

منابع نوسانات حساب جاری: مطالعه موردی ایران و مکزیک

کاظم یآوری¹

بهرام سبحانی²

عباس عساری³

رضا محسنی⁴

چکیده

حساب جاری ایران فراز و نشیب‌های متعددی را پشت سر گذاشته است که همواره متأثر از تحولات مثبت و منفی بازارهای جهانی از جمله نفت خام، طلا، ارز و تحولات در عرصه تجارت خارجی بوده است. لذا در این مطالعه به بررسی منابع نوسانات حساب جاری در ایران و مکزیک با استفاده از الگوی خودتوضیح برداری ساختاری (SVAR) مبتنی بر داده‌های فصلی طی دوره زمانی 1981-2009 پرداخته شده است. مطالعه حاضر از لحاظ نظری بسیار نزدیک به مطالعات بیزر و همکاران (2004)، دنیل (1993) و برگین و شفرین (2000) در الگوسازی است. همچنین به منظور شناسایی شوک‌های ساختاری از روش بلندمدت گالی (1992) و بلانچارد-کاه (1989) استفاده شده است. در این مطالعه با استفاده از ابزار تجزیه واریانس خطای پیش بینی (FEVDs) و توابع عکس‌العمل آنی (IRFs) اثرات متقابل پویا از شوک‌های ایجاد شده در الگو مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد مهمترین نوسانات از طرف متغیرهای نرخ بهره حقیقی جهانی، نرخ ارز حقیقی، تولید خالص داخلی، نسبت تراز مالی داخلی به تولید خالص و نسبت حساب جاری به تولید خالص می‌باشد. در این میان اصلی‌ترین منبع نوسانات حساب جاری شوک‌های داخلی دائمی تولید خالص نظیر سیاست‌های بهره‌وری، تغییرات فنی و یارانه‌های تولیدی و شوک‌های موقتی تولید خالص نظیر سیاست‌های مالی شناسایی گردید.

واژگان کلیدی: حساب جاری، الگوی خود توضیح برداری ساختاری، ایران، مکزیک.

Keywords: Current Account, SVAR, Iran, Mexico.

JEL Classification: C32, F41.

Kyavari@modares.ac.ir

¹ عضو هیات علمی دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس

Sahabi_b@modares.ac.ir

² عضو هیات علمی دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس

Assari_a@modares.ac.ir

³ عضو هیات علمی دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس

Mohseni_re@pwut.ac.ir

⁴ عضو هیات علمی دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعت آب و برق (شهید عباسپور)

1- مقدمه

با واژگونی سیستم برتون-ودز و به دنبال آن گسترش آزادسازی اقتصادی افق تراز پرداخت‌های بسیاری از کشورها بطور معنی‌داری تغییر یافت. وقوع شوک‌های نفتی در طول دهه 1970 به افزایش عدم تعادل‌های حساب جاری تقریباً در تمام کشورها منجر گردید. همچنین تحریک سریع سرمایه در جهان طی دهه 1990 با افزایش تغییرات حساب جاری در طول کشورها همراه بوده است. در این برهه از زمان با مشاهده روند حساب جاری کشورها مشاهده می‌گردد اولاً عدم تعادل‌های حساب جاری اغلب کشورها بین سال‌های 1974-85 افزایش یافته است و ثانیاً واژگونی حساب جاری برخی از کشورها بین سال‌های 1999-2003 رخ داده است¹. با این وجود در تحلیل‌های اقتصاد کلان بین‌الملل بیشترین تمایلات به سمت تحلیل رژیم‌های نرخ ارز، روند نرخ ارز حقیقی و تولید واقعی تمرکز یافته است و غالباً حساب جاری در بهترین شرایط در اولویت دوم قرار داشته است. در این رابطه رازین (1993)² بیان می‌کند که حساب جاری به عنوان یک موضوع فرعی مد نظر قرار می‌گیرد. بنابراین، جایگاه حساب جاری به عنوان یک اولویت سیاستی بسیار مهم، بویژه هنگامی که اقتصاد با شوک‌های ناگهانی خارجی مواجه می‌گردد، مورد تأکید قرار می‌گیرد³. در کشورهای در حال توسعه موقعیت حساب جاری در مقایسه با حساب سرمایه از اهمیت بالاتری نسبت به کشورهای توسعه‌یافته که با موانع کمتری در بازارهای مالی مواجه هستند، برخوردار است. حساب جاری ایران نیز فراز و نشیب‌های متعددی را پشت سر گذاشته که همواره متأثر از تحولات مثبت و منفی بازار جهانی نفت خام و تحولات در عرصه تجارت خارجی بوده است. در واقع نوسانات قیمت نفت در بازارهای جهانی موجب تعدیل مستمر ارزش صادرات نفتی شده است. همچنین تعدیل قابل توجه مقررات و ضوابط بازرگانی خارجی و ارائه تسهیلات و مشوق‌های گوناگون به فعالان این بخش در سال‌های گذشته موجب شد مبادلات از روند سهل‌تری برخوردار شود. لذا با توجه به حقایق آماری و پیش‌بینی‌های اقتصاددانان پیرامون آینده حساب جاری کشور به نظر می‌رسد می‌بایست تمهیدات و مکانیزیم‌های خاصی اعم از سیاست‌های ارزی، تجاری، پولی و مالی جهت کنترل نوسانات حساب جاری کشور، طراحی نمود که این امر

¹ Edwards (2004)

² Razin (1993)

³ Knight and Scacciavillani (1998)

مسلمانان در قالب یک مطالعه کاربردی مسیر خواهد گردید. در این میان مقایسه نتایج ایران با یک کشور نظیر مکزیک که همانند ایران کشوری با منابع نفت می‌باشد¹ از اهمیت بالایی برخوردار است. در ادامه مقاله در بخش دوم مروری بر ادبیات موضوع خواهیم داشت. متدولوژی تحقیق در بخش سوم ارائه می‌شود. در بخش چهارم محدودیت‌های بلندمدت الگو معرفی می‌گردد. معرفی متغیرها و بررسی ویژگی داده‌ها در بخش پنجم ارائه شده است. در بخش ششم به برآورد و تجزیه و تحلیل الگو می‌پردازیم و در نهایت بخش هفتم به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص می‌یابد.

2- مروری بر ادبیات موضوع

2-1- چارچوب نظری

تحقیق حاضر از لحاظ نظری بسیار نزدیک به مطالعات بیزر و همکاران (2004)² و دنیل (1993)³ در الگوسازی حساب جاری است. همچنین با پیروی از برگین و شفرین (2000)⁴ در این تحقیق یک الگوی بین دوره‌ای دو کالایی⁵ در حلقه درونی یک الگوی بنگاه با کالای ناهمگن عمومی⁶ مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این روش علاوه بر شوک‌های کوتاه‌مدت داخلی تولید در الگوی بین دوره‌ای یک کالایی، الگو قادر به ترکیب توأم شوک‌های تراز مالی داخلی و خارجی به عنوان منابع نوسانات حساب جاری است. برای معرفی ساختار الگو یک اقتصاد باز کوچک که اوراق قرضه بین‌المللی تنها دارایی آن اقتصاد است را در نظر بگیرید. همچنین فرض می‌شود تنها کالاهای قابل مبادله و غیر قابل مبادله برای مصرف وجود دارد. بر این اساس حساب جاری را می‌توان به صورت زیر نوشت:

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

¹. علاوه بر این موضوع از حیث شاخص نسبت تراز تجاری به تولید ناخالص داخلی دو کشور در دامنه نزدیک به یکدیگر قرار دارند.

². Bussiere et al (2004)

³. Daniel (1993)

⁴. Bergin and Sheffrin (2000)

⁵. Two-Good Intertemporal Model

⁶. General Heterogeneous-Agent Model

به طوری که $CA_t, B_t, r_t, Y_t, I_t, G_t$ و C_t به ترتیب حساب جاری، اوراق قرضه بین‌المللی، نرخ بهره اوراق قرضه بین‌المللی بر حسب کالاهای قابل مبادله، تولید داخلی، سرمایه‌گذاری، مخارج دولت و مخارج مصرفی است. در این الگو سرمایه‌گذاری برون‌زا فرض شده و تنها دارایی‌های قابل دسترس برای بنگاه‌های اقتصادی اوراق قرضه بین‌المللی حقیقی بدون ریسک¹ هستند.² با استفاده از الگوی رفتار مصرفی³ می‌توان رفتار الگوی حساب جاری را مستقیماً مورد مطالعه قرار داد. فرض کنید λ نسبتی از بنگاه‌های کینزی در کل جامعه باشد.⁴ بنابراین مصرف کل سرانه برابر متوسط وزنی دو گروه مصرف‌کنندگان کینزی C_t^K و کلاسیکی C_t^C خواهد بود لذا می‌توان نوشت:

$$C_t = \lambda C_t^K + (1 - \lambda) C_t^C \quad (2)$$

با جایگذاری معادله (2) در معادله (1) خواهیم داشت:

$$\begin{aligned} CA_t &= r_t B_{t-1} + Y_t - I_t - G_t - C_t \\ &= r_t B_{t-1} + Y_t - I_t - G_t - \{\lambda C_t^K + (1 - \lambda) C_t^C\} \\ &= r_t B_{t-1} + \lambda \{Y_t - I_t - G_t - C_t^K\} + (1 - \lambda) \{Y_t - I_t - G_t - C_t^C\} \end{aligned} \quad (3)$$

همچنین با توجه به رفتار مصرفی بنگاه کینزی و معادله سوم فرمول (3) خواهیم داشت:

$$CA_t = r_t B_{t-1} + \lambda \{T_t - G_t\} + (1 - \lambda) \{Y_t - I_t - G_t - C_t^C\} = r_t B_{t-1} + \lambda SUP_t + (1 - \lambda) \{NO_t - C_t^C\} \quad (4)$$

¹ Risk-free real international bonds

² Kraay and Ventura(2000)

³ در اینجا به لحاظ تلخیص مطلب از ارائه فرآیند استخراج توابع مصرف کینزی و کلاسیکی صرف‌نظر شده است.

⁴ این رویکرد همچنین سابقاً توسط (Bussiere et al (2004), Haque and Montiel (1989), Cushing (1992) بکار گرفته شده است.

به طوری که $T_t - G_t \equiv SUP_t$ نشان‌دهنده مازاد بودجه و $NO_t \equiv Y_t - I_t - G_t$ بیانگر تولید خالص¹ است. معادله دوم رابطه (4) به عنوان یک الگوی متحدالشکل برای دو الگوی کوتاه‌مدت ایستا² و الگوی بهینه‌سازی بین دوره‌ای بلندمدت³ تراز تجاری تفسیر می‌گردد. اگر λ برابر واحد باشد آنگاه شرایط تعادلی تراز مالی بطور مستقیم شرایط تعادلی حساب جاری را تعیین می‌نماید. بدین ترتیب مشاهده می‌گردد میان تراز مالی و حساب جاری تقریباً یک همبستگی دقیق وجود دارد. از طرف دیگر اگر λ برابر صفر باشد آنگاه معادله دوم رابطه (4) مشابه الگوی بین دوره‌ای استاندارد می‌شود. حال شوک‌های سیاست مالی نظیر افزایش و یا کاهش نرخ مالیات توسط دولت برای دوره آتی در الگوی مذکور مورد بررسی قرار می‌گیرد. در شرایطی که λ برابر یک است اگر یک سیاست مالی انبساطی (نظیر افزایش مالیات) اتخاذ گردد، از آنجائی که افراد قادر به دسترسی بازارهای جهانی سرمایه نمی‌باشند مصرف‌شان را مطابق با کاهش درآمد قابل تصرف تعدیل می‌سازند. در این حالت دولت درآمدهای مالیاتی افزایش یافته را در بازار اوراق قرضه جهانی جهت پرداخت بخشی از بدهی‌های دوره آتی سرمایه‌گذاری می‌نماید. لذا در شرایط حاضر اقتصاد به طور موقتی با مازاد حساب جاری و در دوره آتی با کسری حساب جاری 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، بجای تعدیل سطح مصرف‌شان، بار اضافی مالیات دوره جاری را از طریق استقراض از بازارهای جهانی سرمایه، تامین مالی می‌نمایند. این گونه تامین مالی بخش خصوصی دقیقاً معادل جبران مازاد حساب جاری دوره جاری است. بنابراین حساب جاری نسبت به تغییر در زمان‌بندی مالیات⁴ بدون تغییر باقی می‌ماند. معادله دوم رابطه (4) به دلیل آنکه C_t^C نشان‌دهنده مصرف بهینه بنگاه کلاسیکی است هنوز به طور تجربی عملیاتی نمی‌باشد. لذا با پیروی از کانو (2003)⁵، طرفین معادله دوم رابطه (4) را بر NO_t تقسیم می‌کنیم. لذا می‌توان نوشت:

$$\frac{CA_t}{NO_t} = r_t \frac{B_{t-1}}{NO_t} + \lambda \frac{SUP_t}{NO_t} + (1 - \lambda) \left\{ 1 - \frac{C_t^C}{NO_t} \right\} \quad (5)$$

¹ منظور از تولید خالص عبارت است از خالص تولید از مخارج سرمایه‌گذاری و مخارج دولتی.

² Short-Run Static Model

³ Long-Run Intertemporal Optimization Model

⁴ Tax-Timing

⁵ Kano (2003)

با تبدیل لگاریتمی جمله آخر رابطه (5) خواهیم داشت:

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

$$\frac{CA_t}{NO_t} = r_t \frac{B_{t-1}}{NO_t} + \lambda \frac{SUP_t}{NO_t} + (1 - \lambda) \{1 - e^{c_t^C - no_t}\} \quad (6)$$

به طوری که $c_t^C \equiv \log C_t^C$ و $no_t \equiv \log NO_t$ با استفاده از تقریب مرتبه اول تیلور برای جمله آخر معادله دوم رابطه (6) در حول مقادیر مسیر تعادلی آن (\bar{no} , \bar{c}^C) می‌توان نوشت:

$$1 - e^{c_t^C - no_t} \approx (1 - e^{\bar{c}^C - \bar{no}}) - e^{\bar{c}^C - \bar{no}} \times \{(c_t^C - no_t) - (\bar{c}^C - \bar{no})\}$$

$$= k\{no_t - c_t^C\} + \kappa \quad (7)$$

به طوری که k برابر $e^{\bar{c}^C - \bar{no}} > 0$ و κ برابر $(1 - e^{\bar{c}^C - \bar{no}}) - e^{\bar{c}^C - \bar{no}} \times (\bar{c}^C - \bar{no})$ است. با جایگذاری تقریب مرتبه اول تیلور در معادله دوم رابطه (6) خواهیم داشت:

$$\frac{CA_t}{NO_t} = r_t \frac{B_{t-1}}{NO_t} + \lambda \frac{SUP_t}{NO_t} + (1 - \lambda)k\{no_t - c_t^C\} + c \quad (8)$$

که در آن c برابر $(1 - \lambda)\kappa$ است. عبارت $\{no_t - c_t^C\}$ مسیر بهینه حساب جاری را نشان می‌دهد که برابر است با¹

$$no_t - c_t^C = -E_t \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i [\Delta no_{t+i} - k - \gamma r_{t+i}^*] \quad (9)$$

با جایگذاری رابطه (9) در رابطه (8) معادله پویای حساب جاری به صورت زیر بدست می‌آید.

$$\frac{CA_t}{NO_t} = r_t \frac{B_{t-1}}{NO_t} + \lambda \frac{SUP_t}{NO_t} + (1 - \lambda)k\{-E_t \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i [\Delta no_{t+i} - \gamma r_{t+i}^* - k]\} + c \quad (10)$$

¹. رابطه (9) مسیر بهینه حساب جاری مستخرج از الگوی بین دوره‌ای دو کالایی را نشان می‌دهد که در اینجا به لحاظ تلخیص مطلب از ارائه محاسبات صرف نظر شده است.

رابطه (10) بیانگر آن است در شرایطی که λ از مقدار بالایی برخوردار باشد نوسانات حساب جاری نسبت به تغییر در مازاد بودجه (مالی) شدیدتر خواهد بود. به عبارت دیگر مقدار بالای λ شدت کسری‌های دوگانه را افزایش می‌دهد. در این رابطه شواهد تجربی حاکی از آن است که برآوردهای λ در یک اقتصاد باز نسبت به اقتصاد بسته از لحاظ تطابق با تئوری و معنی‌داری آماری از اعتماد بالاتری برخوردارند. تحت این شرایط تراز مالی دولت یکی از عوامل اصلی نوسانات حساب جاری محسوب می‌گردد. همچنین از آنجائی که انتظار می‌رود کشورهای در حال توسعه با محدودیت‌های نقدینگی شدیدتری مواجه باشند لذا می‌توان نتیجه گرفت شدت نوسانات حساب جاری نسبت به نوسانات تراز مالی در کشورهای در حال توسعه نسبت به کشورهای توسعه‌یافته بزرگتر باشد. لذا بر اساس یک قاعده تجربی¹ زمانی که مصرف‌کنندگان را بصورت یکجا مد نظر قرار می‌دهیم، حساب جاری بصورت سهمی از تولید خالص الزاما در سطح بهینه قرار ندارد. بنابراین در کشورهای در حال توسعه سیاست‌گذار جهت کاهش مقدار λ سیاست‌های اقتصادی را به سمت سیاست انضباط مالی و آزادسازی اقتصادی هدایت می‌نماید. در تقابل با این رویکرد خوشبینانه، به نظر می‌رسد اغلب کشورها (حتی با ساختارهای پیشرفته) با مشکلات ناشی از تعدیل تراز پرداخت‌ها مواجه‌اند. در مطالعه حاضر بیشتر بر روی مولفه پدیده سندرم استقراض بیش از حد² در کشورهای در حال توسعه تاکید می‌شود. با پیروی از کورستی و همکاران (1998) رابطه (10) را با فرض اینکه آزادسازی خارجی بدون قواعد احتیاطی مناسب، هزینه استقراض بنگاه‌های کلاسیک زیر سطح بهینه اجتماعی را در انتقالات هزینه یکجای آتی از دولت کاهش می‌دهد، گسترش می‌دهیم. با فرض آنکه نرخ بهره مؤثر برای استقراض بنگاه‌های کلاسیک برابر $(1-s)r_t$ باشد، که در آن s یارانه پرداختی به بنگاه است، می‌توان قاعده تصمیم مصرفی (به صورت لگاریتم - خطی) را به صورت زیر نوشت:

$$E_t c_{t+1} = c + \gamma E_t r_{t+1}^* \quad (11)$$

¹ Rule of Thumb

² Syndrome Overborrowing

که در آن $r_{t+1}^{**} \equiv (1-s)r_{t+1} \frac{1-\gamma}{\gamma} (1-a)\Delta p_{t+1}$ و c یک مقدار ثابت است. با تجزیه طرف راست رابطه (11) نسبت به مصرف مبتنی بر نرخ بهره واقعی r_{t+1}^* و سایر نرخ‌ها، قاعده تصمیم‌سازی مصرفی را می‌توان به صورت زیر بازنویسی نمود:

$$E_t \Delta c_{t+1} = c + \gamma E_t (r_{t+1}^* - sr_{t+1}) \quad (12)$$

با جایگذاری قاعده تصمیم مصرفی در محدودیت بودجه بین دوره‌های (نگاریم - خطی)، معادله پویای حساب جاری را به طور تقریبی می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$no_t - c_t = -E_t \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i \{ \Delta no_{t+i} - \gamma r_{t+i}^* + \gamma sr_{t+i} - c \} \quad (13)$$

سپس با جایگذاری رابطه (13) در رابطه (8) معادله پویای حساب جاری با فرض سندرم استقرار بیش از حد به صورت زیر بدست می‌آید:

$$\begin{aligned} \frac{CA_t}{NO_t} &= r_t \frac{B_{t-1}}{NO_t} + \lambda \frac{SUP_t}{NO_t} \\ &+ (1-\lambda)k \left\{ -E_t \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i (\Delta no_{t+i} - \gamma r_{t+i}^* + \gamma sr_{t+i}) \right\} \\ &= r_t \frac{B_{t-1}}{NO_t} + \lambda \frac{SUP_t}{NO_t} - (1-\lambda)k E_t \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i \gamma sr_{t+i} + \\ &(1-\lambda)k \left\{ -E_t \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i (\Delta no_{t+i} - \gamma r_{t+i}^*) \right\} \end{aligned} \quad (14)$$

جمله آخر در رابطه (14) همان مسیر بهینه حساب جاری در الگوی بین دوره‌ای دو کالایی است. جملات دوم و سوم رابطه مذکور منابعی را نشان می‌دهد که حساب جاری را از مسیر بهینه منحرف می‌سازد. علاوه بر محدودیت‌های نقدینگی وجود سندرم استقرار بیش از حد یک عامل انحراف دیگری را بر حساب جاری اضافه نموده است. با مشخص بودن سطح نرخ بهره انتظاری (مبتنی بر مصرف)، مصرف به طور انباشته به سمت زمان حال شکل می‌گیرد و به طور همزمان

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

کسری تجاری افزایش می‌یابد. بدین ترتیب، در حالی که محدودیت‌های نقدینگی (λ) نقش شوک‌های مالی داخلی (کسری یا مازاد بودجه) را بر تراز تجاری افزایش می‌دهد، عامل یارانه (s) نیز می‌تواند نقش شوک‌های خارجی را بر حساب جاری افزایش دهد. متأسفانه نمی‌توان به طور 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 نمود. این امر مستلزم وجود اطلاعاتی درباره پارامترهای γ (کشش جانشینی بین دوره‌ای)، α (سهم کالاهای مصرفی قابل مبادله در کل مخارج مصرفی) و s (یارانه) است. در کشورهای در حال توسعه با توجه به الزامات محدودیت‌های نقدینگی و مساله 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. لذا با توجه به الگوی مذکور مطالعه حاضر رفتار حساب جاری را مورد بررسی قرار می‌دهد. از آنجائی که از تقریب‌های متعدد و یا فروضی خاص برای ساده‌سازی و استخراج معادله (14) استفاده شده است، تقریباً شناسایی محدودیت‌های معادلات مقطعی بر حساب جاری در الگوی مذکور غیر ممکن می‌باشد. گذشته از این، برآورد تمامی پارامترهای ساختاری ($\lambda, \gamma, \alpha, s$) معادله (14) بسیار مشکل است. بنابراین رویکرد SVAR رهیافت مناسبی برای بررسی پویایی‌های حساب جاری می‌باشد.

2-2- مروری بر شواهد تجربی

در طول دهه گذشته توسعه فزآینده‌ای در مطالعات نظری و تجربی پیرامون عوامل تعیین‌کننده و پویایی‌های حساب‌جاری مشاهده شده است. چنین رخ‌دادی در ادبیات ناشی از تعاملات تجاری و مالی در یک اقتصاد باز می‌باشد. در این بخش خلاصه‌ای از نظریات و شواهد تجربی پیرامون موضوع تحقیق به صورت زیر ارائه می‌گردد.¹

شهباز و همکاران (2010)² در مطالعه‌ای به بررسی عوامل تعیین‌کننده تراز تجاری در پاکستان پرداختند. این محققین با استفاده روش ARDL پسران و همکاران (2001) و داده‌های فصلی (1980:1-2006:4) مشاهده نمودند که پدیده منحنی J در این کشور مورد تایید قرار می‌گیرد.

¹. این بخش به دلیل ساده‌سازی و خلاصه‌نویسی بدین ترتیب ارائه شده است.

². Shahbaz et al (2010)

تراسوا (2009)¹ در مطالعه‌ای برای اکراین با استفاده از روش‌های معادلات همزمان و روش هم‌انباشتگی (مبتنی بر داده‌های فصلی 2008:2-2002:1) مشاهده نمود که نرخ ارز دارای اثر معنی‌داری بر تراز تجاری نمی‌باشد و همچنین پدیده منحنی J مورد تایید قرار نگرفت. آفونسو و رائلت (2008)² در مطالعه‌ای به بررسی رابطه متقابل تراز مالی و تراز حساب جاری برای دو گروه از کشورهای عضو OECD و EU طی دوره زمانی 1970-2007 مبتنی بر دو رویکرد هم‌انباشتگی داده‌های پانل و SUR می‌پردازند. نتایج بر اساس روش هم‌انباشتگی داده‌های پانل حاکی از وجود یک رابطه بلندمدت منحصر بفرد بین متغیرهای تراز حساب جاری، تراز مالی و نرخ ارز حقیقی برای تمام کشورها می‌باشد. از طرف دیگر تجزیه و تحلیل SUR رابطه مثبت و معنی‌داری را بین تراز مالی و تراز حساب جاری برخی از کشورهای EU نظیر اطریش، بلژیک، جمهوری چک، ایرلند، لیتوانی و جزیره مالت نشان می‌دهد. اما از طرف دیگر این رابطه برای فنلاند، ایتالیا، لوگزامبرک، اسپانیا، اسلواکی، اسلونی، سوئد و انگلستان منفی و معنی‌دار ارزیابی گردید. کیم و روبینی (2007)³ در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین حسابجاری و کسری بودجه برای آمریکا پرداختند. آنها با استفاده از روش VAR مبتنی بر داده‌های فصلی (1973:1-2004:1) نشان دادند که افزایش در کسری بودجه به بهبود حسابجاری منجر می‌گردد. آهن (2006)⁴ در مطالعه‌ای با استفاده از رویکرد VAR ساختاری به بررسی نوسانات حساب جاری در نمونه‌ای از کشورهای در حال توسعه باز کوچک (کانادا، کره جنوبی، مکزیک و انگلستان) طی دوره زمانی 2003:4-1971:1 می‌پردازد. نتایج مطالعه حاکی از آن است که نوسانات حساب جاری در کشورهای کانادا و انگلستان توسط شوک‌های داخلی تولید خالص و در مقابل نوسانات حساب جاری مکزیک توسط شوک‌های تراز مالی داخلی و حساب جاری کره جنوبی توسط شوک‌های خارجی توضیح داده می‌شود. فرحبخش و فرزین‌وش (1388)، در مطالعه‌ای اثر کسری بودجه بر حسابجاری و رشد اقتصادی را برای یک نمونه 70 کشوری (از جمله ایران) طی دوره زمانی 1985-2006 با استفاده از روش اثرات ثابت داده‌های پانل مورد ارزیابی قرار می‌دهند. این دو محقق کشورهای مورد بررسی را بر اساس شاخص‌های توسعه بانک جهانی به 3 گروه درآمد بالا (20 کشور)،

1. Tarasova (2009)

2. Afonso and Rault (2008)

3. Kim and Roubini (2007)

4. Ahn (2006)

درآمد متوسط (33 کشور) و درآمد پایین (17 کشور) طبقه بندی نمودند¹. نتایج نشان می‌دهد در هر 3 گروه از کشورها رابطه بین کسری بودجه و حسابجاری رابطه‌ای مثبت ارزیابی شده و به عبارت دیگر افزایش کسری بودجه به افزایش کسری حسابجاری منجر می‌گردد و فرضیه کینزی در رابطه با حسابجاری مورد تایید قرار می‌گیرد. مهرآرا و مرادی (1387)، در مطالعه‌ای به بررسی اثر کسری بودجه، نرخ ارز واقعی و رابطه مبادله بر کسری حساب جاری کشورهای عضو اوپک (OPEC) طی دوره 1975 تا 2004 میلادی می‌پردازند. جهت برآورد الگو از رویکرد پانل پویا مبتنی بر روش تعمیم یافته گشتاورها (GMM) استفاده شده است. نتایج حاصله برای کشورهای صادرکننده نفت نشان می‌دهد که رابطه مبادله (پس از کنترل اثر درآمدهای نفتی) ارتباط ضعیف و معکوسی با کسری حساب جاری دارد. به عبارت دیگر درآمدهای صادراتی در این کشورها اهمیت به مراتب بیشتری نسبت به قیمت‌های صادراتی (به ویژه قیمت نفت) در تبیین حساب جاری دارند. نتیجه مذکور دور از انتظار نیست. در واقع حجم صادرات (نفتی) در این کشورها ارتباط ضعیفی با قیمت صادرات داشته و در برخی دوره‌ها نیز افزایش قیمت نفت با کاهش تولید و صادرات آن همراه بوده است. بدین ترتیب انتظار می‌رود که با حضور متغیر درآمدهای نفتی در معادله، از اهمیت رابطه مبادله در توضیح نوسانات حساب جاری کاسته شود.

3- متدولوژی

بر اساس الگوی نظری (رابطه 14)) برخی از الزامات حساب جاری را می‌توان به صورت زیر استخراج نمود:

1- شوک‌های خارجی از دو کانال نرخ بهره حقیقی جهانی و نرخ ارز، بر حسابجاری اثر می‌گذارد. 2- شوک‌های داخلی دائمی تولید خالص دارای تاثیر ناچیزی بر حسابجاری است. 3- شوک‌های داخلی موقتی تولید خالص دارای اثر مثبت بر حسابجاری است. 4- در سطح معینی از مخارج دولت، تغییرات در تراز مالی (بودجه) از کانال درآمد جاری مصرف کنندگان، حسابجاری را تحت تاثیر قرار می‌دهد.

بر اساس الگوی نظری می‌توان نوسانات حساب جاری را از طریق عکس‌العمل به شوک‌های خارجی (دائمی و موقتی) تولید خالص و شوک‌های تراز مالی داخلی پیش‌بینی کرد. از آنجائی

¹. لازم به ذکر است در مطالعه مورد اشاره، ایران در طبقه درآمدی متوسط قرار می‌گیرد.

که چنین شوک‌های ساختاری را نمی‌توان مستقیماً مشاهده نمود، لذا می‌توان آنها را از طریق رفتار مشترک با متغیرهای وابسته (مشابه) شناسایی کرد. از نقطه نظر الگوی نظری پنج متغیر مرتبط با رفتار الگوی حساب جاری عبارتند از: نرخ بهره حقیقی جهانی، نرخ ارز حقیقی، تولید خالص، تراز مالی (بودجه) و حساب جاری. از این رو در مطالعه حاضر فرض می‌شود که حساب جاری توسط پنج شوک ساختاری شامل، شوک‌های عرضه خارجی، شوک‌های تقاضای خارجی، شوک‌های داخلی دائمی تولید خالص، شوک‌های داخلی موقتی تولید خالص و تراز مالی (بودجه) داخلی تحت تاثیر قرار می‌گیرد. بر اساس معادله (14) 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 (14) انتظار می‌رود در بلندمدت، حساب جاری به صورت نسبی از تولید خالص $\left(\frac{CA_t}{NO_t}\right)$ مبتنی بر الزامات استاندارد الگوهای بین دوره‌ای، یک متغیر مانا باشد. این امر بدین معنا است که الزامات متغیرهای سمت راست معادله (14) نیز مانا هستند. به هر حال این امکان وجود دارد که برخی از متغیرها در دامنه زمانی محدود نامانا باشند¹. با این حال در ابتدا فرض می‌کنیم 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 - مانا² است. در مطالعه حاضر شوک‌های عرضه خارجی توسط تغییرات نرخ بهره حقیقی جهانی، شوک‌های تقاضای خارجی توسط تغییرات قیمت‌های نسبی کالاهای قابل مبادله به غیر قابل مبادله، شوک‌های داخلی دائمی تولید خالص توسط تغییرات در تولید خالص، شوک‌های تراز مالی داخلی توسط تراز بودجه داخلی به صورت نسبی از تولید خالص و شوک‌های داخلی موقتی تولید خالص توسط حساب جاری به صورت نسبی از تولید خالص اندازه‌گیری می‌شود. به طور مختصر الگوی SVAR پنج متغیره به صورت

طور مختصر الگوی SVAR پنج متغیره به صورت $X' = \left(\Delta r_t, \Delta p_t, \Delta no_t, \Delta \frac{SUP_t}{NO_t}, \Delta \frac{CA_t}{NO_t}\right)$ و $\epsilon'_t = (\epsilon_1, \epsilon_2, \epsilon_3, \epsilon_4, \epsilon_5)$ به طوری که $\epsilon_1, \epsilon_2, \epsilon_3, \epsilon_4$ و ϵ_5 به ترتیب عبارتند 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 غیر قابل مشاهده می‌بایست برخی قیود

¹. در اینجا مانا بودن نسبت حساب جاری به تولید خالص تنها یک فرض است در عمل توسط آزمون‌های ریشه واحد آزمون می‌گردد.

². Covariance-Stationary

شناسایی را بر الگوی VAR تقلیل یافته غیر مقید¹ تحمیل نمود. در الگوی VAR پنج متغیره (n = 5) مطالعه حاضر، ماتریس مربوطه دارای 25 عنصر است که یک سیستم معادلات 25 معادله‌ای را تشکیل می‌دهد. لذا برای دقیقاً مشخص شدن سیستم معادلات الزامی‌بایست به تعداد $(n^2 - n)/2$ بر الگو قید تحمیل نمود². بنابراین شناسایی دقیق شوک‌های ساختاری در الگوی 5 متغیره، مستلزم 10 قید اضافی است.

4- معرفی الگو و محدودیت‌های بلندمدت

مقاله حاضر از روش SVAR برای شناسایی منابع پویای‌های حساب جاری مبتنی بر الگوی بنگاه با کالای ناهمگن همان‌گونه که در بخش قبل تشریح شد، استفاده نموده است. از نقطه نظر الگوی نظری در بخش قبل برخی الزامات برای حساب جاری استخراج گردید:

1- شوک‌های خارجی که عمدتاً موقتی بوده از طریق نرخ بهره جهانی و نرخ ارز، حساب جاری را تحت تاثیر قرار می‌دهد. 2- شوک‌های داخلی دائمی تولید خالص اثر ناچیزی بر حساب جاری دارد. 3- شوک‌های داخلی موقتی تولید خالص دارای اثر مثبت (اما در دامنه بین صفر و یک) بر حساب جاری است. 4- در سطح معینی از مخارج دولت، تغییرات در تراز مالی (بودجه) از کانال درآمد جاری مصرف‌کنندگان، حساب جاری را تحت تاثیر قرار می‌دهد.

لذا با توجه به معادله (14) می‌توان پنج متغیر مرتبط با رفتار حساب جاری شامل نرخ بهره حقیقی، نرخ ارز حقیقی، تولید خالص، تراز مالی و حساب جاری را شناسایی نمود. از این رو مقاله حاضر بر مبنای این فرض قرار دارد که حساب جاری مبتنی بر پنج شوک ساختاری نظیر شوک‌های عرضه خارجی، شوک‌های تقاضای خارجی، شوک‌های داخلی دائمی تولید خالص، شوک‌های داخلی موقتی تولید خالص و شوک‌های تراز مالی داخلی می‌باشد. برای شناسایی این 5 شوک ساختاری، الگوی SVAR پنج متغیره با پیروی از نمایش میانگین متحرک به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$X_t = C(L)\epsilon_t \quad (15)$$

¹. Unrestricted Reduced-Form VAR

². لازم به ذکر است معادلات مربوط به SVAR در اینجا به دلیل خلاصه نویسی حذف شده است.

به طوری که $X' = \left(\Delta r_t, \Delta p_t, \Delta no_t, \Delta \frac{SUP_t}{NO_t}, \Delta \frac{CA_t}{NO_t} \right)$ است و به ترتیب نشان‌دهنده تفاضل مرتبه اول لگاریتم نرخ بهره حقیقی جهانی، تفاضل مرتبه اول لگاریتم نرخ ارز حقیقی، تفاضل مرتبه اول لگاریتم تولید خالص، تفاضل مرتبه اول نسبت مازاد/کسری بودجه به تولید خالص و تفاضل مرتبه اول نسبت حساب جاری به تولید خالص است. $C(L)$ یک ماتریس 5×5 از چند جمله‌ای‌ها (بر حسب اپراتور وقفه) و $(\epsilon_t^{S*}, \epsilon_t^{d*}, \epsilon_t^p, \epsilon_t^f, \epsilon_t^t)$ می‌باشد. لازم به ذکر است که متغیرهای حساب جاری و تراز مالی بر حسب متغیر تولید خالص نرمال‌سازی شده و به صورت نسبت در الگو تصریح شده است. این امر بدین خاطر است که نرمال‌سازی متغیرها در یک الگوی لگاریتم خطی زمانی که فرآیند حقیقی تولید داده‌ها (DGP)¹ بهینه‌سازی بین دوره‌ای را منعکس می‌سازد، انتظار می‌رود تا رفتار آنها ایستا² باشد. این موضوع در معادله (14) نشان داده شده است. همچنین محققان در مقایسه‌های جهانی معمولاً از متغیر نرمال شده حساب جاری استفاده می‌کنند³. بدین ترتیب در مقاله حاضر از نسبت تراز مالی و حساب جاری به تولید خالص به جای متغیرهای سطح استفاده می‌کنیم. در مقاله حاضر ϵ_t^{S*} به عنوان شوک‌های عرضه خارجی (به عنوان مثال شوکی که سطح نرخ بهره حقیقی جهانی را در بلندمدت تغییر می‌دهد)، ϵ_t^{d*} به عنوان شوک‌های تقاضای خارجی، ϵ_t^p به عنوان شوک‌های داخلی تولید خالص (به عنوان مثال شوک عرضه داخلی که سطح تولید خالص داخلی را در بلندمدت تغییر می‌دهد)، و ϵ_t^f به عنوان شوک‌های تراز مالی داخلی تفسیر می‌گردد. بر خلاف سایر محققان که معمولاً ϵ_t^p را به عنوان شوک‌های عرضه داخلی و ϵ_t^t را به عنوان تقاضای داخلی در نظر می‌گیرند، در مقاله حاضر به ترتیب به عنوان شوک‌های دائمی داخلی و شوک‌های موقتی داخلی تفسیر می‌شود. این موضوع به خاطر ماهیت پویای حساب جاری در برخورد با پایداری شوک‌های تولید خالص (از حیث دائمی و موقتی بودن آن) است. به هر حال فرض بر این است که شوک‌های عرضه یک منبع دائمی و شوک‌های تقاضا یک منبع موقتی در تولید خالص هستند و همچنین می‌توان این شوک‌ها را به عنوان شوک‌های عرضه و تقاضا نیز تفسیر نمود. برای شناسایی چنین شوک‌های ساختاری از یک فرم خلاصه شده VAR استفاده می‌شود، همان طور که اشاره گردید نیاز به شناسایی 10 قید

¹. Data Generating Process

². Stationary

³. Lee and Chinn (2002), Prasad (1999)

می‌باشد¹. به عنوان یک الگوی شناسایی پایه‌ای، از الگوی عطفی بلندمدت که می‌تواند شناسایی منحصر بفردی از شوک‌های ساختاری بدست آورد، استفاده می‌شود. چنین ملاحظاتی در معادله (15) با فرض آنکه $L=1$ باشد مورد بررسی قرار می‌گیرد. لذا خواهیم داشت:

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

با استفاده از الگوی شناسایی عطفی ماتریس فوق ($C(1)$) به ماتریس پایین مثلثی، مقید می‌شود. در شرایطی که $C(1)$ یک ماتریس پایین مثلثی است می‌توان به طور منحصر بفردی ماتریس $C(1)$ را با استفاده از تجزیه چولسکی مبتنی بر ماتریس وارپانس-کووارپانس وزنی الگوی VAR تقلیل یافته شناسایی نمود. انتظارات نظری از قیود ضریب بلند مدت ماتریس $C(1)$ به شرح زیر می‌باشد.

اولاً، شوک‌های خارجی در اقتصاد باز کوچک در بلندمدت برونزا فرض می‌شود. به عبارت دیگر در این حالت انتظار نمی‌رود تا شوک‌های داخلی، سطح نرخ بهره حقیقی جهانی و نرخ ارز حقیقی را تحت تاثیر قرار دهد. 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 می‌گردد. علاوه بر این فرض می‌شود نرخ بهره حقیقی جهانی عمدتاً در بلندمدت توسط شوک‌های عرضه تعیین می‌شود. به همین دلیل فرض می‌گردد که سطح نرخ بهره حقیقی در بلندمدت توسط شوک‌های تقاضای خارجی تحت تاثیر قرار نمی‌گیرد. این فرض به معنی صفر شدن ضریب $C_{12}(1)$ در ماتریس فوق می‌باشد. ثانیاً، فرض می‌گردد که تولید خالص دارای یک مولفه دائمی² و یک مولفه موقتی³ است. در اینجا فرض می‌شود شوک‌های موقتی داخلی، سطح تولید خالص را در بلندمدت تغییر نمی‌دهد. همچنین شوک‌های تراز مالی داخلی در بلندمدت تاثیری بر تولید خالص ندارد. این فرض باعث می‌گردد تا ضرایب $C_{34}(1)$

¹. دلیل استفاده از 10 قید در بخش رویکرد برآوردی SVAR توضیح داده شد.

². Permanent Component

³. Temporary Component

و (1) C_{35} در ماتریس ضرائب برابر صفر شود. و سرانجام برای مجزا شدن شوک‌های داخلی موقتی تولید خالص (نظیر شوک‌های موقتی مخارج دولتی) از شوک‌های تراز مالی داخلی، فرض می‌شود شوک‌های داخلی موقتی تولید خالص در بلندمدت تراز مالی داخلی را تغییر نمی‌دهد. چنین فرضی به صفر شدن ضریب (1) C_{45} در ماتریس ضرائب منجر می‌گردد. در اینجا کسری مخارج دولتی به دو بخش تجزیه می‌شود. یک بخش آن ناشی از کاهش درآمدهای مالیاتی است و بخش دیگر به دلیل کاهش مخارج دولتی (در یک سطح معین از مالیات‌ها) می‌باشد. اگر الگوی بنگاه با کالای ناهمگن مفروض باشد هر دو عامل فوق به مازاد حساب جاری منجر می‌گردد به طوری که مالیات‌ها از طریق هموارسازی مصرف بین دوره‌ای بنگاه کلاسیکی و مخارج دولت از طریق درآمد قابل تصرف بنگاه کینزی حساب جاری را تحت تاثیر قرار می‌دهد. اما عامل اول تراز مالی را تغییر نمی‌دهد در حالی که عامل دوم تراز مالی را تغییر می‌دهد. بنابراین در اینجا شوک‌های تولید خالص موقتی داخلی از شوک‌های تراز مالی داخلی همان‌طوری که شوک‌های تولید خالص موقتی داخلی سطح تراز مالی را در بلندمدت تغییر نمی‌دهد، مجزا می‌گردد. در نتیجه با برقراری چنین قید شناسایی، در واقع شوک موقتی داخلی یک شوک مخارج دولتی تراز مالی در بلندمدت است (با فرض آنکه بر جنبه‌های مالی پویایی‌های حساب جاری تاکید گردد).

5- معرفی متغیرهای الگو و ویژگی انباشتگی داده‌ها

در این مطالعه نوسانات حسابجاری بر اساس الگوی VAR ساختاری شامل متغیرهای زیر به قیمت ثابت مورد بررسی قرار گرفته است. متغیرها به صورت فصلی برای اقتصاد ایران و دوره 1981 تا 2009 است که از پایگاه اطلاعات بانک مرکزی و مطالعه امامی (1384) و همچنین آمارهای بین‌المللی IFS¹ و برای کشور مکزیک (به جز متغیر حساب جاری)² استخراج شده است. لازم به ذکر است همه متغیرها تعدیل فصلی شده‌اند. **تولید خالص (NO)**: متغیر تولید خالص به صورت تفاضل تولید ناخالص داخلی از مجموع سرمایه‌گذاری ناخالص و مخارج مصرفی دولت محاسبه شده است. **حسابجاری (CA)**: متغیر تولید خالص از تفاضل درآمد ناخالص ملی از

¹. International Financial Statistic

². لازم به ذکر است برای محاسبه متغیر حساب جاری بر اساس تعریف آن در مقاله حاضر نیاز به متغیر درآمد ملی ناخالص می‌باشد که برای مکزیک در IFS گزارش نشده است به همین خاطر از سایت بانک مرکزی مکزیک استخراج گردید.

داخلی از مجموع سرمایه‌گذاری ناخالص، مخارج مصرفی خانوار و مخارج مصرفی دولت محاسبه شده است. **مازاد بودجه (تراز مالی) (SUP)**: این متغیر به صورت محاسبه شده از پایگاه اطلاعاتی استخراج گردید و در برخی از سال‌ها تعدیلات لازم صورت پذیرفته است. **نرخ بهره جهانی (R)**: این متغیر به صورت متوسط وزنی نرخ بهره حقیقی کشورهای توسعه یافته استفاده شده است. برای این منظور از آمارهای بین‌المللی IFS نسخه 2010 استفاده شده است. **نرخ ارز حقیقی (P)**: برای محاسبه این متغیر از نسبت قیمت کالاهای غیر قابل مبادله به کالاهای قابل مبادله استفاده شده است. نرخ ارز حقیقی به صورت $\frac{SP^*}{P}$ است به طوری که S, P و P^* به ترتیب شاخص قیمت داخلی، نرخ ارز اسمی و شاخص قیمت کشورهای خارجی می‌باشد. برای محاسبه این متغیر به دلیل ثابت بودن نرخ ارز اسمی رسمی از نرخ ارز اسمی بازار موازی استفاده شده است. همچنین برای شاخص قیمت خارجی از CPI کشورهای صنعتی از آمارهای بین‌المللی IFS نسخه 2010 استفاده شده است.

در رویکرد SVAR ابتدا ویژگی‌های انباشتگی متغیرهای SVAR به منظور تخمین الگوی VAR کوواریانس - ایستا¹، مورد بررسی قرار می‌گیرد². لذا در این بخش ویژگی‌های انباشتگی داده‌های سری‌های زمانی را مورد بررسی قرار می‌دهیم. داده‌ها برای ایران و مکزیک سال‌های 2009:4-1981:1 را در بر می‌گیرد. جهت بررسی آزمون ریشه‌های واحد از چهار آزمون ADF، Dickey-Fuller Test (ERS)، PP Test و NP Tests استفاده می‌گردد. لازم به ذکر است تمام متغیرهای الگو به استثنای متغیرهای نسبت تراز مالی به تولید خالص و نسبت حسابجاری به تولید خالص به صورت لگاریتم طبیعی مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج آزمون‌های ریشه واحد حاکی از آن است که تمامی متغیرها در شکل سطح I(1) بوده و با یکبار تفاضل‌گیری I(0) می‌شوند³. از آنجائی که در رویکرد بلانچارد و کاه باید تمامی متغیرها به صورت مانا استفاده شود لذا تفاضل مرتبه اول آنان در الگو لحاظ می‌گردد.

¹. Covariance-Stationary VAR

². Rapach (1998)

³. در اینجا به لحاظ خلاصه سازی از ارائه جدول نتایج آزمون‌های ریشه واحد صرف نظر شده است.

6- برآورد الگو و تحلیل نتایج

در این بخش به برآورد دستگاه VAR ساختاری برای ایران و مکزیک در قالب دو الگو مبتنی بر روش‌های تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی (FEVDs)¹ و توابع عکس‌العمل آنی (IRFs)² می‌پردازیم. تجزیه و تحلیل اثرات متقابل پویا از تکانه‌های ایجاد شده در الگو با استفاده از روش‌های تجزیه واریانس و توابع عکس‌العمل آنی صورت می‌گیرد. روش تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی (FEVDs) قدرت نسبی زنجیره علیت گرنجر یا درجه برون‌زایی متغیرهای ماوراء نمونه را اندازه‌گیری می‌کند. لذا تجزیه و تحلیل واریانس را می‌توان علیت گرنجر خارج از نمونه نام‌گذاری کرد. در این روش سهم تکانه‌های وارد شده بر متغیرهای الگو در واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیر در کوتاه مدت و بلند مدت مشخص می‌گردد. به طور مثال اگر متغیری مبتنی بر مقادیر با وقفه خود به طور بهینه قابل پیش‌بینی باشد، آنگاه واریانس خطای پیش‌بینی تنها بر اساس تکانه وارد بر آن متغیر شرح داده می‌شود. توابع عکس‌العمل آنی، رفتار پویای متغیرهای دستگاه را در طول زمان به هنگام تکانه وارد به اندازه یک انحراف معیار نشان می‌دهد. با استفاده از توابع عکس‌العمل آنی پاسخ پویای دستگاه به تکانه واحد اعمال شده از سوی هر یک از متغیرها مشخص می‌گردد. در ادامه به برآورد و تشریح تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی و توابع عکس‌العمل آنی برای ایران و مکزیک پرداخته می‌شود.

6-1- تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی

در این قسمت نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای ایران و مکزیک در 24 دوره (فصل) مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای تفاضل مرتبه اول نسبت حساب جاری به تولید خالص $\left(\frac{CA_t}{NO_t}\right)$ در جدول شماره (1) آورده شده است، سهم هر یک از متغیرهای دستگاه در تغییرات متغیر نسبت حساب جاری به تولید خالص در افق‌های زمانی کوتاه‌مدت (فصل اول)، میان‌مدت (فصل چهارم) و بلندمدت (فصل دوازدهم به بعد) نشان داده می‌شود. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد، در ایران نوسانات نسبت حساب جاری به

¹ Forecasting Error Variance Decomposition Analysis

² Impulse Response Function Analysis

تولید خالص در افق‌های زمانی مختلف عمدتاً توسط شوک‌های دائمی داخلی تولید خالص (Shock3) توضیح داده می‌شود و بقیه شوک‌های ساختاری سهم بسیار ناچیزی از تغییرات را توضیح می‌دهند. شوک‌های دائمی داخلی تولید خالص حدود 74 درصد واریانس خطای پیش‌بینی نسبت حساب جاری به تولید خالص را در کوتاه مدت توضیح می‌دهند. این سهم در میان مدت حدود 61 درصد و در بلند مدت حدود 51 درصد تغییرات را توضیح می‌دهد. این امر حاکی از آن است که شوک‌های دائمی داخلی تولید خالص نظیر شوک‌های عرضه داخلی اعم از تغییرات بهره‌وری عوامل تولید، تغییرات فنی و یارانه‌های تولیدی تاثیر شدیدی بر نسبت حساب جاری به تولید خالص در افق‌های مختلف زمانی دارد. برای مکزیک شوک داخلی دائمی تولید خالص (Shock3) در اهمیت درجه سوم در تجزیه واریانس نسبت حساب جاری به تولید خالص قرار دارد به طوری که در کوتاه‌مدت 4.92، میان‌مدت 4.52 و بلندمدت 4.87 درصد واریانس خطای پیش‌بینی نسبت حساب جاری به تولید خالص را توضیح می‌دهد. این امر حاکی از آن است که شوک‌های دائمی داخلی تولید خالص نظیر شوک‌های عرضه داخلی اعم از تغییرات بهره‌وری عوامل تولید تاثیر شدیدی بر نسبت حساب جاری به تولید خالص در افق‌های مختلف زمانی ندارد. مقایسه نتایج مربوط به تجزیه واریانس نشان می‌دهد در ایران شوک‌های داخلی دائمی تولید خالص اثرات به مراتب بیشتری نسبت به مکزیک بر نوسانات حساب جاری دارد. این امر حاکی از آسیب‌پذیری شدید حساب جاری کشور ایران از طرف این شوک نظیر شوک‌های عرضه داخلی اعم از تغییرات بهره‌وری عوامل تولید، تغییرات فنی و تغییر یارانه‌های تولیدی است به طوری که اثر آن در کوتاه‌مدت بزرگ‌تر از بلندمدت می‌باشد و شواهد حاکی از آن است که اگر افزایش بهره‌وری و انتقال تکنولوژی، دائمی و درون‌زا نگردد بتدریج تاثیرپذیری آن بر حساب‌جاری کاهش می‌یابد.

در ایران شوک‌های داخلی موقتی تولید خالص (Shock5) از اهمیت درجه دوم در تجزیه واریانس نسبت حساب جاری به تولید خالص قرار دارد. در واقع این شوک‌ها که شامل تغییر در مخارج دولتی و مالیات‌هاست، حدود 21 درصد واریانس خطای پیش‌بینی نسبت حساب جاری به تولید خالص را در کوتاه‌مدت توضیح می‌دهد. این سهم در میان‌مدت به حدود 34 درصد و در بلندمدت به حدود 38 درصد بالغ می‌گردد که در طول زمان ثابت مانده و پویایی‌های ویژه‌ای را به نمایش نمی‌گذارد. این امر حاکی از نقش مهم بکارگیری سیاست‌های مالی توسط دولت ایران بر تغییرات حساب جاری می‌باشد، به طوری که 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 نوسانات حسابداری ایفا نماید، به طوری که این اثر در بلندمدت بزرگ‌تر از کوتاه‌مدت می‌باشد. در مکزیك نوسانات نسبت حساب جاری به تولید خالص در افق‌های زمانی مختلف عمدتاً توسط شوک‌های داخلی موقتی تولید خالص (Shock5) توضیح داده می‌شود و بقیه شوک‌های ساختاری سهم بسیار ناچیزی از تغییرات را توضیح می‌دهند. شوک‌های داخلی موقتی تولید خالص در کوتاه‌مدت حدود 85 درصد واریانس خطای پیش‌بینی نسبت حساب جاری به تولید خالص را در کوتاه‌مدت توضیح می‌دهند. این سهم در میان‌مدت حدود 61 درصد و در بلندمدت حدود 59 درصد تغییرات را توضیح می‌دهد. به عنوان مثال اگر شوک‌های سیاست مالی (به عنوان شوک‌های داخلی موقتی تولید خالص) نظیر یک سیاست مالی انبساطی (مانند افزایش مالیات) اتخاذ گردد، از آنجائی که افراد قادر به دسترسی بازارهای جهانی سرمایه نمی‌باشند مصرف‌شان را مطابق با کاهش درآمد قابل تصرف تعدیل می‌سازند. در این حالت دولت درآمدهای مالیاتی افزایش یافته را در بازار اوراق قرضه جهانی جهت پرداخت بخشی از بدهی‌های دوره آتی سرمایه‌گذاری می‌نماید. لذا در شرایط حاضر اقتصاد بطور موقتی با مازاد حساب جاری و در دوره آتی با کسری حساب جاری مواجه خواهد گردید. این امر حاکی از نقش مهم بکارگیری سیاست‌های مالی توسط دولت مکزیك بر تغییرات حساب جاری می‌باشد اما همان‌طور که مشاهده می‌گردد این اثر موقتی بوده و در بلندمدت بتدریج کاهش می‌یابد. مقایسه نتایج مربوط به تجزیه واریانس نشان می‌دهد در مکزیك شوک‌های داخلی موقتی تولید خالص اثرات به مراتب بیشتری نسبت به ایران بر نوسانات حساب جاری دارد. این امر حاکی از آسیب‌پذیری شدید حساب جاری کشور مکزیك از طرف این شوک نظیر سیاست مالی دارد، به طوری که اثر آن در کوتاه‌مدت بزرگ‌تر از بلندمدت می‌باشد. از طرف دیگر از آنجائی که شوک‌های تولید خالص (چه دائمی و یا موقتی) در ایران و مکزیك از نسبت بالایی برخوردارند این امر تأییدی بر الگوی استاندارد بین دوره‌ای دو کالایی بنگاه با کالای ناهمگن است. زیرا در چنین الگوهایی شوک‌های تولید خالص به عنوان عامل تعیین‌کننده در نوسانات حساب جاری می‌باشد.

در ایران شوک‌های تراز مالی داخلی (Shock4) از اهمیت درجه سوم در تجزیه واریانس نسبت حساب جاری به تولید خالص قرار دارد. در واقع این شوک‌ها حدود 2.56 درصد واریانس خطای پیش‌بینی نسبت حساب جاری به تولید خالص را در کوتاه‌مدت توضیح می‌دهند. این سهم در

میان مدت به حدود 2.68 درصد بالغ می‌گردد و در بلندمدت در 3.23 درصد در طول زمان ثابت مانده و پویایی‌های ویژه‌ای را به نمایش نمی‌گذارد. همان‌طور که مشاهده می‌گردد شوک تراز مالی (Shock4) از نسبت پایینی برای تشریح نوسانات حسابجاری ایران و مکزیک برخوردار است. در مکزیک شوک تراز مالی داخلی (Shock4) از اهمیت درجه دوم در تجزیه واریانس نسبت حساب جاری به تولید خالص قرار دارد. در واقع این شوک‌ها حدود 5.62 درصد واریانس خطای پیش‌بینی نسبت حساب جاری به تولید خالص را در کوتاه مدت توضیح می‌دهند. این سهم در میان مدت به حدود 4.23 درصد بالغ می‌شود و در بلندمدت در 4.58 درصد در طول زمان ثابت مانده و پویایی‌های ویژه‌ای را به نمایش نمی‌گذارد. این امر حاکی از نقش مهم تحولات تراز مالی داخلی بر تغییرات حساب جاری مکزیک می‌باشد. لذا دولت مکزیک می‌تواند با انضباط مالی نقش مهمی را در کنترل نوسانات حسابجاری ایفا نماید. مقایسه نتایج مربوط به تجزیه واریانس نشان می‌دهد در مکزیک شوک تراز مالی داخلی اثرات به مراتب بزرگ‌تری نسبت به ایران بر نوسانات حسابجاری دارد. همان‌طور که مشاهده می‌گردد اثر شوک تراز مالی بر حسابجاری در هر دو کشور از نسبت اندکی برخوردار است.

شوک‌های عرضه خارجی (Shock1) نظیر نرخ بهره و تقاضای خارجی نظیر نرخ ارز (Shock2) برای ایران و مکزیک تاثیر اندکی بر نسبت حساب جاری به تولید خالص در افق‌های مختلف زمانی دارد. البته همان‌طور که مشاهده می‌گردد این اثرات برای مکزیک بزرگ‌تر از ایران در افق‌های مختلف زمانی است (در هر دو کشور اثر بلندمدت آن بزرگ‌تر از کوتاه مدت می‌باشد). از آنجایی که بازار مالی در ایران ارتباط کمی با بازارهای جهانی دارد و همچنین بازار ارز به صورت بازار شناور مدیریت شده هدایت می‌شود و از طرف دیگر در ایران استفاده از صندوق ارزی به عنوان ضربه گیر متداول می‌باشد، آسیب‌پذیری کشور را نسبت به شوک‌های مذکور تا حد چشمگیری نسبت به مکزیک کاهش داده است.

جدول 1: تجزیه واریانس تفاضل مرتبه اول نسبت حساب جاری به تولید خالص ($\Delta \frac{CA_t}{NO_t}$)

شوکی	ایران					مکزیک				
	Shock1	Shock2	Shock3	Shock4	Shock5	Shock1	Shock2	Shock3	Shock4	Shock5
دوره										
1	0.98	0.29	74.52	2.56	21.63	3.63	0.42	4.92	5.62	85.39
4	0.53	0.30	61.94	2.68	34.53	5.40	24.62	4.52	4.23	61.20
12	3.87	0.26	53.96	3.21	38.68	5.66	24.97	4.79	4.52	60.04
24	4.21	0.26	53.71	3.23	38.58	5.66	24.94	4.87	4.58	59.93

6-2- تحلیل توابع عکس العمل آنی

در این قسمت واکنش‌های پویای متغیرهای الگو ناشی از شوک‌های ساختاری به اندازه یک انحراف معیار، برای ایران و مکزیک در 24 دوره آینده مورد بررسی قرار می‌گیرد. این شوک‌ها معمولاً به اندازه یک انحراف معیار انتخاب می‌شوند، لذا به آنها شوک یا ضربه واحد می‌گویند. مبدأ مختصات یا نقطه شروع حرکت متغیر پاسخ، مقادیر مربوط به وضعیت پایدار دستگاه (بدون حضور شوک) است. با استفاده از تابع عکس‌العمل آنی پویایی دستگاه به شوک واحد اعمال شده از سوی هر یک از شوک‌های ساختاری مشخص می‌گردد. نمودار توابع عکس‌العمل آنی (1) و (2) در ضمیمه (1) ارائه شده است.

نمودار شماره (1) توابع عکس‌العمل آنی نسبت حساب جاری به تولید خالص را در مقابل شوک‌های ساختاری به اندازه یک انحراف معیار برای اقتصاد ایران نشان می‌دهد. اولین نمودار تابع عکس‌العمل آنی نسبت حساب جاری به تولید خالص را نسبت به شوک عرضه خارجی (Shock1) نظیر نرخ بهره حقیقی جهانی نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود یک شوک مثبت عرضه خارجی (منظور این است که این شوک اثر بلندمدت مثبتی بر نرخ بهره جهانی دارد) حساب جاری ایران را دچار کسری می‌نماید، به طوری که در فصل اول به میزان 0/1 درصد پایین‌تر از وضعیت پایه قرار می‌دهد. این کسری بسیار اندک می‌باشد به گونه‌ای که این کسری بعد از فصل دوم رو به بهبود قرار می‌گیرد و در بلندمدت در امتداد خط افقی پایدار می‌شود. این نتیجه تأییدی است بر شواهد تجزیه واریانس نسبت حساب جاری که قبلاً مورد بررسی قرار گرفت. چنین تحلیلی برای مکزیک صادق است. اولین نمودار از نمودار شماره (2) توابع عکس‌العمل آنی نسبت حساب جاری به تولید خالص را نسبت به شوک عرضه خارجی (Shock1) برای مکزیک نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد یک شوک مثبت عرضه خارجی حساب جاری مکزیک را دچار کسری می‌نماید، به طوری که در فصل اول به میزان 0/1 درصد پایین‌تر از وضعیت پایه قرار می‌دهد. این کسری بعد از فصل چهارم رو به بهبود قرار می‌گیرد و در بلندمدت در امتداد خط افقی پایدار می‌شود. لذا همان‌طور که مشاهده می‌گردد در هر دو کشور ایران و مکزیک، این امر تأییدی بر رویکرد بین دوره‌ای در تراز تجاری و حساب جاری ساکز (1981) و آبسفلد و روگف (1995، 1996) است. به عبارت دیگر در ساده‌ترین بیان، اگر اقتصاد به طور موقت با کاهش در تولید مواجه گردد در این حالت می‌بایست جهت هموار سازی مصرف اقدام به

استقراض از بازارهای مالی خارجی شود که به تبع آن منجر به کسری در تراز تجاری و حساب جاری می‌گردد.

دومین نمودار از نمودار (1) تابع عکس‌العمل آنی نسبت حساب جاری به تولید خالص را نسبت به شوک تقاضای خارجی (Shock2) نظیر افزایش نرخ ارز حقیقی (کاهش ارزش پول) در ایران نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود یک شوک مثبت تقاضای خارجی حساب جاری را دچار کسری می‌نماید، 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. به طوری که در همان فصل اول به میزان 0/06 درصد پایین‌تر از وضعیت پایه قرار می‌دهد. البته از آنجایی که بازار ارز در ایران در قالب سیستم شناور هدایت شده کنترل می‌شود این کسری بسیار اندک می‌باشد به طوری که این کسری بعد از فصل دوم رو به بهبود قرار می‌گیرد و در بلندمدت در امتداد خط افقی پایدار می‌گردد. دومین نمودار از نمودار (2) تابع عکس‌العمل آنی نسبت حساب جاری به تولید خالص را نسبت به شوک تقاضای خارجی (Shock2) نظیر نرخ ارز حقیقی برای مکزیک نشان می‌دهد. ملاحظه می‌گردد که یک شوک مثبت تقاضای خارجی حساب جاری مکزیک را دچار مازاد می‌نماید به طوری که در همان فصل اول به میزان 0/25 درصد بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌دهد. این امر بیانگر آن است که سیاست‌گذاران از ابزار نرخ ارز برای تعدیل در مقابل تکان‌های خارجی استفاده موثری نموده‌اند. البته این مازاد بسیار اندک می‌باشد به طوری که این مازاد بعد از فصل دوم مضمحل شده و حسابجاری دچار کسری می‌گردد و پس از اندکی نوسان در بلندمدت در امتداد خط افقی پایدار می‌شود. لذا همان طوری که مشاهده می‌گردد در هر دو کشور ایران و مکزیک در این حالت حسابجاری در واکنش به شوک مثبت ارزی (کاهش ارزش پول) از الگوی منحنی J پیروی می‌کند. سومین نمودار از نمودار (1) تابع عکس‌العمل آنی نسبت حساب جاری به تولید خالص را نسبت به شوک داخلی دائمی تولید خالص (Shock3) (نظیر شوکی که دارای یک تاثیر مثبت بلندمدت بر تولید خالص دارد) برای ایران نشان می‌دهد. همان‌طوری که ملاحظه می‌گردد یک شوک مثبت تولید خالص، حساب جاری ایران را طی فصل اول با مازاد مواجه می‌سازد به طوری که در همان فصل اول به میزان 0/01 درصد بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌دهد. البته این مازاد بسیار اندک می‌باشد به طوری که این مازاد بعد از فصل دوم با اندکی نوسان رو به کاهش قرار می‌گیرد و در بلندمدت در امتداد خط افقی پایدار می‌شود. سومین

نمودار از نمودار (2) شوک مذکور را برای مکزیک نشان می‌دهد. همچنان که ملاحظه می‌شود یک شوک مثبت عرضه داخلی، حساب جاری مکزیک را طی فصل اول با مازاد مواجه می‌سازد به طوری که در همان فصل اول به میزان $0/85$ درصد بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌دهد. البته این مازاد بسیار اندک می‌باشد به طوری که این مازاد بعد از فصل دوم با اندکی نوسان رو به کاهش قرار می‌گیرد و در بلندمدت در امتداد خط افقی پایدار می‌گردد. همان‌گونه که مشاهده می‌شود واکنش حسابجاری مکزیک نسبت به شوک مثبت تولید بزرگ‌تر از حسابجاری ایران است. لذا نتایج در دو کشور تاییدی بر تحلیل تابع عکس‌العمل آنی نسبت حساب جاری به تولید خالص نسبت به شوک عرضه خارجی (نظیر نرخ بهره) است، به طوری که نوسانات حسابجاری عمدتاً توسط شوک‌های دائمی (نظیر شوک دائمی تولید خالص Shock3) و نه شوک‌های موقتی تولید خالص موقتی تعیین می‌گردد. این امر تاییدی بر تحلیل نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی نسبت حسابجاری است. همچنین مجدداً تاییدی بر الگوی استاندارد بین دوره‌ای دو کالایی بنگاه با کالای ناهمگن است. چهارمین نمودار از نمودار (1) تابع عکس‌العمل آنی نسبت حساب جاری به تولید خالص را نسبت به شوک تراز مالی داخلی (Shock4) برای ایران نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد یک شوک مثبت تراز مالی داخلی حساب جاری ایران را طی فصل اول تا هشتم با مازاد مواجه می‌سازد به طوری که در همان فصل اول به میزان $0/2$ درصد بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌دهد. این شوک برای مکزیک همان‌طور که (چهارمین نمودار از نمودار (2)) ملاحظه می‌شود حساب جاری را طی فصل اول تا هشتم با مازاد مواجه می‌سازد به گونه‌ای که در همان فصل اول به میزان $0/91$ درصد بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌دهد. اثر این شوک در مکزیک بزرگ‌تر از ایران است. لذا نتایج در واقع تاییدی است بر تئوری دو کسری همزاد برای دو کشور ایران و مکزیک، به طوری که در اینجا مازاد تراز مالی داخلی به مازاد حساب جاری منجر شده است.

پنجمین نمودار از نمودار (1) تابع عکس‌العمل آنی نسبت حساب جاری 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. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد یک سیاست مالی انبساطی اثر مثبت و بالایی بر حساب جاری ایران دارد، به طوری که این امر حساب جاری را طی فصول اول تا هشتم با مازاد حساب جاری مواجه می‌سازد. به این صورت که در همان فصل اول به میزان $0/5$

درصد بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌دهد. البته این مازاد موقتی بوده و به دلیل عدم هماهنگی بین سیاست‌های مالی، پولی، ارزی و تجاری، به تدریج کاهش یافته به طوری که با اندکی نوسان، در بلندمدت در امتداد خط افقی پایدار می‌گردد. چنین شوکی برای کشور مکزیک (پنجمین نمودار از نمودار (2)) همان طوری که ملاحظه می‌شود یک سیاست مالی انبساطی دارای اثر مثبت و بالایی بر حساب جاری مکزیک است، به طوری که این امر حساب جاری را طی فصول اول و دوم با مازاد حساب جاری مواجه می‌سازد و در همان فصل اول به میزان $3/57$ درصد بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌دهد. البته این مازاد موقتی بوده و به تدریج کاهش یافته است، به طوری که با اندکی نوسان، در بلندمدت در امتداد خط افقی پایدار می‌گردد. اثر شوک مذکور در مکزیک بزرگ‌تر از ایران می‌باشد. همچنین نتایج بر اساس تحلیل‌های الگوی بین دوره‌ای برای دو کشور نشان می‌دهد که نوسانات حساب‌جاری عمدتاً توسط شوک‌های موقتی خاص کشور (شوکه‌های داخلی موقتی تولید خالص نظیر شوک‌های تقاضای داخلی) و نه شوک‌های دائمی (نظیر شوک دائمی تولید خالص Shock3) تعیین می‌گردد. بدین ترتیب مشاهده می‌شود که با پیروی از بلانچارد و کاه (1989) و تجزیه شوک‌های ساختاری اقتصاد به دو گروه دائمی و موقتی می‌توان کفایت الگوی بین دوره‌ای را آزمون نمود.

7- جمع بندی و نتیجه‌گیری

در این مطالعه به بررسی منابع نوسانات حساب جاری در ایران و مکزیک با استفاده از الگوی خودتوضیح برداری ساختاری پرداخته شده است. بررسی منابع نوسانات حساب‌جاری در ایران و مقایسه آن با مکزیک نشان می‌دهد شوک‌های تولید خالص (چه دائمی و یا موقتی) از نسبت بالایی در نوسانات حساب جاری در هر دو برخوردارند. این نتیجه تائیدی بر الگوی استاندارد بین دوره‌ای دو کالایی بنگاه با کالای ناهمگن است. زیرا در چنین الگوهایی شوک‌های تولید خالص به عنوان عامل تعیین‌کننده در نوسانات حساب جاری می‌باشد. البته نوسانات شوک‌های مذکور اثر بزرگ‌تری در ایران نسبت به مکزیک 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 تاثیر شدیدی بر نسبت حساب جاری به تولید خالص در افق‌های مختلف زمانی دارد. نتایج مبتنی بر تحلیل توابع عکس‌العمل آنی مورد تایید قرار می‌گیرد. نتایج بر اساس تحلیل‌های الگوی بین

دوره‌ای برای دو کشور نشان می‌دهد نوسانات حساب جاری عمدتاً توسط شوک‌های داخلی موقتی تولید خالص نظیر شوک‌های تقاضای داخلی تعیین می‌گردد و شوک دائمی تولید خالص در اهمیت دوم قرار دارد. بدین ترتیب مشاهده می‌شود که با پیروی از بلانچارد و کاه (1989) و تجزیه شوک‌های ساختاری اقتصاد به دو گروه دائمی و موقتی می‌توان کفایت الگوی بین‌دوره‌ای را آزمون نمود.

منابع و مأخذ

الف: منابع و مأخذ فارسی

1. امامی، کریم (1384). "الگوریتمی بهینه جهت تجزیه آمارهای سالیانه به آمارهای فصلی". مجله اقتصاد و مدیریت دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات 38-53:(64)16.
2. ترازنامه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، شماره‌های متعدد.
3. فرحبخش، ندا. و فرزین‌وش، اسدا... (1388). "اثر کسری بودجه بر کسری حساب جاری و رشد اقتصادی". مجله تحقیقات اقتصادی 88: 171-192.
4. مهرآرا، محسن. و مرادی، مهدی (1387). "بررسی تاثیرات کسری بودجه، نرخ ارز حقیقی و رابطه مبادله بر کسری حساب جاری کشورهای صادرکننده نفت عضو (OPEC)". فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی 47: 141-167.

ب: منابع و مأخذ لاتین

1. Adedeji, Olumuyiwa S. (2001). "Consumption-Based Interest Rate and the Present-Value Model of the Current Account Evidence from Nigeria". IMF Working Paper 01/93.
2. Afonso, A. and C., Rault (2008). "Budgetary and External Imbalances Relationship: A Panel Data Diagnostic, European Central Bank". Working Papers Series 961.
3. Ahn, H.I. (2006). *The Sources of Current Account Fluctuations in Small Open Economics*, Thesis, Faculty of the College of Arts and Sciences of American University.
4. Agenor, P. R. Bismut, C., Chashin, McDermott, C.J. (1999). "Consumption Smoothing and Current Accounting: Evidence for France 1970-1996". Journal of International Money and Finance 18:1-12.
5. Akbostanci. E. (2002). "Dynamics of the Trade Balance: The Turkish J-curve". ERC Working Papers 02/05.
6. Aristovnik, A. (2007). "Short and Medium Term Determinants of Current Account Balances in Middle East and North Africa Countries". The William Davidson Institute at the University of Michigan, Working Paper 862.

7. 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.
8. Borensztein, Eduardo R. (1989). "Fiscal Policy and Foreign Debt". Journal of International Economics **26**(1-2):53-75.
9. 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.
10. Demirden T. and Pastine, I. (1995). "Flexible Exchange Rates and the J-Curve: an Alternative Approach". Economic Letters **48**(3-4): 373-377.
11. Edwards, Sebastian (2004). "Thirty Years of Current Account Imbalances, Current Account Reversals and Sudent Stops". NBER Working Paper 10276.
12. Enders, Walter (2004). *Applied Econometric Time Series* (Second ed.), Singapore, Wiley.
13. Felmingham, B.S. (1988). "Where is the Australian J-Curve? ". Bulletin of Economic Research **40**(1): 43-56.
14. Gaglianone, W.P and Issler, J.V (2008). "An Econometrics Contribution to the International Approach of the Current Account". Banco Central Do Brasil. Working Paper Sereis 178.
15. Ghosh, Atish R. and Jonathan D. Ostry (1995). "The Current Account in Developing Countries: A Perspective from the Consumption-Smoothing Approach". The World Bank Economic Review **9**(2): 305-333.
16. Ghosh, Atish R. and Jonathan D. Ostry (1997). "Macroeconomic Uncertainty, Precautionary Saving, and the Current Account". Journal of Monetary Economics **40**(1): 121-139.
17. Gupta-Kapoor, A. and Ramakrishnan, U. (1999). "Is there a J-Curve? A New Estimation for Japan". International Economic Journal **13**(4):71-79.
18. Jin, Fuchun (1995). "Cointegration of Consumption and Disposable Income: Evidence from Twelve OECD Countries". Southern Economic Journal **62**(1):77-88.
19. Kano, Takashi (2008). "A Structural VAR Approach to the Intertemporal Model of the Current Account". Journal of International Money and Finance **27**(5): 757-779.
20. Kearney, Colm and Mehdi Monadjemi (1990). "Fiscal Policy and Current Account Performance: International Evidence on the Twin Deficits". Journal of Macroeconomics **12**(2): 197-219.

21. Kelly, Margaret M. (1982). "Fiscal Adjustment and Fund Supported Programs, 1971-1980". International Monetary Fund staff papers **29**(4): 561-602.
22. Kim, S. and Roubini, N. (2007). "Twin Deficits or Twin Divergence? Fiscal Policy, Current Account, and Real Exchange Rate in the U.S.". Journal of International Economics **74**(2): 362-383.
23. Knight, Malcolm and Fabio Scacciavillani (1998). "Current Accounts: What Is Their Relevance for Economic Policymaking?". IMF Working Paper 98/71.
24. Lee, Jaewoo and Menzie D. Chinn (2002). "Current Account and Real Exchange Rate Dynamics in the G-7 Countries". IMF Working Paper 02/130.
25. Marwah K. and Klein L.R. (1996). "Estimation of J-curves: United States and Canada". Canadian Journal of Economics **29**(3): 523-539.
26. Obstfeld, Maurice and Kenneth Rogoff (1994). "The Intertemporal Approach to the Current Account". NBER Working Paper 4893.
27. Otto, Glenn (1992). "Testing a Present Value Model of the Current Account: Evidence from US and Canadian Time Series". The Journal of International Money and Finance **11**(5): 414-430.
28. Razin, Assaf (1993). "The Dynamic-Optimizing Approach to the Current Account: Theory and Evidence". NBER Working Paper 4334.
29. Rose, A. and Yellen, J. L. (1989). "Is There a J-Curve?". Journal of Monetary Economics **24**(1): 53-68.
30. Rossana, Robert J. and John J. Seater (1995). "Temporal Aggregation and Economic Time Series". Journal of Business and Economic Statistics **13**(4): 441-451.
31. Salas Landeau, Sergio A. (2002). "The Intertemporal Approach to the Current Account: Evidence for Chile". Revista de Analisis Economico **17**(2): 95-121.
32. Shahbaz, Muhammad; Jalil, Abdul and Islam, Faridul (2010). "Real Exchange Rate Changes and Trade Balance in Pakistan: A Revisit". MPRA Paper 27631.
33. Sheffrin, Steven M. and Wing Thye Woo (1990). "Present Value Tests of an Intertemporal Model of the Current Account". Journal of International Economics **29**(3): 237-253.
34. Shiravi, H. and Wilbratte, B. (1997). "The Relationship Between The Real Exchange Rate and The Trade Balance: an Empirical Reassessment". International Economic Journal **11**(1): 39-50.
35. Stucka, T(2003). "The Impact of Exchange Rate Changes on the Trade Balance in Croatia". Croatian National Bank Working Papers 11.

36. Tarasova, L. (2009). *Exchange Rate and Trade: an Analysis of the Relationship for Ukraine*, Thesis, MA in Economics, Kyiv School of Economics.
37. Wilson, P. (2001). "Exchange Rates and the Trade Balance for Dynamic Asian Economies – Does the J-Curve Exist for Singapore, Malaysia, and Korea?". Open Economies Review **12**(4): 389-413.
38. Yuen-Ling, Ng, Wai-Mun, Har and Geoi-Mei, Tan (2008). "Real Exchange Rate and Trade Balance Relationship: An Empirical Study on Malaysia". International Journal of Business and Management **3**(8): 130-137.
39. Zhang, Y and Wan, W. (2004). "What Accounts China's Trade Balance Dynamic?". World Institute for Development Economics Research (WIDER). Research Paper No.2004/55.