

بررسی ارتباط میان کسری حساب جاری با رابطه مبادله در اقتصاد ایران



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مهدی تقوی*
آزادمهر کهرام**

با توجه به اهمیت رابطه مبادله در اقتصاد بین الملل و تأثیر آن بر متغیرهای کلان اقتصادی؛ مانند حساب جاری و حساسیت اقتصادهای نفتی در برابر بی ثباتی رابطه مبادله، هدف این پژوهش بررسی ارتباط کوتاه مدت و بلند مدت میان کسری حساب جاری و رابطه مبادله در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۸۰-۱۳۳۸ است که از "الگوی تصحیح خطای برداری" (VECM)، توابع واکنش به ضربه

*. دکتر مهدی تقوی؛ عضو هیأت علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی.

** .آزادمهر کهرام؛ کارشناس ارشد اقتصاد.

(ضریب فزاینده پویا) الگوی VAR، مدل با وقفه گسترده توزیع شده (ARDL) و الگوی تصحیح خطای آن استفاده شده است.

فرضیه‌ای که در این مقاله مورد آزمون قرار گرفته، وجود ارتباط بین کسری حساب جاری و رابطه مبادله است؛ نتایج نشان می‌دهد، کسری حساب جاری با تولید ناخالص داخلی ارتباط معنی‌دار و مثبتی دارد و با نرخ ارز و رابطه مبادله نیز دارای ارتباط معکوس و معنی‌دار است.

کلید واژه‌ها:

اقتصاد ایران، حساب جاری، رابطه مبادله، مدل اقتصادسنجی، مدل (VECM) و (ARDL)



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مقدمه

یکی از مباحث مهم در اقتصاد بین‌الملل، رابطه مبادله است. رابطه مبادله ابزاری برای تجزیه و تحلیل مسائلی از قبیل سود حاصل از بازرگانی و تغییرات حجم و ترکیب مبادلات بین‌المللی است. این رابطه، همچنین نشان‌دهنده میزان منافع یا زیان ناشی از تغییرات سطح مبادلات بین‌المللی است. مطالعه در مورد این متغیر اقتصادی، همچنین می‌تواند گویای استفاده بهینه و مناسب از منابع ملی و جایگاه اقتصاد ملی در سطح بین‌المللی باشد. این مفهوم بخصوص در مورد کشورهایی که دارای منابع تجدیدناپذیر هستند، بیشتر اهمیت دارد؛ به این معنی که در صورت تخریب رابطه مبادله، سطح رفاه شهروندان کاهش می‌یابد؛ بنابراین این کشورها نیاز به رشد معقولی در رابطه مبادله دارند. رویکرد دیگر مربوط به تأثیری است که رابطه مبادله بر متغیرهای کلان اقتصادی؛ مانند رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری، حساب جاری و... می‌گذارد. این احتمال وجود دارد که شوک‌های رابطه مبادله منجر به آهسته شدن رشد اقتصادی، بدتر شدن توزیع درآمد و افزایش احتمال بروز بحرانهای پولی بشدت مخرب شود. عده‌ای از اقتصاددانان اعتقاد دارند که تخریب رابطه مبادله با افزایش شکاف میان کشورهای فقیر و غنی و انتقال ثروت، موجب بدتر شدن موازنه پرداختهای کشورهای توسعه‌نیافته و در نتیجه، ناتوانی آنها در تأمین منابع لازم جهت سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی می‌گردد. بدتر شدن رابطه مبادله و کاهش آهنگ افزایش صادرات این کشورها زمانی اتفاق می‌افتد که کشورهای مزبور برای توسعه اقتصاد خود نیازمند افزایش ارزش و حجم واردات هستند، همین تحول سبب وخامت موازنه پرداختهای این کشورها می‌شود.

اقتصادهای متکی به نفت نسبت به اقتصادهای متکی به صادرات غیر نفتی در برابر بی‌ثباتی رابطه مبادله آسیب‌پذیرتر هستند. در حقیقت، تأثیر بی‌ثباتی روابط مبادله بر بی‌ثباتی تولید ناخالص داخلی در اقتصادهای نفتی دو برابر بیشتر است. تفاوت عمده میان کالاهای نفتی و غیر نفتی این است که نفت تقریباً همیشه وابسته به بخش دولتی است. بنابراین آسیب‌پذیری بسیار زیاد اقتصادهای نفتی در برابر شوک‌های رابطه مبادله ممکن است ناشی از

این حقیقت باشد که شوک‌های حاصل از این امر اول و پیش از همه در بخش دولتی احساس می‌شود که تعدیل آن نیز برای این بخش دشوار است.^۱

از آنجایی که شرح علل جریانهای پویای بین‌المللی در رفتار حساب جاری، به عنوان یکی از پایه‌های تراز پرداخت‌ها و تجارت بین‌المللی، از جمله کاربردهای اقتصاد کلان بشمار می‌رود، بررسی تأثیر رابطه مبادله و شوک‌های آن به عنوان عاملی پویا بر متغیرهای کلان اقتصادی؛ از جمله حساب جاری، می‌تواند راهگشای اقتصاد ملی به سوی پیشرفت و توسعه باشد. در این پژوهش، با طرح این پرسش که، آیا بین رابطه مبادله و حساب جاری ارتباطی وجود دارد، این مسئله مورد آزمون قرار گرفته است.

برای پاسخ به سوال ذکر شده، ابتدای نظری و سابقه پژوهش بررسی می‌شود و در قسمت بعد نیز با ارائه مدل، به تجزیه و تحلیل داده‌ها پرداخته می‌شود؛ در پایان، نتیجه نیز ارائه خواهد شد.

چارچوب نظری

شرح علل جریانهای بین‌المللی سرمایه و رفتار حساب جاری، یکی از مهمترین کاربردهای رویکرد میان دوره‌ای در اقتصاد کلان بشمار می‌رود. به عنوان مثال «ساج»^۲ در سال ۱۹۸۱ این چهارچوب را در مورد کسری‌های حساب جاری کشورهای کمتر توسعه یافته در دهه هفتاد اعمال نمود و این کسری‌ها را به عنوان واکنش در برابر انتقالات روابط مبادله تفسیر کرد. از آن هنگام تا کنون، در مبانی نظری، رویکرد میان دوره‌ای اصلی در مورد حساب جاری به کار گرفته شده و عوامل پویا در این زمینه به صورت یک الگو معرفی شده است.^۳ الگوی استاندارد میان دوره‌ای عامل معرف با کالاهای کم‌دوام و بدون سرمایه‌گذاری پیش‌بینی می‌کند که شوک مثبت موقت به درآمد، منجر به بهبود حساب جاری می‌شود. بطور مشابه،

¹. Ricardo Hausmann. "Managing Term of Trade Volatility", *Prepare for World Bank Staff*, (1999), pp.1-2.

². Jeffrey D. Sachs

³. Iscan, B. Talan. "The Term of Trade, Productivity Shocks, and the Current Account", Department of Economics Dalhousie University, (1998), p.1.

اگر محدودیت‌های وام‌گیری وجود نداشته باشد، شوک منفی موقت، منجر به کاهش در حساب جاری می‌شود. بنابراین، این الگوی کلاسیک هموارسازی مصرف، وجود یک رابطه هم‌جمعی مثبت میان شوک‌های موقت درآمد و حساب جاری را پیش‌بینی می‌کند. از این‌رو، تأثیر سرمایه‌گذاری در مسیر مخالف با تأثیرات ناشی از هموارسازی مصرف نمایان می‌شود. اگر به بهره‌وری یا رابطه مبادله، شوکی وارد آید، انگیزه برای تعدیل بازار سرمایه قوت می‌گیرد. شوک‌های دائمی‌تر، تغییرات بیشتری را در بازار سرمایه بوجود می‌آورند. یک شوک کاملاً موقت تأثیری روی سرمایه‌گذاری ندارد، اما یک شوک دائمی، سرمایه‌گذاری را بشدت تحت تأثیر قرار می‌دهد. واکنش سرمایه‌گذاری در برابر شوک‌ها، بطور مستقیم در حساب جاری تأثیر می‌گذارد. در دوره‌های بعد از بروز شوک‌های بهره‌وری یا رابطه مبادله، در صورتی که تأثیر سرمایه‌گذاری اثرات ناشی از هموارسازی مصرف را تحت‌الشعاع قرار دهد، حساب جاری در مسیر مخالف شوک حرکت می‌کند؛ همچنین احتمال دارد که زمان بروز شوک طولانی‌تر نیز باشد.¹

شوک‌های رابطه مبادله، عموماً شوک‌های مالی هستند. تحقیق پیرامون شواهد بی‌ثباتی اقتصاد کلان در آمریکای لاتین نشان می‌دهد که شوک‌های رابطه مبادله هم بطور مستقیم و هم به دلیل رابطه قوی که میان بی‌ثباتی در رابطه مبادله و بی‌ثباتی در پیامدهای مالی و پولی وجود دارد، به عدم ثبات در اقتصاد کلان دامن می‌زند. به علاوه، شوک‌های بزرگ رابطه مبادله بتدریج نظام نرخ ارز ثابت را تضعیف و اثرات سوء ناشی از بحرانهای پولی بسیار مخرب را افزایش می‌دهد. بی‌ثباتی اقتصاد کلان بسته به تغییرات در روابط مبادله، مانعی برای توسعه اقتصادی و اجتماعی بشمار می‌رود و منجر به کندی رشد اقتصادی می‌گردد.²

در این بخش، از الگوی ساده حساب جاری استفاده می‌کنیم که یک اقتصاد باز کوچک با نرخ بهره معین جهانی است و اثرات همواری مصرف و تأثیرات ناشی از سرمایه‌گذاری را در خود لحاظ می‌نماید و همچنین نقش درجه تداوم شوک‌ها را به روشنی

¹. Christopher Kent, "The Response of the Current Account to Terms of Trade Shocks: A Panel -Data Study", *Economics Research Department, Reserve Bank of Australia*, (1997), p.1-2.

². *Op.cit*, Ricardo Hausmann, p.1.

بیان می‌کند. این اقتصاد شامل یک عامل نمایندگی مشخص است که به عنوان عرضه‌کننده یک واحد کار در نظر گرفته می‌شود. مشکل این عامل، انتخاب مسیر سرمایه‌گذاری و مصرف بگونه‌ای است که مطلوبیت را به حداکثر برساند، که به شکل زیر مشخص می‌شود:¹

$$u = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{u(c_t)}{(1 + \delta)^t} \quad (1)$$

در اینجا c_t مصرف در زمان t ، δ نرخ عامل بسته به اولویت‌های زمانی و $u(0)$ تابع مطلوبیت با دارایی‌های معمول و قابل تفکیک طی گذشت زمان است، بطوریکه u' بزرگتر از صفر و u'' کوچکتر از صفر می‌باشد. عدم اطمینان در نتایج اصلی غیر ضروری است و به همین دلیل در الگو لحاظ نمی‌شود.

در این الگو تنها دو کالا در نظر گرفته می‌شود؛ یکی کالاهای وارداتی و دیگری کالاهای صادراتی. نماینده (شخص عامل) تنها کالای وارداتی را مصرف می‌کند و کالای صادراتی تنها کالای تولیدی در داخل کشور است. عدد یک به عنوان قیمت نرمال واردات در نظر گرفته شده است و قیمت صادرات p_t است. از این‌رو، رابطه مبادله برابر است با p_t در صادرات، y_t ، که مطابق با تابع تولید ذیل تولید می‌شود:

$$y_t = A_t f(k_t) \quad (2)$$

در اینجا k سطح بازار سرمایه و همچنین f' بزرگتر از صفر و f'' کوچکتر از صفر است. قیمت واحد سرمایه ثابت و برابر یک است (طبق انتخاب مناسب واحدها). قانون حرکت بازار سرمایه برابر است با:

$$k_{t+1} = k_t + i_t \quad (3)$$

¹. *Op.cit.*, Christopher Kent, p.5-9.

نرخ استهلاک سرمایه برای سهولت کار برابر با صفر است، شخص عامل می‌تواند برابر نرخ بهره ثابت شده در بازار سرمایه جهانی وام بگیرد و یا، وام بدهد، $I_t = \Gamma$ (بر واحدهای وارداتی مسلط است). از این رو، محدودیت بودجه دینامیک شخص عامل برابر است با:

$$\Delta b_{t+1} = rb_t + p_t y_t - c_t - \Delta k_t \quad (4)$$

در اینجا b_t سهمی از خالص دارایی‌های خارجی در آغاز دوره زمانی t و Δ عامل تفاضلی مرتبه اول است. معادله (4) همچنین تعریفی از تراز حساب جاری است که تغییر در خالص دارایی‌های خالص، Δb_t ، را نشان می‌دهد. سطح بهینه بازار سرمایه به واسطه برابر کردن ارزش نهایی تولید سرمایه با نرخ بهره جهانی مشخص می‌شود:

$$p_t A_t f'(k_t) = r \quad (5)$$

معادله (5) سطح بهینه بازار سرمایه در زمان t را نشان می‌دهد. معادله (5) بطور ضمنی نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری در زمان $t-1$ به انتظارات در $t-1$ نسبت به رابطه مبادله و بهره‌وری در t بستگی دارد. بطوری که:

$$i_{t-1} = f'^{-1}[r/E_{t-1}(p_t A_t)] - k_{t-1}$$

در اینجا $f'^{-1}(0)$ تابع معکوسی از $f'(0)$ و $E_{t-1}(0)$ عامل انتظارات در زمان $t-1$ است.

در این الگوی بسیار ساده، شوک‌های وارده به رابطه مبادله تأثیری کاملاً مشابه با شوک‌های بهره‌وری دارند. بویژه اینکه، کشش‌پذیری بازار سرمایه در ارتباط با رابطه مبادله با کشش‌پذیری آن در ارتباط با بهره‌وری برابر است.

$$\frac{\partial k}{\partial p} \cdot \frac{p}{k} = \frac{\partial k}{\partial A} \cdot \frac{A}{k} = \frac{-f'}{kf''} > 0 \quad (6)$$

یک الگوی واقع‌بین‌تر، بیشتر یک بخش از کالاهای تولیدی را در نظر می‌گیرد. در مواجهه با یک شوک مثبت رابطه مبادله، بخش‌های صادراتی منبسط و بخش‌های رقابتی-وارداتی منقبض خواهند شد (و بخشهای غیر تجاری به یکی از این دو حالت در می‌آیند). در چنین الگویی، افزایش در رابطه مبادله نسبت به همان درصد افزایش در بهره‌وری، در میان تمام بخش‌ها تأثیر کمتری دارد. از این‌رو، تا زمانی که یک شوک مثبت رابطه مبادله، منجر به افزایش کل در سرمایه‌گذاری شود، نتایج حاصله از لحاظ کمی حفظ خواهند شد.

در این الگو، واکنش سرمایه‌گذاری بسته به مدت زمان شوک‌هاست. برای مشاهده و سپس واکنش در برابر یک شوک پیش‌بینی نشده کاملاً موقت، زمان کافی وجود ندارد. به هر حال، در زمان بروز شوک‌های دائمی‌تر، سرمایه‌گذاری طبق معادله (5) واکنش نشان می‌دهد. تأثیر سرمایه‌گذاری بنوبه خود در دوره‌ای که شوک مشاهده می‌شود منجر به همبستگی منفی میان شوک و حساب جاری می‌شود.

در واقعیت، این امکان وجود دارد که واکنش سرمایه‌گذاری نسبت به نتایج حاصله از این الگوی ساده به تعویق افتد و بیشتر بطول انجامد. این مهم به شماری از عوامل که در دنیای واقعی وجود دارند؛ مانند تأخیر در تشخیص ماهیت واقعی یک شوک، هزینه‌های درجه دوم (مجذور هزینه‌های) حاصل از تعدیل بازار سرمایه و زمان مستقر کردن و حرکت تجهیز سرمایه، بستگی خواهد داشت.

علاوه بر سرمایه‌گذاری، متغیر برگزیده دیگر در شکل بیشینه‌سازی شخص عامل، سطح مصرف در هر دوره است. رفتار مصرف از طریق معادله Euler تعیین می‌شود:

$$\frac{u'(c_t + 1)}{u'(c_t)} = \frac{1 + \delta}{1 + r} \quad (7)$$

برای توضیح بهتر اهدافمان فرض می‌گیریم که δ برابر با r است. با توجه به فرض کاملاً مقعر بودن تابع مطلوبیت درون دوره‌ای، این مهم دلالت بر مسیر هموار مصرف دارد. مصرف با سطح درآمد مستمر برابر خواهد بود، یعنی اینکه:

$$y_t^p = r[b_t + \sum_{j=1}^{\infty} \frac{p_j y_j}{(1+r)^{j-t}}] \quad (8)$$

تأثیر همواری مصرف ساده است، بطوریکه مصرف با درآمد مستمر برابر است و به موجب آن، هرگونه تفاوت میان درآمد مستمر و درآمد جاری، در تراز حساب جاری، منعکس می‌شود.

تأثیر یک شوک را می‌توان با مثالی ساده به بهترین شکل توضیح داد. اگر $p_t = p$ و $A_t = A$ ثابت باشند، سپس درآمد مستمر با درآمد حقیقی برابر و حساب جاری برابر با صفر خواهد بود. با در نظر گرفتن این مهم، نقطه شروع را از وضعیت ثابت اولیه در زمان $t=0$ ، شوک بهره‌وری و یا رابطه مبادله، به صورت زیر فرض می‌گیریم:

$$p_t A_t = \begin{cases} pA(1+\varepsilon) & t = 0, 1, \dots, t \\ pA & t = t+1, t+2, \dots \end{cases} \quad (9)$$

یک شوک مثبت را در نظر بگیرید، بطوریکه ε بزرگتر از صفر باشد. (اگرچه این استدلال در مورد شوک‌های منفی نیز صدق می‌کند). بسته به تداوم شوک، سه مورد را در نظر می‌گیریم:

مورد اول: شوک، دائمی باشد؛ یعنی $t = \infty$.

سرمایه‌گذاری فعلی افزایش می‌یابد، اما بازار سرمایه تا دوره بعدی نمی‌تواند به سطح جدیدش دست یابد. بنابراین، درآمد جاری (فعلی) امروز افزایش می‌یابد اما در حدی کمتر از درآمد مستمر. تأثیر همواری مصرف امروز منجر به کسری حساب جاری می‌شود. همچنین

تأثیر سرمایه‌گذاری در همان دوره‌ای که شوک تحقق می‌یابد، منجر به کسری حساب جاری خواهد شد. (مازاد اندکی از حساب جاری در تمامی دوره‌های آتی اطمینان می‌دهد که محدودیت میان دوره‌ای بودجه می‌تواند مثمر ثمر واقع شود).

مورد دوم: شوک کاملاً موقت است؛ یعنی $t=0$.

تأثیر سرمایه‌گذاری در این مورد وجود ندارد؛ زیرا زمانی برای واکنش در برابر شوک وجود ندارد. درآمد جاری بیش از درآمد دائمی افزایش می‌یابد؛ بنابراین، تأثیر همواری مصرف بر مازاد حساب جاری در زمان بروز شوک دلالت دارد.

مورد سوم: شوک، موقت، اما دائمی است؛ یعنی $0 < t < \infty$.

هم‌اکنون درآمد مستمر کمتر از درآمد جاری افزایش می‌یابد. تأثیر همواری مصرف منجر به مازاد حساب جاری در تمامی دوره‌ها از $t=0$ به t می‌شود. بزرگی (میزان) تأثیر همواری مصرف با افزایش استمرار و تداوم، t ، کاهش می‌یابد؛ زیرا درآمد مستمر به درآمد جاری نزدیکتر می‌شود. تأثیر سرمایه‌گذاری در زمان بروز شوک منجر به کسری حساب جاری می‌شود. خالص تأثیر همواری مصرف و سرمایه‌گذاری به میزان استمرار (تداوم) شوک بستگی دارد. در زمان بروز شوک‌های کمتر دائمی، تأثیر همواری مصرف بیشتر نمایان می‌گردد و میان شوک و حساب جاری همبستگی مثبت بوجود می‌آید. در زمان بروز درجه‌های بالاتری از تداوم در شوک، تأثیر سرمایه‌گذاری، بیشتر نمایان می‌گردد و میان شوک و حساب جاری در زمان بروز، درجه‌های بالاتری از تداوم در شوک و تأثیر سرمایه‌گذاری بیشتر نمایان می‌گردد و میان شوک و حساب جاری همبستگی منفی به صورت همزمان حاصل می‌شود.

سابقه پژوهش

تأثیر شوک‌های رابطه مبادله، اولین بار در سال ۱۹۵۰ توسط «هاربرگر»، «لارسن» و «متزler»^۱ مورد بررسی قرار گرفت. در این الگو، تأثیرات رابطه مبادله که به اثر HLM معروف است با فرض تولید کالاهای مشابه و قابل تجارت بین کشورها، مورد بررسی قرار گرفت. طبق نتایج، شوک منفی رابطه مبادله، درآمد واقعی و پس‌انداز را کاهش خواهد داد و ما شاهد

¹. Hurberger, Larson & Metzler

تخریب حساب جاری خواهیم بود. بنابراین کشورها برای مقابله با تأثیر تخریبی شوک‌های منفی رابطه مبادله بر حساب جاری مجبور خواهند بود توانایی‌های خود را بهبود ببخشند و یا منابع بیشتری را به صادرات اختصاص دهند تا بتوانند بخش‌های وابسته به واردات را در همان سطح ثابت حفظ کنند.^۱

در سال ۱۹۸۳، «خان و نایت»، ارتباط بین تراز حساب جاری و رابطه مبادله را برای سی و دو کشور بدون نفت- از روش Panel Data- برای سالهای ۸۰-۱۹۷۳ بررسی کردند و نتیجه گرفتند که عوامل خارجی (رابطه مبادله، رشد اقتصادی کم کشورهای صنعتی و نرخ بهره واقعی خارجی)، علاوه بر عوامل داخلی؛ یعنی کسری بودجه دولت و نرخ واقعی مؤثر ارز، در کاهش کسری حساب جاری کشورهای مورد مطالعه مؤثر بوده است.^۲

«ساج»، «ابسفلد» (۱۹۸۲)،^۳ «گرین وود»، «اسونسون» و «رازین» (۱۹۸۳)^۴ با تحلیل و بررسی به این نتیجه رسیدند که تأثیر شوک‌های رابطه مبادله بر پس‌انداز، حساب جاری و درآمد واقعی، زمانی صادق است که شوک‌های رابطه مبادله، گذرا و موقتی باشد. «ابسفلد»، «اسونسون» و «رازین»، مدل دو کالایی (وارداتی و صادراتی) را جهت بررسی شوک‌های رابطه مبادله مورد توجه قرار دادند و اثبات کردند که شوک‌های رابطه مبادله تنها هنگامی که دائمی هستند بر پس‌انداز و حساب جاری تأثیر می‌گذارند، به این ترتیب که در سطح معینی از سرمایه‌گذاری، چنانچه شاهد یک شوک منفی رابطه مبادله باشیم- که انتظار می‌رود دائمی هم باشد- بنگاهها سطح مصرف خود را مطابق با مقدار کاهش انتظاری در درآمد دائمی، کاهش خواهند داد، (با فرض صفر بودن میل نهایی به پس‌انداز از درآمد واقعی) و ما هیچ تغییری در پس‌انداز و حساب جاری مشاهده نمی‌کنیم.^۵

^۱. Cashin, P. & Macdermott, C. J. "Term of trade shocks and the current account", *IMF Working Paper*, (1998), p.4.

^۲. M.S. Khan & M.D. Knight, "Determinants of Current Account Balance of Non-Oil Developing Countries in the 1970s: An Empirical Analysis", *IMF Staff Papers*, (1993), p.819.

^۳. Obstfeld, 1982.

^۴. Green Wood, Svenson & Razin, 1983.

^۵. Nikola Spatofora & Andraw Warner, "Macro Economics and Sectoral Effects of Term of Trade Shocks, the Experience of the Oil-Exporting Countries", *IMF Working Paper*, (1999), p.870.

«یانیشست و اترینگتون»^۱ (۱۹۸۸) و «مورلی»^۲ (۱۹۹۳) در یک تحلیل پانلی در مورد کشورهای کمتر توسعه یافته، با بررسی به وسیله سری زمانی از اقتصاد اتیوپی، رابطه‌ای قوی میان رابطه مبادله و تشکیل سرمایه داخلی پیدا کردند. «باکوس، کهو و کیدلند»^۳ (۱۹۹۴) همبستگی میان رابطه مبادله و تراز تجاری را در سراسر کشورهای صنعتی شده تشریح کردند که نتایج آن با یافته‌ها مطابق است. آنها این حقیقت را به عنوان واکنش برونزای رابطه مبادله در برابر تغییرات در سرمایه‌گذاری، در نتیجه بروز شوک‌های بهره‌وری الگویندی کردند.^۴

«برو و مارتینی»^۵ (۱۹۹۵)، رابطه میان رشد و رابطه مبادله را بررسی نمودند و با استفاده از رگرسیون مقطعی بین کشورها به این نتیجه رسیدند که یک افزایش در نرخ رشد سالانه رابطه مبادله با انحراف معیار ۳/۶ درصدی در بین سالهای ۷۵-۱۹۶۵، توانسته است رشد GDP را با نرخ ۴ درصد افزایش دهد.^۶

«بهمنی اسکویی و جان آرد هانا»^۷ (۱۹۹۵) از روش شبیه‌سازی برای جستجوی ارتباط بلندمدت بین رابطه مبادله و کسری حساب جاری استفاده کردند و نتیجه گرفتند که در بلندمدت، بین رابطه مبادله و تراز تجاری رابطه وجود دارد.^۸

«هوک» (۱۹۹۵) ارتباط بین نرخ مبادله و کسری حساب جاری را در استرالیا با استفاده از رگرسیون همجمعی، طی دوره ۱۹۶۵ تا ۱۹۹۴ در سه حالت: الف) نظام نرخ ارز ثابت، ب) نظام شناور مدیریت شده و ج) نظام نرخ ارز شناور مورد بررسی قرار داد.

^۱. Yanishet & Etherington, 1988.

^۲. Morley, 1993.

^۳. Backus, Kehoe & Kydland, 1994.

^۴. *Op.cit.*, Christopher Kent, p.4.

^۵. Barro & Sala. i. Martini, 1995.

^۶. *Op.cit.*, Nikola Spatofora & Andraw Warner, p.878.

^۷. Bahmani-Oskooee and Janard hana, 1995, p.2.

^۸. منصور عسگری، «تعیین ارتباط متقابل علت و معلولی و پویا بین رابطه مبادله و کسری حساب جاری با روش همگرایی در ایران». پژوهشنامه بازرگانی، (۱۳۷۹)، ص ۲.

جدول ۱. برآورد رگرسیون همجعی در استرالیا

دوره زمانی	β_2	β_3	β_4	R^2	DW
a - ۱۹۷۴ (۳) - ۱۹۶۵ (۱)	-۱/۵۳ * (-۲/۸۱)	۱/۱۳ * (۱/۹۲)	-۳/۸ * (-۳/۱۷)	۰/۹۳	۱/۸۱
b - ۱۹۸۳ (۴) - ۱۹۷۴ (۴)	-۰/۰۱۵ (-۰/۰۲۹)	۰/۲۶ (۰/۸۷)	-۰/۹۸ * (-۱/۶۹)	۰/۹۱	۱/۷۷
c - ۱۹۹۲ (۴) - ۱۹۷۴ (۴)	۰/۰۴۳ (۰/۶۹)	-۰/۱۷ (-۰/۵۸)	-۰/۸۱ * (-۲/۴۹)	۰/۸۶	۱/۸۶

*. معنی دار در سطح ۹۵٪

نتایج مدل حاکی از این است که در بلندمدت، در یک نظام نرخ ارز ثابت، بین رابطه مبادله و درآمد داخلی و خارجی، از یکسو و کسری حساب جاری، از سوی دیگر رابطه‌ای معنی دار وجود دارد؛ اما طی دوره‌هایی با نظام نرخ ارز شناور اینگونه نبوده است. به عبارت دیگر طبق این پژوهش نرخ مبادله در سیستم ارز شناور، تأثیر معنی‌داری روی کسری حساب جاری استرالیا نداشته است.^۱

«ترنل و لین»^۲ (۱۹۹۶a و ۱۹۹۶b) تحت شرایط خاص، الگوی مدعیان مالی رقیب را ارائه کردند. این الگو دلالت بر این مهم دارد که شوک بزرگ مثبت به رابطه مبادله، به افزایش مخارج دولتی و در نتیجه، کاهش مؤثر در تراز حساب جاری منجر می‌شود (این استدلال در مورد شوک‌های منفی نیز صدق می‌کند) این «تأثیر دنباله‌دار»^۳ روش متفاوتی برای بیان یافته‌های حاصل از رابطه منفی میان رابطه مبادله و حساب جاری در برخی کشورهاست. الگوی مورد استفاده به قرار زیر است:

1. Asraul Hoque, "Co-Integration Relationship between Terms of Trade and Current Account Deficit: the Australian Evidence", *Applied Economics Letters*, (1995), pp.130-133.

2. Tornell and Lane, 1996.

3. Voracity effect

$$\Delta CA_{it} = \sum_{j=1}^4 \alpha_j \Delta CA_{it-j} + \sum_{j=0}^4 \beta_j \Delta TOT_{it-j}^s + \sum_{j=0}^4 \gamma_j \Delta GDP_{it-j}^s + \sum_{j=0}^1 \phi \Delta GVT_{it-j} + u_{it} \quad (10)$$

در این معادله، ΔGVT تفاضل مرتبه اول کم‌شده از تراز مالی دولت است (درصدی از تولید ناخالص داخلی). تراز مالی دولت طبق فرمول زیر تأثیر مستقیمی بر حساب جاری دارد:

$$CA_t = S_t - I_t + (T_t - G_t) \quad (11)$$

در اینجا، S و I به ترتیب پس‌اندازهای خصوصی و سرمایه‌گذاری هستند، T درآمد دولت و G مخارج دولت است. اگر پس‌اندازهای خصوصی و تصمیمات سرمایه‌گذاری از موقعیت مالی دولت مستقل باشد در معادله (۱۰) خواهیم داشت: $\phi_0 = 1$ (و $\phi_1 = 0$). وقفه ΔGVT در معادله (۱۱)، مشکل موجود، در آمارهای دولتی است که بر مبنای سال مالی، که اغلب متفاوت از سالهای تقویمی است، گزارش می‌شوند.

تغییرات در موقعیت مالی دولت، تأثیر غیر مستقیمی بر جای می‌گذارد، اگر پس‌اندازهای خصوصی و سرمایه‌گذاری در برابر تغییرات در موقعیت مالی دولت تعدیل شوند، این امکان وجود دارد که هزینه دولت تا حدودی سرمایه‌گذاری خصوصی را به عقب براند. افزایش در کسری دولت منجر به افزایش پس‌اندازهای خصوصی در جهت پرداخت برای افزایش آتی و پیش‌بینی شده مالیات‌ها می‌شود. این اثرات غیر مستقیم در جهت مخالف با تأثیرات مستقیم تراز مالی دولت، حساب جاری را تحت تأثیر قرار می‌دهند. اگر مخارج دولتی بطور کامل سرمایه‌گذاری خصوصی را کنار بزنند، ϕ_0 و ϕ_1 برابر صفر می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که میان رابطه مبادله و حساب جاری در کشورهای دارای رابطه مبادله دائمی، حتی پس از کنترل تراز مالی دولت، همبستگی منفی وجود دارد. بنابراین طبق نتایج این الگو به

دنبال بروز تغییرات در رابطه مبادله، موقعیت مالی دولت به آن حدی می‌رسد که بتواند اثر هموارسازی مصرف را خنثی کند.^۱

«کاشین و مکدرموت» (۱۹۹۸)، به بررسی اثر رابطه مبادله بر مصرف خصوصی و حساب جاری کشورهای پیشرفته کانادا، استرالیا، آمریکا، انگلیس و نیوزلند می‌پردازند و نشان می‌دهند که رابطه مبادله نقش مهمی در حساب جاری این کشورها ایفا می‌کند و شوک‌های رابطه مبادله از طریق تأثیرات جانشینی، پس‌انداز را کاهش و حساب جاری را تخریب می‌کند.^۲

ارائه مدل اقتصاد سنجی

این بخش با استفاده از برخی تکنیکهای اقتصاد سنجی به دنبال یافتن نوع رابطه، جهت و میزان اثر گذاری رابطه مبادله بر کسری تراز حساب جاری (خالص صادرات) در ایران، طی سالهای ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۰ است. برای رسیدن به رابطه بین این متغیرها از روشهای جدید تحلیل سریهای زمانی برای الگو سازی و برآورد استفاده شده است. الگوی مورد استفاده، الگوی تصحیح خطای برداری^۳ (VECM) یوهانسون - جوسلیوس است که علاوه بر پویا و کاربردی بودن، می‌تواند روابط تعادلی بلند مدت را از کوتاه مدت تفکیک کند. این الگو، در اساس یک الگوی «خودبازگشتی برداری» (VAR) با ویژگیهای همجمعی است. در الگوهای تصحیح خطا هم اجزای بلندمدت متغیرها (که از قیود تعادل بلندمدت پیروی می‌کند) و هم اجزای کوتاه‌مدت که دارای روابط غیر پایدار با حالت پویای انعطاف‌پذیر هستند، مورد بررسی قرار می‌گیرد. از جمله ویژگی این روش می‌توان به پویا بودن آن اشاره نمود. علاوه بر آن، این روش در قالب الگوهای تصحیح خطا، روابط تعادلی بلندمدت را از روابط کوتاه‌مدت جدا می‌سازد و اطلاعات بسیار سودمندی را از نحوه تأثیر و تأثر متقابل متغیرها در اختیار ما می‌گذارد.

1. *Op.cit*, Christopher Kent.

2. *Op.cit*, Cashin and Mocerdmott

3. *Op.cit*, Vector Error Correction

۱. معرفی متغیرها

متغیرهای مدل عبارتند از :

$$CA=LN(PmM/PxX)$$

CA: شاخص کسری حساب جاری

$$T=LN(Px/Pm)$$

T : شاخص رابطه مبادله

Pm : شاخص قیمت واردات

Px : شاخص قیمت صادرات

X : سطح صادرات

M : سطح واردات

GDP: تولید ناخالص داخلی

ER: نرخ ارز بازار آزاد

C : عرض از مبدأ

تمامی متغیرها به عنوان متغیرهای درونزا وارد الگو شده است. CA تراز حساب جاری بر حسب میلیارد ریال است و از آنجایی که تراز حساب جاری (خالص صادرات) در بیشتر سالهای مورد بررسی در کسری قرار داشته است، می‌توانیم CA را به عنوان کسری حساب جاری معرفی نماییم. GDP تولید ناخالص داخلی بر حسب میلیارد ریال به قیمت‌های جاری و LGDP لگاریتم این متغیر است. متغیر T رابطه مبادله است که به عنوان یک عامل تأثیر گذار وارد الگو شده است. ER، نرخ ارز بازار آزاد است که بر حسب نرخ برابری یک دلار آمریکا در برابر ریال در بازار موازی ارز بدست آمده و LER لگاریتم آن است. سری‌های زمانی CA، GDP، ER، T (TOT) از مجموعه آماری سری زمانی آمارهای اقتصادی، اجتماعی سازمان برنامه و بودجه و آمارهای بانک مرکزی برای سالهای ۱۳۸۰-۱۳۳۸ استخراج و مورد استفاده قرار گرفته است. با توجه به متغیرهای معرفی شده، مدل مورد استفاده در این تخمین به صورت زیر است:

$$CA = F (C \text{ و } LNGDP \text{ و } LNER \text{ و } T)$$

(۱۲)

$$\Delta CA_{it} = \sum_{j=1}^K \alpha_j \Delta CA_{it-j} + \sum_{j=0}^K \beta_j \Delta TOT_{it-j}^s + \sum_{j=0}^K \gamma_j \Delta GDP_{it-j}^s + \sum_{j=1}^K \delta_j \Delta ER_{it-j} + u_{it} \quad (13)$$

۲. بررسی پایایی متغیرها

پیش از برآورد الگوی تصحیح خطای برداری برای ایران، باید متغیرهای مورد نظر از دیدگاه پایایی مورد آزمون قرار گیرند و درجه همجعی (هم انباشتگی)، آنها مشخص شود («حنان- SBC»)، «شوارتز- بیزین»^۲ (AIC که توسط ضابطه‌های «آکایک»^۱) (CA) تعیین می‌شود.^۴ نتایج انجام آزمون پایایی روی متغیرهای HQC کوئین»^۳ (ΔCA برای تعیین درجه پایایی و روی تفاضل مرتبه اول؛ یعنی T و $LNER$ ، $LNGDP$ (برای درجه همجعی) در دو حالت با عرض از مبدأ و ΔT ، $\Delta LNER$ ، $\Delta LNGDP$ ، روند، با عرض از مبدأ و بدون روند در جداول (۲) و (۳) آورده شده است. باید توجه داشت که هر جا فرض صفر رد شود. دیگر نیازی به ادامه آزمون نیست و سری مورد نظر پایا است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Akaike

2. Schwarz Bayesian

3. Hannan-Quinn

^۴ باید توجه داشت که تعداد وقفه‌های بهینه در نرم افزار Microfit؛ براساس حداکثر هریک از ضوابط، و در نرم افزار

Eviews؛ براساس حداقل معیارهای فوق انتخاب می‌شود

جدول ۲. نتایج آزمون DF و ADF برای بررسی پایایی

متغیرهای الگو روی سطح متغیرها

T(0)		LNER(0)		LNGDP(۱)		CA (0)		متغیر
مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی	آماره	حالت
-۳/۵۲	-۳/۱۲	-۳/۵۲	-۲/۰۶	-۳/۵۲	-۱/۸۲	-۳/۵۲	-۱/۹۶	مدل با عرض از مبدأ و روند
-۲/۹۳	-۱/۴۲	-۲/۹۳	۱/۶۱	-۲/۹۳	-۲/۰۶	-۲/۹۳	-۱/۴۶	مدل با عرض از مبدأ و بدون روند

- ارقام داخل پرانتز نشان دهنده بالاترین وقفه معنی دار (بر اساس مقدار α مربوطه) است.

- مقادیر بحرانی در جدول در سطح ۵٪ در آزمون ADF است.

منبع: خروجی نرم افزار MICROFIT

برای بررسی درجه همجمعی ADF و DF جدول ۳. نتایج آزمون

بر روی تفاضل مرتبه اول متغیرها

$\Delta T (0)$		$\Delta LNER (0)$		$\Delta LNGDP (0)$		$\Delta CA (0)$		متغیر
مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی	آماره	حالت
-۳/۵۲	-۸/۲۱	-۳/۵۲	-۴/۹۵	-۳/۵۲	-۳/۹۱	-۳/۵۲	-۶/۸۶	مدل با عرض از مبدأ و روند
-۲/۹۳	-۸/۳۲	-۲/۹۳	-۴/۴۸	-۲/۹۳	-۲/۵۹	-۲/۹۳	-۶/۸۹	مدل با عرض از مبدأ و بدون روند

منبع: خروجی نرم افزار MICROFIT

مطابق نتایج جدول (۲) و با مقایسه مقادیر آماره و ارزش بحرانی (در سطح ۵٪) می توان نتیجه گرفت که تمامی متغیرها در سطح ۵٪ ناپایا است. و مطابق نتایج جدول (۳) تمامی متغیرها در تفاضل اول پایاست. (متغیرها با یکبار تفاضل گیری پایا می شوند) بنابراین تمامی متغیرها $I(1)$ و تفاضل مرتبه اول آنها $I(0)$ است.

۳. تخمین مدل

۳.۱. برآورد رابطه بلند مدت با روش OLS

$$CA = -14.44 + 1.39LNGDP - 0.34LNER - 0.9T \quad (14)$$

$$t: \quad (-2.79) \quad (2.92) \quad (-2.3) \quad (-6.08)$$

نتایج مدل پس از رفع مشکل خود همبستگی نشان می دهد که یک درصد تغییر در تولید ناخالص داخلی، نرخ ارزو رابطه مبادله به ترتیب کسری حساب جاری را به میزان ۰/۱، ۳۹، ۳۴- و ۹/۰- درصد تغییر می دهد. طبق نتایج، به جز ضریب عرض از مبدأ- بی معنی است- تمامی متغیرها در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی دار هستند.

۳.۲. برآورد رابطه بلند مدت با روش یوهانسون - جوسلیوس

در این روش برای بدست آوردن رابطه بلند مدت متغیرها ابتدا با استفاده از دو آماره حداکثر مقدار ویژه (λ_{max}) و آزمون اثر (λ_{trace}) وجود همجمعی و تعداد روابط همجمعی مشخص می شود. در آزمون حداکثر مقدار ویژه به ترتیب "فرضیه صفر عدم وجود رابطه همجمعی در مقابل وجود یک رابطه همجمعی" و "وجود یک یا کمتر از یک رابطه همجمعی در مقابل دو رابطه همجمعی" و آزمون می شود. آزمون اثر نیز به ترتیب "فرضیه عدم وجود رابطه همجمعی در مقابل وجود یک یا بیشتر از یک رابطه همجمعی" و "وجود یک یا کمتر از یک رابطه همجمعی در مقابل وجود دو یا بیشتر از دو رابطه همجمعی" و ... آزمون می شود. اگر آماره های آزمون مربوط به این متغیرها از مقادیر بحرانی در سطح ۵٪

بیشتر باشد، فرضیه مقابل پذیرفته می‌شود و براین اساس تعداد بردارهای همجمعی بدست می‌آید. در مرحله بعد عمل نرمال کردن بر روی بردارها، براساس یکی از متغیرهای دلخواه (در این جا براساس کسری تراز حساب جاری) انجام می‌گیرد. در ادامه با استفاده از آزمون نسبت حداکثر راستنمایی (LR) معنی دار بودن هریک از ضرایب، مورد بررسی قرار می‌گیرد. براساس روش یوهانسون - جوسلیوس برای دستیابی به بردارهای همجمعی باید رتبه ماتریس Π مشخص شود. تعیین رتبه نیز به وسیله برآورد آن و ریشه‌های مشخصه مربوطه صورت می‌گیرد. برای یافتن تعداد بردارهای همجمعی از دو آماره آزمون حداکثر مقادیر ویژه (λ_{max}) و آزمون اثر (λ_{trace}) و نیز معیارهای انتخاب الگو (آکاییک، شوارتز- بییزین و حنان، کوئین) استفاده شده که نتایج آن در جدول (۴)، (۵) بیان شده است؛ با توجه به اینکه آزمون انتخاب مرتبه مناسب بردارهای همجمعی براساس بالاترین مقدار سه معیار AIC و SBC و HQC صورت می‌گیرد.

CA، LNGDP، T و LNER جدول ۴. آزمون همجمعی برای متغیرهای

براساس آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر

رتبه		آزمون اثر (λ_{trace})			آزمون حداکثر مقدار ویژه (λ_{max})		
فرضیه	فرضیه	آماره	مقدار	مقدار	آماره	مقدار	مقدار
صفر H_0	مقابل H_1		بحرانی در سطح ۹۵٪	بحرانی در سطح ۹۰٪		بحرانی در سطح ۹۵٪	بحرانی در سطح ۹۰٪
$r=0$	$r=1$	۹۲/۳۰	۵۳/۴۸	۴۹/۹۵	۴۶/۷۹	۲۸/۲۷	۲۵/۸۰
$r < 1$	$r=2$	۴۵/۵۱	۳۴/۸۷	۳۱/۹۲	۲۳/۵۰	۲۲/۰۴	۱۹/۸۶
$r < 2$	$r=3$	۲۲/۰	۲۰/۱۸	۱۷/۸۸	۱۲/۹۸	۱۵/۸۷	۱۳/۸۱
$r < 3$	$r=4$	۹/۰۱	۹/۱۶	۷/۵۳	۹/۰۱	۹/۱۶	۷/۵۳

- الگوی VAR از مرتبه (۱) و بدون روند و مقدار ثابت است.

منبع: همان.

براساس T و CA, LNER, LNGDP جدول ۵. آزمون همجمعی برای متغیرهای معیارهای انتخاب الگو، آکاییک، شوارتز بیزین و حنان کوین

رتبه	AIC	SBC	HQC
$r=0$	۲۲/۴۲	۲۲/۴۲	۲۲/۴۲
$r=1$	۴۷/۸۲	۴۰/۸۷	۴۵/۲۷
$r=2$	۵۳/۵۷	۴۱/۴۱	۴۹/۱۲
$r=3$	۵۶/۰۷	۴۰/۴۲	۵۰/۳۴
$r=4$	۵۸/۵۸	۴۱/۲۰	۵۲/۲۱

منبع: همان.

آزمون حداکثر مقدار ویژه (λ_{max})، آزمون اثر (λ_{trace}) و نیز معیارهای سه‌گانه آکاییک، شوارتز بیزین، حنان- کوین، همگی دلالت بر وجود دو بردار همجمعی دارند؛ به عبارت دیگر دو ترکیب خطی از متغیرهای درون‌زایی CA, LNER, LNGDP و T وجود دارد که پایا هستند. در این قسمت از تحقیق، چون هدف تعیین عوامل مؤثر بر کسری تراز حساب جاری می‌باشد، لذا عمل نرمال کردن بردار براساس این متغیر انجام می‌شود، به این ترتیب، بردارهای همجمعی در جدول (۶) و بردارهای نرمال شده نیز، در جدول (۷) ارائه شده است:

جدول ۶. بردارهای همجمعی

متغیر	بردار اول	بردار دوم
CA	-۰/۰۶۶	-۰/۲۴
LNGDP	۰/۱۸۸	۰/۰۹۴
LNER	-۰/۰۲۲	-۰/۰۹۶
T	-۰/۰۹۷	-۰/۱۴۵
C	-۱/۱۱	-۰/۵۱۶

منبع: همان.

جدول ۷. بردارهای نرمال شده

متغیر	بردار نرمال شده اول	بردار نرمال شده دوم
CA	-۱	-۱
LNGDP	۱/۷۹	۰/۳۸
LNER	-۰/۳۶	-۰/۳۹
T	-۱/۴۱	-۰/۵۸
C	-۱۶/۸۸	-۲/۰۸

منبع: همان.

باتوجه به اینکه دو بردار همجمعی و دو بردار نرمال شده، برای CA بدست آمده است، دو رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها وجود دارد.

۳.۳. الگوی با وقفه گسترده توزیع شده (ARDL):

برای کسری تراز حساب جاری ARDL جدول ۸. نتایج حاصل از الگوی

متغیر	ضرایب	آماره t
CA(-1)	۰/۷۲	۷/۹۳
LNGDP	۰/۴۲	۲/۲۲
LNER	-۰/۱۵	-۲/۰۲
T	-۰/۹۴	-۶/۶۳
T(-1)	۰/۷۰	۴/۴۰
C	-۴/۶۳	-۲/۹۷

منبع: همان.

نتایج، حاکی از معنی‌دار بودن تمامی متغیرها در سطح ۹۵٪ است. ضریب نرخ مبادله و کسری حساب جاری نشان می‌دهد که افزایش این دو متغیر، بعد از یک دوره، کسری حساب جاری را افزایش خواهد داد؛ به عبارت دیگر، اثر این متغیرها با تأخیر ظاهر می‌شود.

۱.۳.۳. مدل تصحیح خطا

معادلات الگوی تصحیح خطا از روابط کوتاه مدت حکایت دارد و یا به عبارت دیگر؛ پویایی‌های کوتاه‌مدت را نشان می‌دهد. با توجه به اینکه دو بردار هم‌جمعی از روش یوهانسون بدست آمده و در مدل تصحیح خطای هر دو بردار ظاهر می‌شود، به همین دلیل برای یافتن سرعت تعدیل از روش "ARDL"^۱ استفاده شده است. تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیح‌دهنده را می‌توان به کمک یکی از ضوابط آکاییک (AIC)، شوارتز-بیزین (SBC) و حنان-کوبین (HAC) مشخص کرد. برای تنظیم الگوی تصحیح خطا، کافی است جملات خطای مربوط به رگرسیون هم‌جمعی را با یک وقفه زمانی، به عنوان متغیر توضیح‌دهنده در کنار تفاضل مرتبه اول سایر متغیرهای الگو قرار دهیم و ضرایب را برآورد کنیم. ضریب تصحیح خطا (ECM) نشان می‌دهد که در هر دوره، چند درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت کسری حساب جاری در جهت رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. به عبارت دیگر، چند دوره طول می‌کشد تا کسری حساب جاری به روند بلند مدت خویش باز گردد. نتایج این مدل در جدول (۹) منعکس شده است، انتظار داریم برای اینکه الگوی پویا به سمت تعادل بلند مدت حرکت کند، ضریب جمله تصحیح خطا، کوچکتر از یک و منفی باشد ($a < 1$):

1. Auto-Regressive Distributed Lag

جدول ۹. نتایج حاصل از رابطه تصحیح خطا برای متغیر وابسته

کسری تراز حساب جاری

متغیر	ضرایب	آماره t
DLNGDP	۰/۴۷	۳/۲۲
DLNER	-۰/۱۵	-۲/۰۲
DT	-۰/۹۴	-۶/۶۳
DC	-۴/۶۳	-۲/۹۷
ECM(-1)	-۰/۲۷	۳/۰۷

منبع: همان.

در این الگو ضریب R^2 ۰/۷؛ نشان‌دهنده قدرت توضیح دهنده‌گی بالای الگوست و ضریب جمله تصحیح خطا نشان می‌دهد که در هر دوره، چند درصد از عدم تعادل کوتاه مدت کسری حساب جاری در جهت رسیدن به تعادل بلند مدت تعدیل می‌گردد. ضریب بدست آمده برای متغیر ECM (خطای عدم تعادل) برابر ۰/۲۷؛ یعنی در هر دوره ۲۷ درصد از عدم تعادل کسری تراز حساب جاری تعدیل شده بوده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود. بنابراین تعدیل به سمت تعادل به کندی انجام می‌گیرد. نتایج حاکی از آن است که جمله خطا در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار است.

۳.۴. پویایی‌های کوتاه‌مدت

برای بررسی روابط پویایی کوتاه مدت از الگوی توابع تحریک^۱ (عکس العمل) استفاده می‌شود. در حقیقت تجزیه و تحلیل واکنش متغیرها به ضربه (تکانه‌ها یا شوک‌ها) یا آنچه "ضریب فزاینده پویا"^۲ نامیده می‌شود. ابزاری متداول برای بررسی و دستیابی به اطلاعات مربوط به تأثیرات متقابل میان متغیرها در الگوهای پویا است.

^۱ Impulse Response

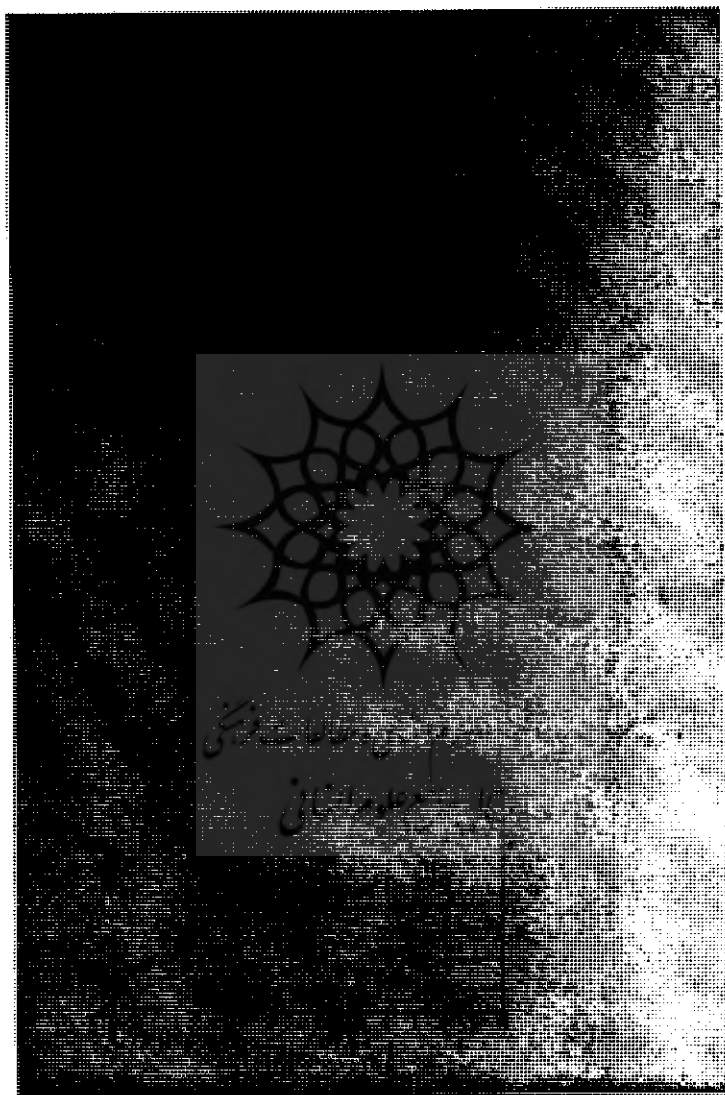
^۲ Dynamic Multiplier

۱. شوک مثبت رابطه مبادله، تقریباً تا دوره دوم باعث افزایش معنی‌دار کسری حساب جاری می‌گردد و پس از آن از بتدریج از میزان آن می‌کاهد و در دوره ششم نیز این متغیر در سطح دائمی خود در تعادل بلندمدت قرار می‌گیرد؛
۲. شوک مثبت به لگاریتم ناخالص داخلی تا دوره دوم به صورت فزاینده و معنی‌دار، کسری حساب جاری را افزایش می‌دهد و پس از آن این روند کاهش می‌یابد؛
۳. شوک مثبت به لگاریتم نرخ ارز تا دوره دوم، کسری حساب جاری را افزایش می‌دهد و پس از آن بشدت از میزان آن می‌کاهد.



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نمودار ۱. پاسخ کسری حساب جاری به شوکی به میزان یک انحراف معیار
در به ترتیب رابطه مبادله، تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز



نتیجه گیری

الف) تولید ناخالص داخلی ارتباط مستقیم و معنی دار با کسری حساب جاری دارد.^۱ نتایج نشان می دهد که در بلندمدت تولید ناخالص داخلی بیشترین اثر را بر کسری حساب جاری دارد. اثرگذاری درآمد داخلی بر کسری حساب جاری مثبت است، به این معنی که با افزایش درآمد داخلی، کسری حساب جاری افزایش می یابد؛ که می تواند به دلیل سهم زیاد صادرات نفت در تراز تجاری کشور باشد؛ دلیل دیگر ممکن است عمده بودن سهم کالاهای واسطه ای، سرمایه ای و مصرفی در واردات کشور باشد که به دلیل ضروری بودن، چندان تحت تأثیر درآمد داخلی نیست. در کوتاه مدت نیز شوک های تولید ناخالص داخلی منجر به افزایش کسری حساب جاری می گردد.

ب) ضریب نرخ ارز نشان می دهد که تغییرات نرخ ارز، کسری حساب جاری را به صورت معکوس تحت تأثیر قرار می دهد. در سالهای مورد بررسی، با افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول)، صادرات ارزان تر شده است؛ بنابراین به حجم آن نیز افزوده گردیده، از سوی دیگر؛ با کاهش ارزش پول کشور، هزینه واردات افزایش یافته و از میزان واردات کشور کاسته شده است. بنابراین مجموعه این شرایط به کاهش کسری حساب جاری منجر شده و باید توجه داشت که کوچک بودن ضریب مورد نظر، از پایین بودن کشش پذیری کسری حساب جاری نسبت به تغییرات نرخ ارز حکایت دارد. به عبارت دیگر هر چند تغییرات نرخ ارز کسری حساب جاری را تحت تأثیر قرار داده؛ اما تغییرات کسری حساب جاری ناچیز بوده است. در کوتاه مدت افزایش نرخ ارز برای مدت کوتاهی (تا دوره دوم) کسری حساب جاری را افزایش می دهد؛ اما پس از آن شدت از میزان آن می کاهد.

ج) رابطه مبادله، ارتباطی معکوس با کسری حساب جاری دارد. از رابطه مبادله می توان به عنوان معیاری برای رقابت پذیری استفاده نمود. افزایش رقابت پذیری سبب می شود که تجارت جهانی از کالاهای خارجی به سوی کالاهای داخلی جابجا شود و صادرات افزایش و واردات کاهش یابد که در نهایت کاهش کسری حساب جاری را در بر خواهد شد. در حقیقت،

^۱ از آنجایی که متغیرها به صورت لگاریتمی بکار رفته اند، ضرایب را می توان به صورت کشش تفسیر کرد.

رابطه مبادله نشان‌دهنده قدرت خرید کالاهای صادراتی کشور و تخریب آن، نشان‌دهنده بدتر شدن وضعیت اقتصادی کشور در بازارهای جهانی است. پس می‌توان گفت طبق نتایج مدل؛ کشش کسری حساب جاری نسبت به تغییرات رابطه مبادله نسبتاً بالاست. شوک مثبت رابطه مبادله تا یک دوره کسری حساب جاری را افزایش و پس از آن بشدت از میزان آن می‌کاهد.



ژوئیه‌شکاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پی نوشتها:

۱. ابریشمی، حمید. *اقتصاد سنجی کاربردی*. تهران: انتشارات دانشگاه تهران، ۱۳۸۱.
۲. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. *گزارش اقتصادی و تراز نامه سالهای مختلف*.
۳. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره بررسی‌های اقتصادی. *خلاصه تحولات اقتصادی کشور*، سالهای مختلف.
۴. برانسون، ویلیام، اچ. *اقتصاد کلان، نظریه‌ها و سیاستگذاری*. ترجمه مرتضی عمادزاده، تهران: انتشارات دانشگاه آزاد اسلامی، ۱۳۷۴.
۵. رحیمی بروجردی، علیرضا. *روابط تجاری بین‌الملل معاصر، تئوری‌ها و سیاست‌ها*. تهران: ۱۳۷۴، ۴۴۴.
۶. گجراتی، دامودار. *مبانی اقتصادسنجی*. ترجمه حمیدرضا ارباب، تهران: نشر نی، ۱۳۷۸.
7. Bachman, Daniel, D. "Why is the U.S. Current Account Deficit so large? Evidence from Vector Auto Regression"., *Southern Economic Journal*. Vol. 59 (October 1992).
8. Barro, Robert, J. "Macroeconomics"., *John Wiley & Sons*, (1993).
9. Roubini, Nouriel. Watchell, Paul. "Current Account Sustainability in Transition Economics"., Stern School of Business. New York University, 1997.
10. Wasserman, Max, Y. Ware, Ray, M. *The Balance of Payment History, Methodology and Theory*., 1965.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی



پڙوېشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی