلندمدت به حدود ۴۴ درصد می‌رسد که در طول زمان ثابت می‌ماند. این امر حاکی از نقش مهم به‌کارگیری سیاست‌های مالی بر تغییرات حساب‌جاری است به‌طوری‌که اثرات آن در بلندمدت افزایش می‌یابد و بدین معنی است که اگر اتخاذ سیاست مالی کارا و هماهنگ با سایر ابزارهای سیاستی نباشد، می‌تواند نقش بسزایی در تغییرات حساب‌جاری ایفا کند؛ به‌طوری‌که این اثر در بلندمدت بزرگ‌تر از کوتاه‌مدت است.

شوک تقاضای خارجی نظیر نرخ ارز (Shock2) از اهمیت درجه سوم در تجزیه واریانس قرار دارد در واقع این شوک‌ها که شامل تغییر سیاست ارزی است، حدود ۳,۶۲ درصد واریانس خطای پیش‌بینی را در کوتاه‌مدت توضیح می‌دهند. این سهم در میان‌مدت به حدود ۲,۹۶ درصد و در بلندمدت به حدود ۴ درصد بالغ می‌شود که در طول زمان ثابت می‌ماند. همچنین مطابق با رهیافت کشش و مبتنی بر الگوی «ماندل فلمینگ»، یک افزایش در نرخ حقیقی ارز تأثیر مثبت بر رقابت‌پذیری تجارت خارجی اقتصاد دارد؛ زیرا این امر با افزایش صادرات و کاهش واردات به بهبود تراز حساب‌جاری منجر می‌گردد؛ اما اثر کلی آن بر تراز تجاری به مقدار کشش صادرات و واردات بستگی دارد؛ با این فرض که اثر انتقالی[1] نرخ ارز کامل باشد. از آنجایی که بازار مالی در ایران ارتباط کمی با بازارهای جهانی دارد و همچنین بازار ارز به‌صورت بازار شناور مدیریت‌شده هدایت می‌شود و از طرف دیگر استفاده از صندوق ارزی به‌عنوان ضربه‌گیر متداول است، آسیب‌پذیری کشور را نسبت به شوک‌های مذکور تا حد چشمگیری پایین می‌آورد.

---

1. Pass-through.

شوک‌های عرضه خارجی (Shock1) نظیر قیمت نفت از اهمیت درجه چهارم در تجزیه واریانس قرار دارد. در واقع این شوک‌ها که شامل تغییر و تحولات جهانی و اثر آن بر قیمت نفت است، حدود ۰,۹۶ درصد واریانس خطای پیش‌بینی را در کوتاه‌مدت توضیح می‌دهند. این سهم در میان‌مدت به حدود ۰,۳۱ درصد و در بلندمدت به حدود «یک درصد» بالغ می‌گردد که در طول زمان ثابت باقی می‌ماند.

شوک‌های تراز مالی داخلی (Shock4) از اهمیت درجه پنجم در تجزیه واریانس قرار دارد؛ در واقع این شوک‌ها حدود ۰,۰۱ درصد واریانس خطای پیش‌بینی را در کوتاه‌مدت توضیح می‌دهند. این سهم در میان‌مدت به حدود ۰,۲۹ درصد بالغ می‌گردد و در بلندمدت ۰,۳۰ درصد و در طول زمان ثابت می‌ماند. همان‌طور که مشاهده می‌شود شوک تراز مالی (Shock4) دارای نسبت پایینی برای تشریح نوسانات حساب‌جاری است.

جدول ۲. تجزیه واریانس تفاضل مرتبه اول نسبت حساب‌جاری به تولید خالص ($\Delta\frac{CA_t}{NO_t}$)

شوک	Shock1	Shock2	Shock3	Shock4	Shock5
دوره	ϵ_t^{s*}	ϵ_t^{d*}	ϵ_t^{p}	ϵ_t^{f}	ϵ_t^{t}
1	0.96	3.62	70.52	0.01	24.86
2	0.49	4.23	67.43	0.28	27.54
3	0.31	3.58	63.32	0.32	32.46
4	0.32	2.96	57.80	0.29	38.61
8	0.95	3.98	51.65	0.31	43.09
12	1.46	4.13	49.85	0.30	44.24
20	1.83	4.38	48.59	0.30	44.86

در این قسمت واکنش‌های پویای متغیرهای الگو ناشی از شوک‌های ساختاری به‌اندازه یک انحراف معیار را در ۲۰ دوره آینده مورد بررسی قرار می‌دهیم. نمودار شماره ۲ توابع عکس‌العمل آنی نسبت حساب‌جاری به تولید خالص را در مقابل شوک‌های ساختاری به‌اندازه یک انحراف معیار نشان می‌دهد.

نخستین نمودار، تابع عکس‌العمل آنی نسبت حساب‌جاری به تولید خالص را نسبت به شوک عرضه خارجی (Shock1) نظیر قیمت نفت نشان می‌دهد. یک شوک مثبت عرضه خارجی (که این شوک اثر بلندمدت مثبتی بر قیمت دارد) حساب‌جاری ایران را با مازاد مواجه می‌سازد؛ به‌طوری‌که در فصل اول به میزان ۰/۰۰۱ درصد بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌دهد. این مازاد بسیار اندک است؛

به‌گونه‌ای که بعد از فصل دوم شدت آن کاهش می‌یابد و در بلندمدت در امتداد خط افقی بالاتر از وضعیت پایه پایدار می‌گردد.

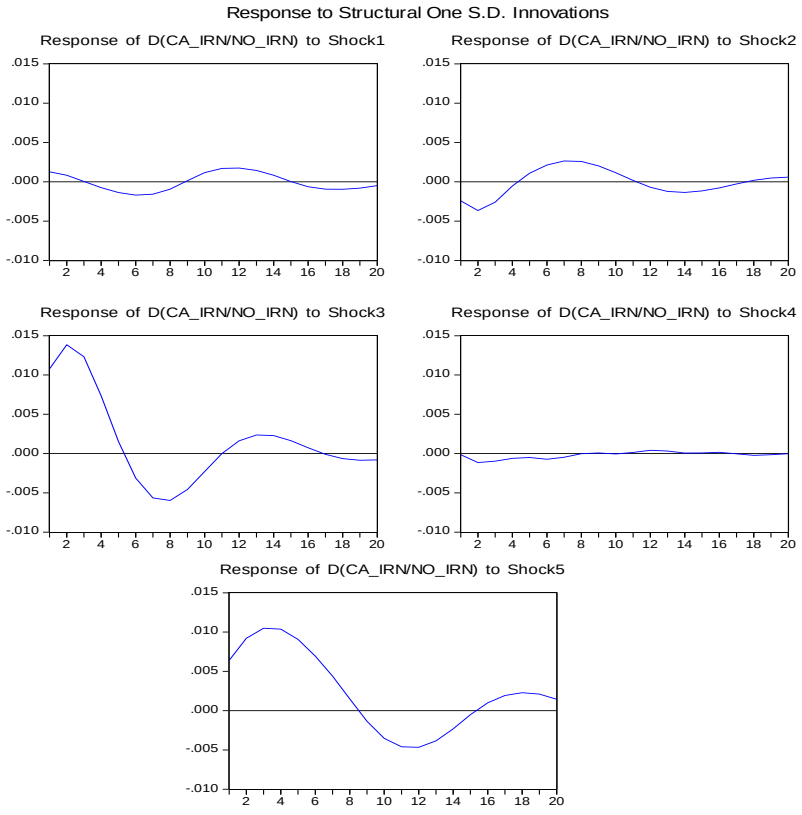
دومین نمودار تابع عکس‌العمل آنی نسبت حساب‌جاری به تولید خالص را نسبت به شوک تقاضای خارجی (Shock2) نظیر افزایش نرخ ارز حقیقی نشان می‌دهد. یک شوک مثبت تقاضای خارجی، حساب‌جاری را دچار کسری می‌سازد در صورتی که در واقع کاهش ارزش پول به افزایش صادرات و کاهش واردات و در نهایت به مازاد حساب‌جاری منجر می‌شود؛ به‌طوری‌که بیانگر چسبندگی سیاست‌گذاران در تعدیل نرخ ارز به هنگام شوک تقاضای خارجی دارد و در همان فصل اول به میزان ۰/۰۰۲ درصد پایین‌تر از وضعیت پایه قرار می‌دهد. البته از آنجایی که بازار ارز در ایران در قالب سیستم شناور هدایت‌شده کنترل می‌شود و این کسری بسیار اندک است، بعد از فصل چهارم رو به بهبود قرار می‌گیرد و در بلندمدت در امتداد خط افقی بالاتر از وضعیت پایه پایدار می‌گردد.

سومین نمودار تابع عکس‌العمل آنی نسبت حساب‌جاری به تولید خالص را نسبت به شوک داخلی دائمی تولید خالص (Shock3) نظیر شوکی که دارای تأثیر مثبت بلندمدت بر تولید خالص دارد، نشان می‌دهد. شوک مثبت تولید خالص، حساب‌جاری را طی فصل اول با مازاد مواجه می‌سازد؛ به‌طوری‌که در همان فصل اول به میزان ۰/۰۱ درصد بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌دهد. البته این مازاد تا فصل دوم افزایش می‌یابد و بعد از اندکی نوسان در بلندمدت مضمحل گشته، در امتداد خط افقی در سطح نزدیک به صفر پایدار می‌شود.

چهارمین نمودار تابع عکس‌العمل آنی نسبت حساب‌جاری به تولید خالص را نسبت به شوک تراز مالی داخلی (Shock4) را نشان می‌دهد. شوک مثبت تراز مالی داخلی حساب‌جاری را طی فصل اول تا هشتم با کسری مواجه می‌سازد؛ به‌طوری‌که در همان فصل اول به میزان ۰/۰۰۰۱ درصد پایین‌تر از وضعیت پایه قرار می‌دهد؛ اما بعد از این فصل شدت کسری تا دوره دوم افزایش می‌یابد. البته این کسری بعد از اندکی نوسان در بلندمدت در امتداد خط افقی در سطح ۰/۰۰۲ پایین‌تر از وضعیت پایه در امتداد خط افقی پایدار می‌گردد.

پنجمین نمودار تابع عکس‌العمل آنی نسبت حساب‌جاری به تولید خالص را نسبت به شوک داخلی موقتی تولید خالص (Shock5) نظیر سیاست‌های مالی ناشی از تغییر در مخارج دولتی و مالیات‌ها نشان می‌دهد. یک سیاست مالی انبساطی اثر مثبت بر حساب‌جاری دارد؛ به‌طوری‌که این امر حساب‌جاری را طی فصول اول تا هشتم با مازاد حساب‌جاری مواجه می‌سازد و در همان فصل اول به میزان ۰/۰۰۶ درصد بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌دهد. البته این مازاد موقتی است و به دلیل عدم هماهنگی بین سیاست‌های مالی، پولی، ارزی و تجاری به‌تدریج کاهش می‌یابد؛ به‌طوری‌که با اندکی نوسان، در بلندمدت در امتداد خط افقی بالاتر از وضعیت پایه پایدار می‌گردد.

نمودار ۲. توابع عکس‌العمل آنی نسبت حساب‌جاری به تولید خالص



۴-۲-۲. الگوی دوم

در این الگو برخلاف الگوی قبلی به جای قیمت جهانی نفت از متغیر درآمدهای نفتی استفاده شده است. نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای تفاضل مرتبه اول نسبت حساب‌جاری به تولید خالص ($\Delta\frac{CA_t}{NO_t}$) در ۲۰ دوره در جدول شماره ۳ آورده شده است. سهم هر یک از متغیرهای دستگاه در تغییرات متغیر نسبت حساب‌جاری به تولید خالص در افق‌های زمانی مختلف نشان داده می‌شود.

نوسانات نسبت حساب‌جاری به تولید خالص در افق‌های زمانی مختلف عمدتاً شوک داخلی دائمی تولید خالص (Shock3) و بقیه شوک‌های ساختاری سهم ناچیزی از تغییرات را توضیح می‌دهند. در واقع این شوک‌ها حدود ۷۹ درصد واریانس خطای پیش‌بینی را در کوتاه‌مدت تشریح می‌کنند. این سهم در میان‌مدت به حدود ۶۹ درصد می‌رسد و در بلندمدت در سطح ۵۹ درصد قرار می‌گیرد و در همین سطح بالای وضعیت پایه در طول زمان ثابت باقی می‌ماند. این امر دال بر آن است که شوک‌های دائمی داخلی تولید خالص نظیر شوک‌های عرضه داخلی اعم از تغییرات بهره‌وری عوامل تولید تأثیر شدیدی بر نسبت حساب‌جاری به تولید خالص در افق‌های مختلف زمانی ندارد. همچنین بیانگر آسیب‌پذیری شدید حساب‌جاری از طرف شوک‌هایی نظیر شوک‌های عرضه داخلی اعم از تغییرات بهره‌وری عوامل تولید، تغییرات فنی و تغییر یارانه‌های تولیدی است؛ به‌طوری‌که اثر آن در کوتاه‌مدت بزرگ‌تر از بلندمدت است و شواهد نشان می‌دهد که اگر افزایش بهره‌وری و انتقال تکنولوژی، دائمی و درون‌زا نگردد، به‌تدریج تأثیرپذیری آن در بلندمدت بر حساب‌جاری کاهش می‌یابد.

شوک‌های داخلی موقتی تولید خالص (Shock5) از اهمیت درجه دوم در تجزیه واریانس قرار دارد. در واقع این شوک‌ها که شامل تغییر در مخارج دولتی و مالیات‌ها است، حدود ۱۶ درصد واریانس خطای پیش‌بینی را در کوتاه‌مدت توضیح می‌دهند. این سهم در میان‌مدت به حدود ۲۴ درصد و در بلندمدت به حدود ۳۱ درصد می‌رسد که در طول زمان ثابت می‌ماند. این امر نقش مهم و

اثرپذیری بالای حساب‌جاری از سیاست‌های مالی را نشان می‌دهد؛ به‌نحوی‌که اثرات آن در بلندمدت افزایش می‌یابد و بدین معنی است که اگر اتخاذ سیاست مالی با سایر ابزارهای سیاستی کارا و هماهنگ نباشد، می‌تواند نقش بسزایی در نوسانات حساب‌جاری ایفا کند؛ به‌نحوی‌که این اثر در بلندمدت بزرگ‌تر از کوتاه‌مدت است.

شوک تقاضای خارجی نظیر نرخ ارز (Shock2) از اهمیت درجه سوم در تجزیه واریانس قرار دارد. در واقع این شوک‌ها که شامل تغییر سیاست ارزی است، حدود ۲,۴۶ درصد واریانس خطای پیش‌بینی را در کوتاه‌مدت توضیح می‌دهند. این سهم در میان‌مدت به حدود ۱,۰۴ درصد و در بلندمدت به حدود ۲ درصد بالغ می‌گردد که در طول زمان ثابت می‌ماند و مطابق با رهیافت کشش و مبتنی بر الگوی ماندل فلمینگ، افزایشی در نرخ حقیقی ارز تأثیر مثبت بر رقابت‌پذیری تجارت خارجی اقتصاد دارد. این امر با افزایش صادرات و کاهش واردات منجر به بهبود تراز حساب‌جاری می‌گردد؛ اما اثر کلی آن بر تراز تجاری به مقدار کشش صادرات و واردات بستگی دارد. از آنجایی که بازار مالی در ایران ارتباط کمی با بازارهای جهانی دارد و همچنین بازار ارز به‌صورت بازار شناور مدیریت‌شده هدایت می‌شود و از طرف دیگر استفاده از صندوق ارزی به‌عنوان ضربه‌گیر متداول است، آسیب‌پذیری کشور نسبت به شوک‌های مذکور تا حد چشمگیری پایین است.

شوک‌های تراز مالی داخلی (Shock4) از اهمیت درجه چهارم در تجزیه واریانس قرار دارد. در واقع این شوک‌ها حدود ۱,۸۷ درصد واریانس خطای پیش‌بینی را در کوتاه‌مدت توضیح می‌دهند. این سهم در میان‌مدت به حدود ۳,۶۹ درصد می‌رسد و در بلندمدت در ۵,۵۶ درصد در طول زمان ثابت می‌ماند؛ بنابراین شوک تراز مالی (Shock4) از نسبت پایینی برای تشریح نوسانات حساب‌جاری برخوردار است.

شوک‌های عرضه خارجی (Shock1) نظیر درآمد نفت از اهمیت درجه پنجم در تجزیه واریانس قرار دارد در واقع این شوک‌ها که شامل تغییر و تحولات

جهانی و اثر آن بر قیمت نفت است، حدود ۰,۱۳ درصد واریانس خطای پیش‌بینی را در کوتاه‌مدت توضیح می‌دهند. این سهم در میان‌مدت به حدود ۱,۳۴ درصد و در بلندمدت به حدود ۱,۱۶ درصد بالغ می‌گردد که در طول زمان ثابت می‌ماند.

جدول ۳.تجزیه واریانس تفاضل مرتبه اول نسبت حساب‌جاری به تولید خالص ($\Delta\frac{CA_t}{NO_t}$)

شوک	Shock1	Shock2	Shock3	Shock4	Shock5
دوره	ϵ_t^{s*}	ϵ_t^{d*}	ϵ_t^{p}	ϵ_t^{r}	ϵ_t^{t}
۱	۰,۱۳	۲,۴۶	۷۹,۱۲	۱,۸۷	۱۶,۳۸
۲	۱,۹۰	۱,۹۳	۷۹,۳۷	۰,۷۵	۱۶,۷۴
۳	۱,۵۳	۱,۰۳	۷۵,۸۰	۲,۳۲	۱۹,۰۳
۴	۱,۳۴	۱,۰۴	۶۹,۸۸	۳,۶۹	۲۴,۰۴
۸	۱,۱۵	۱,۸۲	۵۹,۱۱	۵,۵۹	۳۲,۳۱
۱۲	۱,۱۷	۱,۹۶	۵۹,۸۵	۵,۶۱	۳۱,۴۰
۲۰	۱,۱۷	۲,۱۴	۵۹,۱۳	۵,۵۶	۳۱,۹۹

در این قسمت واکنش‌های پویای متغیرهای الگو ناشی از شوک‌های ساختاری به‌اندازه یک انحراف معیار را در ۲۰ دوره آینده مورد بررسی قرار می‌گیرد. نمودار شماره ۳ توابع عکس‌العمل آنی نسبت حساب‌جاری به تولید خالص را در مقابل شوک‌های ساختاری به‌اندازه یک انحراف معیار نشان می‌دهد.

نخستین نمودار تابع عکس‌العمل آنی نسبت حساب‌جاری به تولید خالص را نسبت به شوک عرضه خارجی (Shock1) نظیر درآمدهای نفتی را نشان می‌دهد. شوک مثبت عرضه خارجی (که این شوک اثر بلندمدت مثبتی بر درآمدهای نفتی دارد) حساب‌جاری را تا فصل پنجم با مازاد مواجه می‌سازد؛ به‌نحوی‌که در فصل اول به میزان ۰/۰۰۰۵ درصد بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌دهد. این مازاد بسیار اندک است؛ به‌طوری‌که بعد از فصل پنجم با اندکی نوسان در بلندمدت در امتداد خط افقی پایین‌تر از وضعیت پایه پایدار می‌شود.

دومین نمودار تابع عکس‌العمل آنی نسبت حساب‌جاری به تولید خالص را نسبت به شوک تقاضای خارجی (Shock2) نظیر افزایش نرخ ارز حقیقی نشان می‌دهد. یک شوک مثبت تقاضای خارجی، حساب‌جاری را دچار کسری می‌سازد؛ در صورتی که در واقع کاهش ارزش پول به افزایش صادرات و کاهش واردات و در نهایت به مازاد حساب‌جاری منجر می‌گردد. نتیجه مذکور حکایت از مقاومت

سیاست‌گذاران در تعدیل نرخ ارز به هنگام شوک تقاضای خارجی دارد. این شوک در همان فصل اول به میزان ۰/۰۰۲ درصد پایین‌تر از وضعیت پایه قرار می‌گیرد. البته از آنجایی که بازار ارز در ایران در قالب سیستم شناور هدایت‌شده کنترل می‌گردد و این کسری بسیار اندک است، بعد از فصل چهارم رو به بهبود رفته، در بلندمدت در امتداد خط افقی بالای وضعیت پایه پایدار می‌گردد.

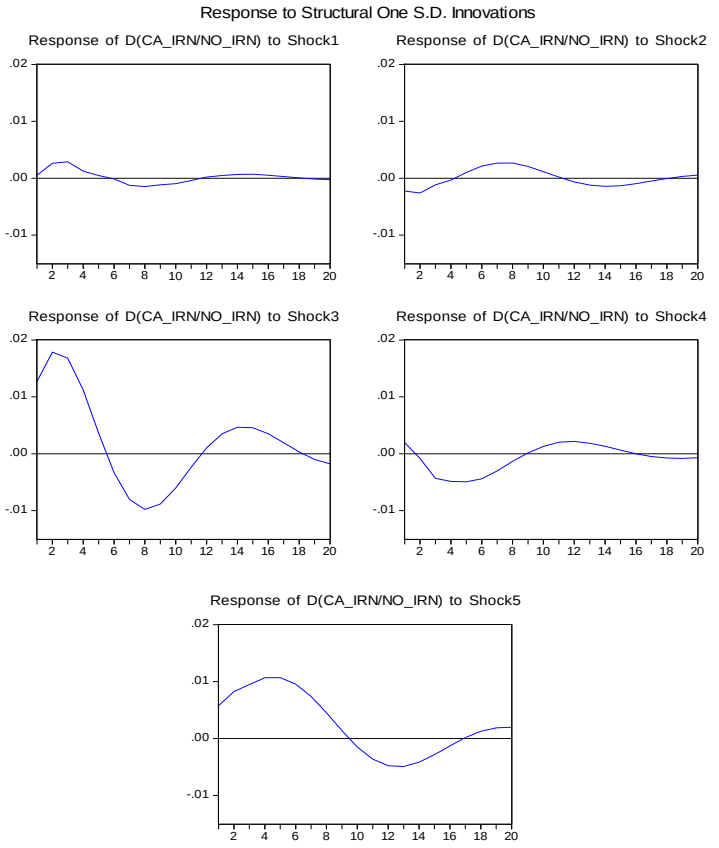
سومین نمودار تابع عکس‌العمل آنی نسبت حساب‌جاری به تولید خالص را نسبت به شوک داخلی دائمی تولید خالص (Shock3) نظیر شوکی که تأثیر مثبت بلندمدت بر تولید خالص دارد، نشان می‌دهد. این شوک مثبت، حساب‌جاری را طی فصل اول با مازاد مواجه می‌سازد؛ به‌گونه‌ای که آن را در همان فصل اول به میزان ۰/۰۱ درصد بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌دهد. البته این مازاد بعد از اندکی نوسان در بلندمدت مضمحل شده، در امتداد خط افقی پایین‌تر از وضعیت پایه پایدار می‌گردد.

چهارمین نمودار تابع عکس‌العمل آنی نسبت حساب‌جاری به تولید خالص را نسبت به شوک تراز مالی داخلی (Shock4) نشان می‌دهد. شوک مثبت تراز مالی داخلی حساب‌جاری با مازاد مواجه می‌سازد؛ به‌طوری‌که در همان فصل اول به میزان ۰/۰۰۱ درصد بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌دهد؛ اما این مازاد بسیار اندک و به‌نحوی‌که است که بعد از این فصل حساب‌جاری با کسری مواجه می‌شود. البته این کسری بعد از اندکی نوسان در بلندمدت در امتداد خط افقی پایین‌تر از وضعیت پایه پایدار می‌گردد.

پنجمین نمودار تابع عکس‌العمل آنی نسبت حساب‌جاری به تولید خالص را نسبت به شوک داخلی موقتی تولید خالص (Shock5) نظیر سیاست‌های مالی ناشی از تغییر در مخارج دولتی و مالیات‌ها نشان می‌دهد. یک سیاست مالی انبساطی دارای اثر مثبت بر حساب‌جاری است؛ به‌نحوی‌که این امر حساب‌جاری را طی فصول اول تا نهم با مازاد حساب‌جاری مواجه می‌سازد و آن را در همان فصل اول به میزان ۰/۰۰۵ درصد بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌دهد؛ اما به دلیل نبود هماهنگی بین سیاست‌های مالی، پولی، ارزی و تجاری، این مازاد به‌تدریج کاهش

یافته، با اندکی نوسان، در بلندمدت در امتداد خط افقی بالاتر از وضعیت پایه پایدار می‌شود.

نمودار ۳. توابع عکس‌العمل آنی نسبت حساب‌جاری به تولید خالص



نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در دنیایی که پایداری اقتصاد در گرو تجارت بین‌المللی و رابطه تجاری با سایر کشورها است، بی‌تردید، رشد اقتصادی هر کشور، علاوه بر عوامل داخلی به عوامل خارجی و تغییراتی بستگی دارد که در سطح بین‌المللی رخ می‌دهد. از جمله راهکارها برای حل مسائل و مشکلات اقتصادی داشتن درک صحیح از تغییرات و روابط و نوسانات میان متغیرهای اقتصادی است. در عرصه پژوهش‌ها

و مطالعات اقتصادی، «اقتصاد بین‌الملل» اهمیت زیادی دارد؛ به‌طوری‌که عوامل تعیین‌کننده حساب‌جاری و منابع نوسانات آن در اکثر کشورهای درحال‌توسعه و اثرات نامطلوب آن بر اقتصاد داخلی، توجه بسیاری از سیاست‌گذاران را برای اتخاذ انواع سیاست‌های اقتصادی و رفع عدم تعادل حساب‌جاری به خود جلب کرده است.

بنابراین مقاله حاضر عوامل تعیین‌کننده حساب‌جاری در ایران را با استفاده از الگوی خودتوضیح‌برداری ساختاری بررسی کرده و نتایج نشان داده است که شوک‌های تولید خالص (دائمی یا موقتی) از نسبت بالایی در نوسانات حساب‌جاری برخوردارند. این نتیجه تأییدی بر الگوی استاندارد بین دوره‌ای دوکالایی بنگاه با کالای ناهمگن بوده است؛ زیرا در چنین الگوهایی شوک‌های تولید خالص به‌عنوان عامل تعیین‌کننده در نوسانات حساب‌جاری است. البته نوسانات شوک‌های مذکور اثر بزرگ‌تری دارد؛ به عبارت دیگر شوک‌های دائمی داخلی تولید خالص، نظیر شوک‌های عرضه داخلی اعم از تغییرات بهره‌وری عوامل تولید، تغییرات فنی و یارانه‌های تولیدی و شوک‌های داخلی موقتی تولید خالص شامل تغییر در مخارج دولتی و مالیات‌ها تأثیر شدیدی بر نسبت حساب‌جاری به تولید خالص در افق‌های مختلف زمانی دارد. نتایج مبتنی بر تحلیل توابع عکس‌العمل آنی مورد تأیید قرار گرفته و بر اساس تحلیل‌های الگوی بین دوره‌ای نشان داده است که نوسانات حساب‌جاری عمدتاً توسط شوک‌های داخلی موقتی تولید خالص، نظیر شوک‌های تقاضای داخلی تعیین می‌گردد و شوک دائمی تولید خالص در اهمیت دوم قرار دارد. بر این اساس مشاهده شد که با پیروی از بلانچارد و کاه (۱۹۸۹) و تجزیه شوک‌های ساختاری اقتصاد به دو گروه دائمی و موقتی می‌توان کفایت الگوی بین دوره‌ای را آزمود؛ به این ترتیب با توجه به اهمیت تولید، باید جریان حساب‌جاری به سمت کشورها یا بلوک‌های منطقه‌ای سوق یابد که دارای ابعاد اقتصادی بزرگ‌تری باشند؛ زیرا مقیاس اقتصادی بزرگ‌تر کشورهای طرف تجاری به دلیل داشتن مزیت نسبی در تولید کالاها به ورود کالاها با قیمت تمام‌شده پایین‌تر به داخل منجر خواهد شد. از

سوی دیگر درآمد سرانه بالاتر طرف‌های تجاری به‌مثابه وجود بازارهایی با پتانسیل بالا در جذب کالاهای تولید داخل است.

نتایج بررسی متغیرهای نا اطمینانی نرخ ارز و اثر قیمت نفت و درآمدهای نفتی، نشان‌دهنده اهمیت بالای هریک از متغیرهای مذکور بعد از شوک‌های تولید خالص در کنترل حساب‌جاری بوده است و به دلیل نقش و اهمیت قیمت نفت و درآمدهای نفتی در حساب‌جاری، اتکا به درآمدهای نفتی با توجه به نوسانات قیمت نفت باعث عدم اطمینان و بی‌ثباتی درآمدها می‌شود و پیش‌بینی میان‌مدت و بلندمدت اقتصاد بر مبنای آن، جز کسری حساب‌جاری را در پی نخواهد داشت؛ پس ضرورت دارد برای پرهیز از این کسری و عدم تعادل‌های اقتصادی، اتکا بر درآمدهای نفتی کاهش یابد.

از طرف دیگر لازم است به اتخاذ سیاست‌های نرخ ارز مناسب که همواره بحث‌برانگیز بوده است، توجه شود؛ به‌طوری‌که عدم اطمینان ناشی از نوسانات نرخ ارز به اختلال در سازوکار قیمت و نرخ بهره منجر شده، به دنبال خود عدم اطمینان در قیمت آتی کالاها و خدمات را به همراه می‌آورد. فعالان اقتصادی تصمیم‌گیری‌های خود را در زمینه‌های تولید، سرمایه‌گذاری و مصرف بر پایه اطلاعات سیستم قیمت‌ها فراهم می‌سازند. در صورتی که قیمت‌ها غیرقابل اطمینان و پیش‌بینی‌ناپذیر شوند، کیفیت تصمیم‌گیری‌های یادشده کاهش خواهد یافت. در اقتصاد ایران عرضه و تقاضای عمده ارز از طرف دولت صورت می‌گیرد؛ بنابراین نقش دولت در تعیین نرخ ارز علاوه بر سیاست‌هایی که در مورد نظام ارزی تثبیت‌شده و شناور اتخاذ می‌کند، بسیار تعیین‌کننده است.

در واقع یکی از مهم‌ترین اولویت‌ها برای فعالان اقتصادی اعم از صادرکنندگان و واردکنندگان، ثبات سطح قیمت‌ها و نرخ ارز است. به هنگام نوسانات نرخ ارز، صادرکنندگان و واردکنندگان با ریسک بالایی روبه‌رو می‌گردند و بسیار دیده شده است که در دوره نوسانات نرخ ارز، این افراد به سمت فعالیت‌های دلالی ارز سوق داده می‌شوند. در صورتی که ثبات نرخ ارز و سیاست‌های حمایتی مانند کمک‌های بانکی، بیمه و فعالیت‌هایی در جهت کاهش

ریسک، موجب می‌شوند که واردات و صادرات در یک فرایند معقول قرار گیرند؛ به عبارت دیگر لازم است که نرخ ارز با شیب ملایمی در جهت افزایش حرکت کند تا منافع فعالان بخش حقیقی را تأمین نماید و با توجه به اینکه سیاست ارزی باعث تورم در کشور می‌گردد، باید زمینه‌های تعدیل در نوسانات ارزی را با به‌کارگیری سیاست‌های رشد اقتصادی و بهبود در تراز حساب‌جاری مدنظر قرار داد.

پی‌نوشت‌ها

۱. شماره‌های متعدد، ترازنامه بانک مرکزی ج.ا.ایران.

۲. برای خلاصه کردن مطلب از عبارت «فرآیند استخراج توابع مصرف کینزی و کلاسیکی» صرف‌نظر شده است.

۳. منظور از بنگاه‌های کینزی گروه افرادی است که تنها بر اساس درآمد قابل تصرف جاری مصرف می‌کنند؛ به عبارت بهتر مخارج بنگاه کینزی با درآمد قابل تصرف آن برابر است و در مقابل رفتار بنگاه‌های کلاسیکی مبتنی بر هموارسازی مصرف بر اساس درآمد بین‌دوره‌ای است.

۴. این رویکرد همچنین پیشتر توسط Bussiere et al(2004), Haque and Montiel(1989), Cashing(1992) استفاده شده است.

۵. منظور همان حداکثرسازی تابع مطلوبیت مبتنی بر قیود است که در اینجا جهت تلخیص مطلب تنها به ارائه برخی از نتایج اکتفا شده است.

۶. منظور از تولید خالص، خالص تولید از مخارج سرمایه‌گذاری و مخارج دولتی.

۷. رابطه «۹» مسیر بهینه حساب‌جاری مستخرج از الگوی بین‌دوره‌ای دو کالایی را نشان می‌دهد که در اینجا به لحاظ تلخیص مطلب از ارائه محاسبات صرف‌نظر شده است.

۸. p_t نسبت شاخص قیمت کالاهای غیرقابل مبادله به قابل مبادله است و $\Delta p_{t+1} = \log P_{t+1} - \log P_{t+1}$.

۹. در اینجا مانا بودن نسبت حساب‌جاری به تولید خالص تنها یک فرض است در عمل توسط آزمون‌های ریشه واحد آزمون می‌گردد.

۱۰. معادلات مربوط به SVAR در اینجا به دلیل خلاصه‌نویسی حذف شده است.

۱۱. در اینجا به لحاظ خلاصه‌سازی از ارائه جدول نتایج آزمون‌های ریشه واحد صرف‌نظر شده است.

۱۲. نتایج الگوی GARCH برای نرخ ارز جهت تلخیص در مطلب ارائه نشده و تنها از نتیجه نهایی در الگو استفاده شده است.

منابع

امامی، کریم (۱۳۸۴). الگوریتمی بهینه جهت تجزیه آمارهای سالیانه به آمارهای فصلی. *مجله اقتصاد و مدیریت، دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات*. ۱۶ (۶۴):۵۳-۳۸.

برقی‌اسگویی، محمدمهدی. کازرونی، علیرضا. سلمانی، بهزاد. خداوردیزاده، صابر (۱۳۹۷). بررسی تأثیر نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری ایران، کاربرد رهیافت رگرسیون فازی و خود رگرسیون با وقفه توزیعی. *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*. ۸ (۳۱): ۷۸-۶۱.

برومند جزی، شهزاد. کهرام، آزادمهر (۱۳۸۴). اثر کسری بودجه و نرخ ارز بر کسری حساب‌جاری تراز پرداخت‌های خارجی ایران. *پژوهشنامه اقتصادی* (17): ۱۲۹-۱۱۳.

ترازنامه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، شماره‌های متعدد.

جلایی نائینی، سید احمدرضا. خیابانی، ناصر (۱۳۷۶). اثر متغیرهای کلان بر تراز تجاری ایران. *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*. (۳): ۵۴-۱.

فرزام، وحید. انصاری سامانی، حبیب. محمودی، زهرا (۱۳۹۶). بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ ارز بر تجارت دوجانبه بین ایران با شرکای اروپایی و آسیایی (رویکرد حداقل مربعات کاملاً اصلاح‌شده). *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*. ۵ (۱۹): ۱۰۳-۸۱.

فعالجو، حمیدرضا. نظری سفیدان، رسول (۱۳۹۷). بررسی اثر غیرخطی نرخ ارز واقعی بر تراز تجاری ایران: رویکرد رگرسیون انتقال ملایم. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۶ (۸۸): ۲۶۸-۲۴۵.

Alessandriam,G.A and C. Horag(2019), The Dynamics of The U.S. Trade Balance and Real Exchange Rate: The J Curve and Trade Costs?, Working Paper 25563.

Asian Crisis. Working Paper 6783, NBER.

Bergin, Paul R. and Steven M. Sheffrin (2000). "Interest Rates, Exchange Rates and Present Value Models of the Current Account". The Economic

Journal 110(463): 535-558.

Blanchard, Olivier Jean and Danny Quah (1989)." The Dynamic Efects of Aggregate Demand and Supply Disturbances." The American Economic Review 79(4), 655-673.

Bussier,M.,Fratzscher,M.,Muller, G.J.,2004. Current Account Dynamics in OECD Acceding Countries an Intertemporal Approach. European Central Bank, *Working Papers Series*, no.311, February.

Cashin, Paul and C. John McDermott (1998). "International Capital Flows and National Credit-worthiness: Do the Fundamental Things Apply as Time Goes By?". IMF Working Paper 98/172.

Corsetti, Giancarlo, Paolo Pesenti, and Nouriel Roubini (1998). “Paper Tigers? A Model of the

Daniel, Betty C.,1993. Tax Timing and Liquidity Constraints: A Heterogeneous-Agent Model. *Journal of Money, Credit and Banking*,25(2),pp. 176-196.

Edwards, Sebastian (2004). "Thirty Years of Current Account Imbalances, Current Account Reversals and Sudent Stops". NBER Working Paper 10276.

Fidrmuc, J.,2003. The Feldstein-Horioka Puzzle and Twin Deficits in Selected Countries. *Economics of Planning*. 36(2), pp.135-152.

Gali, Jordi (1992). \How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar U.S. Data?" *The Quarterly Journal of Economics* 107(2), 709-738.

Grigoryan, G. (2015), The J-Curve Effect on the Trade Balance in Armenia, International Journal of Economics, Finance and Management Sciences 2015; 3(3): 270-278.

Haque, Nadeem U. and Peter Montiel (1989). "Consumption in Developing Countries: Tests for Liquidity Constraints and Finite Horizons." The Review of Economics and Statistics 71(3), 408-415.

Kano, T.,2008. A Structural VAR Approach to the Intertemporal Model of the Current Account. *Journal of International Money and Finance*,Vol.۲۷,pp.757-779.

Knight, Malcolm and Fabio Scacciavillani (1998), "Current Accounts: What Is Their Relevance for Economic Policymaking?". IMF Working Paper 98/71.

Korkmaz, A. and Bilman, M.E(2016), The S-curve Behaviour of the Trade

Balance:A Stepwise Procedure, Foreign Trade Review,52(1) 1–14.

Kraay, Aart and Jaume Ventura (2000). "Current Accounts in Debtor and Creditor Countries."

Lee, Jaewoo and Menzie D. Chinn (2002). "Current Account and Real Exchange Rate Dynamics in the G-7 Countries". IMF Working Paper 02/130.

Obstfeld, Maurice and Kenneth Rogoff (1994). "The Intertemporal Approach to the Current Account". NBER Working Paper 4893.

Obstfeld, Maurice and Kenneth Rogofi (1995). "Exchange Rate Dynamics Redux." *Journal of Political Economy* 103(3), 624-660.

Prasad, Eswar S. (1999). "International Trade and the Business Cycle." Economic Journal, 109(458), 588-606.

Rapach, David E.(1998). "Macro Shocks and Fluctuations." *Journal of Economics and Business* 50, 23-38.

Razin, Assaf (1993). "The Dynamic-Optimizing Approach to the Current Account: Theory and Evidence". NBER Working Paper 4334.

Sachs, Jefirey D. (1981). "The Current Account and Macroeconomic Adjustment in the 1970s." *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 201-282.

Santos-Paulino,AU., (2007). Terms of Trade Shocks and the Current Account in Small Island States. United Nations University, World Institute for Development Economic Research, *Research Paper* no. 2007/20, April.

Shahbaz, Muhammad; Jalil, Abdul and Islam, Faridul (2010). "Real Exchange Rate Changes and Trade Balance in Pakistan: A Revisit". MPRA Paper 27631.

Tarasova,L(2009), *Exchange rate and Trade: an Analysis of the Relationship for Ukraine*, Thesis, MA in Economics, Kyiv School of Economics.

The Quarterly Journal of Economics 115(4), 1137{1166.

Wu, S(2018), Estimation of the J-Curve: An Empirical Analysis Based on the Trade Balance between Australia and China, International Journal of Trade, Economics and Finance, Vol. 9, No. 2, April.