# بررسی اثر هاربرگر، لارسن و متذلر در اقتصاد ایران با استفاده از روش ARDL

**حسن تحصیلی**[1]

**تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۱۰/۵** **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۰۲/۳۰**

**چکیده**

در ادبیات اقتصادی به‌ویژه اقتصاد بین‌الملل، اثر هاربرگر- لارسن و متذلر که به‌اختصار اثر HLM نامیده می‌شود، از اهمیت خاصی برخوردار است. طبق اثر HLM، بدتر شدن رابطه مبادله منجر به بدتر شدن حساب جاری شده که سازوکار این تأثیرگذاری از طریق درآمد ملی است.

هدف این پژوهش، بررسی اثر مذکور برای اقتصاد ایران است. متغیرهای منتخب تحقیق که به صورت سالانه هستند، عبارتند از: حساب جاری(خالص صادرات)، رابطه مبادله و تولید ناخالص ملی. برای نیل به هدف مذکور، از روش اقتصاد سنجی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی(ARDL) استفاده شده و داده‌های زمانی سال‌های ۸۹-۱۳۵۷ در تحقیق وارد شده‌است.

برای انجام آزمون هم‌جمعی از روش بنرجی، دولادو و مستر و همچنین روش هاشم پسران و شین استفاده شد. نتایج آزمون، رابطه بلندمدت موجود میان متغیرهای الگو را تأیید نمود. بنابراین، بردار هم‌جمعی براورده‌شده حاکی از وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت بین حساب جاری، رابطه مبادله و تولید ناخالص ملی است؛ به طوری که رابطه مبادله و تولید ناخالص ملی بر حساب جاری تأثیر مثبت و معنی‌داری دارند. به این ترتیب اثر HLM در اقتصاد ایران در دوره مورد بررسی تأیید می‌شود.

**واژگان کلیدی:** حساب جاری، اثر HLM، رابطه مبادله، ARDL.

**JEL:** F32, F41.

## ۱. مقدمه

تراز پرداخت‌های بین‌المللی به دو حساب عمده تفکیک می‌شود: حساب جاری و حساب سرمایه. حساب جاری، مبادله کالاها و خدمات یعنی صادرات و واردات، دریافتها و پرداختهای مربوط به درامد سرمایه‌گذاری و نیز پرداختهای انتقالی شهروندان داخلی به خارجیان یا پرداختهای انتقالی خارجیان به

۱. استادیار اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد، Email: htahsili@um.ac.ir.

شهروندان داخلی را ثبت می‌کند. این حساب در واقع انواع جریان‌هایی را مدنظر قرار می‌دهد که برای محصول و درامد جاری مهم و با آن مرتبط است و از این رو نوسانات حساب جاری و به خصوص منشأ نوسانات آن مورد توجه سیاست‌گذاران اقتصادی و اقتصاددانان است.

از طرفی اختلالات رابطه مبادله از دیدگاه بسیاری از اقتصادانان یک عامل اساسی بی‌ثباتی اقتصادی تلقی می‌شود. این موضوع به ویژه در مورد کشورهای در حال توسعه مصداق دارد، زیرا قسمت عمده صادرات آنها را کالاهای اولیه تشکیل می‌دهد. قیمت این کالاها در بازارهای جهانی با نوسانات بیشتری مواجه است، بنابراین کشورهای مذکور با تغییرپذیری بالاتر رابطه مبادله مواجه می‌باشند(Serven, 1999).

تأثیرگذاری رابطه مبادله بر متغیرهای اقتصاد به یکی از مهم‌ترین موضوعات اقتصاد بین‌الملل تبدیل شده است. ادبیات مرتبط با این موضوع توجهی خاص به واکنش حساب جاری نسبت به شوک‌های رابطه مبادله قائل شده‌است، به گونه‌ای که جریانات تجاری بین کشورها و به تبع آن جریان سرمایه‌گذاری و تولید در کشورها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. این موضوع اولین بار از سوی لارسن و متذلر[1](۱۹۵۰) و هاربرگر[2] (۱۹۵۸) ارائه گردید و با عنوان مدل HLM[3] در اقتصاد بین‌الملل معروف شد. این نظریه بیان می‌کند که بدتر شدن رابطه مبادله تأثیر نامطلوب بر درامد واقعی و از این طریق بر پس‌انداز داشته، موجب بدتر شدن حساب جاری می‌شود. از اوایل دهه ۱۹۸۰ به این موضوع در قالب مدل‌های بهینه‌یابی بین دوره‌ای اقتصاد کلان توجه مجدد شده‌است.

بررسی ارتباط حساب جاری با رابطه مبادله در چارچوب الگوی HLM در اقتصاد ایران می‌تواند یک پل ارتباطی بین نظریه‌های علم اقتصاد و واقعیات اقتصادی باشد. آگاهی بیشتر از علم اقتصاد و آخرین دستاوردهای آن و انطباق آن با واقعیات اقتصادی کشور، می‌تواند منجر به تخصیص بهینه منابع و مانع از اتلاف آن شود و در نتیجه، زمینه‌های رشد و توسعه را فراهم آورد. مطالعه حاضر، گامی در مسیر گسترش کاربرد نظریه‌های علم اقتصاد و میزان انطباق آن با واقعیتهای اقتصادی کشور است. کاربرد این الگو می‌تواند زمینه‌های جدیدی را برای محققان و پژوهشگران فراهم آورده، چارچوب تحلیلی مناسبی را برای تبیین عوامل مؤثر بر حساب جاری ایجاد نماید.

1. Laursen & Metzler
2. Harberger
3. Harberger, Laursen & Metzler

این مقاله از پنج قسمت تشکیل شده‌است: در قسمت دوم، مطالعات تجربی ملاحظه می‌شود؛ قسمت سوم، به ارائه مبانی نظری تحقیق می‌پردازد؛ در قسمت چهارم، الگوی ارائه‌شده برای اقتصاد ایران با استفاده از روش هم‌جمعی ARDL براورد می‌شود و نتیجه‌گیری و پیشنهادها نیز قسمت پنجم را تشکیل می‌دهد.

## ۲. پیشینه تحقیق

### ۱.۲. مطالعات خارجی

سادکا و یی[1](۱۹۹۶) به بررسی رابطه کالاهای مصرفی بادوام، شوک‌های دائمی رابطه مبادله و کسری-های تجاری اقتصاد آمریکا طی دوره زمانی(۱۹۸۸-۱۹۷۳) پرداختند. برای این منظور از الگوی بین‌دوره‌ای مصرف استفاده کرده، و تابع هامیلتون را برای مسئله تشکیل دادند و با استخراج شرایط مرتبه اول و کالیبره کردن الگو با مشخص نمودن شاخص‌های آن به این نتیجه رسیدند که قسمتی از کسری تجاری آمریکا در دهه ۱۹۸۰ ناشی از کاهش قیمت کالاهای مصرفی بادوام بوده‌است؛ به طوری که ۱۲٪ کاهش قیمت کالاهای مصرفی بادوام منجر به ۱۶٪ کاهش تراز تجاری آمریکا شده‌است.

سن‌هاجی[2](۱۹۹۸) پویایی‌های تراز تجاری و رابطه مبادله را در ۳۵ کشور کمتر توسعه‌یافته برای دوره زمانی(۱۹۹۳- ۱۹۶۰) بررسی کرده‌است. وی به دنبال بررسی این موضوع بود که آیا رابطه بین حساب جاری و رابطه مبادله در کشورهای کمتر توسعه‌یافته به وسیله منحنی S قابل توضیح است یا خیر؟ قبل از این تحقیق، بکاس و همکاران[3](۱۹۹۴) در مطالعه‌ای برای کشورهای OECD به این نتیجه رسیدند که همبستگی موجود بین حساب جاری و رابطه مبادله از یک منحنی S شکلی تبعیت می‌کند، یعنی رابطه مبادله و حساب جاری در برخی دوره‌ها رابطه‌ای مثبت و در دوره‌های دیگر رابطه‌ای منفی دارند. این محقق تحلیل بکاس و همکارانش را برای کشورهای کمتر توسعه‌یافته بسط داد. نتیجه بررسی وی حاکی از این بود که روابط پویای رابطه مبادله و حساب جاری برای ۳۵ کشور مذکور به صورت یک منحنی S شکل است، همچنین نتایج کالیبره کردن الگو، شبیه‌سازی و توابع عکس‌العمل تحریک، نشان داد که این منحنی (S) نسبت به تغییرات معنی‌دار شاخص‌های کلیدی الگو، دارای ثبات می باشد.

1. Sadka &Yi
2. Senhadji
3. Backus

آیسکن[1](۲۰۰۰) به بررسی تأثیر شوک‌های بهره‌وری و شوک‌های رابطه مبادله بر حساب جاری و سرمایه‌گذاری هفت کشور بزرگ صنعتی(G7) شامل آمریکا، کانادا، فرانسه، آلمان، ایتالیا، ژاپن و انگلستان برای دوره زمانی(۱۹۸۷–۱۹۷۱) پرداخت. وی چارچوب تحلیلی گلیک و روگوف[2](۱۹۹۵)-که کشورهای گروه هفت را به‌شکل اقتصاد دنیا در نظر گرفته بودند- بسط داد. نتایج براورد آنها نشان داد که اولاً حساب جاری در مقایسه با سرمایه‌گذاری واکنش بیشتری نسبت به رشد بهره‌وری بخش قابل مبادله داخلی نشان می‌دهد و ثانیاً رشد بهره‌وری بخش غیرقابل مبادله جهانی تأثیر معنی‌داری بر حساب جاری و سرمایه‌گذاری ندارد و ثالثاً واکنش حساب جاری و سرمایه‌گذاری نسبت به شوک‌های رابطه مبادله بی‌معنی است.

گویلو[3](۲۰۰۱) رابطه بین تراز تجاری و رابطه مبادله را در یک مدل OLG و در حالت دو بخشی دو کشوری تحلیل نموده‌است. تحلیل وی بیان می‌کند که رابطه موجود بین این دو متغیر بستگی به شدت کاربری عوامل در تولید کالاها و واکنش پس‌انداز نسبت به قیمت‌های آتی دارد. چنانچه کالاهای صادراتی کاربر باشد بدون توجه به کشش جانشینی بین‌دوره‌ای مصرف، رابطه بین تراز تجاری و رابطه مبادله مثبت خواهد بود؛ اما اگر کالاهای صادراتی سرمایه‌بر باشد و واکنش پس‌انداز نسبت به قیمت‌های آتی، بزرگ و اثر درآمدی نیروی کار ناشی از افزایش قیمت، منفی و بزرگ باشد در این صورت رابطه بین ترازتجاری و رابطه مبادله منفی خواهد بود و در غیر این صورت مثبت می‌باشد.

کاشین و مک‌درموت[4](۲۰۰۲) به بررسی تأثیر شوک‌های رابطه مبادله بر پس‌انداز خصوصی و وضعیت حساب جاری پنج کشور توسعه‌یافته آمریکا، انگلستان، کانادا، استرالیا و نیوزلند برای دوره زمانی (۱۹۹۸–۱۹۷۰) پرداختند و برای این منظور الگوی بین‌دوره‌ای مصرف را به کار بردند. به این ترتیب که ابتدا شاخص‌ها را با استفاده از روش هم‌جمعی تخمین زده و سپس آنها را در مدل قرار دادند. نتایج براورد آنها نشان داد که مصرف کالاهای قابل مبادله و کالاهای غیرقابل مبادله برای کشورهای استرالیا، کانادا و انگلستان جانشین هستند، به عبارت دیگر زمانی که عاملان اقتصادی با شوک نامطلوب رابطه مبادله مواجه می‌شوند، کالاهای داخلی ارزان‌تر را جانشین کالاهای وارداتی گران‌تر می‌کنند که نتیجه آن افزایش

1. Iscan
2. Glick & Rogoff
3. Guillo
4. Cashin & McDermott

مصرف تولید داخلی، افزایش نرخ بهره و افزایش پس‌انداز می‌باشد. بنابراین نتایج برآورد کاشین و مک درموت مغایر با اثر HLM است.

دانکن[1](۲۰۰۳) با استفاده از رویکرد تابع مطلوبیت غیرمستقیم به ارزیابی مجدد اثر HLM در اقتصاد شیلی برای دوره زمانی(۲۰۰۴-۱۹۸۶) پرداخت. برای این منظور الگوی بهینه‌یابی بین‌دوره‌ای مصرف را در نظر گرفت و داده‌های فصلی را برای براورد انتخاب کرد. نتایج براورد وی بیانگر این مطلب بود که یک اثر جانشینی کوچک بین کالاهای قابل مبادله و غیرقابل مبادله وجود دارد و لذا اثر HLM در اقتصاد شیلی از اعتبار لازمی برخوردار است.

چن و هسو[2](۲۰۰۶) تأثیر شوک‌های رابطه مبادله بر انباشت سرمایه و حساب جاری را در اقتصاد تایوان بررسی کردند. آنها مدل "تداخل بین نسلی" بلانچارد[3]را به حالت سه کالایی(کالای صادراتی، کالای وارداتی و کالای غیر قابل مبادله) بسط دادند. نتایج بررسی آنها به شرح زیر است:

- مدل تداخل بین نسلی بلانچارد وضعیت یکنواخت[4] تعادلی اقتصاد تایوان را بهتر از مدل رمزی با افق نامحدود توصیف می‌نماید.

- سرمایه و حساب جاری واکنش متفاوتی را نسبت به شوک‌های موقتی و دائمی رابطه مبادله از خود نشان می‌دهند. سناریوی افزایش موقتی رابطه مبادله به میزان ۵٪، موجب ۲/۸٪ افزایش سرمایه و ۳/۲٪ افزایش مصرف می‌شود و حساب جاری نیز بدتر می‌شود، اما افزایش دائمی رابطه مبادله به همین میزان موجب بهبود حساب جاری در وضعیت یکنواخت می‌شود.

باکز و کانو[5](۲۰۰۸) این موضوع را بررسی کردند که آیا بسط مدل بین دوره‌ای حساب جاری با منظور نمودن رابطه مبادله می‌تواند قابلیت توضیح‌دهندگی آن را در خصوص واقعیات تجربی سه کشور استرالیا، کانادا و انگلستان بهبود بخشد؟ برای پاسخ به این پرسش، یک مدل افق نامحدود تصادفی را به‌کار گرفته که در آن هدف خانوارها حداکثرکردن رفاه است. آنها معادله حساب جاری را برای این سه کشور و برای دوره زمانی(۲۰۰۱-۱۹۶۲) براورد کردند. روش براورد آنها VAR و آمار مربوط به متغیرها فصلی بود.

1. Duncan
2. Chen & Hsu
3. Blanchard
4. Steady State
5. Bouakez & Kano

نتایج مطالعه آنها نشان داد که تغییرات رابطه مبادله تأثیر معنی‌داری بر حساب جاری ندارد و برای دو کشور استرالیا و کانادا مدل بسط‌یافته به طور قاطع رد شد.

سانتوز– پائولینو[1](۲۰۱۰) به بررسی رابطه پویا بین شوک‌های داخلی و خارجی با حساب جاری در چند کشور در حال توسعه کوچک پرداخت. وی نوسانات تولید ناخالص داخلی را در قالب شوک‌های داخلی و نوسانات رابطه مبادله را در حکم شوک‌های خارجی در نظر گرفت. نتایج مطالعه وی نشان داد که رابطه مبادله، سهم قابل‌توجهی در توضیح نوسانات حساب جاری دارد. بر اساس یافته‌های وی شوک‌های خارجی(نوسانات رابطه مبادله) تاثیر منفی موقتی بر حساب جاری دارد که این تأثیر به‌تدریج مثبت و در واقع منجر به ایجاد پدیده منحنی J در این اقتصادها می‌شود. در حالی که شوک‌های داخلی(نوسانات تولید ناخالص داخلی) تأثیر مثبت معنی‌داری بر حساب جاری دارد.

جوید و واحید[2](۲۰۱۱) تاثیرگذاری رابطه مبادله و نوسانات آن بر رشد اقتصادی ۹۴ کشور توسعه‌یافته و در حال‌توسعه را با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای دوره زمانی(۲۰۰۸-۲۰۰۴) مطالعه کردند. نتایج بررسی آنها نشان‌دهنده تأثیر مثبت و معنی‌دار رابطه مبادله بر رشد اقتصادی بود. علاوه بر آن نوسانات رابطه مبادله نیز تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی داشت. آنها به‌منظور اعتبارسنجی نتایج اولیه مدل، تحلیل حساسیتی را با اضافه کردن متغیرهای مختلف، تغییر دوره زمانی و استفاده از جایگزین‌های[3] مختلف برای نوسانات انجام دادند. تحلیل حساسیت صورت‌گرفته مؤید نتایج اولیه مدل بود.

### ۲.۲. مطالعات داخلی

عسگری(۱۳۷۹) ارتباط متقابل علّت و معلولی بین رابطه مبادله و کسری حساب جاری در ایران را طی دوره(۱۳۷۶/۴-۱۳۴۰/۱) بررسی کرده‌است. متغیرهای انتخابی مدل به‌صورت فصلی بوده و او برای بررسی این ارتباط از الگوی VECM استفاده نموده‌است. نتیجه براورد الگو نشان می‌دهد که یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد بحث وجود دارد.

1. Santos - Paulino
2. Jawaid & Waheed
3. Proxies

تقوی و کهرام(۱۳۸۴) رابطه کوتاه‌مدت کسری حساب جاری با رابطه مبادله در اقتصاد ایران را طی دوره(۱۳۸۰-۱۳۳۸) بررسی کردند. در این بررسی از الگوی VAR استفاده گردید. نتایج مطالعه آنها نشان داد که ارتباط منفی معنی‌داری بین کسری حساب جاری و رابطه مبادله وجود دارد.

نجارزاده و شقاقی‌شهری(۱۳۸۴) با استفاده از روش همجمعی یوهانسن–جوسیلیوس به بررسی عوامل‌مؤثر بر کسری حساب جاری ایران در دوره زمانی(۱۳۸۰-۱۳۳۸)پرداختند. نتایج مطالعه آنها حاکی است که اجرای سیاست تنزل ارزش پول ملی بر کاهش کسری حساب جاری مؤثر نبوده‌است، همچنین کسری بودجه دولت ارتباط تنگاتنگی با کسری حساب جاری دارد.

مهرآرا و مرادی(۱۳۸۷) اثر کسری بودجه، نرخ ارز واقعی و رابطه مبادله بر کسری حساب جاری کشورهای عضو اوپک را طی دوره(۲۰۰۴-۱۹۷۵) بررسی نمودند و در این بررسی برای براورد الگو از روش تعمیم‌یافته گشتاورها(GMM) استفاده شد. یافته‌های مطالعه آنها حاکی از رابطه مثبت و معنی‌دار کسری حساب جاری با کسری بودجه دولتی است ، لذا فرضیه کسری دوگانه در این کشورها تأیید می‌شود.

## ۳. مبانی نظری

هدف اصلی این تحقیق بررسی اثر HLM در بخش بین‌الملل اقتصاد ایران می‌باشد. در این قسمت ابتدا اثر HLM توضیح داده شده ، سپس بسط آن به‌وسیله سونسون و رازین[1] ارایه می‌شود.

### ۱.۳. اثر هاربرگر، لارسن و متذلر

در ادبیات اقتصاد بین‌الملل، سازوکار تأثیرگذاری رابطه مبادله بر تصمیم‌گیری پس‌انداز به‌وسیله اثر هاربرگر، لارسن و متذلر(اثر HLM) توضیح داده می‌شود. هاربرگر(۱۹۵۰)، لارسن و متذلر(۱۹۵۰) در مقالات کلاسیک خود بیان کردند که پایین آمدن رابطه مبادله برای یک کشور، موجب کاهش پس‌انداز و بدتر شدن حساب جاری می‌شود. طبق استدلال آنها، پایین آمدن رابطه مبادله موجب کاهش درآمد ملی می‌شود و به دلیل اینکه پس‌انداز، تابع مستقیمی از درامد ملی است، کاهش آن کاهش پس‌انداز را به دنبال

1. Svensson & Razin

دارد. این اثر در چارچوب اقتصاد کلان قابل توضیح است. با توجه به اینکه وضعیت تعادل در یک مدل چهاربخشی اقتصاد کلان از برابری تراوشات و تزریقات حاصل می‌شود:

$$S + NT + M = I + G + X \qquad (۱)$$

که در آن S، پس‌انداز ملی؛ NT، خالص مالیات؛ M واردات؛ I، سرمایه‌گذاری؛ G ، مخارج دولتی و X، صادرات است. با فرض توازن بودجه دولت( $NT - G = 0$ ) شرط تعادل فوق به صورت زیر درمی‌آید:

$$S + M = I + X \qquad (۲)$$

و یا

$$S - I = X - M \qquad (۳)$$

به دلیل این که پس‌انداز تابعی از درامد ملی است و درامد ملی نیز با رابطه مبادله ارتباط مستقیمی دارد، روشن است که با بدتر شدن رابطه مبادله، پس‌انداز کاهش‌یافته و این خود به معنای کاهش سمت چپ رابطه فوق است و برای اینکه شرط برابری برقرار باشد باید سمت راست رابطه، یعنی حساب جاری کاهش یابد، بنابراین طبق اثر HLM بدتر شدن رابطه مبادله منجر به بدتر شدن حساب جاری می‌شود.

### ۲.۳. بسط اثر HLM به‌وسیله سونسون و رازین

سونسون و رازین(۱۹۸۳) با استفاده از یک چارچوب بین زمانی به بسط اثرHLM پرداختند. آنها مدلی را با فروض زیر ارایه کردند:

- کشور مورد بررسی دارای اقتصاد کوچک می‌باشد؛
- دو دوره زمانی وجود دارد، بنابراین $t=1,2$ است؛
- در اقتصاد، n کالا وجود دارد بنابراین $i=1,2,...,n$ است.
- کشور می‌تواند تمام کالاها را در قیمت‌های جهانی داده‌شده خرید و فروش نماید، همچنین می‌تواند در یک نرخ بهره داده‌شده به بازار جهانی اعتبار دسترسی داشته باشد. $P^t$ قیمت اسمی کالاها در دوره $t$ و $D$ عامل تنزیل اسمی است که برابر با، یک بر روی یک به علاوه نرخ بهره اسمی، می‌باشد.

در این اقتصاد، تابع مطلوبیت مصرف‌کننده نوعی با $U\left(c^1, c^2\right)$ نشان داده می‌شود، به‌طوری که $c^1$ بردار مصرف در دوره ۱ و $c^2$ بردار مصرف در دوره ۲ می‌باشد. تابع مخارج مرتبط با این تابع مطلوبیت نیز $E\left(P^1, DP^2, u\right)$ است و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$E\left(P^1, DP^2, u\right) = \min\left\{P^1 c^1 + DP^2 c^2 : U\left(c^1, c^2\right) \geq u\right\} \qquad (۴)$$

این تابع مخارج با توجه به قیمت‌های موجود و عامل تنزیل، حداقل مخارج لازم را برای مصرف کالاها در دو دوره برای رسیدن به یک سطح مطلوبیت مشخص نشان می‌دهد.

در این مدل $X^t$ بردار محصول تولیدشده است، به‌طوری که عناصر مثبت آن نشان‌دهنده کالای نهایی و عناصر منفی آن نشان‌دهنده نهاده‌های واسطه‌ای تولید می‌باشد.

تعادل این اقتصاد کوچک به وسیله قید بودجه بین زمانی به صورت زیر مشخص می‌شود:

$$E\left(P^1, DP^2, u\right) = P^1 X^1 + DP^2 X^2 \equiv Y^1 + DY^2 \equiv W \qquad (۵)$$

به‌طوری که $Y^t = P^t X^t$ درآمد اسمی و $W$ ثروت اسمی یعنی ارزش فعلی کل درآمد در دو دوره می‌باشد. معادله فوق، برابری ارزش فعلی مخارج و ثروت را نشان می‌دهد، همچنین بیان می‌کند که سطح رفاه($U$) یک تابع ضمنی از قیمت‌های داده شده جهانی، عامل تنزیل و سطح محصول تولیدشده در دو دوره است. ویژگی عمده این تابع این است که با مشتق‌گیری از آن نسبت به قیمت یک کالا، تابع تقاضای جبرانی هیکسی آن کالا به دست می‌آید، بنابراین، مصرف تعادلی و بردار خالص صادرات($e$) به صورت زیر قابل استخراج است :

$$c^1 = E_1\left(P^1, DP^2, u\right) \qquad (۶)$$
$$e^1 = X^1 - c^1$$
$$e^2 = X^2 - c^2$$

به‌طوری که $E_1$ و $E_2$ بردارهای مشتقات‌جزئی $\left[\partial E/\partial P_1^1,\ldots,\partial E/\partial P_n^1\right]$ و $\left[\partial E/\partial (DP_1^2),\ldots,\partial E/\partial (DP_n^2)\right]$ می‌باشد، لذا معادلات(۵) و (۶) تعادل اقتصاد را به‌عنوان تابعی از قیمت‌های جهانی، عامل تنزیل و بردارهای محصول تولیدشده نشان می‌دهد.

مخارج اسمی در دوره ۱، $Z^1$، به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Z^1 = P^1 c^1 \qquad (۷)$$

مازاد تجاری نیز به وسیله رابطه زیر بیان می‌شود:

$$B^1 = P^1 e^1 = P^1 X^1 - P^1 c^1 \qquad (۸)$$

در اینجا به دلیل نبود بدهی اولیه و پرداخت‌های بهره‌ای، تراز تجاری نشان‌دهنده حساب جاری است.

در این مدل $n$ کالایی، بدتر شدن رابطه مبادله در دوره $t$ به‌صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$e^t dP^t \langle 0 \qquad (۹)$$

با فرض همگن بودن بردار قیمت صادرات و واردات، تغییرات قیمت وزنی خالص صادرات منفی است. به عبارت دیگر قیمت صادرات نسبت به قیمت واردات کاهش می‌یابد.

بدتر شدن رابطه مبادله در سه حالت می‌تواند رخ دهد:

۱- بدتر شدن موقتی رابطه مبادله: $e^1 dP^1 \langle 0$ و $dP^2 = 0$ ، یعنی رابطه مبادله فقط در دوره ۱ کاهش می‌یابد و در دوره ۲ ثابت است؛

۲- بدتر شدن آتی پیش‌بینی‌شده رابطه مبادله: $dP^1 = 0$ و $e^2 dP^2 \langle 0$ ، یعنی رابطه مبادله در دوره ۱ ثابت است و پیش‌بینی می‌شود در دوره ۲ کاهش یابد؛

۳- بدتر شدن دائمی رابطه مبادله: $e^1 dP^1 \langle 0$ و $e^2 dP^2 \langle 0$، یعنی رابطه مبادله در هر دو دوره کاهش می‌یابد.

برای بررسی تأثیر بدتر شدن رابطه مبادله بر مخارج و تراز تجاری باید از معادلات مربوط به این متغیرها نسبت به قیمت، مشتق گرفت. با دیفرانسیل‌گیری از معادله(۵) و لحاظ معادله(۶) رابطه زیر به دست می‌آید:

$$E_u du = e^1 dP^1 + e^2 D dP^2 \qquad (۱۰)$$

به‌طوری که $E_u$ معکوس مطلوبیت نهایی ارزش فعلی درامد و عبارت $E_u d_u$ معادل با ثروت ناشی از تغییر در سطح رفاه می‌باشد.

با دیفرانسیل‌گیری از معادله(۷) و لحاظ کردن(۱۰) معادله زیر حاصل می‌شود که تأثیر تغییر رابطه مبادله (تغییر قیمت جهانی) بر مخارج را نشان می‌دهد.

$$dZ^1 = c^1 dP^1 + Z_w^1\left(e^1 dP^1 + e^2 DdP^2\right) + P^1\left(E_{11}dP^1 + E_{12}DdP^2\right) \qquad (۱۱)$$

به طوری که $Z_w^1 = P^1 c_w^1$ میل نهایی به مخارج از ثروت در دوره ۱ و $c_w^1$ مشتق جزیی تابع تقاضای غیر جبرانی نسبت به $W$ می‌باشد. عبارات $E_{11}$ و $E_{12}$ ماتریس اثرات جانشینی است. اولین عبارت سمت راست(۱۱)، نشان‌دهنده اثر مستقیم، عبارت دوم اثر ثروت و عبارت سوم اثر جانشینی می‌باشند. در نهایت با دیفرانسیل‌گیری از معادله(۸) و لحاظ کردن(۱۱) عبارت زیر حاصل می‌شود:

$$dB^1 = e^1 dP^1 - Z_w^1\left(e^1 dP^1 + e^2 DdP^2\right) - P^1\left(E_{11}dP^1 + E_{12}DdP^2\right) \qquad (۱۲)$$

از معادله(۱۲) برمی‌آید، تأثیر رابطه مبادله بر تراز تجاری شامل سه اثر است: اثر مستقیم(عبارت اول)، اثر ثروت(عبارت دوم) و اثر جانشینی(عبارت سوم).

اکنون تأثیر بدتر شدن رابطه مبادله بر حساب جاری با ملاحظه هر سه حالت تغییر رابطه مبادله، بررسی می‌شود.

۱. بدتر شدن موقتی رابطه مبادله : در این حالت بر اساس معادله(۱۰ ) سطح رفاه کاهش می‌یابد و معادله تراز تجاری(۱۲) به شکل زیر درمی‌آید:

$$dB^1 = \left(1 - Z_w^1\right)e^1 dP^1 - P^1\left(E_{11}dP^1\right) \qquad (۱۳)$$

هنگامی که تمام کالاها عادی باشد، $Z_w^1 = 1 - P^1 c_w^1 = DP^2 c_w^2 \rangle 0$ است؛ بنابراین دو اثر مستقیم و ثروت منفی است در حالی که اثر جانشینی می‌تواند مثبت و یا منفی باشد. اگر دو اثر اول بر اثر جانشینی غالب باشد، آنگاه بدتر شدن رابطه مبادله موجب بدتر شدن حساب جاری می‌شود. به عبارت دیگر اثر HLM در این حالت صادق است.

۲. بدتر شدن آتی پیش‌بینی‌شده رابطه مبادله: در این وضعیت، (۱۲) به صورت زیر خلاصه می‌شود:

$$dB^1 = -Z_w^1 e^2 DdP^2 - P^1\left(E_{12} DdP^2\right) \qquad (۱۴)$$

اگر تمام کالاها عادی باشد، اثر ثروت بر تراز تجاری مثبت است، اما اثر جانشینی مبهم می‌باشد. اگر اثر ثروت بر اثر جانشینی فائق آید، بدترشدن رابطه مبادله منجر به بهبود حساب جاری می‌شود؛ یعنی عکس اثر HLM اتفاق می‌افتد.

**۳.** بدتر شدن دائمی رابطه مبادله: در این حالت بر اساس (۱۲)، اگر کالاها عادی باشد، اثر مستقیم مثبت است و اثر ثروت منفی است، اما اثر جانشینی مبهم می‌باشد. بنابراین بدون لحاظ کردن قیدهای دیگر نمی‌توان در مورد نحوه تأثیرگذاری رابطه مبادله بر حساب جاری اظهار نظر نمود.

تحلیل سونسون و رازین این نتیجه‌گیری را به همراه دارد که اثر HLM فقط در حالت تغییر موقتی رابطه مبادله برقرار است و نه برای تمام حالت‌ها.

## ٤. ارائه الگو، براورد و تحلیل نتایج

همان‌گونه که در قسمت قبل و بر اساس اثر HLM ملاحظه گردید، رابطه مبادله و تولید ناخالص ملی بر حساب جاری تأثیرگذار هستند. به منظور بررسی این اثرگذاری و آزمون آن در اقتصاد ایران معادله زیر تصریح و براورد می‌شود:

$$NX_t = \beta_0 + \beta_1 TOT_t + \beta_2\ GNP_t + \beta_3 D59 + \beta_4 D81 + \beta_5 D84 + U_t \qquad (۱۵)$$

که درآن :

$NX_t$ : خالص صادرات؛

$TOT_t$ : رابطه مبادله،که به‌صورت نسبت شاخص قیمت صادرات به شاخص قیمت واردات است؛

$GNP_t$: تولید ناخالص ملی؛

$D59$ : متغیر مجازی برای شروع جنگ ایران و عراق؛

$D81$ : متغیر مجازی برای یکسان‌سازی نرخ ارز در اقتصاد ایران

$D84$: متغیر مجازی برای افزایش قیمت نفت در بازارهای جهانی ؛

علامت انتظاری ضرایب به شرح زیر است:

$\beta_1 = \frac{\partial NX_t}{\partial TOT_t} \rangle 0$ : ارتباط مثبت میان حساب جاری و رابطه مبادله، ناشی از این واقعیت است که با بهبود رابطه مبادله–که به دنبال افزایش شاخص قیمت صادرات نسبت به شاخص قیمت واردات حاصل می‌شود- صادرات افزایش و واردات کاهش می‌یابد که نتیجه آن، بهبود حساب جاری است.

$\beta_2 = \frac{\partial NX_t}{\partial GNP_t} \rangle 0$ : طبق اثر HLM، بهبود رابطه مبادله منجر به افزایش تولید ناخالص ملی می‌شود و افزایش تولید ناخالص ملی نیز سبب بهبود حساب جاری می‌شود.

داده‌ها و آمارهای مربوط به متغیرهای تحقیق از منابع آماری بانک مرکزی( نماگرهای اقتصادی، حساب‌های ملی، بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی و...) گردآوری شده‌است. تمام متغیرها به قیمت ثابت ۱۳۷۶ می‌باشند. دوره زمانی تحقیق، شامل سالهای ۱۳۸۹-۱۳۵۷ و متغیرها به صورت سالانه می‌باشد.

### ۱.٤. آزمون ریشه واحد

قبل از براورد مدل، لازم است که پایایی و ناپایایی متغیرها بررسی شود. به این منظور، از آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته[1](ADF) استفاده شده‌است. نتایج آزمون ریشه واحد روی سطح متغیرها در جدول زیر ارائه شده‌است :

**جدول ۱. آزمون ریشه واحد دیکی‌فولر تعمیم‌یافته روی سطح متغیرها**

| متغیر | عرض از مبدا بدون روند | | عرض از مبدا با روند | |
|---|---|---|---|---|
| | آماره آزمون | کمیت بحرانی | آماره آزمون | کمیت بحرانی |
| NX | -۱/۸۵ | -۲/۹۲ | -۱/۹۶ | -۳/۵ |
| TOT | -۰/۴ | -۲/۹۴ | -۲/۳۷ | -۳/۵۳ |
| GDP | ۰/۸۷ | -۲/۹۲ | -۰/۶۴ | -۳/۵ |

مأخذ: محاسبات تحقیق.

با ملاحظه جدول فوق مشخص می‌شود که تمام متغیرهای الگو، ناپایا می‌باشند؛ بنابراین، ضروری است که آزمون ریشه واحد روی تفاضل مرتبه اول متغیرها نیز انجام شود که جدول ۲ بیانگر نتایج آن است:

1. Augmented Dicky - Fuller Unit Root Test

**جدول ۲. آزمون ریشه واحد دیکی‌فولر تعمیم‌یافته روی تفاضل مرتبه اول متغیرها**

| متغیر | عرض از مبدا بدون روند | | عرض از مبدا با روند | |
|---|---|---|---|---|
| | آماره آزمون | کمیت بحرانی | آماره آزمون | کمیت بحرانی |
| DNX | -۵/۳۶ | -۲/۹۲ | -۵/۴۶ | -۳/۵ |
| DTOT | -۴/۵۴ | -۲/۹۴ | -۴/۵۳ | -۳/۵۳ |
| DGDP | -۵/۳۶ | -۲/۹۲ | -۵/۴۶ | -۳/۵ |

مأخذ: محاسبات تحقیق.

همان‌گونه که در جدول فوق مشاهده می‌شود، متغیرهای ناپایا با یک‌بار تفاضل‌گیری پایا شده‌اند. به عبارت دیگر این متغیرها جمعی[1] از مرتبه یک I(1) می‌باشند.

طبق مبانی نظری ارائه‌شده در قسمت‌های قبل، اثر HLM بیانگر ارتباط بلندمدت موجود میان حساب جاری و رابطه مبادله می‌باشد. با توجه به توانایی خوب روش خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی[2](ARDL) برای تبیین این ارتباط، این روش به کار گرفته شده ، همچنین نرم‌افزار Microfit4 مورد استفاده قرار گرفته است. این مدل دارای مزایایی است: اول اینکه بدون توجه به پایایی متغیرها می‌توان روابط بلندمدت را براورد نمود. دوم، مدل، تعداد وقفه‌های لازم برای محاسبه فرایند تولید داده را ایجاد می‌کند(پسران و پسران ۱۹۹۶) و سوم اینکه امکان استخراج مدل تصحیح خطای پویا(ECM) از طریق تبدیل خطی ساده را فراهم می‌نماید.[3] با توجه به لزوم تعیین حداکثر وقفه‌های مدل از سوی محقق، حداکثر وقفه، ۳ ساله منظور شده است. نرم‌افزار، وقفه‌های بهینه( ۱،۰،۰ ) را مطابق با معیار شوارتز- بیزین- به‌عنوان بهترین مدل برآوردی ارائه کرده‌است. جدول ۳ نتایج برآورد را نشان می‌دهد.

**جدول ۳. نتایج براورد الگو با روش ARDL**

| متغیر | ضریب | انحراف معیار | آماره t |
|---|---|---|---|
| NX (-1) | ۰/۴۲ | ۰/۱۳ | ۳/۲۳ |
| TOT | ۲/۵۴ | ۱/۰۷ | ۲/۳۷ |
| GNP | ۰/۰۷ | ۰/۰۳۶ | ۱/۹۴ |
| C | -۴۲۴۲۸/۶۴ | ۲۰۲۷۷/۷ | -۲/۰۹ |
| D59 | -۷۵۹۶/۸ | ۳۶۱۷/۵۲ | -۲/۰۱ |
| D81 | ۱۹۶۵/۶ | ۱۱۲۹/۶ | ۱/۷۴ |
| D84 | ۴۳۷۱/۶ | ۲۲۱۹/۰۸ | ۱/۹۷ |
| $R^2$= ۰/۷۲ | $\overline{R}^2$= ۰/۶۶ | D.W = ۱/۹ | |

مأخذ: محاسبات تحقیق.

1. Integrated
2. Auto Regressive Distributed Lags
3. Banerjee (1993)

مدل براورد شده دارای $R^2$ قابل قبول است که به معنای توضیح‌دهندگی خوب متغیرهای مستقل می‌باشد، همچنین مدل براوردشده، فروض کلاسیک مربوط به جمله اختلال(نبود خودهمبستگی، واریانس همسانی و...) را تأمین می‌کند. بر اساس برآورد فوق، حساب جاری در هر سال، تابعی مثبت از مقدار آن در سال قبل بوده و تغییرات رابطه مبادله در هر سال نیز، به نسبت ۲/۵۴ برابر، حساب جاری را تحت تأثیر مثبت قرار می‌دهد. وقوع جنگ - به دلیل کاهش نسبتاً شدید و سریع صادرات – تأثیر منفی بر حساب جاری داشته، در حالی که تعدیل بازار ارز – از مسیر کاهش صادرات و افزایش واردات–می‌تواند موجب بهبود تراز بازرگانی شود. افزایش قیمت جهانی نفت نیز – با فرض ثابت بودن حجم صادرات – منجر به افزایش درامدهای حاصل از صادرات نفت، و در نتیجه، افزایش خالص صادرات شده‌است.

### ۲.٤. براورد رابطه بلندمدت

مرحله بعدی تحقیق، بررسی روابط بلندمدت میان متغیرهاست که نرم‌افزار، این براورد را انجام می‌دهد. قبل از این براورد لازم است آزمون هم‌جمعی انجام شود تا از وجود رابطه بلندمدت موجود میان متغیرهای مدل اطمینان حاصل شود. برای انجام این آزمون از روش بنرجی، دولادو و مستر[1] - که به صورت زیر است- استفاده می شود :

$$\frac{\sum_{i=1}^{n}\hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^{n} s_{\hat{\alpha}_i}} = \frac{0.42-1}{0.13} = -4.46 \qquad (۱۶)$$

نتایج آزمون نشان می‌دهد که قدرمطلق آماره محاسبه‌شده، ۴/۴۶ و بزرگتر از قدرمطلق کمیت بحرانی ارائه شده به دست بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۵٪ برابر با ۳/۵۷ است که به معنای وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو می‌باشد.

به منظور حصول اطمینان از نتیجه آزمون فوق مبنی بر تأیید وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو، آزمون هم‌جمعی "هاشم پسران و شین" نیز استفاده می‌شود. در این روش -که توسط پسران و شین در سال ۱۹۹۶ مبدع آن هستند- وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای تحت بررسی با استفاده از آماره F، مورد آزمون قرار می‌گیرد. به این منظور ابتدا الگوی ARDL به شکل تصحیح خطا برآورد شده و سپس اهمیت

1. Banerjee, Dolado and Mestre

سطوح با وقفه متغیرها آزمون می‌شود. برای تشریح این روش الگوی ARDL به صورت زیر براورد می‌شود:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 T + \sum_{j=1}^{p-1} \emptyset^* j \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \beta^* j \Delta X_{t-j} + \Psi_0 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \Psi_i X_{i,t-1} + U_t \quad (۱۷)$$

چنانچه ضرایب $X_{i,t-1}$ و $Y_{t-1}$ معنی‌دار باشند، هم‌جمعی یا وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای الگو تأیید می‌شود.

فرضیه آزمون هم‌جمعی به صورت زیر است:

$$H_0: \Psi_i = 0$$

صرف نظر از آنکه متغیرها I(0) یا I(1) باشند، پسران و پسران(۱۹۹۶) جدول مقادیر بحرانی صحیح را برای آزمون مذکور به ازای تعداد رگرسورهای مختلف ارائه کرده‌اند. با توجه به این که آماره F محاسبه شده آزمون هم‌جمعی، ۳/۹۴ و بزرگتر از مقدار بحرانی حد بالای جدول یعنی ۳/۸۰۵ می‌باشد، بنابراین به طور قاطع می‌توان فرضیه صفر مبتنی بر نبود رابطه بلندمدت را رد کرد و نتیجه گرفت که رابطه بلندمدت تعادلی وجود دارد.

جدول زیر نتایج براورد رابطه بلندمدت را نشان می‌دهد :

**جدول ٤. نتایج برآورد رابطه بلندمدت الگو**

| متغیر | ضریب | انحراف معیار | آماره t |
|---|---|---|---|
| **TOT** | ۲/۸۱ | ۱/۰۰۷ | ۲/۷۹ |
| **GNP** | ۰/۵۱ | ۰/۲۶ | ۱/۹۶ |
| **C** | -۸۵۴۲/۹ | ۳۵۴۴/۷ | -۲/۴۱ |
| **D59** | -۶۸۵۰ | ۳۳۵۷/۸ | ۲/۰۴ |
| **D81** | ۴۳۰۵/۲ | ۲۳۶۵/۴۹ | ۱/۸۲ |
| **D84** | ۵۲۹۸/۶ | ۲۵۱۱/۲ | ۲/۱۱ |

مأخذ: محاسبات تحقیق.

بر اساس براورد انجام‌شده، ارتباط موجود میان رابطه مبادله و تولید ناخالص ملی در سطح ۹۵٪ معنی‌دار است. ضرایب براوردشده نیز بیانگر رابطه نسبتاً قویتر متغیرهای توضیحی با حساب جاری در بلندمدت است، به صورتی که تغییر ۱ واحدی در رابطه مبادله و تولید ناخالص ملی، تأثیر مثبت به ترتیب، ۲/۸۱ و

۰/۵۱ واحدی بر حساب جاری خواهد داشت. به ترتیب، نتیجه براورد الگو بیانگر تأیید اثر HLM در اقتصاد ایران می‌باشد.

### ۳.٤. براورد الگوی تصحیح خطا

الگوهای تصحیح خطا در کارهای تجربی کاربرد فوق‌العاده‌ای پیدا کرده‌اند. عمده‌ترین دلیل آن هم این است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهند. از آنجا که در این الگوها از تغییرات متغیرها استفاده می‌شود و نیز به دلیل پایایی $\Delta X_t$ و $\Delta Y_t$، متغیرهای الگو همگی I(0) خواهند بود. بنابراین می‌توان آن را بدون هراس از حصول یک رگرسیون کاذب، به روش OLS تخمین زد. این الگوها همچنین سرعت تعدیل انحرافات کوتاه‌مدت را مشخص می‌کنند. در روش ARDL با استفاده از نرم‌افزار Microfit می‌توان این الگو را براورد نمود. نتایج براورد الگو برای متغیرهای تحقیق در جدول زیر ارائه شده‌است:

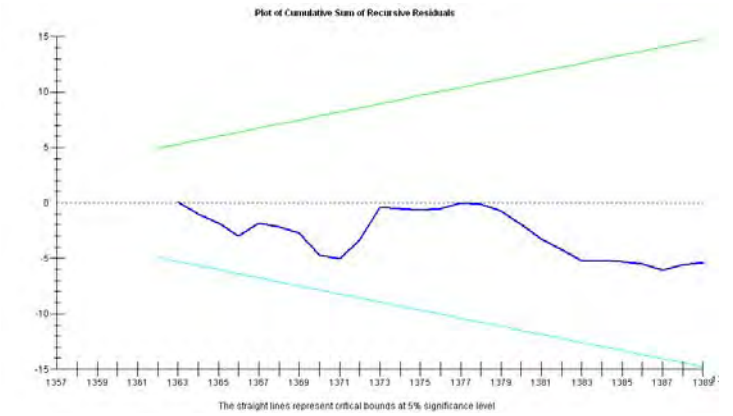
**جدول ۵. نتایج براورد الگوی تصحیح خطا**

| متغیر | ضریب | انحراف معیار | آماره t |
|---|---|---|---|
| **dTOT** | ۱/۸۷ | ۰/۹۴ | ۱/۹۸ |
| **dGNP** | ۰/۲۱ | ۰/۱۱ | ۱/۸۳ |
| **dC** | −۷۴۲۸/۶ | ۲۶۴۳/۶ | −۲/۸۱ |
| **dD59** | −۸۲۱۹/۵ | ۳۱۶۱/۳ | −۲/۶ |
| **dD81** | ۴۶۵۲/۸ | ۲۴۶۱/۷۹ | ۱/۸۹ |
| **dD84** | ۶۴۲۸ | ۲۹۰۸/۵۹ | ۲/۲۱ |
| **ecm (-1)** | −۰/۳۲ | ۰/۱۱ | −۲/۷۱ |
| $R^2$ = ۰/۵۶ | $\bar{R}^2$ = ۰/۵۱ | DW = ۲/۰۱ | |

مأخذ: محاسبات تحقیق .

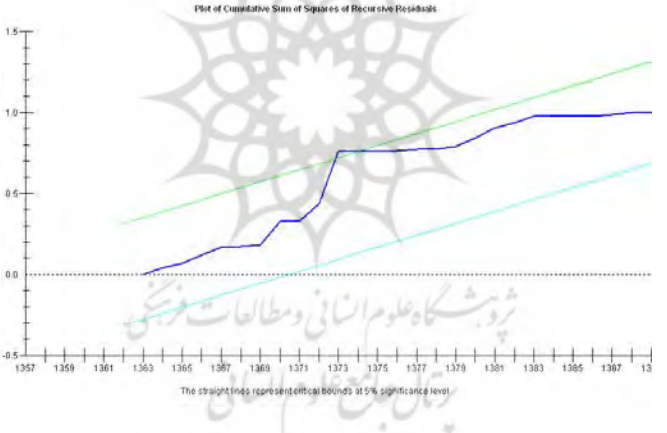
آنچه که در معادله(ECM) دارای اهمیت است، ضریب (۱− ) ecm می‌باشد. این ضریب سرعت تعدیل فرایند عدم تعادل را نشان می‌دهد. ضریب براوردشده برای این مدل( در حدود **۰/۳۲**− ) به این معنی است که همه ساله، **۳۲** درصد از انحرافات از روند بلندمدت حساب جاری ایران برطرف می‌شود.

در ادامه، برای بررسی پایداری مدل از آزمونهای CUSUM و CUSUMSQ استفاده می‌شود. نتایج این آزمونها در نمودارهای (۱) و (۲) ارائه شده‌است.




**نمودار ۱. آزمون CUSUM**

مأخذ: محاسبات تحقیق.




**نمودار ۲: آزمون CUSUMSQ**

مأخذ: محاسبات تحقیق.

همان‌گونه که در شکلها مشاهده می‌شود، منحنی برازش‌شده در داخل دو خط موازی قرار گرفته‌است، که به این ترتیب مؤید پایداری مدل می‌باشند.

## ۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در ادبیات اقتصادی به‌ویژه اقتصاد بین‌الملل، اثر هاربرگر- لارسن و متذلر(HLM) از اهمیت خاصی برخوردار است. هدف این پژوهش آزمون اثر مذکور برای اقتصاد ایران است. بدین منظور متغیر خالص صادرات(NX) در قالب متغیر وابسته و متغیرهای رابطه مبادله(TOT) و تولید ناخالص ملی(GNP) در حکم متغیرهای توضیحی در نظر گرفته شدند. در عین حال سه متغیر کیفی: وقوع جنگ(D59)، تعدیل نرخ ارز(D81) و افزایش قیمت جهانی نفت(D84) به علت تأثیرات مستقیم و قابل توجه بر روابط اقتصادی خارجی، وارد مدل شدند. با توجه به مزایای روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده(ARDL) این روش برای براورد مدل انتخاب‌شده و نرم‌افزار Microfit4 به کار گرفته شد. دوره تحقیق، سالهای ۸۹-۱۳۵۷ را شامل می‌شود.

قبل از براورد مدل مذکور، ابتدا پایایی و ناپایایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته (ADF) بررسی گردید. نتایج آزمون ریشه واحد روی سطح متغیرها نشان داد که تمام متغیرهای الگو، ناپایا هستند؛ بنابراین، آزمون ریشه واحد روی تفاضل مرتبه اول متغیرها انجام شده و نتایج آن نشان داد که متغیرهای ناپایا با یک بار تفاضل‌گیری پایا شدند، به عبارت دیگر این متغیرها جمعی از مرتبه یک I(1) بودند. حداکثر وقفه‌های مدل، ۳ در نظر گرفته شد و نرم‌افزار، وقفه های ( ۱،۰،۰ ) را در قالب بهترین مدل براوردی انتخاب نمود. نتایج براورد نشان داد که مدل ارائه‌شده، به توجیه نظری و آماری نیاز دارد. مرحله بعد، براورد ضرایب بلندمدت الگوست، ولی لازم است ابتدا آزمون هم‌جمعی انجام شود تا از وجود رابطه بلندمدت برای متغیرهای مدل اطمینان حاصل آید. برای انجام آزمون هم‌جمعی از روش بنرجی، دولادو و مستر و هاشم پسران و شین استفاده شد. نتایج، هر دو آزمون نشان داد که آماره محاسبه‌شده بزرگتر از کمیت بحرانی است و لذا وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو تأیید گردید. ضرایب و آماره‌های برآوردشده حاکی از تأثیر مثبت و معنی‌دار رابطه مبادله و تولید ناخالص ملی بر حساب جاری ایران است، به این ترتیب، اثر HLM برای اقتصاد ایران در دوره زمانی مورد بررسی، تأیید می‌شود. همچنین در پایان برای بررسی پایداری مدل از آزمون CUSUM و CUSUMSQ استفاده گردید که نتایج آن مؤید پایداری مدل می‌باشد.

توصیه سیاستی: با توجه به تأثیرگذاری نسبتاً بالای رابطه مبادله بر حساب جاری، لازم است تا سیاستهای اقتصادی معطوف به تلاش برای افزایش آن شود. از آنجا که سهم زیادی از صادرات کشور متعلق به درامدهای ناشی از صدور نفت و گاز بوده و قیمت آن تأثیرپذیری بسیار ناچیزی از سیاستهای اقتصادی ما دارد، لازم است که تلاشی جدی در مورد صادرات غیر نفتی صورت پذیرد. عوامل تعیین‌کننده در شاخص

قیمت صادرات نیز شامل کیفیت محصولات، بسته‌بندی، تداوم صادرات و گستردگی و تنوع بازارهای صادراتی است، بنابراین سیاستهای اقتصادی باید در جهت افزایش کیفیت و گسترش بازار( تقاضای خارجی) قرار گیرد.

## منابع و مآخذ


ابریشمی، حمید و محسن مهرآرا(۱۳۸۱)، **اقتصاد سنجی کاربردی**،تهران، نشر نی.

برانسون، ویلیام اچ(۱۳۷۶)، **تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان**، ترجمه عباس شاکری، نشر نی.

پورمقیم، سید جواد(۱۳۸۲)، **اقتصاد بین‌الملل (۱): تجارت بین‌الملل**، انتشارات سمت.

پورمقیم، سید جواد(۱۳۸۳)، **تجارت بین‌الملل، نظریه‌ها و سیاستهای بازرگانی**،تهران، نشر نی.

تقوی، مهدی وآزادمهرکهرام، آزادمهر،(۱۳۸۴)، بررسی ارتباط میان کسری حساب جاری با رابطه مبادله در اقتصاد ایران، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۱۸

حسینی، میرعبداله(۱۳۸۲)، **بررسی رابطه مبادله بازرگانی خارجی ایران و سیاست‌های مناسب برای بهبود آن**، تهران، بازرگانی.

دورنبوش، رودیگر و استانلی فیشر(۱۳۸۰)، **اقتصاد کلان**، ترجمه محمدحسین تیزهوش تابان، تهران، سروش.

عسگری، منصور(۱۳۷۹)، تعیین ارتباط متقابل علت و معلولی پویا بین رابطه مبادله و گسترش حساب جاری با روش همگرایی در ایران، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره۱۷، صص ۱-۴۴.

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

نجارزاده، رضا و وحید شقاقی‌شهری، (۱۳۸۴)، عوامل موثر بر کسری حساب جاری ایران، *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۱، صص ۳۵۵-۳۹۹.

نوفرستی، محمد(۱۳۷۸)، **ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی**، تهران، انتشارات رسا.

Appleyard, Dennis, R. and Field, J. R. Alfred, J.(2001), International Economics, Mc Graw-Hill.

Backus, David K. and Crucini, Mario J(1994), Oil Prices and Terms of Trade, Journal of International Economics, No. 50, pp.185-213.

Blanchard, Oliver Jean and Fisher, Stanly.(1989), Lectures on Macroeconomic. Massachusetts Institute of Technology, The MIT Press.

Bouakez, Hafedh and Kano, Takashi(2008), Terms of Trade and Current Account Fluctuations: The Harberger–Laursen–Metzler Effect Revisited. Journal of Macroeconomics, No. 30, pp. 260–281.

Cashin, Paul and McDermott, C. John(2002), Terms-of-Trade Shocks and the Current Account: Evidence from Five Industrial Countries. Open Economies Review, No. 13, pp. 219-235.

Chen, Hung-Ju and Hsu, Chen-Min.(2006), Current Account, Capital Formation and Terms of Trade Shocks: a Revisit of the Harberger-Laursen-Metzler Effect, Journal of Economics, Vol. 88, No. 2, pp. 179–201.

Duncan, Roberto.(2003), The Harberger-Laursen-Metzler Effect Revisited: An Indirect- Utility- Function Approach, Central Bank of Chile Working Papers, No. 250, www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper.

Glick, R. and Rogoff, K(1995), Global Versus Country- Specific Productivity Shocks and the Current Account. Journal of Monetary Economics 35, pp.159-192.

Guillo, Maria Dolores.(2001), The Trade Balance and the Terms of Trade in a Two- Country Two- Sector OLG Economy, Spanish Economic Review, No. 3, pp. 71-80.

Harberger, Arnold C(1950), Currency Depreciation, Income and the Balance for Trade. Journal of Political Economy 58, pp.47-60.

Harberger, Arnold C.(1958), Some Evidence on the International Price Mechanism. The Review of Economics and Statistics, Vol. 40, No. 1, pp. 123-127.

Iscan, Talan B.(2000), The Terms of Trade, Productivity Growth and the Current Account. Journal of Monetary Economics, No. 45,pp. 587-611.

Jawaid, Syed and Waheed, Abdul,(2011), Effects of Terms of Trade and its Volatility on Economic Growth: A Cross Country Empirical Investigation, Journal Transition Studies Review, Vol. 18, No. 2, pp: 217-229.

Jhonston, Jack & Dinardo, John,(1997), Econometric Analysis, Prentice Hall, Fourth Edition.

Laursen, S. and Metzler, L.A(1950), Flexible Exchange Rates and the Theory of Employment. Review of Economic and Statics 32, pp.281-299.

Matsuyama, Kiminori,(1988), Terms of Trade, Factor Intensities and the Current Account in a Life Cycle Model, The Review of Economic Studies, Vol. 55, No. 2, pp. 247-262.

Persson, Torsten and Svensson, Lars E. O,(1985), Current Account Dynamics and the Terms of Trade: Harberger- Laursen- Metzler Two Generations Later, The Journal of Political Economy, Vol. 93, No. 1, pp. 43-65.

Pesaran, Mohammad Hashem,(1997), Working with Microfit 4.0,Camfit Data Limited. www.intecc.co.uk/comfit/.

Pesaran, Mohammad Hashem and Pesaran, Bahram(1997), Working with Microfit 4.0 Camfit Data Limited. www.intecc.co.uk/comfit/.

Sadka, Joyce C and Yi,Kei-Mu. (1996). Consumer Durables, Permanent Terms of Trade Shocks, and the Recent US Trade Deficits, Journal of International Money and Finance, No. 5, pp. 797-811.

Santos-Paulino, Amelia,(2010), Terms of Trade Shocks and the Current Account in Small Island Developing States .Journal of Development Studies, Vol. 46, No. 5, pp: 855-876.

Sen, Partha and Turnovsky, Stephen J,(1988), Deterioration of the Terms of Trade and Capital Accumulation: A Reexamination of the Laursen- Metzler Effect. NBER Working Paper No. 2616. http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/2616.

Senhadji, Abdelhak S,(1998), Dynamics of the Trade Balance and the Terms of Trade in LDCs: The S- Curve. Journal of International Economics, No. 46, pp. 105-131.

Serven, Luis,(1999), Terms-of-Trade Shocks and Optimal Investment: Another Look at the Laursen-Metzler Effect. Journal of International Money and Finance, No. 18, pp. 337-365.

Svensson, Lars E. O. and Razin, Assaf(1983), The Terms of Trade and the Current Account: The Harberger- Laursen- Metzler Effect, The Journal of Political Economy, Vol. 91, No. 1, pp. 97-125.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی