

## عوامل مؤثر بر کسری حساب جاری ایران<sup>۱</sup>

رضا نجارزاده\*

وحید شقاقی شهری\*\*

تاریخ دریافت: ۸۲/۹/۸ تاریخ پذیرش: ۸۴/۱/۳۰

### چکیده

اتخاذ سیاست‌های مناسب برای کاهش کسری حساب جاری و بهبود وضعیت تراز پرداخت‌ها از وظایف اصلی سیاستگذاران اقتصادی محسوب می‌شود. با این حال، ارتباط متقابل سیاست‌های مالی و ارزی بر پیچیدگی مطالعات مربوطه افزوده است. بنابر این شناسایی این ارتباط‌ها و تأثیر و تأثر میان آنها، نحوه اتخاذ و تدوین سیاست‌های کلان اقتصادی را برای نیل به تعادل، در بخش خارجی شفاف‌تر می‌کند.

هدف مقاله حاضر نیز بررسی ارتباط بلندمدت و کوتاه‌مدت عوامل مؤثر بر کسری حساب جاری ایران، طی سال‌های ۸۰-۱۳۳۸ است. نتایج نشان می‌دهند که برای دوره زمانی ۸۰-۱۳۳۸، اجرای سیاست تنزل ارزش پول داخلی، بر کاهش کسری حساب جاری مؤثر نبوده است. از سوی دیگر، متغیرهای کسری بودجه و رابطه مبادله ارتباط تنگاتنگی با کسری حساب جاری ایران دارند، به طوری که افزایش کسری بودجه دولت در سطح معنی‌دار بالایی، باعث افزایش کسری بخش تجارت خارجی شده و بالعکس، شوک‌های مثبت رابطه مبادله، کسری حساب جاری را کاهش داده است.

طبقه‌بندی JEL: F34, F33, P45

**کلید واژه:** کسری حساب جاری، کسری بودجه، نرخ ارز واقعی، رابطه مبادله، هم‌انباشتگی

یوهانسون - یوسیلیوس.

۱- این مقاله برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی ارشد وحید شقاقی شهری به راهنمایی دکتر رضانجارزاده، با همین عنوان در دانشگاه تربیت مدرس تهران است.

e-mail: Rezanajarzadeh@yahoo.com

\* عضو هیأت علمی دانشگاه تربیت مدرس.

e-mail: Vahidshaghghi@yahoo.com

\*\* دانشجوی دوره دکتری اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس.

## ۱- مقدمه

در سال‌های گذشته اقتصاد ایران با عدم تعادل اقتصادی مواجه بوده و بخش تجارت خارجی کشور نیز از این امر مستثنا نبوده است. یکی از جلوه‌های این عدم تعادل، کسری‌های حساب جاری است که دلیل بارز آن، اقتصاد تک محصولی و وابستگی اقتصادی کشور به درآمد حاصل از صادرات نفت است. چراکه با افزایش درآمدهای نفتی، سیاست بازرگانی خارجی کشور در راستای تسهیلات هرچه بیشتر برای واردات کالاها شکل می‌گرفت (رزاقی، ۱۳۶۷). با این حال، غیرقابل کنترل بودن درآمدهای نفتی، به خاطر برون‌زایی قیمت نفت، موجب نوسان‌های شدیدی در تراز تجاری کشور شده است. در کنار نوسان‌های قیمت نفت، اعمال سیاست‌های نامناسب در نحوه تأمین مالی کسری بودجه که اغلب به‌روشن استقراض از سیستم بانکی بوده است نیز، مزید علت شده و باعث افزایش نقدینگی، تورم در کشور و عدم تعادل تراز بخش تجارت خارجی در طی سال‌های گذشته شده است. بررسی عوامل مؤثر بر بخش تجارت خارجی کشور و اعمال سیاست‌های صحیح و مناسب برای بهبود وضعیت آن، نیازمند مطالعات دقیق و برنامه‌ریزی‌های صحیح و همه‌جانبه‌ای است. به‌همین دلیل، این مقوله در سال‌های اخیر در کشور مورد توجه قرار گرفته و تحقیق حاضر کوششی برای رسیدن به این هدف است.

با توجه به مطالب بالا، مقاله حاضر در پی پاسخ به این سؤالات است. اول، آیا کاهش ارزش پول توانسته است تراز حساب جاری کشور را بهبود بخشد. دوم، آیا طی سال‌های گذشته ارتباطی بین رابطه مبادله و کسری بخش تجارت خارجی در کشور وجود داشته و این ارتباط به‌چه صورتی مشاهده شده است؟ و بالاخره، آیا میان کسری‌های بودجه واقعی دولت و کسری‌های حساب جاری، همراهی بلندمدت وجود دارد و یا برعکس، دیدگاه ریکاردویی در بخش خارجی اقتصاد ایران صادق است. بنابراین برای پاسخ به سؤالات مذکور، مقاله به‌شکل زیر تنظیم می‌شود. در بخش بعدی، مطالعات نظری ارتباط متغیرهای مذکور با کسری بخش تجارت خارجی بیان می‌شود. سپس، مطالعات تجربی عوامل مؤثر بر کسری‌های

حساب جاری مطرح شده و در ادامه با توجه به شرایط و خصیصه‌های اقتصاد ایران، یک الگوی مناسب اقتصادسنجی انتخاب و برآورد می‌شود و آثار سیاست‌های مالی و ارزی اتخاذ شده، بر تراز تجاری (حساب جاری) بر مبنای الگوی مورد نظر مورد تحلیل و بررسی قرار می‌گیرد. بخش پایانی نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی را شامل می‌شود.

## ۲- الگوهای نظری مرتبط با عوامل اثرگذار بر کسری حساب جاری

در طول زمان، الگوهای نظری کلان اقتصادی متعددی در این مورد شکل گرفته و با طرح شرایط و محدودیت‌های جدیدتر، پیچیده‌تر و کامل‌تر شده‌اند. به این ترتیب، زوایای بیشتری از واقعیت‌های موجود شناخته شده و مبنای نظری مناسب‌تری برای امر سیاستگذاری فراهم شده است. با این وجود، دو نکته در این جا قابل توجه به نظر می‌رسد: اول، اقتصاددانان در مورد عوامل مؤثر بر کسری بخش تجارت خارجی (کسری حساب جاری) با هم اتفاق نظر ندارند. دوم، در صورت پذیرفتن تأثیرگذاری کسری‌های مالی و نیز رابطه مبادله از طریق نرخ ارز بر بخش خارجی سازوکار آن به سادگی روشن نیست، به نحوی که پیچیدگی‌های مربوطه در صحنه عمل فراتر از دیدگاه‌های نظری مطرح شده و الگوهای نظری محض است.

در این بخش مقاله، از میان الگوهای نظری متعددی که در چارچوب اقتصاد بین‌الملل و یا به تعبیر دقیق‌تر در زمینه اقتصاد کلان باز شکل گرفته است، به دو دسته مشهور اشاره می‌شود. دسته اول، الگوهای نظری کلان اقتصادی مبتنی بر الگوی ماندل - فلمینگ<sup>۱</sup> است که در خلال زمان کاملتر شده‌اند. دسته دوم، الگوهای نظری جدیدتری هستند که از آنها به عنوان الگوهای بین دوره‌ای مقید یاد می‌شود و در حیطه الگوهای نظری خرد اقتصادی قرار دارند.

1- Mundell – Fleming Model.

## ۲-۱- الگوی ماندل - فلمینگ

نگرش سیاستی به «اقتصاد کلان باز»<sup>۱</sup> با مباحث ماندل و فلمینگ در دهه ۱۹۶۰ گسترش بسیار زیادی یافت. این الگو در دهه ۱۹۶۰ با توجه به شباهت روش تجزیه و تحلیل و به ویژه آن که ماهیتی کینزی دارد، پایه گذاری شد. علی‌رغم گسترش قابل ملاحظه‌ای که در ابعاد مختلف اقتصاد طی ربع قرن رخ داده است، ولی الگوی ماندل - فلمینگ موقعیت خود را به عنوان مهم‌ترین الگو در زمینه آثار سیاست‌های پولی و مالی، نقش تحرک سرمایه (بین‌المللی) و نیز تجارت کالاها و خدمات در زمینه‌های نظری و تجربی اقتصاد بین‌الملل و اقتصاد کلان باز، حفظ کرده است. مدل MF (ماندل - فلمینگ) در کل به این مطلب اشاره می‌کند که تحرک (جریان‌های) سرمایه<sup>۲</sup> تعادل را در بازار ارز (خارجی) تعیین می‌کند و تغییرات نرخ ارز نیز به نوبه خود توازن حساب جاری را مشخص خواهد کرد. در واقع الگوی ماندل - فلمینگ، مدل IS-LM را با در نظر گرفتن تحرک بین‌المللی سرمایه و تجارت کالاها توسعه می‌بخشد. چارچوب اساسی این الگو، اتحاد درآمد ملی اقتصاد باز است که در آن:

$$Y = C + I + G + NX \quad (۱)$$

الگوی مزبور در برگیرنده شرط‌های تعادل بازار کالاهای داخلی، پول و نیز ترازپرداخت‌ها به صورت زیر است:

$$Y = EXP(Y, r) + G + NX(e, Y, Y^*) \quad (۲) \quad \text{شرط تعادل بازار کالاهای داخلی:}$$

(منحنی IS)

$$M^s = PL(Y, r) \quad (۳) \quad \text{شرط تعادل بازار پول:}$$

(منحنی LM)

$$NX(e, Y, Y^*) - K(r^* - r) = 0 \quad (۴) \quad \text{شرط تعادل تراز پرداخت‌ها:}$$

(منحنی BP)

که در معادلات فوق:

1- Open - Economy Macroeconomic.

2- Capital Flows.

EXP(Y, r) : مخارج،

M<sup>s</sup>: عرضه اسمی پول،

PL(Y, r): تقاضا برای ترازهای اسمی،

NX: خالص صادرات،

K(r\* - r): خروج سرمایه و

e: نرخ ارز واقعی.

بر اساس مفروضات مدل، واکنش NX به افزایش در e بر اساس شرط مارشال - لرنر ( $0 < \eta + \eta^* - 1$ ) تعیین می‌شود و در صورت برقراری این شرط، عکس‌العمل خالص صادرات، به افزایش نرخ ارز واقعی مثبت خواهد بود. در ضمن بر اساس الگوی ماندل - فلمینگ می‌توان عنوان کرد که اثرات هر سیاست اقتصادی بر یک سیستم کوچک اقتصادی باز، به ثابت یا شناور بودن نرخ ارز بستگی دارد. به بیان دقیق‌تر، باید گفت که الگوی ماندل - فلمینگ نشان می‌دهد که قدرت سیاست‌های پولی و مالی در رابطه با اثرگذاری بر درآمد کل و بخش تجارت خارجی به سیاست نرخ ارز کشور بستگی دارد. درحالی که نرخ ارز شناور باشد، تنها سیاست پولی می‌تواند بر درآمد و تجارت خارجی اثر بگذارد و بالا رفتن ارزش واحد پول کشور، می‌تواند تأثیرهای سیاست مالی انبساطی را خنثی کند. ولی اگر نرخ ارز ثابت باشد، تنها تأثیر سیاست مالی بر درآمد و بخش تجارت خارجی مشهود است و تأثیرات بالقوه سیاست پولی بر درآمد از بین خواهند رفت، زیرا عرضه پول می‌تواند نرخ ارز را در سطح تعیین شده نگهدارد (گریگوری ن. منکیو).

## ۲-۲- الگوهای بین دوره‌ای

"کادینگتن، یوهانسن و لوفگون"<sup>۱</sup> دهه ۱۹۷۰ را به‌عنوان دوره تحول اقتصاد کلان می‌دانند و دلیل آن را وقوع پدیده‌هایی عنوان می‌کنند که اغلب حالت

1- Cuddington, John T., Johansson, Per-Olov and Lofgern, Karl – Gustaf, 1970.

بین‌المللی داشت، وقوع پدیده‌هایی همچون تورم جهانی، فروپاشی سیستم برتون وودز، ظهور کارت‌ل اپک و تحریم نفتی ۱۹۷۳، شوک قیمتی مربوط به مواد خام ۷۴-۱۹۷۳، افزایش بدهی‌های بین‌المللی و نرخ‌های بهره بالا در سال‌های اولیه دهه ۱۹۸۰ میلادی باعث شد تا نظریه اقتصاد کلان به‌عنوان پاسخی مناسب برای تحولات مزبور، به‌ارزیابی مجدد بپردازد. در این راه، بحث‌های جدید مربوط به ترکیب رفتار بنگاه‌ها و خانوارها با قید مقدار و در قالب الگوهای عدم تعادل عمومی مطرح شد. ابتدا الگوهای مذکور در چارچوب اقتصاد بسته و اغلب یک دوره‌ای (ایستا) بود، اما با تلاش‌های بعدی به اقتصاد باز و با در نظر گرفتن بیش از یک دوره در دهه ۱۹۸۰ تعمیم داده شد. در ادامه، الگوهای بین دوره‌ای تبیین‌کننده رابطه بین کسری بخش تجارت خارجی با متغیرهای کلان اقتصادی نظیر کسری بودجه، رابطه مبادله و نرخ ارز واقعی، به‌صورت اجمالی تشریح می‌شوند.

#### ۱-۲-۲- کسری حساب جاری، کسری بودجه و نرخ ارز واقعی

براساس نظر رنکین<sup>۱</sup> (۱۹۹۴) الگوهای بین دوره‌ای تبیین‌کننده رابطه بین کسری حساب جاری، کسری بودجه و نرخ‌های ارز را می‌توان به دو گروه "واقعی" و "پولی" تقسیم کرد. در الگوهای واقعی که به‌طور تقریبی نیمی از الگوهای بین دوره‌ای را تشکیل می‌دهند، پول حذف شده و قیمت‌ها نه به‌صورت اسمی بلکه به‌شکل واقعی (نسبی) هستند. الگوهای فوق، دارای این نقص است که جنبه‌های مالی را در نظر نمی‌گیرد، در حالی که الگوهای پولی دارای این مزیت‌اند که رژیم‌های مختلف نرخ ارز اسمی را می‌توان در سایه آنها بررسی کرد. الگوی واقعی بر پایه کارهای فن ویجنبرگن<sup>۲</sup> (۱۹۸۵ و ۱۹۸۷) توسعه یافت. الگوی ارائه شده توسط وی، تنها دو دوره ۱ و ۲ را در نظر می‌گیرد و در هر دوره دو کالای مصرفی وارداتی و کالای تولید داخلی وجود دارد. وی در مطالعات

1- Rankin, Neil, 1994.

2- Wijnbergen, Van, 1987.

خود به این نتیجه رسید که در اقتصاد باز بر عکس اقتصاد بسته، سیاست مالی سرمایه‌گذاری را تقویت می‌کند، نه این که جانشین آن شود. به همین ترتیب در پی کسری بودجه بیشتر، مخارج مصرفی بخش خصوصی همراه با سرمایه‌گذاری این بخش افزایش می‌یابد و در نهایت تأثیر منفی بر حساب جاری دارد.

لازم به ذکر است که فن ویجنبرگن تجزیه و تحلیل خود را در شرایط کشورهای کوچک مطرح می‌سازد و در مطالعات خود، الگوی دو کشور، دو دوره را در چارچوب تعادل عمومی ارائه می‌کند. وی با فرض وجود بازارهای سرمایه کامل در هر دو کشور و این که مصرف‌کنندگان از پیش‌بینی کامل برخوردار هستند و به منظور تخصیص بهینه مصرف بین دوره و داخل دوره، به تجزیه و تحلیل آثار سیاست مالی مبادرت می‌کند. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که کسری بزرگ‌تر بودجه دولت در یک کشور که به واسطه کاهش مالیات بر کالا ایجاد شده است، سبب افزایش کسری حساب جاری کشور مزبور می‌شود. این امر به نوبه خود به نرخ بهره واقعی بالاتر در دنیا می‌انجامد. اما در این مورد که آیا کشور دارای کسری بودجه بالاتر، با افزایش ارزش واقعی پول خود مواجه می‌شود یا نه، به این امر بستگی دارد که مصرف‌کنندگان داخلی در مقایسه با مصرف‌کنندگان خارجی میزان بالاتری را برای کالاهای داخلی هزینه کنند.<sup>۱</sup>

بعد از بیان مختصری از الگوی واقعی ارائه شده توسط فن ویجنبرگن، به بیان الگوهای پولی تبیین‌کننده ارتباط بین کسری حساب جاری با کسری بودجه و نرخ ارز می‌پردازیم. فلاحی (۱۳۷۷) در بخشی از رساله خود با اشاره به مطالعات فندر<sup>۲</sup> (۱۹۸۶) و پِناتی<sup>۳</sup> (۱۹۸۶) به بررسی این موضوع می‌پردازد.

در مقاله فندر (۱۹۸۶) الگویی از اقتصاد کلان باز، به صورت مقدارمقید دوره‌ای و با فرض انتظارات عقلایی درباره متغیرهای آتی ارائه می‌شود که در آن دیدگاه مطلوبیت ترازهای حقیقی به کار رفته است. فندر با استفاده از توابع تقاضایی که

۱- به منظور مطالعه بیشتر به مقاله منتشرشده توسط « فن ویجنبرگن » (۱۹۸۷) رجوع شود.

2- Fender, John, 1986.

3- Penati, Alessandro, 1986.

از حداکثر کردن رفتار مصرفی و تقاضای پول با توجه به قید بودجه به دست آمده و با در نظر گرفتن این که نرخ ارز ممکن است در هر دوره ثابت یا شناور باشد، چهار ترکیب از رژیم‌های نرخ ارز را بررسی می‌کند. برای هر حالت، آثار سیاست‌های پولی و ارزی اعم از جاری و انتظاری، با تأکید بر متغیرهای جاری بحث می‌شود. در این جا به مهم‌ترین نتایج به دست آمده از مطالعه فندر اشاره می‌شود:

زمانی که نرخ ارز دوره اول شناور باشد، بسط پولی در آینده باعث افزایش ارزش پول در دوره اول می‌شود. این نتیجه زمانی که نرخ ارز دوره دوم ثابت باشد کاملاً روشن است. اما اگر نرخ ارز این دوره شناور باشد، هر چقدر کشش عرضه کالاهای تجاری بزرگ‌تر باشد، نتیجه مزبور نیز محتمل‌تر است. بر اساس این الگوها، افزایش در عرضه پول آتی، باعث کاهش نرخ ارز در آینده می‌شود و این خود نرخ بهره جاری را افزایش و تقاضا برای پول را کاهش می‌دهد که در نهایت به تنزل ارزش پول خواهد انجامید. اما بر اساس الگوی حاضر، دو نیرو، با جهت مخالف یکدیگر در نظر گرفته می‌شود. از یک سو، افزایش در عرضه پول آتی، ثروت را افزایش می‌دهد و اثر ثروت گرایش به افزایش ارزش پول دارد. از سوی دیگر، اثر نرخ بهره گرایش به کاهش ارزش پول دارد و بنابر این اثر کلی و نهایی از قبل مشخص نیست. انتظار بر این است که هر چقدر کشش عرضه کالاهای تجاری بزرگ‌تر باشد، اثر ثروت نیز قوی‌تر شود. حال اگر پول داخلی افزایش ارزش داشته باشد، تولید فعلی کالاهای تجاری کاهش می‌یابد و از آنجا که ثروت افزایش یافته است، مصرف هر دو نوع کالا بالا رفته و تراز تجاری وخیم‌تر می‌شود. در جهان با نرخ‌های ارز ثابت، تنزل ارزش آتی به افزایش تولید کالاهای تجاری در آینده منجر می‌شود و در نتیجه درآمد و ثروت را افزایش می‌دهد. بنابر این مصرف جاری هر دو نوع کالا افزایش یافته و حساب جاری دوره اول وخیم‌تر می‌شود. اما این که تراز پرداخت‌ها بهبود می‌یابد یا نه، به افزایش یا کاهش تقاضا برای پول بستگی دارد. از یک سو، تنزل ارزش مورد انتظار، نرخ بهره را افزایش داده و تقاضا برای پول کاهش یافته و تراز پرداخت‌ها بدتر می‌شود. اما از سوی دیگر، به واسطه اثر ثروت، تقاضا برای پول افزایش می‌یابد. حال هر چقدر کشش



عرضه کالاهای تجاری بزرگ‌تر باشد، اثر ثروت با احتمال بیشتری غالب می‌شود و در این حالت، ورود سرمایه بر وخیم‌تر شدن تراز تجاری غلبه یافته و تراز پرداخت‌ها بهبود می‌یابد. باید خاطرنشان کرد که تنزل ارزش در دوره اول دارای آثار قبول پیش‌بینی بیشتری است، چراکه تولید کالاهای تجاری فعلی را افزایش داده و تقاضا برای هر دو کالا را در دوره اول بالا می‌برد. بنابر این تنزل ارزش پول در زمان جاری (دوره اول) انبساطی بوده و ترازپرداخت‌ها و تراز تجاری را بهبود می‌بخشد.

در مقاله دیگری در این زمینه، پناتی (۱۹۸۶) با وارد کردن ترازهای حقیقی در تابع مطلوبیت مصرف‌کننده، بر خلاف فنذر به بررسی آثار سیاست مالی (مخارج دولت) و ارتباط آن با حساب جاری و نرخ ارز واقعی پرداخته است. وجه تمایز دیگر الگوی او با الگوی فنذر، در این است که تجزیه و تحلیل وی تنها به دو دوره محدود نمی‌شود. مصرف‌کنندگان ضمن برخورداری از پیش‌بینی کامل، از زندگی با طول عمر نامحدود برخوردارند. مخارج دولت تنها شامل کالاهای غیرتجاری نیست، بلکه دولت می‌تواند کالاهای تجاری را نیز خریداری کند. بالاخره وجه مشخصه عمده الگوی پناتی، به‌ویژگی نرخ ارجحیت زمانی موردنظر او برمی‌شود که طی زمان ثابت نبوده، بلکه در حال تغییر فرض می‌شود.

پناتی با حداکثر کردن تابع مطلوبیت با توجه به قید ثروت واقعی و قید بودجه بین دوره‌ای برای کل اقتصاد، الگوی خود را حل می‌کند. آنگاه با استفاده از معادلات پویای سه‌گانه که مسیرهای تعادلی نرخ ارز واقعی، ترازهای پول واقعی و خالص دارایی‌های خارجی را تعیین می‌کند، الگوی خود را کامل کرده و از آنها برای بررسی آثار افزایش مخارج دولت استفاده می‌کند.

نتایج به‌دست آمده از الگوی پناتی نشان می‌دهند که در کشورهای کوچک، تجزیه و تحلیل متداول ماندل - فلمینگ در اقتصاد باز که بسط مالی غیرتورمی را باعث کسری حساب جاری و افزایش ارزش پول می‌داند، در حیطه الگوهای بهینه‌یابی بین دوره‌ای نیز می‌تواند معتبر باشد. البته روابط ریاضی پویا در الگوی مزبور دارای پیچیدگی‌های زیادی بوده که برای اجتناب از آنها تنها نتیجه کلی

الگوی پناتی ذکر شده است (فلاحی، ۱۳۷۷، ص ۸۴-۷۹).

#### ۲-۲-۲- کسری‌های بخش تجارت خارجی، رابطه مبادله و نرخ ارز واقعی

الگوهای نظری مرتبط با اثرات شوک‌های رابطه مبادله و نرخ ارز واقعی بر کسری‌های بخش تجارت خارجی برپایه الگوهای بین دوره‌ای شکل گرفته‌اند. این الگوها که در چارچوب اقتصاد بین‌الملل قابل تبیین اند، به دو دسته مشهور تقسیم می‌شوند. دسته اول، الگوهای بین دوره‌ای با طول عمر محدود مصرف‌کننده هستند که در طول زمان کاملتر شده‌اند. دسته دوم، الگوهای جدیدتری هستند که از آنها به‌عنوان الگوی نسل‌های مشترک و با طول عمر محدود<sup>۱</sup> یاد می‌شود. تفاوت این الگو با الگوی قبلی در این است که در الگوی (نظری) اولی، فرض بر این است که یک فرد نمونه مطلوبیت خود را با قید محدودیت بودجه حداکثر می‌کند، ولی در این الگو، فرض بر وجود نسل‌های مشترک با طول عمر محدود است، یعنی زنجیره مؤثری از انتقالات بین نسلی وجود دارد و خانوارها به‌گونه‌ای عمل می‌کنند که گویی برای مدت زمان نامحدودی زنده هستند. با این حال، در این الگو بحث مصرف‌کنندگان (خانوارها) با طول عمر نامحدود مطرح نیست، بلکه بحث بر سر زنجیره بین نسلی برای زندگی‌های محدود است. در این حالت، نسل‌های فعلی به نسل‌های بعدی متصل خواهند بود. با وجود تفاوت‌هایی که بین دو الگو وجود دارد، هر دو دارای این وجه مشترکند که در حیطه الگوهای نظری خرد اقتصادی قرار دارند.

نتایج تحلیل الگوهای بین دوره‌ای در کل نشان از این دارد که در صورت زوال رابطه مبادله (موقتی و دائمی)، اثر هاربرگر- متزler - لارسن<sup>۲</sup>، یک حرکت هماهنگی به صورت زیر برقرار می‌کند:

۱- زوال رابطه مبادله (کاهش نسبت شاخص قیمت‌های صادراتی به قیمت‌های وارداتی)،

1- Overleaping finite lived generations.

2- Harberger- Laursen- Metzler Effect.

۲- کاهش ارزش واقعی پول و

۳- بهبود تراز حساب جاری (یا تراز تجاری)

با این حال در بررسی شوک‌های رابطه مبادله، بحث کشش کالاهای وارداتی و صادراتی و نیز وضعیت اولیه تراز تجاری مطرح بوده و باتوجه به این که شوک رابطه مبادله دارای اثرات مستقیم و غیرمستقیم بر تراز تجاری است، بنا بر این ممکن است در صورت غلبه اثر غیرمستقیم بر اثر مستقیم، حتی شاهد باشیم که زوال رابطه مبادله کشوری به بدتر شدن تراز تجاری آن منجر شده باشد.<sup>۱</sup>

### ۳- مطالعات تجربی

"لوایز"<sup>۲</sup> (۱۹۹۹) و همکارانش در راستای تحقیق پیرامون عوامل مؤثر بر کسری حساب جاری در کشورهای در حال توسعه به مطالعه ارتباط میان کسری حساب جاری با مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مانند نرخ رشد تولید داخلی، پس‌انداز بخش خصوصی و دولتی، صادرات، نرخ ارز مؤثر واقعی و نرخ مبادله می‌پردازند. دوره بررسی از سال ۱۹۶۶ تا ۱۹۹۵ و برای ۴۴ کشور در حال توسعه است. نتایج مطالعه این محققان نشان می‌دهد که کسری حساب جاری وقفه دار، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز مؤثر واقعی، بدهی خارجی و بدهی‌های نقدینگی<sup>۳</sup> اثر مثبت و معنی‌داری بر کسری حساب جاری کشورهای در حال توسعه دارند، در حالی که متغیرهای نشان‌دهنده شرایط داخلی کشورها (پس‌انداز بخش خصوصی و دولتی)، نرخ مبادله و اضافه بهای<sup>۴</sup> نرخ ارز بازار سیاه (متغیرهای نشان‌دهنده شرایط خارجی کشور)، نرخ بهره واقعی جهانی و متغیرهای پولی، مانند انحراف معیار نرخ تورم و نرخ ارز مؤثر واقعی تأخیری (وقفه دار) اثر منفی و معنی‌داری بر کسری حساب جاری می‌گذارند.

۱- پیرسون و سونسون، ۱۹۸۳، رحیمی بروجردی، ۱۳۷۷، شقاقی شهری، وحید، ۱۳۸۳، Persson, Torsten and Svensson Lars E.O., 1983.

2- Loayzo. N., 1999.

3- Liquid Liabilities.

4- Premium.

"کرایگ ویل و سامارو"<sup>۱</sup> (۱۹۹۷) به منظور تعیین عوامل اثرگذار بر تراز حساب جاری کشورهای متکی بر درآمدهای نفتی (نظیر باربادوس) و نیز کشورهای غیرنفتی (مانند ترینیداد و توباگو) مدل زیر را با استفاده از داده‌های سری زمانی در طی دوره ۱۹۶۷ تا ۱۹۹۱ آزمون می‌کنند.

$$CAGDP = F(TOT, RXRI, FGDP, BSGDP, USPR, LTKGDP) \quad (۱)$$

CAGDP: تراز حساب جاری اسمی بر حسب تولید ناخالص اسمی داخلی،

TOT: رابطه مبادله،

RXRI: شاخص نرخ ارز واقعی،

FGDP: درآمدهای خارجی،

BSGDP: مازاد بودجه نسبت به تولید ناخالص داخلی،

USPR: نرخ بهره<sup>۲</sup> ایالت متحده آمریکا و

LTK: خالص جریان سرمایه‌های بلندمدت نسبت به تولید ناخالص داخلی.

نتایج برآورد در بلندمدت نشان می‌دهد که اول، ضرایب برآورد شده برای کشور ترینیداد و توباگو معنی‌دار بوده و همگی مطابق انتظار نظری هستند، به طوری که افزایش متغیر درآمدهای خارجی و مازاد بودجه دولتی باعث افزایش تراز حساب جاری می‌شود و افزایش نرخ ارز واقعی اثر منفی بر تراز حساب جاری این کشورها دارد. دوم، برای کشور باربادوس (به عنوان کشوری با اقتصاد متکی بر درآمدهای نفتی) افزایش مازاد بودجه دولتی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر تراز حساب جاری نشان می‌دهد، در ضمن، یک رابطه معکوس (منفی) بین حساب جاری و نرخ مبادله وجود دارد که نشان می‌دهد کشش جانشینی بین کالاهای داخلی و خارجی کمتر از یک است. همچنین بر اساس نتایج رگرسیون هم‌جمع، تأثیر متغیر مازاد بودجه دولتی بر حساب جاری در کشورهای ترینیداد و توباگو، کمی بیشتر از باربادوس است.

نتایج برآورد در دوره کوتاه‌مدت نیز نشان می‌دهد که ضرایب جزء تصحیح

1- Craigweel, Roland C. and Samaroo, Sudesh.

2- U.S prime rate.

خطای تأخیری ( $ECM(-1)$ ) در هر دو معادله، منفی و معنی‌دار هستند که بر وجود بردارهای هم‌جمعی (معتبر)<sup>۱</sup> دلالت دارد. این ضرایب نشان می‌دهند که سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت، به‌طور متوسط در کشورهای ترینیداد و توباگو ۹۸ درصد است، در حالی که در کشور باربادوس تقریباً ۶۵ درصد اختلاف بین حساب جاری واقعی و تعادلی در هر دوره از بین می‌رود (سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت در حدود ۶۵ درصد است).

جلالی نایینی و همکارش (۱۳۷۶) در پروژه‌ای تحقیقاتی به‌منظور بررسی اثرات سیاست‌های مالی و پولی و ارزی بر تراز تجاری (صادرات و واردات کالاها)، به‌برآورد الگوی کلان سنجی ایران در طی دوره ۷۳-۱۳۴۳ (۹۴-۱۹۶۴) می‌پردازد که مشتمل بر ۱۰ معادله و ۱۶ اتحاد و با استفاده از روش رگرسیون‌های سه مرحله‌ای است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که عملکرد انبساطی دولت، نه فقط اثرات مثبت سیاست تقلیل اسمی پول را خنثی می‌کند، بلکه به‌واسطه ایجاد فشارهای تورمی (علاوه بر فشار سطح قیمت‌ها به‌خاطر تقلیل اسمی) موجب افزایش کسری تراز تجاری می‌شود. محققان معتقدند که این نکته در توضیح و توجیه علل عدم توفیق سیاست آزادسازی ارزی بسیار مهم است. زیرا آزادسازی ارزی در ایران، همزمان با عملکرد انبساطی مالی و پولی بوده و بنابراین موجب بالا رفتن فشارهای تورمی و رشد محدود صادرات نفتی شد. به‌نظر آنها اگر سیاست‌های مالی و پولی منضبط، تعدیل نرخ ارز را همراهی می‌کرد، سیاست آزادسازی در تحقق اهداف خود موفق‌تر بود، به‌این معنا که نرخ تورم پایین‌تر و نرخ رشد صادرات غیرنفتی بالاتر می‌رفت.

"باناگا"<sup>۲</sup> (۲۰۰۱) با به‌کارگیری روش هم‌انباشتگی (همجمعی) به بررسی اثرات سیاست‌های تعدیل بر حساب جاری سودان، از سال ۱۹۶۳ تا ۱۹۹۷ می‌پردازد. وی در یک جمع‌بندی کلی بیان می‌کند که بیش از ۶۶ درصد تغییرات بلندمدت تراز حساب جاری کشور سودان، به‌وسیله متغیرهای رشد GDP، درآمد سرانه و

1- Valid Co-integration Vectors.

2- Bannaga, A., Alamedia. 2001.

نرخ ارز بازار سیاه توضیح داده می‌شود و نتایج برآوردها بر این دلالت دارد که تراز حساب جاری سودان، با متغیرهای رشد GDP و درآمد سرانه رابطه غیرمستقیم (رابطه منفی) و با متغیر نرخ ارز بازار سیاه رابطه مستقیم (مثبت) دارد. همچنین ۶۷ درصد از تغییرات تراز حساب جاری کوتاه‌مدت این کشور به‌وسیله دومتغیر تفاضل رشد GDP، تفاضل رابطه مبادله تأخیری (وقفه دار) توضیح داده می‌شود. ضریب تعدیل به سمت تعادل نیز تقریباً  $0/78$  است که از سرعت بالای حرکت به‌سوی تعادل بلندمدت حکایت دارد.

#### ۴- الگوی تجربی اقتصاد ایران: طراحی و نتایج آن

##### ۴-۱- معرفی متغیرها و داده‌های برآورد

با توجه به مطالب عنوان شده و با هدف شناخت تأثیر احتمالی کسری بودجه دولت، نرخ واقعی ارز و رابطه مبادله بر کسری حساب جاری ایران، این تحقیق در پی پاسخ به‌سؤالات زیر است:

۱- آیا کاهش ارزش پول توانسته است تراز حساب جاری کشور را بهبود بخشد؟

۲- آیا طی سال‌های گذشته ارتباط بلندمدت بین رابطه مبادله و کسری بخش تجارت خارجی کشور وجود داشته و این ارتباط به‌چه صورتی بوده است؟

۳- آیا میان کسری بودجه واقعی دولت و کسری حساب جاری کشور همراهی بلندمدت وجود دارد و یا برعکس، دیدگاه ریکاردویی دربخش خارجی اقتصاد ایران صادق است و وجود هرگونه ارتباطی میان کسری بودجه دولت با کسری بخش تجارت خارجی رد می‌شود؟

برای پاسخ به‌سؤالات مطرح شده، فرضیه‌هایی که درتحقیق حاضر مورد آزمون قرار می‌گیرد عبارتند از:

۱- تغییرات نرخ واقعی ارز تأثیر معنی‌داری بر کسری حساب جاری ایران ندارد.

۲- کسری بودجه دولت تأثیر مستقیم بلندمدت بر کسری بخش تجارت خارجی ایران دارد.

۳- زوال رابطه مبادله، باعث کاهش کسری حساب جاری کشور شده است. بنابراین به منظور آزمون فرضیه‌های بالا، الگوی تجربی اقتصاد ایران به صورت زیر معرفی می‌شود:

$$CD = F ( BD, TOT, RER, XO, DM, DE, DOIL) \quad (۲)$$

در الگوی هم‌انباشتگی ایران، متغیرهای درون‌زای  $CD$ ،  $BD$ ،  $TOT$ ،  $RER$  به ترتیب معرف کسری حساب جاری، کسری بودجه، رابطه مبادله و نرخ ارز واقعی بوده و متغیر مجازی  $DM$  برای نشان دادن افزایش ناگهانی واردات در طول سال‌های ۷۰ و ۷۱، متغیر مجازی  $DE$  برای انعکاس افزایش ناگهانی نرخ ارز اسمی کشور به واسطه یکسان‌سازی (شناور سازی) نرخ ارز در سال ۱۳۷۲، متغیر مجازی  $Doil$  به منظور افزایش ناگهانی قیمت نفت در سال ۱۳۵۳ و صادرات نفت و گاز  $XO$  (میلیون دلار) نیز برای لحاظ کردن تأثیر درآمدهای نفتی بر تجارت بخش خارجی به عنوان متغیرهای برون‌زای الگو در نظر گرفته شده‌اند. در ادامه، ابتدا مروری گذرا بر داده‌های آماری به کار گرفته شده در الگوی اقتصادسنجی داشته و سپس با بهره‌گیری از این مدل‌ها به بررسی میزان و نوع تأثیرگذاری هریک از متغیرها خواهیم پرداخت.

#### ۱-۱-۴- نرخ ارز واقعی

برای محاسبه نرخ ارز حقیقی از نرخ ارز اسمی استفاده شده است. به این ترتیب، بر اساس تعریف نرخ ارز حقیقی، نرخ ارز اسمی نسبت به شاخص قیمت‌های داخلی و خارجی تعدیل شده است که از فرمول زیر تبعیت می‌کند.

$$RER = NER \frac{P^*}{P} \quad (۳)$$

در رابطه فوق  $RER$  نرخ ارز حقیقی،  $NER$  نرخ ارز رسمی اسمی،  $P$  شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی ایران ( $CPI$ ) و  $P^*$  شاخص بهای کالاها و خدمات

وارداتی  $P_M$  است. براساس تعریف فوق، متغیر نرخ ارز واقعی تا سال ۱۳۷۱ روندی ثابت داشته است، ولی در سال ۱۳۷۲ به دلیل یکسان‌سازی نرخ ارز اسمی، شاهد جهش این متغیریم.

#### ۲-۱-۴- رابطه مبادله

رابطه مبادله یکی از مهم‌ترین ابزارها برای تجزیه و تحلیل مسایل اقتصادی، از قبیل منافع حاصل از بازرگانی بین‌المللی، تحولات حجم و ترکیب مبادلات و اثر آن بر روی سطح دستمزدها، رفاه عمومی و درآمد ملی محسوب می‌شود. در ادبیات مربوط به تجارت بین‌الملل، تعاریف مختلفی برای رابطه مبادله وجود دارد. گروهی از مفاهیم رابطه مبادله نمایان‌گر این رابطه میان کشورهاست؛ از قبیل رابطه مبادله پایاپای خالص، پایاپای ناخالص و رابطه مبادله درآمدی. گروهی نشان‌دهنده رابطه مبادله میان منابع و عوامل تولیدی است؛ نظیر رابطه مبادله تک عاملی و دوعاملی و گروهی دیگر منافع به‌دست آمده از تجارت را برحسب تحلیل مطلوبیت تفسیر می‌کند؛ مانند رابطه مبادله هزینه واقعی و رابطه مبادله مطلوبیت.

در مقاله حاضر، از رابطه مبادله تهاتری (پایاپای) خالص یا به‌عبارت دیگر، رابطه مبادله کالا که از نسبت بین شاخص قیمت کالاهای صادراتی بر وارداتی به‌دست می‌آید، استفاده شده است.

$$TOT = \frac{P_x}{P_m} \times 100 \quad (4)$$

افزایش در TOT نشان‌گر آن است که حجم بیشتری از واردات را با مبادله مقادیر مشخصی از صادرات می‌توان به‌دست آورد. ملاحظه روند رابطه مبادله کشور طی دوره زمانی ۸۰-۱۳۳۸ و براساس سال پایه ۱۳۶۱ نشان می‌دهد که رابطه مبادله تا سال ۱۳۵۳، از روندی نسبتاً ثابت برخوردار بوده، با افزایش قیمت کالاهای صادراتی کشور که عمدتاً به‌دلیل افزایش قیمت نفت بوده است، از این سال به‌بعد روندی صعودی به‌خود گرفته و به‌تدریج افزایش پیدا می‌کند، در سال



۱۳۶۰، به رقم بی سابقه ۲۵۰ افزایش یافته، ولی در طی سال‌های جنگ روند نزولی داشته است و بعد از جنگ نیز از روند نزولی توأم با نوسان‌های ملایم برخوردار بوده است. در طی سال‌های اخیر، این متغیر تاحدودی افزایش داشته است.

### ۳-۱-۴- کسری بودجه

میزان کسری بودجه در اقتصاد کشور به صورت اختلاف بین درآمدها و پرداخت‌های دولت اندازه‌گیری می‌شود. در طرف درآمدها، ارقام مربوط به درآمد حاصل از صادرات نفت و گاز، مالیات‌ها، فروش ارز، انحصارها و مالکیت دولت، فروش کالاها و خدمات، بهره دریافتی بابت وام‌های پرداختی دولت به خارج و غیره دیده می‌شود. در طرف مخارج، پرداخت‌های جاری و عمرانی و کمک‌های بلاعوض و غیره قرار گرفته‌اند. در این مطالعه برای تحلیل ارقام کسری بودجه، حساب ذخیره تعهدات ارزی از سال ۱۳۷۲، همچنین بدهی شرکت‌های دولتی به نظام بانکی از سال ۱۳۶۸ به بعد به ارقام کسری بودجه دولت اضافه شده و تحت عنوان کسری بودجه واقعی معرفی شده است.

بررسی روند کسری بودجه در اقتصاد ایران نشان می‌دهد تقریباً در تمامی سال‌های مورد مطالعه (۸۰-۱۳۳۸)، به استثنای سال ۱۳۴۵، بودجه دولت با کسری مواجه بوده است. براساس آمار منتشر شده، نسبت کسری بودجه واقعی به تولید ناخالص داخلی طی سال‌های اخیر (۸۰-۱۳۷۲) بیش از ۱۲ درصد بوده است. البته نسبت یاد شده متغیر بوده و در سال‌هایی که قیمت نفت کاهش یافته (مانند سال ۱۳۷۷)، به سطح بالاتری نیز رسیده است. افزایش این نسبت در طول دوره ۶۷-۱۳۵۹ به دلیل جنگ و هزینه‌های ناشی از آن بوده، در دوره ۷۲-۱۳۶۸ بدهی شرکت‌های دولتی و در دوره ۸۰-۱۳۷۲ کسری حساب ذخیره تعهدات ارزی و بدهی شرکت‌های دولتی در آن مؤثر بوده‌اند. متوسط سهم کسری بودجه از GDP در دوره مورد نظر، رقمی معادل ۱۱/۸ درصد بوده است.

## ۴-۲- برآورد الگو

در این مطالعه با توجه به این که اطلاعات مورد استفاده برای متغیرهای مورد نظر به صورت سری زمانی هستند، لذا برآورد مدل معرفی شده با تکیه به روش حداقل مربعات معمولی OLS<sup>۱</sup> با توجه به ادبیات اقتصادسنجی خالی از اشکال نخواهد بود. روش‌های مختلفی برای حل این مسأله در ادبیات اقتصادسنجی ارائه شده که یکی از آنها روش انگل - گرنجر<sup>۲</sup> تعمیم یافته و دیگری روش هم‌انباشتگی یوهانسون - یوسیلیوس در مدل‌های اقتصادسنجی است که امروزه نظر متخصصین اقتصادسنجی را کاملاً به خود معطوف کرده است.

با توجه به این که روش انگل - گرنجر تعمیم یافته تنها در مدل‌های دو متغیره جواب بهینه را ارائه می‌کند، بنابر این تکیه بر این روش در مدل‌هایی که دارای بیش از دو متغیر باشند، صحیح نخواهد بود. به همین دلیل در این مطالعه از روش هم‌انباشتگی یوهانسون - یوسیلیوس برای برآورد رابطه بلندمدت استفاده شده و روش انگل - گرنجر نیز برای مقایسه نتایج برآوردها به کار رفته است.

## ۴-۲-۱- آزمون ایستایی متغیرها

مدل‌سازی اقتصادسنجی با استفاده از سری‌های زمانی به روش‌های سنتی و معمول، مبتنی بر فرض ایستایی متغیرهای سری‌زمانی مدل است. در این قسمت برای اطمینان از ایستایی و یا نایستایی متغیرهای مورد استفاده در مدل، کلیه متغیرهای مورد نظر بر اساس آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته بررسی می‌شوند. آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته به صورت‌های مختلف و ممکن و براساس معنی‌دار بودن هر یک از عوامل جبری (مقادیر ثابت و روند) و معنی‌دار بودن متغیرهای وابسته با وقفه داده‌ها، برای کلیه متغیرهای موجود در مدل آزمون شد. جدول (۱) نشان‌دهنده نتایج آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته برای متغیرهای مورد نظر است.

۱- حداقل مربعات معمولی (Ordinary Least Square).

2- Engle, R.F. and Granger, C.W.J.

## جدول ۱- آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته برای سطح متغیرهای مورد مطالعه

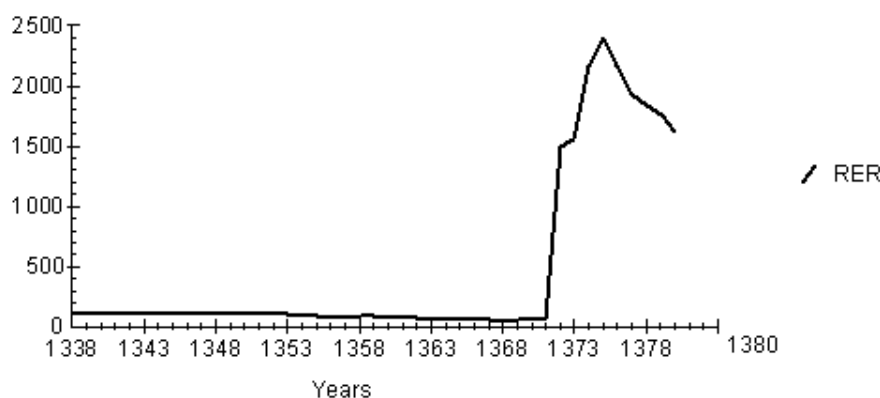
متغیر	آماره ADF	سطح ۱ درصد	در سطح ۵ درصد	در سطح ۱۰ درصد
CD	-۲/۹۶	-۴/۱۹	-۳/۵۲	-۳/۱۹
BD	-۱/۹۶	-۳/۵۹	-۲/۹۳	-۲/۶
TOT	-۲/۰۶	-۴/۱۹	-۳/۵۲	-۳/۱۹
RER	-۰/۲۵	-۲/۶۱	-۱/۹۴	-۱/۶۲

متغیرهای CD، BD، TOT، RER به ترتیب معرف کسری حساب جاری، کسری بودجه، رابطه مبادله و نرخ ارز واقعی است.

چنان که ملاحظه می‌شود با توجه به این که قدر مطلق آماره دیکی - فولر تعمیم یافته، از مقادیر بحرانی برای کلیه متغیرها کوچک‌تر است، بنابر این نتیجه‌گیری می‌شود که کلیه متغیرهای مورد مطالعه در سطح ناپایا بوده و فرضیه  $H_0$  مبنی بر وجود ریشه واحد متغیرهای مزبور در سطح بالایی از درجه اطمینان مورد تأیید قرار می‌گیرد. حال برای تشخیص درجه هم‌انباشتگی متغیرهای مورد نظر آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته، برای تفاضل مرتبه اول متغیرها تکرار شد. نتایج این آزمون تعمیم یافته برای تفاضل مرتبه اول متغیرها نشان داد که کلیه متغیرهای مدل پس از یکبار تفاضل‌گیری ساکن شده‌اند (آماره ADF برای متغیرهای  $\Delta CD$ ،  $\Delta BD$ ،  $\Delta TOT$  و  $\Delta RER$  به ترتیب  $-۷/۴۶$ ،  $-۶/۷۹$ ،  $-۴/۲۸$  و  $-۳/۰۳۷$  - به دست آمد). بنابر این می‌توان ادعا کرد که کلیه متغیرهای انباشته از درجه یک بوده  $(I(1))$  و برآورد مدل با روش حداقل مربعات معمولی تورش‌دار خواهد بود.

با توجه به انتقادات پرون از روش آزمون دیکی - فولر زمانی که شکست ساختاری در سری‌های زمانی وجود دارد، بررسی شکست ساختاری و آزمون ریشه واحد پرون ضروری است. "پرون" (۱۹۸۹) خاطر نشان می‌کند در شرایطی که انتظار یک شکست ساختاری وجود دارد باید مراقبت ویژه‌ای را در آزمون ریشه واحد اعمال کرد. در این حالت، آماره‌های آزمون دیکی - فولر در جهت رد نکردن ریشه واحد اریب دارد. ملاحظه نمودار نرخ ارز واقعی، انتظار وقوع شکست ساختاری را برای نرخ ارز حقیقی، به دلیل اجرای سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۲ محتمل می‌کند. این شکست ساختاری را با توجه به نمودار مذکور

می‌توان به یکی از دو صورت احتمالی تغییر در سطح، یا تغییر در شیب آن در نظر گرفت. بنابراین از الگوهای A و C پرون (۱۹۸۹ ص ۱۳۸۰) برای تشخیص مانایی یا نامانایی این متغیرها استفاده شد. نتایج آزمون پرون در مورد نرخ ارز واقعی با لحاظ کردن دو شکل احتمالی تغییر در سطح و تغییر در سطح و شیب، در پیوست آورده شده است. مقایسه آماره‌های t ضریب برآورد شده  $\alpha$  برای متغیر نرخ ارز واقعی، در هر دو الگوی A و C (به ترتیب  $-۰/۹۱۹$  در الگوی A و  $-۰/۰۴۷$  در الگوی C) با مقادیر بحرانی مربوطه، حکایت از آن دارد که حتی با در نظر گرفتن شکست ساختاری یکسان‌سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۲، باز هم نمی‌توان فرض صفر (ریشه واحد) را رد کرد.<sup>۱</sup> به این ترتیب نتیجه می‌شود که وجود ریشه واحد برای متغیر نرخ ارز واقعی، ناشی از شکست ساختاری نبوده و این متغیر دارای ریشه واحد است. بنابراین، با قبول این که هر سه متغیر انباشته از درجه یک بوده و تفاضل آنها مانا می‌شود، به بررسی مراحل بعدی برآورد الگوی تصحیح خطای برداری می‌پردازیم.



نمودار ۱- روند نرخ واقعی ارز ایران (۸۰-۱۳۳۸)

۱- آماره t ضریب برآورد شده  $\alpha$  براساس رابطه  $t = \frac{\hat{\alpha} - 1}{SE(\hat{\alpha})}$  محاسبه شده است.  $\alpha$  ضریب متغیر تأخیری نرخ ارز در الگوی پرون است. همچنین انتخاب متغیرهای تأخیری براساس معنی دار بودن بالاترین وقفه با توجه به آماره t آن می‌باشد. در ضمن سطح بحرانی نیز براساس تعداد مشاهدات قبل از وقوع شکست به کل مشاهدات تعیین شد.

## ۲-۲-۴- برآورد الگو

الگوی معرفی شده با استفاده از روش‌های OLS و MLE مورد برآورد قرار گرفت. نتایج برآورد به روش OLS نشان می‌دهد که چون درجه انباشتگی تمامی متغیرهای مدل از مرتبه اول و درجه انباشتگی ریشه واحد صفر است، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که بین متغیرهای مدل، یک رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد. رابطه بلندمدت برآورد شده به شکل زیر است:

$$CD = 913.52 + 3.96 BD + 9.66 TOT - 1.71 RER - 0.31 XO + 10284.26 DM - 8697.58 DE - 701605 DOIL \quad (5)$$

$$R^2=0.75 \quad D-W=2.11$$

نتایج آزمون ریشه واحد برای پسماند معادله برآورد شده فوق، بر ایستا بودن آن دلالت دارد. مقادیر آزمون دیکی فولر تعمیم یافته محاسبه شده برای پسماند معادله بالا 5.41- است که در سطح معنی‌داری یک درصد، فرض  $H_0$  مبنی بر وجود ریشه واحد رد می‌شود. نتایج برآورد نشان می‌دهد که بیش از ۷۵ درصد تغییرات کسری حساب جاری به وسیله متغیرهای مستقل بالا توضیح داده می‌شود. در ضمن، با وجود آن که تمامی ضرایب از علائم مورد انتظار برخوردار هستند، اما ضرورتاً از نظر آماری در سطح معنی‌داری بالایی نیستند. به طوری که برای متغیر نرخ واقعی ارز، آماره  $t$  در حدود  $(-1/69)$  بوده که در سطح معنی‌داری پایینی قابل تأیید است.

به لحاظ ایرادهای وارد شده بر روش انگل - گرنجر، از جمله فرض بر نرمال بودن و وجود یک بردار هم‌انباشتگی، چندان نمی‌توان به نتایج به دست آمده اتکا کرد. از این رو استفاده از مدل رقیب ضرورت پیدا می‌کند. مهم‌ترین مدل رقیب برای رگرسیون چندمتغیره، آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون - یوسیلیوس<sup>۱</sup> است. برای این منظور، ابتدا باید وقفه بهینه متغیرهای مورد نظر ارائه شود که برای

1- Johansson and Juselius.

تعیین وقفه بهینه مدل مربوطه ابتدا باید مدل خود همبستگی برداری<sup>۱</sup> را برآورد کرده و وقفه بهینه آن مدل را به عنوان وقفه بهینه مدل یوهانسون- یوسیلیوس انتخاب کرد. برآورد مدل خود همبستگی برداری، برای متغیرهای مورد نظر نشان گر این است که وقفه بهینه برای این مدل یک است<sup>۲</sup>.

بعد از تعیین وقفه بهینه باید مدل یوهانسون- یوسیلیوس را برای برآورد رابطه بلندمدت به کار گرفت. همان طور که اشاره شد برای انجام هم‌انباشتگی یوهانسون- یوسیلیوس از آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه استفاده می‌شود. پس از تشخیص تعداد بردارهای هم‌انباشتگی، با استفاده از آزمون‌های مذکور، بردارهای معمولی و نرمال استخراج می‌شوند و سپس با استفاده از آزمون نسبت حداکثر درست‌نمایی (LR)، معنی دار بودن ضرایب بررسی می‌شود. نتایج آزمون مقادیر مشخصه الگو در جدول شماره (۲) آورده شده است. نتایج آزمون اثر و حداکثر ویژه با در نظر گرفتن طول وقفه بهینه یک (بر مبنای معیارهای آکائیک و شوارتز) برای معادله حساب جاری نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، وجود دو بردار هم‌انباشتگی تأیید می‌شود.

جدول ۲- آزمون حداکثر مقدار برای برآورد تعداد بردارهای هم‌انباشتگی

رتبه		$\lambda \max$			$\lambda \text{trace}$		
$H_0$	$H_1$	آماره	سطح ۹۵ درصد	سطح ۹۰ درصد	آماره	سطح ۹۵ درصد	سطح ۹۰ درصد
$r=0$	$r=1$	49.09	34.4	39.79	109.26	75.07	84.45
$r \leq 1$	$r=2$	42.25	28.14	33.24	60.71	53.21	60.16
$r \leq 2$	$r=3$	13.46	22.00	26.81	17.92	34.91	41.07

بعد از تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی، گام بعدی به دست آوردن ضرایب بلندمدت مطالعه حاضر و انتخاب یک بردار از بین دو بردار هم‌انباشتگی است که

1- Vector Autoregression Model.

۲- تعیین وقفه بهینه براساس آماره آکائیک و یا شوارتز- بی‌زین سیستمی در الگوی خودهمبستگی برداری تعیین می‌شود.

در این مورد، بردار نرمال زیر، به دلیل انطباق بیشتر با نظریه‌های اقتصادی و ساختار اقتصاد ایران و با توجه به مباحث مطرح شده در بخش‌های قبلی، انتظارات ما را در برآورد الگوی بلندمدت برآورده می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که بردار نرمال به صورت زیر خواهد بود (اعداد داخل پرانتز انحراف معیار را نشان می‌دهند).

Normalized cointegrating coefficients (std. err. in parentheses)					
CD	BD	RER	TOT	XO	C
1.000000	-4.928395	3.640434	-6.389534	0.403296	-535.7082
	(0.64579)	(2.54404)	(4.16452)	(0.05915)	(819.911)

بر اساس رابطه بلندمدت فوق عوامل مؤثر بر کسری حساب جاری را می‌توان به شرح زیر تشریح کرد:

ضرایب متغیرهای کسری بودجه و رابطه مبادله بر این دلالت دارد که در بلندمدت با تغییر یک واحدی این متغیرها، کسری حساب جاری به ترتیب به اندازه  $4/92$  واحد و  $6/38$  واحد افزایش پیدا می‌کند. همچنین ضرایب متغیرهای نرخ واقعی ارز و متغیر صادرات نفت و گاز نیز حاکی از این است که بین این متغیرها، با کسری حساب جاری در بلندمدت رابطه منفی وجود دارد و با افزایش یک واحدی در نرخ واقعی ارز و صادرات نفت و گاز در بلندمدت، کسری حساب جاری به ترتیب به اندازه  $3/64$  واحد و  $0/4$  واحد کاهش خواهد یافت. در ضمن باید به این مطلب اشاره داشت که به غیر از متغیر نرخ واقعی ارز سایر متغیرها در سطح معنی‌داری بالایی تأیید شدند.

در کل براساس نتایج به دست آمده می‌توان به این گونه تحلیل کرد که در اکثر سال‌ها، عمده کسری بودجه دولت از طریق اخذ وام یا به عبارت بهتر استقراض از سیستم بانکی تأمین مالی شده است. این نحوه تأمین مالی کسری بودجه، به افزایش نقدینگی و تورم در کشور منجر شده است. از یک طرف، بسط پولی ایجاد شده در جامعه، سبب شده تا تقاضای مؤثر ایجاد شده، بسط مالی را تقویت کرده و در نهایت تقاضای مؤثر برای کالاها و خدمات وارداتی را بیش از گذشته افزایش

دهد. از سوی دیگر، با افزایش سطح عمومی قیمت‌ها در داخل و در نتیجه بالا رفتن قیمت کالاهای صادراتی، نرخ مبادله به‌ضرر کشور بوده و خود عاملی برای افزایش واردات و کاهش صادرات باشد. به این ترتیب، کسری بودجه هم از طریق بسط مالی و هم از طریق بسط پولی و تورم ایجاد شده، به‌تشدید واردات و در نتیجه وخیم‌تر شدن خالص حساب جاری منجر شده است. در مورد عدم تأثیر تغییرات نرخ ارز بر کسری حساب جاری در اقتصاد ایران، باید گفت که بخش نفت سهم غالب صادرات کشور را به‌خود اختصاص داده است و در مقایسه، سهم صادرات غیرنفتی اندک است. نظر به این که صادرات نفت با توجه به سهمیه تعیین شده از سوی اوپک و با قیمت تعیین شده جهانی صورت می‌گیرد، تحت تأثیر تغییرات نرخ ارز نیست. همچنین بخشی از صادرات غیرنفتی را صادرات کالاهای صنعتی در برمی‌گیرد، که اغلب توسط نهادها و بخش‌های دولتی صورت می‌گیرد و تأثیر تغییرات نرخ ارز بر آن کمتر است. در بخش واردات نیز سهم کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای قابل توجه است. این امر نشان می‌دهد که این دو دسته کالا بیش از آن که تحت تأثیر تغییرات نرخ ارز باشند، به واسطه نیاز و برای ادامه تولید و تکمیل طرح‌های عمرانی استفاده می‌شوند. بخش کوچک‌تر واردات نیز همچون گندم، برنج، شیرخشک و کاغذ، جزو کالاهای ضروری بوده و دولت به اجبار و صرف‌نظر از نرخ ارز وارد کرده است. به این ترتیب مشخص می‌شود که صادرات و واردات کشور نسبت به تغییرات نرخ ارز از حساسیت لازم برخوردار نیست. در ضمن، بررسی شوک یکسان‌سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۲ و تأثیر آن بر روند خالص صادرات و واردات کالاها و خدمات بر کاهش کسری در سال مزبور دلالت دارد، ولی عدم اتخاذ سیاست‌های مناسب پولی و مالی منجر به شکست اجرای سیستم نرخ ارز ثابت در اقتصاد ایران شده است.

ملاحظه نتایج روش‌های دوگانه OLS و MLE نشان می‌دهد که شاخص‌های به‌دست آمده از دو روش متفاوت بوده و از این رو پی‌آمدهای سیاستی مختلفی برای اقتصاد ایران خواهند داشت. مقایسه نتایج حاصل از روش‌های هم‌انباشتگی یوهانسون - یوسیلیوس و انگل - گرنجر در جدول (۳) منعکس شده است.



جدول ۳- مقایسه ضرایب دو روش هم‌انباشتگی OLS و MLE

متغیر/ روش	CD	BD	TOT	RER	C
OLS	۱	۳/۹۶	۹/۶۶	-۱/۷۱	۹۱۳/۵۲
MLE	۱	۴/۹۲	۶/۳۸	-۳/۶۴	۵۳۵/۷

بر اساس آزمون‌های هم‌انباشتگی، روابط بلندمدت بین متغیرها در معادلات دوگانه تأیید شده و بنابراین، می‌توان برای تحلیل کوتاه‌مدت از شکل الگوی تصحیح خطا (ECM) استفاده کرد. برای مرتبط کردن رفتار کوتاه‌مدت با بلندمدت، می‌توان جمله خطای حاصل از معادله بلندمدت را به صورت وقفه، وارد مدل کوتاه‌مدت کرد. نتایج برآورد معادله کوتاه‌مدت به شرح زیر است:

$$D(CD) = 0.43 D(BD) - 3.59 D(RER) - 0.6 D(XO) + 4352.211 DM$$

$$(1.98) \quad (-1.145) \quad (-5.8) \quad (2.68)$$

$$-5462.54 DE - 0.52 ECM (-1)$$

$$(-3.73) \quad (-1.048)$$

$$R^2 = 0.78 \quad -D - W = 2.07$$

نتایج برآورد کوتاه‌مدت کسری حساب جاری ایران نشان می‌دهد که ضریب جمله خطا که بیان‌گر حرکت به سمت تعادل و کاهش انحراف از مسیر بلندمدت است، در حدود ۵۲ درصد خواهد بود، یعنی حدود ۵۲ درصد انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت تا فصل دوم تعدیل می‌شود. در ضمن، متغیر مجازی DM با داشتن ضریب مثبت حکایت از این دارد که افزایش ناگهانی واردات باعث افزایش کسری حساب جاری شده و در مقابل، یکسان‌سازی نرخ ارز رسمی در سال ۷۲ باعث کاهش کسری حساب جاری شده است. افزایش درآمدهای ناشی از صادرات نفت و گاز نیز اثر کاهشی در کسری حساب جاری داشته است. متغیر مجازی DOIL و D(TOT) از لحاظ آماری معنی‌دار نبوده و به منظور تصریح صحیح مدل کنار گذاشته شدند.

حال به منظور بررسی برون‌زایی نسبی متغیرها، از روش تجزیه واریانس

استفاده شد. با تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، سهم نوسان‌های هر متغیر در واکنش به شوک‌های وارده بر متغیرهای الگو مشخص می‌شود. جدول (۴) تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی متغیرهای سیستم را روی کسری حساب جاری برای ۱۰ دوره نمایش می‌دهد. همان‌طور که نتایج جدول نشان می‌دهد، در دوره اول تقریباً کل تغییرات کسری حساب جاری توسط خود متغیر ایجاد می‌شود. این سهم پس از ۱۰ دوره به حدود ۴۱ درصد کاهش پیدا می‌کند. همچنین، در کوتاه‌مدت حدود ۸ درصد و در بلندمدت تقریباً ۴۳ درصد واریانس خطای پیش‌بینی کسری حساب جاری، توسط رابطه مبادله ایجاد می‌شود. نرخ ارز واقعی تقریباً نقش ناچیزی در نوسان‌های کسری حساب جاری ایران دارد، اما سهم کسری بودجه از ۰/۸۷ درصد کوتاه‌مدت، به ۱۱/۵ درصد بلندمدت می‌رسد. این نتایج حاکی از این است که اعمال سیاست‌های کاهش ارزش پول در کشور، نتوانسته آنچنان که انتظار می‌رفت، کسری بخش تجارت خارجی را بهبود بخشد و نقش ناچیزی را در کاهش کسری‌های تجارت خارجی داشته است. در ضمن، شوک‌های رابطه مبادله در بلندمدت بیشترین میزان تغییرات کسری حساب جاری را ایجاد می‌کنند.

جدول ۴- تجزیه واریانس متغیرهای الگو روی کسری حساب جاری

دوره	کسری حساب جاری	کسری بودجه	نرخ واقعی ارز	رابطه مبادله
۱	۱۰۰	۰	۰	۰
۲	۹۰/۵۴	۰/۸۷	۰/۱۵	۸/۴۲
۳	۶۸/۰۳	۸/۶۵	۲/۵۵	۲۰/۷۵
۴	۶۰/۶۸	۸/۹۷	۲/۸۵	۲۷/۴۸
۵	۵۶/۱۷	۹/۲۳	۲/۹۸	۳۱/۵۹
۶	۵۱/۳۳	۱۰/۰۷	۳/۲۷	۳۵/۳۱
۷	۴۷/۷۴	۱۰/۶۵	۳/۴۹	۳۸/۱۰
۸	۴۵/۲۲	۱۰/۹۴	۳/۶۲	۴۰/۲۰
۹	۴۳/۰۳	۱۱/۲۳	۳/۷۳	۴۱/۹۵
۱۰	۴۱/۲۱	۱۱/۵۱	۳/۸۳	۴۳/۴۳

### ۵- جمع بندی

برای کشورهای مختلف به ویژه کشورهای در حال توسعه، تراز پرداخت‌ها و به خصوص وضعیت تراز حساب جاری آنها، از مهم‌ترین متغیرهای کلان به شمار می‌آید. شناسایی عوامل مؤثر بر کسری حساب جاری اقتصاد ایران، نحوه تدوین و اتخاذ سیاست‌های کلان اقتصادی برای نیل به تعادل در بخش خارجی را روشن می‌کند.

نتایج حاصل از برآورد مدل کسری حساب ایران، حکایت از وجود رابطه تعادلی بلندمدت مستقیم، میان کسری بودجه و رابطه مبادله با کسری حساب جاری دارد. همچنین براساس نتایج به دست آمده وجود ارتباط معنی‌دار بلندمدت بین نرخ ارز واقعی و کسری حساب جاری تأیید نمی‌شود. در ضمن، نتایج کوتاه‌مدت نشان می‌دهند که ضریب سرعت تعدیل متغیر کسری حساب جاری، در قبال هرگونه عدم تعادل و انحراف آن از سطح تعادلی بلندمدت، در حدود ۰/۵۲ است. برای معادله کسری حساب جاری ( $\Delta CD$ ) متغیر مجازی DM با داشتن ضریب مثبت حکایت از این دارد که افزایش ناگهانی واردات، باعث افزایش کسری حساب جاری شده و در مقابل، یکسان‌سازی نرخ ارز رسمی در سال ۷۲ باعث کاهش کسری حساب جاری شده است. همچنین افزایش درآمدهای ناشی از صادرات نفت و گاز نیز، اثر کاهشی در کسری حساب جاری داشته است.

براساس نتایج به دست آمده، در کل اتخاذ سیاست تنزل ارزش پول داخلی به منظور دستیابی به هدف کاهش کسری بخش تجارت خارجی سیاست کارآمدی به نظر نمی‌رسد. حال در شرایطی که سیاست مزبور در راستای اهداف دیگری همچون افزایش درآمدهای دولتی و یا حذف بازار موازی ارز اجرا شود، با وجود این که به کارگیری مداوم این سیاست امکان‌پذیر نیست، موفقیت نهایی آن نیز در گرو اعمال سیاست‌های صحیح و منظم مالی طی دوره‌های بعد خواهد بود. نظر به نقش درآمدهای نفتی در بخش تجارت خارجی کشور، برای پرهیز از عدم تعادل‌های اقتصادی و نیز پرهیز از کسری حساب جاری، کاهش اتکا به درآمدهای نفت و گاز، بیش از پیش ضروری است. همچنین بنا به نتایج به دست

آمده، برای اثرگذاری بر کسری حساب جاری، در کوتاه‌مدت، دولت می‌تواند با استفاده از ابزارهای سیاستی خود باعث تغییر در متغیرهای رابطه مبادله و نیز درآمدهای داخلی و خارجی شده و از این طریق، این متغیر را به سمت موردنظر هدایت کند. اما در بلندمدت، به نظر می‌رسد این احتمال به مراتب کمتر باشد.

### فهرست منابع

- ۱- ابریشمی، حمید و مهر آرا، محسن، (۱۳۸۱)، *اقتصادسنجی کاربردی (روینمودهای نوین)*، چاپ اول، انتشارات دانشگاه تهران، تهران.
- ۲- منکیو، گریگوری، (۱۳۸۳)، *اقتصاد کلان*، ترجمه حمیدرضا ابرادان شرکاء، علی پارسائیان، تهران، انتشارات دانشگاه علامه طباطبایی.
- ۳- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، *گزارش اقتصادی و ترازنامه سال‌های مختلف*
- ۴- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، *نماگرهای اقتصادی سال‌های مختلف*.
- ۵- برانسون، ولیام اچ، (۱۳۷۸)، *تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان*، ترجمه عباس شاکری، چاپ چهارم، نشر نی، تهران.
- ۶- تقوی، مهدی، *تراز پرداخت‌ها و رویکرد پولی نرخ ارز*، مجله اطلاعات اقتصادی و سیاسی، شماره‌های ۱۳۳-۱۳۴.
- ۷- جلالی نایینی، احمدرضا و خیابانی، ناصر، (۱۳۷۶)، *اثر متغیرهای کلان بر تراز تجاری ایران*، پژوهشنامه بازرگانی، فصلنامه شماره ۳، تابستان ۱۳۷۶.
- ۸- رحیمی بروجردی، علیرضا، (۱۳۷۷)، *تأثیر سیاست‌های جدید ارزی بر تجارت خارجی در ایران*، مجله تحقیقات اقتصادی، دانشگاه تهران.
- ۹- رحیمی بروجردی، علیرضا، (۱۳۷۷)، *سیاست‌های ارزی، الگوهای تجاری و ترازپرداخت‌ها*، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.
- ۱۰- رزاقی، ابراهیم، (۱۳۶۷)، *اقتصاد ایران*، نشرنی، تهران.
- ۱۱- نوفرستی، محمد، (۱۳۷۸)، *ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی*، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.
- ۱۲- سازمان برنامه و بودجه، دفتر کلان اقتصاد، *مجموعه آماری سری زمانی آمارهای اقتصادی، اجتماعی*.
- ۱۳- عسگری، منصور، (۱۳۷۹)، *تعیین ارتباط متقابل علت و معلولی و پویا بین رابطه*

- مبادله و کسری حساب جاری با روش همگرایی در ایران، پژوهشنامه بازرگانی، فصلنامه شماره ۱۷.
- ۱۴- فلاحی، محمد علی، (۱۳۷۷)، مطالعه ارتباط متقابل کسری‌های بودجه، کسری‌های بخش تجارت خارجی و نرخ ارز در اقتصاد ایران، رساله دکتری، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی، تهران.
- ۱۵- اپل یارد. دنیس آر و فیلد جونیور. آلفرد جی، (۱۳۷۸)، *مالیه بین‌الملل*، ترجمه: محمد علی مانی، نشر نی.
- 16- "Adjust rent policies and the current Account Balance: Empirical evidence from Sudan". (2001). Alamedin. A. Bawaga.
- 17- Alkhatib Alkswani, (1999). "The Twin Deficits Phenomenon in Petroleum Economy: Evidence from Saudi Arabia".
- 18- Bahmani – Oskooee, M. and A. Janardhanan, (1995), "Is There any Long-Run Relation between the Terms of Trade and Balance?", *Journal of Policy Modeling*, 17, 199-205
- 19- Bahmani- Oskooee, Mohsen and Sayeed Payesteh, (1993), "Budget deficit and the value of dollar: an application of Cointegration and Error Correction Modeling", *Journal of Macroeconomics*, vol, 15 (fall): pp 661 – 77
- 20- Cashin Paul & et. al, (1998). "Terms of Trade shocks and the Current Account", *IMF Working Paper*, WP/98/177
- 21- Cragwell.Roland.C and Samaroo.Sudesh. (1999). "Dynamic Modeling of the Current Accounts: Evidence from the Caribbean". *International Economic Journal*.V11, No4. pp: 39-50
- 22- Hoque, A. (1995), "Co-integration Relationship between Terms of Trade and Current Account Deficit, the Australian Evidence", *Applied Economic Ledtters*, 2,199-210
- 23- Kent Christopher, (1997), "the response of the current account to Terms of Trade shocks: A panel Data study", Economic Research Department, Reserve Bank of Australia,
- 24- Khan, MS and M.D. Knight, (1993), "Determinants of Current Account Balance of Non-Oil Developing Countries in the 1970: An Empirical Analysis", *IMF Staff Papers*, 30, 819-42
- 25- Loayzo. Normon. (1999). "Determinates of Current Account Deficits in developing countries". Work Bank, Policy Research, Working Papers. No 2398
- 26- Ostry Jonathan, (1988), "the Balance of Trade, the Terms of Trade and the real Exchange, An intertemporal optimizing framework", *staff paper*, IMF, Vol 35, No.4, pp:541-74
- 27- Persson, Torsten and Svensson Lars E.O. (1983), "Current Account

- Dynamics and the Terms of Trade: Harberger- Laursen- Metzler, Two Generation Later", *NBER Working Paper*, No1129,
- 28- Rankin, Neil, (1994), "Quantity-Constrained Models of Open Economics", in *Handbook of International Macroeconomics*, edited by Fredric Van Der Ploeg, Basic Blackwell Ltd, pp.3-30
- 29- Van Wijnbergen, S. (1987), "Government Deficits, Private Investment and the Current Account: An Intertemporal Disequilibrium Analysis", *Economic Journal*, Vol.97, PP.596-615

پیوست

آزمون پایایی متغیر نرخ ارز واقعی (RER) با استفاده از آزمون پرون

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is RER  
41 observations used for estimation from 1340 to 1380

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INTP	-743.9453	440.6882	-1.6881[.100]
DUT	-5749.4	6009.9	-.95666[.345]
DT	4.1498	4.3634	.95107[.348]
T	.55220	.32784	1.6844[.101]
DTB	34.7994	22.5184	1.5454[.131]
RER(-1)	.99360	.13341	7.4475[.000]

R-Squared	.79911	R-Bar-Squared	.77041
S.E. of Regression	17.1979	F-stat. F( 5, 35)	27.8450[.000]
Mean of Dependent Variable	117.4978	S.D. of Dependent Variable	35.8921
Residual Sum of Squares	10351.8	Equation Log-likelihood	-171.5691
Akaike Info. Criterion	-177.5691	Schwarz Bayesian Criterion	-182.7098
DW-statistic	1.9153	Durbin's h-statistic	.52185[.602]

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is RER  
41 observations used for estimation from 1340 to 1380

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INTP	-843.5077	427.5057	-1.9731[.056]
DUT	-33.6139	10.0823	-3.3340[.002]
T	.63234	.31641	1.9985[.053]
DTB	25.4507	20.2328	1.2579[.217]
RER(-1)	.90943	.099707	9.1211[.000]

R-Squared	.79392	R-Bar-Squared	.77102
S.E. of Regression	17.1750	F-stat. F( 4, 36)	34.6720[.000]
Mean of Dependent Variable	117.4978	S.D. of Dependent Variable	35.8921
Residual Sum of Squares	10619.3	Equation Log-likelihood	-172.0921
Akaike Info. Criterion	-177.0921	Schwarz Bayesian Criterion	-181.3760
DW-statistic	1.8018	Durbin's h-statistic	.82427[.410]

## خروجی‌های رایانه‌ای الگو به‌روش انگل - گرنجر OLS

## نتایج برآورد الگو به‌روش OLS

Dependent Variable: CD  
 Method: Least Squares  
 Date: 12/30/04 Time: 03:27  
 Sample: 1338 1380  
 Included observations: 43

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	913.5226	802.2083	1.138760	0.2625
BD	3.967741	1.806819	2.195981	0.0348
RER	-1.716646	1.012206	-1.695945	0.1716
TOT	9.660212	3.971229	2.432550	0.0202
XO	-0.310754	0.057151	-5.437379	0.0000
DM	10284.26	2087.791	4.925904	0.0000
DE	-8697.585	2815.433	-3.089252	0.0039
DOIL	-7016.501	2804.323	-2.502031	0.0172
R-squared	0.758034	Mean dependent var	-861.5698	
Adjusted R-squared	0.709641	S.D. dependent var	4962.748	
S.E. of regression	2674.175	Akaike info criterion	18.78691	
Sum squared resid	2.50E+08	Schwarz criterion	19.11458	
Log likelihood	-395.9186	F-statistic	15.66408	
Durbin-Watson stat	2.113944	Prob(F-statistic)	0.000000	



آزمون پایایی پسماند الگوی برآورد شده به روش OLS

ADF Test Statistic	-5.413813	1% Critical Value*	-3.5973
		5% Critical Value	-2.9339
		10% Critical Value	-2.6048

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RESID01)

Method: Least Squares

Date: 12/30/04 Time: 03:29

Sample(adjusted): 1340 1380

Included observations: 41 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID01(-1)	-1.308373	0.241673	-5.413813	0.0000
D(RESID01(-1))	0.229772	0.170565	1.347124	0.1859
C	78.30374	390.6446	0.200447	0.8422
R-squared	0.552823	Mean dependent var	7.471294	
Adjusted R-squared	0.529287	S.D. dependent var	3636.970	
S.E. of regression	2495.271	Akaike info criterion	18.55254	
Sum squared resid	2.37E+08	Schwarz criterion	18.67792	
Log likelihood	-377.3270	F-statistic	23.48875	
Durbin-Watson stat	1.917514	Prob(F-statistic)	0.000000	

## خروجی‌های رایانه‌ای الگو به‌روش یوهانسون - یوسیلیوس (MLE)

## وقفه بهینه مدل یوهانسون - یوسیلیوس

VAR Lag Order Selection Criteria  
 Endogenous variables: CD BD RER TOT  
 Exogenous variables: C  
 Date: 11/18/04 Time: 15:04  
 Sample: 1338 1380  
 Included observations: 40

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1056.958	NA	1.28E+18	53.04791	53.21680	53.10897
1	-959.9808	169.7103*	2.25E+16*	48.99904*	49.84348*	49.30436*
2	-947.5030	19.34067	2.76E+16	49.17515	50.69514	49.72473
3	-934.8597	17.06848	3.48E+16	49.34298	51.53853	50.13682

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

آماره رتبه همجمعی

Date: 12/30/04 Time: 04:05  
 Sample(adjusted): 1340 1380  
 Included observations: 41 after adjusting endpoints  
 Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)  
 Series: CD BD RER TOT XO  
 Exogenous series: DE DOIL DM  
 Warning: Critical values assume no exogenous series  
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.698008	109.2661	76.07	84.45
At most 1 **	0.643179	60.17457	53.12	60.16
At most 2	0.279944	17.92320	34.91	41.07
At most 3	0.056382	4.457692	19.96	24.60
At most 4	0.049427	2.078311	9.24	12.97

\*(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level  
 Trace test indicates 2 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.698008	49.09152	34.40	39.79
At most 1 **	0.643179	42.25137	28.14	33.24
At most 2	0.279944	13.46550	22.00	26.81
At most 3	0.056382	2.379381	15.67	20.20
At most 4	0.049427	2.078311	9.24	12.97

\*(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level  
 Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

نتایج براورد به روش MLE

Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)

CD	BD	RER	TOT	XO	C
1.000000	-4.928395	3.640434	-6.389534	0.403296	-535.7082
	(0.64579)	(2.54404)	(4.16452)	(0.05915)	(819.911)

## نتایج الگوی تصحیح خطای برداری (کوتاه‌مدت)

Dependent Variable: D(CD)

Method: Least Squares

Date: 12/30/04 Time: 20:48

Sample(adjusted): 1341 1380

Included observations: 40 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 14 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(BD)	0.430720	0.438763	1.981669	0.0534
D(RER)	-3.599617	3.142619	-1.145419	0.2603
D(XO)	-0.604664	0.104097	-5.808660	0.0000
DM	4352.211	1621.255	2.684471	0.0113
DE	-5462.546	5209.803	-1.048513	0.3020
RESID01(-1)	-0.520840	0.139307	-3.738794	0.0007
AR(1)	-0.488803	0.166706	-2.932124	0.0061
R-squared	0.784657	Mean dependent var	-150.5450	
Adjusted R-squared	0.745504	S.D. dependent var	5667.551	
S.E. of regression	2859.143	Akaike info criterion	18.91206	
Sum squared resid	2.70E+08	Schwarz criterion	19.20761	
Log likelihood	-371.2412	Durbin-Watson stat	2.078195	
Inverted AR Roots	- .49			

نتایج تجزیه واریانس

Period	S.E.	CD	BD	RER	TOT
1	2579.884	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	2718.031	90.54755	0.871304	0.154829	8.426317
3	3145.337	68.03502	8.657637	2.556443	20.75090
4	3573.574	60.68529	8.972962	2.853469	27.48828
5	3857.589	56.17882	9.235002	2.988085	31.59809
6	4116.795	51.33122	10.07694	3.278276	35.31356
7	4384.519	47.74249	10.65119	3.498472	38.10785
8	4633.669	45.22953	10.94642	3.623017	40.20103
9	4863.790	43.06637	11.23909	3.736190	41.95835
10	5085.496	41.21514	11.51056	3.839772	43.43453

Cholesky Ordering: CD BD RER TOT

آزمون پایایی متغیرهای الگو در سطح و تفاضل مرتبه اول براساس آزمون دیکی - فولر

ADF Test Statistic	-2.966286	1% Critical Value*	-4.1958
		5% Critical Value	-3.5217
		10% Critical Value	-3.1914

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CD)

Method: Least Squares

Date: 11/18/04 Time: 13:45

Sample(adjusted): 1340 1380

Included observations: 41 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CD(-1)	-0.575780	0.194108	-2.966286	0.0053
D(CD(-1))	-0.050754	0.177909	-0.285282	0.7770
C	-219.4356	1618.363	-0.135591	0.8929
@TREND(1338)	-17.55511	64.56457	-0.271900	0.7872
R-squared	0.301275	Mean dependent var	-150.9341	
Adjusted R-squared	0.244621	S.D. dependent var	5596.259	
S.E. of regression	4863.849	Akaike info criterion	19.90952	
Sum squared resid	8.75E+08	Schwarz criterion	20.07669	
Log likelihood	-404.1451	F-statistic	5.317861	
Durbin-Watson stat	2.019342	Prob(F-statistic)	0.003782	

ADF Test Statistic	-7.459594	1% Critical Value*	-4.2023
		5% Critical Value	-3.5247
		10% Critical Value	-3.1931

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CD,2)

Method: Least Squares

Date: 11/18/04 Time: 13:46

Sample(adjusted): 1341 1380

Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(CD(-1))	-1.914275	0.256619	-7.459594	0.0000
D(CD(-1),2)	0.401576	0.157157	2.555248	0.0150
C	643.7424	1752.280	0.367374	0.7155
@TREND(1338)	-45.56635	69.61227	-0.654574	0.5169
R-squared	0.726350	Mean dependent var		167.0375
Adjusted R-squared	0.703546	S.D. dependent var		9268.985
S.E. of regression	5046.738	Akaike info criterion		19.98551
Sum squared resid	9.17E+08	Schwarz criterion		20.15440
Log likelihood	-395.7102	F-statistic		31.85167
Durbin-Watson stat	1.954373	Prob(F-statistic)		0.000000

ADF Test Statistic	-1.964037	1% Critical Value*	-3.5973
		5% Critical Value	-2.9339
		10% Critical Value	-2.6048

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(BD)

Method: Least Squares

Date: 11/18/04 Time: 13:48

Sample(adjusted): 1340 1380

Included observations: 41 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BD(-1)	-0.252302	0.128461	-1.964037	0.0569
D(BD(-1))	-0.206531	0.158853	-1.300146	0.2014
C	1.981681	1.052667	1.882533	0.0674
R-squared	0.192882	Mean dependent var		0.090244
Adjusted R-squared	0.150402	S.D. dependent var		3.233095
S.E. of regression	2.980061	Akaike info criterion		5.092120
Sum squared resid	337.4689	Schwarz criterion		5.217503
Log likelihood	-101.3885	F-statistic		4.540554
Durbin-Watson stat	2.091748	Prob(F-statistic)		0.017053



ADF Test Statistic	-6.797543	1% Critical Value*	-3.6019
		5% Critical Value	-2.9358
		10% Critical Value	-2.6059

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(BD,2)

Method: Least Squares

Date: 11/18/04 Time: 13:50

Sample(adjusted): 1341 1380

Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(BD(-1))	-1.739248	0.255864	-6.797543	0.0000
D(BD(-1),2)	0.304022	0.157024	1.936143	0.0605
C	0.169978	0.478353	0.355339	0.7244
R-squared	0.697703	Mean dependent var		0.015000
Adjusted R-squared	0.681363	S.D. dependent var		5.347635
S.E. of regression	3.018631	Akaike info criterion		5.119522
Sum squared resid	337.1489	Schwarz criterion		5.246188
Log likelihood	-99.39044	F-statistic		42.69814
Durbin-Watson stat	1.867791	Prob(F-statistic)		0.000000

ADF Test Statistic	-2.063033	1% Critical Value*	-4.1958
		5% Critical Value	-3.5217
		10% Critical Value	-3.1914

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

#### Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TOT)

Method: Least Squares

Date: 11/18/04 Time: 13:52

Sample(adjusted): 1340 1380

Included observations: 41 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TOT(-1)	-0.191006	0.092585	-2.063033	0.0462
D(TOT(-1))	0.299652	0.163067	1.837606	0.0742
C	-6.172649	16.37630	-0.376926	0.7084
@TREND(1338)	-1.150684	0.964040	-1.193605	0.2402
R-squared	0.143222	Mean dependent var	-2.984390	
Adjusted R-squared	0.073754	S.D. dependent var	51.35922	
S.E. of regression	49.42898	Akaike info criterion	10.73142	
Sum squared resid	90399.30	Schwarz criterion	10.89860	
Log likelihood	-215.9941	F-statistic	2.061684	
Durbin-Watson stat	1.911553	Prob(F-statistic)	0.122034	

ADF Test Statistic	-4.281741	1% Critical Value*	-4.2023
		5% Critical Value	-3.5247
		10% Critical Value	-3.1931

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TOT,2)

Method: Least Squares

Date: 11/18/04 Time: 13:53

Sample(adjusted): 1341 1380

Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TOT(-1))	-0.908923	0.212279	-4.281741	0.0001
D(TOT(-1),2)	0.141798	0.169997	0.834119	0.4097
C	-10.80881	18.20075	-0.593866	0.5563
@TREND(1338)	0.366275	0.717873	0.510223	0.6130
R-squared	0.401126	Mean dependent var	1.689000	
Adjusted R-squared	0.351220	S.D. dependent var	65.03553	
S.E. of regression	52.38411	Akaike info criterion	10.84972	
Sum squared resid	98787.40	Schwarz criterion	11.01861	
Log likelihood	-212.9945	F-statistic	8.037599	
Durbin-Watson stat	1.985592	Prob(F-statistic)	0.000315	

ADF Test Statistic	-0.256113	1% Critical Value*	-2.6196
		5% Critical Value	-1.9490
		10% Critical Value	-1.6200

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RER)

Method: Least Squares

Date: 11/18/04 Time: 13:58

Sample(adjusted): 1340 1380

Included observations: 41 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RER(-1)	-0.012599	0.049192	-0.256113	0.7992
D(RER(-1))	0.139453	0.168168	0.829251	0.4120
R-squared	-0.004384	Mean dependent var		37.10073
Adjusted R-squared	-0.030137	S.D. dependent var		252.6897
S.E. of regression	256.4691	Akaike info criterion		13.97944
Sum squared resid	2565279.	Schwarz criterion		14.06303
Log likelihood	-284.5786	Durbin-Watson stat		2.077242

ADF Test Statistic	-3.037989	1% Critical Value*	-2.6211
		5% Critical Value	-1.9492
		10% Critical Value	-1.6201

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RER,2)

Method: Least Squares

Date: 11/18/04 Time: 13:57

Sample(adjusted): 1341 1380

Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RER(-1))	-0.629622	0.207250	-3.037989	0.0043
D(RER(-1),2)	-0.278715	0.156479	-1.781161	0.0829
R-squared	0.478909	Mean dependent var	-3.338750	
Adjusted R-squared	0.465197	S.D. dependent var	341.6106	
S.E. of regression	249.8207	Akaike info criterion	13.92807	
Sum squared resid	2371595.	Schwarz criterion	14.01251	
Log likelihood	-276.5614	Durbin-Watson stat	2.006754	