



انجمن اقتصاد اسلامی ایران

فصلنامه علمی - پژوهشی

پژوهشهای اقتصادی

سال اول - شماره پنجم و ششم - پاییز و زمستان ۱۳۸۱



پژوهشهای اقتصادی

نظریه برابری قدرت خرید و ساختار بازار ارز در ایران

دکتر هوشنگ شجری
خدیجه نصراللهی^۱

چکیده:

تجارب گذشته نشان می دهد که کشور همواره از ضعف مدیریت ارزی رنج می برده است و در این رابطه هزینه هایی را نیز پرداخته است. به طور مثال سیاست های ارزی که در خلال اولین برنامه عمرانی پس از انقلاب به کار گرفته شد با هدف تجدید ساختار و افزایش کارایی بازار ارز، تشویق صادرات غیرنفتی و فراهم کردن شرایط تخصیص منابع بود که نتیجه ای در بر نداشت جز تورم فزاینده و به تأخیر انداختن جریان رشد اقتصادی. علی رغم این مطلب کماکان تعیین یک نرخ ارز مناسب یکی از حساسترین موضوعات در اقتصاد ایران است.

اخیرا توافق وسیعی حاصل شده است که هدف اصلی در سیاست های ارزی باید به گونه ای باشد که به انحراف از مسیر تعادلی بلند مدت نرخ واقعی ارز منجر نشود. سیاست گذاران ایرانی نه تنها باید نسبت به وضعیت این متغیر دغدغه خاطر داشته باشند بلکه با توجه به سرعت جهانی شدن اقتصاد باید تنظیم صحیح آن را نیز مد نظر قرار دهند.

هدف اصلی این مقاله آزمون برقراری نظریه برابری قدرت خرید با توجه به ساختار بازار ارز آن در ایران است. بنابراین مقدماتاً نظریه برابری قدرت خرید ارائه می شود، سپس ساختار بازار ارز ایران معرفی خواهد شد و علاوه بر این با استفاده از آزمون های ریشه واحد و همگرایی همچنین روش حداکثر درست نمایی جوهانسن-جوسیلیسیوس نه تنها روابط بلند مدت مورد شناسایی قرار می گیرد بلکه پویایی های کوتاه مدت نیز با استفاده از روش تصحیح خطای برداری مشخص می شود. نتایج و پیشنهادات در بخش نهایی این مقاله ارائه می شود.

۱. مقدمه:

سابقه تحولات ارزی در ایران نشان می دهد که کشور همواره از مدیریت های نامناسب این ابزار اقتصادی در رنج بوده و هزینه های هنگفتی را نیز در این ارتباط پرداخته است. نزدیکترین این تجارب، سیاست های ارزی است که از ابتدای اجرای برنامه اول عمرانی جمهوری اسلامی ایران با هدف تجدید سازمان و افزایش کارایی بازار ارز،

۱. اعضای هیأت علمی دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان

افزایش صادرات غیر نفتی و دستیابی به تخصیص کارآتر منابع به اجرا درآمد، اما حاصل این سیاست چیزی جز تورم شدید نبود که طبعاً مشکلات خاصی نیز برای اقتصاد ایران به وجود

آورد. بنابراین در ایران مشکل چگونگی تعیین مقدار مناسب نرخ اسمی ارز کماکان یکی از ملاحظات اصلی سیاستهای کلان باقی مانده است.

در سالهای اخیر توافق وسیعی حاصل شده که لازم است هدف غالب در سیاستگذاری ارزی به گونه‌ای باشد که از سناریوهای منجر به انحراف مزمن و چشمگیر از مسیر تعادلی بلند مدت نرخ واقعی ارز اجتناب شود. منظور از نرخ واقعی تعادلی بلند مدت ارز^۲: مقداری از نرخ واقعی ارز می باشد که به ازای مقادیر مشخص سایر متغیرهای مؤثر، با اهداف دو گانه برقراری تعادل داخلی و خارجی هماهنگ است. تعادل داخلی به وضعیتی اشاره دارد که در آن بازار کالاهای مبادله‌ناپذیر^۳ در شرایط تعادل پایدار باشد. در حالی که تعادل خارجی، به موقعیتی اشاره می‌کند که در آن کسری حساب جاری با استفاده از "سطوح پایدار جریان سرمایه خارجی" تأمین مالی شود.^۴

در مورد نرخ واقعی تعادلی بلند مدت ارز، نه تنها سیاست‌گذاران دائماً با دغدغه درستی تعیین این نرخ کلیدی در سطح کلان، مواجه هستند بلکه به موازات طرح جهانی شدن اقتصاد و ادغام‌های مالی رشد یابنده در سطح بین‌المللی ضرورت درستی تعیین آن در طول زمان افزایش یافته است. بدین منظور نظریه برابری قدرت خرید^۵ یک نظریه کاربردی تعیین نرخ واقعی بلند مدت ارز معتبر مطرح و آزمون شده می‌باشد.

امروزه متغیرهای اقتصاد کلان سری های زمانی تصادفی در نظر گرفته می‌شوند و کار بررسی ارتباطات متقابل بین سریهای تصادفی ابتدا منوط به مطالعه ویژگیهای انفرادی هر یک از آنها می‌باشد. به این ترتیب که هم به لحاظ فنی و هم به لحاظ مفهومی، در بررسی یک سری زمانی تعیین اینکه آیا سری مورد نظر دارای ریشه واحد است بسیار حائز اهمیت می‌باشد. در این باره اقدام مقدماتی تعیین مرتبه همگرایی یا همجمعی یک سری است، زیرا سریهای هم‌رتبه‌ای هستند که در الگوهای اقتصادی سنجی برآوردپذیر می‌باشند.^۶

هدف این مقاله آزمون برقراری نظریه برابری قدرت خرید با توجه به ساختار بازار ارز در ایران است. به همین علت ابتدا به مبانی نظری این موضوع و سپس به معرفی ساختار بازار ارز در ایران می‌پردازیم. آنگاه با استفاده از آزمون ریشه واحد و روش همگرایی بلند مدت، بردارهای قیمتی همجمع با توجه به نرخ مؤثر واقعی ارز مربوطه در ایران مورد تشخیص قرار گرفته و با انجام آزمون حداکثر درستی جوهانسن - جوسیلیسیوس^۷ تعداد بردارهای همگراساز مشخص می‌شود و ضمن مشخص شدن روابط بلند مدت نرخ واقعی ارز، پویایی‌های کوتاه مدت نیز با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری^۸ شناسایی می‌گردد. نهایتاً در بخش نتیجه گیری و پیشنهادات،

2. Misalignment

1. Long - Run Real Exchange Rate

2. Non -Traded Goods

3. Nurkse (1945)

4. Purchasing Power Piarty

- نوفرستی (۱۳۷۶) 56.

6. Johanson & Joselius (1990)

7. Vector Error Correction Model

ضمن جمع بندی مطالب، راه کارهای استنباط شده با توجه به نظریه برابری قدرت خرید در ارتباط با مدیریت بازار ارز در ایران ارائه می شود.

۲. مبانی نظری

نظری برابری قدرت خرید جهت تعیین نرخ واقعی ارز یا نرخ تعادلی بلند مدت ارز متوجه سطوح قیمت های داخلی و خارجی می گردد. در این مورد می توان معادله (۱) را در نظر گرفت:

$$Rt = \alpha + (P^d - P^f) + \varepsilon \quad (1)$$

در این معادله، Rt (لگاریتم) نرخ اسمی ارز به پول ملی، P^d و P^f به ترتیب (لگاریتم) سطح قیمت های داخلی و خارجی (شامل کالاهای مبادله شده^۱ و مبادله نشده)، α مقدار ثابت، و ε متغیر تصادفی می باشد. در این روش فرمول بندی (لگاریتم) نرخ واقعی ارز توسط عبارت $Rt + P^f - P^d$ مشخص می شود، و (لگاریتم) نرخ واقعی بلند مدت ارز، ثابت و برابر α است. از این رو، نوسانات نرخ واقعی ارز تحقق یافته به صورت انحرافات موقت از نرخ تعادل بلند مدت ارز تلقی می شود. بویژه توجه به این نکته ضروری است هیچیک از «متغیرهای اساسی» مؤثر بر نرخ ارز در قالب متغیرهای سیاست گذاری و برون زا وارد معادله^۱ نمی شود. و این موضوعی است که باید مورد بررسی قرار گیرد. یعنی آیا نظریه برابری قدرت خرید بدون توجه به نقش متغیرهای اساسی برقرار است؟

ابتدا در نظر داشته باشیم که معادله (۱)، خواص سری زمانی نرخ واقعی ارز را تبیین می کند. بویژه اینکه در نظریه برابری قدرت خرید لازم است انحرافات نرخ واقعی ارز تحقق یافته از نرخ تعادلی بلند مدت ثابت ارز موقتی و گذرا باشد. (گرچه ممکن است از لحاظ زمانی همبستگی داشته باشند). معنای این موضوع این است که نرخ واقعی ارز باید یک سری زمانی پایدار باشد. دو روش مختلف برای ارتباط این موضوع با چهارچوب مفهومی فوق وجود دارد. در روش اول، مجموعه وسیعی از «متغیرهای اساسی» نرخ تعادلی بلند مدت را تحت تأثیر قرار می دهند ولی تمامی این متغیرها به مفهوم سری های زمانی در خلال دوره نمونه پایدارند (یا اکیدا^۲ همگرا هستند). بنابراین، عبارت نرخ تعادلی بلند مدت ارز در حقیقت این «متغیرهای اساسی» را در بر می گیرد، زیرا اگر متغیرهای اساسی برون زا و سیاست گذاری پایدار باشند، می توان تصور نمود میانگین این متغیرها در عبارت ثابت α و جزء تصادفی یا عبارت خطا خود را نشان می دهد. با توجه به این موضوع باید نظریه برابری قدرت خرید نسبی برقرار باشد و خود نرخ واقعی ارز نیز باید به صورت یک متغیر پایدار عمل کند. گزینه دیگر این است که برخی از «متغیرهای اساسی» در خلال دوره نمونه پایدار نیستند ولی ساختار اقتصاد به گونه ای است که هیچ کدام از این متغیرهای ناپایدار تأثیری بر نرخ تعادل بلند مدت ارز ندارند. برای مثال، فرض کنید که در بین این مجموعه متغیرهای اساسی بالقوه، متغیرهای ناپایداری در طرف تقاضای اقتصاد وجود داشته باشد ولی ساختار اقتصاد نرخ تعادلی بلند مدت ارز را از طرف عرضه تعیین می کند. در این مورد نیز رفتار نرخ واقعی ارز با معادله (۱) هماهنگ است. روش مرسوم آزمون این فرضیه، اجرای رگرسیون (۲) و آزمون $\beta = 1$ می باشد:

$$R_t = \alpha + \beta (P^d - P^f) + \varepsilon \quad (۲)$$

بر اساس روش‌های اقتصادسنجی سریهای زمانی تنها زمانی که P^d ، P^f و R_t دارای همجمعی باشند، ε پایدار است. اگر همجمعی نداشته باشند، در این صورت معادله (۲) یک رگرسیون کاذب است.

همجمعی بین سریهای نرخ ارز، قیمت‌های داخلی و قیمت‌های خارجی و پایداری نرخ واقعی ارز احتمالاً برای مطالعاتی که دو شرط زیر را تأمین نماید، بیشتر برقرار است:

الف) زمانی که دوره زمانی به اندازه‌های بلند است که رابطه فوق تعادل آماری را پوشش دهد، نوعاً ۷۰ سال یا بیشتر.

ب) زمانی که کشور تحت مطالعه دوره‌های تورم یا رکود حاد را تجربه کند.

۳. ساختار بازار ارز در ایران

نظام چند نرخ ارز یکی از مشخصات بارز و تاریخی بخش پولی در ایران می باشد. اعمال سیاست تبعیض نرخ در مورد انواع معاملات موجب گردیده که در نظام ارزی ایران با توجه به سهمی که هر یک از این معاملات طی زمان در کل تجارت داشته اند، حداقل پنج نرخ به شکل "نرخ پایه رسمی ارز با علامت اختصاری R_{OF} "، "نرخ دریافتهای ارزی با علامت اختصاری R_{PA} "، "نرخ نهایی صادراتی با علامت اختصاری R_{EX} " و "نرخ بازار موازی یا آزاد ارز با علامت اختصاری R_{FR} " به وجود آید. بر مبنای سیاستهای تجاری و ارزی منعکس شده در جدول ۱، نرخ دریافتهای ارزی ایران بسته به اینکه از محل: الف) فروش نفت، ب) صادرات غیر نفتی از طریق صادرات دولتی، ج) صادرات کالاها و خدمات توسط بخش خصوصی، د) خرید ارز از شرکت نفت (قبل از جنگ جهانی دوم) باشد، متفاوت است. به همین دلیل به منظور محاسبه نرخ دریافتهای ارزی ایران مقدماتاً با تعیین سهم هر یک از انواع دریافتهای ارزی و نرخ ارز مربوطه، متوسط وزنی نرخ دریافتهای ارزی برای هر سال از دوره نمونه محاسبه گردید. اعمال همین سیاست تبعیض آمیز در ارتباط با واردات کالا و خدمات ایران نیز موجب گردیده نرخ پرداختیهای ارزی ایران با توجه به اینکه توسط بخش خصوصی یا دولت انجام گرفته متفاوت باشد، به همین دلیل نرخ پرداختیهای ارزی ایران نیز به صورت میانگین وزنی هر یک از این انواع معاملات با توجه به نرخ مورد پذیرش محاسبه شده است. با توجه به اهمیت صادرات غیر نفتی در ایران در سال های اخیر، به سیاست های ارزی متخذه جهت تشویق صادرات غیر نفتی نیز توجه گردید. در (جدول ۱) مشابه سایر نرخ های رایج در بخش تجارت خارجی ایران، یک متوسط وزنی از نرخ ارز صادرات غیر نفتی محاسبه شده و به منظور تفکیک این نرخ از سایر انواع نرخ ها، تحت عنوان "نرخ نهایی صادراتی" منظور گردید. نمایی از سیر تحولات ارزی ایران در دوره ۱۳۲۵ - ۱۳۲۷ در جدول ۱، ارائه شده است. نمودار ۱، نیز منعکس کننده انواع نرخ ها می باشد. باید متذکر شد که در این نمودار حرکت به سمت بالا منعکس کننده کاهش ارزش برابری

۱. این نرخ در مورد صادرات غیر نفتی مصداق پیدا می کند.

۲. نحوه محاسبه هر یک از انواع نرخ های ارز رایج در بخش تجارت خارجی ایران در ضمیمه الف ارائه شده است.

ریال می‌باشد. بر اساس این نمودار، روند بازار رسمی و موازی نرخ ارز از بعد از انقلاب سالهای ۱۳۵۷-۱۳۷۷ کاملاً متفاوت است. بویژه زمانی که در طول دهه ۱۳۶۰ اقتصاد در معرض تکانه های منفی گسترده همراه با فشارهای تورمی بالنسبه بالای داخلی قرار داشت. این مسأله موجب گرانی بیش از حد پول داخلی شد. گران بودن نرخ رسمی پول داخلی بویژه در نیمه دوم دهه ۱۳۶۰ شدت یافت و به افزایش چشمگیر تفاوت نرخ بازار موازی و نرخ رسمی منجر شد. این افزایش از ۲۰۰ درصد - ۳۰۰ درصد در اوایل دهه ۱۳۶۰ به ۵۰۰ درصد - ۶۰۰ درصد در اواسط این دهه رسید و سپس تا سال ۱۳۶۷ به طور باور نکردنی به بیش از ۲۰۰۰ درصد بالغ گشت.^۱ بنابراین مبادلات انجام گرفته در بازارهای رسمی و موازی تابع انگیزه‌های کاملاً متفاوتی بوده است و نتیجه‌گیری‌های حاصل به اینکه کدامیک از این نرخ‌ها در محاسبه نرخ واقعی ارز مورد استفاده قرار می‌گیرد، بستگی دارد.

جدول ۱. نمایی از سیر تحولات ارزی و تجاری ایران ۱۳۲۵-۱۳۷۷

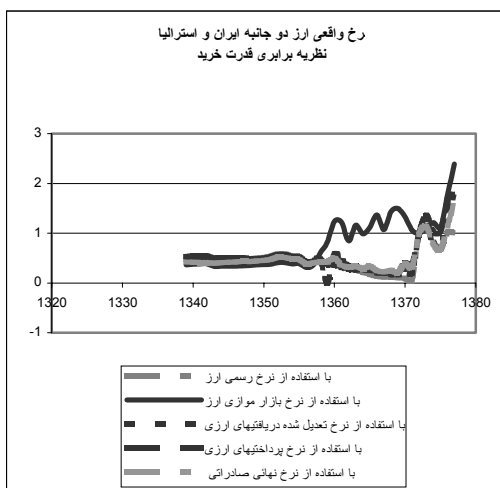
تاریخ اعمال سیاست	نرخ ارز	دلار به ریال	معاملات انجام شده در آن نرخ
۱۳۲۶-۱۳۲۱	نرخ رسمی پایه	۳۲/۲۵	صادرات نفت و واردات کالاهای اساسی بورس تحصیلی دانشجویان
۱۳۲۵	نرخ شناور	۷۶/۵	صادرات کنگان مختار شدند که ۹۰ درصد از ارز صادراتی خود را آزادانه به واردکنندگان بفرستند
۱۳۲۶	نرخ شناور	۷۶/۵	خوداری مطلق دولت از فروش ارز مجاز شدن دولت در خرید و فروش گواهینامه های ارزی
۱۳۲۷	نرخ پایه رسمی نرخ شناور	۳۲/۲۵ ۵۴/۵	نیازهای بازرگانی دولت ۲۰ درصد کالاهای ضروری ۳۰ درصد کالاهای سرمایه ای ۴۰ درصد کالاهای ضروری، ۷۰ درصد کالاهای سرمایه ای، ۱۰۰ درصد سایر
۱۳۲۹-۱۳۲۸	نرخ رسمی ۱۰۰٪ نرخ گواهینامه ارزی		احتیاجات بازرگانی دولت کلیه دیگر کالاها
۱۳۳۱-۱۳۳۰	نرخ رسمی نرخ شناور		کالاهای ضروری و وسائل لازم جهت اجرای برنامه های سازمان برنامه سایر از محل ارزهای حاصل از صادرات
۱۳۳۲	نرخ شناور تثبیت نرخ گواهینامه	۱۲۴ ۱۰۰	کلیه معاملات مربوط به گواهینامه ارزی توسط بانک ملی انجام میگردد.
۱۳۳۳	نرخ شناور	۹۰	کلیه معاملات
۱۳۳۴	نرخ شناور	۷۵	کاهش تفاوت نرخ طبقه بندی کالاها
۱۳۳۵	نرخ رقابتی	۷۶/۵	لغو طبقه بندی کالاهای وارداتی گرایش به یکسان سازی نرخ ارز
۱۳۴۵-۱۳۳۶	نرخ رسمی	۷۵/۷۵	تنزل ارزش خارجی ریال حذف گواهینامه ارزی
۱۳۴۲-۱۳۵۲	نرخ رسمی نرخ شناور		تثبیت نرخ ارز به کمک منابع خارجی ۱۰٪ صادرات غیر نفتی واردات مصرفی خصوصی
۱۳۵۳			لغو کنترل های ارزی مرتبط ساختن ارزش ریال به حق برداشت مخصوص
۱۳۵۷			برقراری مجدد نظام کنترل ارزی
۱۳۵۸	نرخ رسمی نرخ ترجیحی نرخ شناور	۰۷/۴۸ ۷۸ ۱۵۹/۵	صادرات نفت و واردات کالاهای اساسی بازپرداخت بدهی های رسمی دانشجویان بورسیه دولت صادرات غیر نفتی خدمات واردات مصرفی و بیشتر دریافتها و پرداختهای

ادامه جدول ۱

۱۳۵۹-۱۳۶۱	نرخ رسمی		صادرات نفت، واردات کالاهای اساسی، بازپرداخت بدهی های رسمی، دانشجویان بورسیه دولت صادرات غیر نقتی واردات مصرفی و بیشتر دریافتها و پرداختهای خدمات
۱۳۶۴ - ۱۳۶۲	نرخ رسمی		صادرات نفت، واردات کالاهای اساسی، بازپرداخت بدهی های رسمی، دانشجویان بورسیه دولت واردات مصرفی، بیشتر دریافتها و پرداختهای خدمات، صادرات غیر نقتی
۱۳۶۹ - ۱۳۶۵	نرخ رسمی		صادرات نفت، واردات کالاهای اساسی، بازپرداخت بدهی های رسمی، دانشجویان بورسیه دولت ۸۴% صادرات غیر نقتی واردات مصرفی، بیشتر دریافتها و پرداخت های خدمات، ۱۱% صادرات غیر نقتی
۱۳۷۱ - ۱۳۷۰	نرخ رسمی		صادرات نفت واردات کالاهای اساسی، بازپرداخت بدهی های رسمی و دانشجویان بورسیه دولت واردات سرمایه ای و واسطه ای واردات مصرفی، بیشتر دریافتها و پرداختهای خدمات، صادرات غیر نقتی
۱۳۷۲	نرخ شناور مدیر یت شده (یکسان سازی) نرخ رسمی قبلی نرخ بازار موازی		کلیه معاملات وامهای قبل از این تاریخ، واردات بعضی کالاهای اساسی معاملات ارزی آزاد
۱۳۷۳	نرخ رسمی	۱۷۵۰	صادرات نفت، واردات کالاهای اساسی، بازپرداخت بدهی های و خدمات رسمی ۵۰% صادرات غیر نقتی و واردات لیست مجاز کالا واردات مصرفی، بیشتر دریافتها و پرداختهای خدمات، ۵۰% صادرات غیر نقتی در بازار بورس معاملات ارزی آزاد
۱۳۷۴	نرخ رسمی	۱۷۵۰	صادرات نفت، واردات کالاهای اساسی، بازپرداخت بدهی های و خدمات رسمی صادرات غیر نقتی، دریافت های خدمات و پرداختهای وارداتی و خدماتی که در نرخ رسمی انجام نمی گیرد
۱۳۷۵	نرخ رسمی	۱۷۵۰	صادرات نفت، واردات کالاهای اساسی، بازپرداخت بدهی های و خدمات رسمی ۷۰% صادرات غیر نقتی، دریافتهای خدمات و پرداخت های وارداتی و خدماتی که در اول مهر سال ۷۵ اجازه داده شد که تا ۳۰% ارزی نامه های ارزی در بازار بورس مورد معامله قرار گیرد.
۱۳۷۶	نرخ رسمی	۱۷۵۰	صادرات نفت، واردات کالاهای اساسی، بازپرداخت بدهی های و خدمات رسمی ۵۰% صادرات غیر نقتی و واردات دریافتهای خدمات و پرداختهای وارداتی خدماتی که در نرخ رسمی انجام نمی گیرد. از اول مهر سال ۷۵ اجازه داده شد که تا ۵۰% ارزی نامه های ارزی در بازار بورس مورد معامله قرار گیرد.
۱۳۷۷	نرخ رسمی	۱۷۵۰	صادرات نفت، واردات کالاهای اساسی، بازپرداخت بدهی های و خدمات رسمی صادرات غیر نقتی و سایر واردات

منبع: کتاب مالیه بین الملل و تحولات ارزی ایران، گزارشات سالیانه بانک مرکزی، پایگاه آماری PDS، و سالنامه های آماری مرکز آمار ایران سالهای مختلف

نمودار ۱. نرخ‌های رسمی "تعدیل شده دریافتیهای ارزی" تعدیل شده پرداختیهای ارزی "نرخ نهایی صادراتی و موازی بازار ارز در ایران ۱۳۲۵-۱۳۲۷"



منبع: ترازنامه و گزارشات سالانه بانک مرکزی "پایگاه آماری PDS و محاسبات تحقیق

در ارتباط با آمار لازم برای انجام این محاسبات علاوه بر استفاده از اطلاعات منتشر شده در پایگاه آماری PDS از انتشارات مرکز آمار ایران، از گزارشات سالانه بانک مرکزی و سالنامه های آماری منتشره نیز استفاده گردید.

جدول ۲. شاخص های گرایش مرکزی انواع نرخ دلار در ایران (۱۳۲۵ - ۱۳۳۷)

Kurt	Skew	STD	max	min	Mean	
۴,۵۱۷,۰۲۶	۲,۴۹۸,۷۷۳	۵۲۵,۹۶۷۳	۱۷۵۲,۹۲	۳۲,۲۵	۲۵۴,۵۵۱۴	نرخ رسمی دلار
۶,۹۰۵,۶۳۵	۲,۶۳۶,۲۰۲	۱۳۸۴,۸۹۶	۶۴۶۸	۵۴,۳۷	۵۹۹,۸۸۰۶	نرخ بازار آزاد دلار
۸,۰۷۹,۲۷۳	۲,۹۴۹,۲۸	۷۲۹,۱۰۰۲	۳۳۰,۶,۳۶۳	۳۲,۱۲۵۷	۳۳۰,۶۵۹۸	نرخ دریافتیهای کلی ارزی دلار
۶,۲۲۷,۴۹۸	۲,۷۲۷,۵۳۲	۸۰۱,۹۳۸	۳۲۴۲,۳۳۶	.	۳۶۱,۲۳۵۹	نرخ پرداختیهای ارزی دلار
۸,۴۰۰,۱۲۲	۲,۷۱۰,۸۸۷	۱۳۰,۹,۴۹۲	۶۳۹۸,۵۱۲	۷۰,۲۰۵۱۱	۷۹۲,۵۹۸۳	نرخ نهایی صادراتی دلار

منبع: محاسبات تحقیق

محاسبه شاخص گرایش مرکزی این پنج نرخ نشان می دهد که میانگین نرخ رسمی دلار طی دوره نمونه، ۲۵۴/۵ ریال، نرخ بازار آزاد، ۵۹۹/۸ ریال، نرخ دریافتیهای ارزی ۳۳۰/۶ ریال، نرخ پرداختیهای ارزی ۳۶۱/۲ ریال، نرخ نهایی صادراتی ۷۹۲/۵ ریال، نرخ بازار آزاد، ۷۰۹/۹ ریال، نرخ دریافتیهای ارزی ۳۳۰/۶ ریال، نرخ پرداختیهای ارزی ۳۶۱/۲ ریال، نرخ نهایی صادراتی ۷۹۲/۵ ریال.

۳۳۰ ریال، نرخ پرداخت‌های ارزی ۳۶۱/۲۴ ریال و نرخ نهایی صادراتی ۶۹۲/۶ ریال بوده است. بر اساس این شاخص‌ها میانگین نرخ ارز بازار آزاد تقریباً سه برابر نرخ رسمی و تقریباً نزدیک نرخ نهایی صادراتی است. میانگین نرخ دریافتیهای ارزی هم تقریباً برابر نرخ پرداخت‌های ارزی است. دامنه اریب این نرخ‌ها بسیار نزدیک است که می‌تواند شاخصی بر صحت روش محاسبه نرخ‌ها باشد.

با توجه به انواع نرخ‌های بازار موازی ارز "نرخ تعدیل شده دریافتیهای ارزی" نرخ تعدیل شده پرداخت‌های ارزی و نرخ نهایی صادراتی مرسوم در ایران، انواع نرخ‌های واقعی ارز دو جانبه و چند جانبه نیز برای ایران قابل شذنی می‌باشد.

نمودار ۲: شاخص قیمت مصرف کننده، تولید کننده، شاخص تعدیل تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت واردات و شاخص قیمت صادرات ایران ۱۳۲۵ - ۱۳۲۷

dEOF/EOF		0	0	0	0	0
IEof	3.473518	3.473518	3.473518	3.473518	3.473518	3.473518
Efr	76.5	54.5	54.5	54.5	54.3	67.5
dEFR/EFR		-0.40367	0	0	-0.003683	0.195556
IEfr	4.337291	3.998201	3.998201	3.998201	3.994524	4.212128
Eri		33.1104	33.03562	32.79859	33.09135	34.38864
dEri/Eri			1	-0.002264	-0.007227	0.008847
IEri	n.a	3.499847	3.497586	3.490385	3.499272	3.537726
Epa	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a
dEpa/Epa		n.a	n.a	n.a	n.a	n.a
IEpa						
Ex						
dEMX/EMX						
IEx						
CPI	n.a	n.a	1.475797	1.613538	1.318379	1.377411

منبع: ترانامه و گزارشات سالانه بانک مرکزی " پایگاه آماری PDS و سالنامه های آماری مرکز آمار ایران سالهای مختلف

نرخ واقعی ارز دو جانبه: نرخ واقعی خارجی دو جانبه ارز با استفاده فرمول زیر مورد محاسبه قرار می‌گیرد:

$$RER = E * (P^f / P^d) \quad (3)$$

که در آن، RER نرخ واقعی خارجی ارز، E نرخ اسمی ارز، P^f شاخص قیمت خارجی و P^d شاخص قیمت داخلی می‌باشد.

انواع نرخ واقعی ارز دو جانبه بر مبنای فرمول معادله ۳، شاخص های قیمت ذی ربط (نمودار ۲) و طرف های اصلی تجاری ایران با توجه به ساختار بازار ارز آن محاسبه شد. یعنی در جریان محاسبه نرخ واقعی دو جانبه ارز، علاوه بر دلار " پول هشت

کشور دیگر طرف اصلی مبادله ایران شامل مارک آلمان، پوند انگلیس، فرانک فرانسه، لیر ایتالیا، ین ژاپن، دلار استرالیا، دلار کانادا و یوان کره جنوبی مورد توجه قرار گرفت. زیرا این نه کشور همواره بیش از ۵۰ درصد از سهم تجارت ایران را در اختیار دارند. نمودار ۳، به دلیل اهمیتی که دلار در مبادلات تجاری ایران دارد، با استفاده از میانگین وزنی نرخ ارز و به کارگیری وزنهای متناسب برای نرخ رسمی، ترجیحی، رقابتی و موازی محاسبه شده است. این وزن‌ها بر اساس برآوردهایی از سهم تجارت شکل گرفته در هر یک از این نرخ‌ها می‌باشد. نرخ‌های واقعی ارز دو جانبه بر حسب نرخ رسمی، موازی و میانگین اشارات کاملاً متفاوتی راجع به اندازه و زمان کاهش ارزش برابری نرخ واقعی ارز انداز مگیری شده دارند. این نمودار بویژه روشنگر تأثیرات و اگرایی بین نرخ واقعی ارز دو جانبه بین ایران و امریکا محاسبه شده با استفاده از نرخ رسمی و نرخ بازار موازی ارز می‌باشد.^۱

نمودار ۳. نرخ واقعی ارز دو جانبه (BEER) ایران و امریکا محاسبه شده با استفاده از CPI های به نرخ‌های رسمی، " تعدیل شده دریافتهای ارزی " تعدیل شده پرداختیهای ارزی " نرخ نهایی صادراتی و بازار موازی ، ۱۳۲۵-۱۳۲۷ (۱۰۰) = (۱۳۲۷)

۱ اطلاعات و نمودارهای مربوط به سایر طرف های اصلی تجاری ایران نیز در صورت درخواست در اختیار علاقه مندان اقرار خواهد گرفت.

■	با استفاده از نرخ رسمی
■	با استفاده از نرخ بازار موازی
■	با استفاده از نرخ تعدیل شده دریافتیها
■	با استفاده از نرخ تعدیل شده پرداختیها
■	با استفاده از نرخ نهائی صادراتی

تذکر: میانگین وزنی با استفاده از وزن برای نرخهای رسمی و وزن برای نرخهای بازار موازی براساس وزنهای تعدیل یافته هر یک از انواع مبادلات جدول ۱ مورد محاسبه قرار گرفته است. حرکت به سمت بالا منعکس کننده کاهش ارزش برابری نرخ واقعی دو جانبه ارز ایران می باشد.

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۳: شاخص های گرایش مرکزی نرخ های دو جانبه واقعی ارز محاسبه شده
ریال - دلار

شاخص	رسمی	آزاد	دریافتی	پرداختی	مؤثر
mean	۰,۳۸۰۵۸۴	۰,۵۱۸۳۵۹	۰,۳۹۳۱۴۱	۰,۳۸۴۷۷	۰,۵۷۵۹۴۹
min	۰,۰۶۰۸۸۴	۰	۰,۱۳۳۵۱۵	۰	۰,۲۴۱۹۵۴
Max	۱,۰۷۶۲۷	۱,۳۷۱۱۸۷	۱,۰۱۷۸۹۱	۱,۲۶۷۵۴۷	۱,۱۱۹۸۳۹
STD	۰,۱۹۷۰۸۹	۰,۴۳۷۷۵۶	۰,۱۹۰۲۹۱	۰,۲۹۳۰۷۹	۰,۲۹۷۶۵۹
Skew	۱,۲۹۰۱۴۵	۰,۳۹۹۸۵۳	۱,۶۱۵۹۵۴	۰,۶۸۱۲۹۴	۰,۵۲۱۳۰۶
kurt	۳,۵۲۶۴۲۲	۱,۲۸۸۹۷-	۳,۱۰۸۵۳۸	۰,۶۷۶۰۲۴	۱,۳۲۱۷۹-

منبع: محاسبات تحقیق

محاسبه شاخص های گرایش مرکزی در این رابطه نیز منعکس کننده این موضوع است که به طور متوسط قدرت خرید واقعی ریال طی دوره نمونه، به نرخ رسمی ۳۸ درصد دلار، به نرخ بازار رسمی ۵۱ درصد دلار، به نرخ نهایی صادراتی، ۵۷ درصد دلار، به نرخ دریافتی های ارزی ۳۹ درصد و به نرخ پرداختی های ارزی ۳۸ درصد می باشد به عبارت دیگر قدرت خرید ریال در بهترین حالت معادل نصف قدرت خرید دلار است. (جدول شماره ۳)

نمودار ۴. نرخ واقعی مؤثر ارز (REER) ایران محاسبه شده با استفاده از نرخ ارز رسمی، بازار موازی و میانگین وزنی ۱۳۳۸-۱۳۷۷ (۱۳۷۲ = ۱۰۰)

■	محاسبه شده با استفاده از نرخ رسمی
■	محاسبه شده با استفاده از نرخ بازار موازی
■	محاسبه شده با استفاده از نرخ تعدیل شده دریافتیهای ارزی
■	محاسبه شده با استفاده از نرخ تعدیل شده پرداختیهای ارزی
■	محاسبه شده با استفاده از نرخ نهائی صادراتی

تذکر: نرخ واقعی مؤثر با استفاده از CPI ها و وزن‌های کشوری سهم تجارت سال ۷۲ مورد محاسبه قرار گرفته است. حرکت به سمت بالا منعکس کننده کاهش ارزش برابری نرخ واقعی مؤثر ارز ایران می‌باشد.

منبع: محاسبات تحقیق

نرخ واقعی چند جانبه یا مؤثر ارز: نرخ ارز مؤثر یک کشور معیاری است که ارزش پول آن کشور را در مقابل سبدهی از پول کشورهای دیگر مورد سنجش و اندازه گیری قرار می‌دهد. در واقع شاخص نرخ واقعی مؤثر یا چند جانبه ارز هنگام به وجود آمدن در نظر گرفتن چندین طرف تجاری، مورد استفاده قرار می‌گیرد. این شاخص یک میانگین وزنی نرخ واقعی خارجی ارز بر اساس یک سال پایه می‌باشد. وزن‌ها اغلب منعکس کننده اهمیت نسبی هر یک از کشورهای دیگر در رقابت با کشور مورد نظر است. نرخ واقعی مؤثر ارز به پول ملی به صورت رابطه (۴) تعریف می‌شود.

$$REER_{DC} = \prod_{i=1}^m [ED_{ci} PG_i] \cdot 1 / PG_d = \prod_{i=1}^m BRER_{DC}^{wid} \quad (4)$$

m تعداد طرفهای خارجی یا رقبای کشور مورد نظر و \prod نشان دهنده حاصل ضرب عبارات داخل کروشه برای m کشور می‌باشد. روش میانگین هندسی مورد استفاده قرار گرفته و w_{id} وزن مناسب برای کشور خارجی i ($i = 1 \dots m$) می‌باشد. حاصل جمع وزن‌ها باید برابر یک باشد.^۱

به منظور محاسبه نرخ واقعی چند جانبه یا مؤثر ارز ایران، علاوه بر دلار "پول هشت کشور دیگر طرف اصلی مبادله ایران با توجه به وزن‌های سهم تجارت سال ۱۳۷۲ برای دوره ۱۳۳۸-۱۳۷۷ مورد ارزیابی قرار گرفت. این نه کشور در مجموع بیش از ۵۰ درصد از سهم تجارت ایران را در سال ۱۳۷۲ به خود اختصاص داده‌اند. نمودار ۴ اثر وجود بازار موازی را به هنگام اندازه‌گیری نرخ واقعی مؤثر ارز نشان می‌دهد و حساسیت‌های بالقوه نرخ واقعی ارز را نسبت به فرضیات مربوط به بازار موازی نرخ ارز روشن می‌کند. این نمودار نشان می‌دهد که نرخ واقعی محاسبه شده با استفاده از نرخ بازار موازی تا حدودی منعکس کننده برابری قدرت خرید ریال با پول‌های دیگر است در حالی که برای سایر نرخ‌ها بویژه پس از انقلاب منعکس کننده پایین بودن قدرت خرید ریال است.

۴. آزمون برابری قدرت خرید^۲

به منظور آزمون نظریه برابری قدرت خرید با توجه به ساختار بازار ارز در ایران می‌توان از انواع بردارهای نرخ واقعی مؤثر ارز به شکل بردار نرخ واقعی رسمی مؤثر ارز شامل متغیرهای، لگاریتم نرخ مؤثر واقعی رسمی ارز، لگاریتم شاخص تعدیل تولید ناخالص داخلی، لگاریتم نرخ رسمی ارز و لگاریتم شاخص موزون تعدیل تولید ناخالص

1. Lawrence E. Hinkle & Fabien Nsengiyumva (1999)
2. Purchasing Power Parity

داخلی سایر کشورها^۱، بردار نرخ واقعی مؤثر بازار موازی ارز به ترتیب شامل متغیرهای لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده خارجی، لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده داخلی، لگاریتم نرخ بازار موازی ارز و لگاریتم نرخ واقعی مؤثر بازار موازی می‌باشد، بردار نرخ واقعی مؤثر نهایی صادراتی که به ترتیب شامل متغیرهای لگاریتم شاخص قیمت عمده فروشی خارجی، لگاریتم شاخص قیمت صادرات، لگاریتم نرخ نهایی صادراتی و لگاریتم نرخ واقعی مؤثر نهایی صادراتی، می‌باشد، بردار مربوط به نرخ واقعی مؤثر دریافتهای ارزی به ترتیب شامل متغیرهای لگاریتم شاخص قیمت عمده فروشی خارجی، لگاریتم شاخص قیمت عمده فروشی کالا، لگاریتم نرخ دریافتهای ارزی و لگاریتم نرخ واقعی مؤثر دریافتهای ارزی است و بردار مربوط به نرخ واقعی مؤثر پرداخت های ارزی به ترتیب شامل متغیرهای لگاریتم شاخص قیمت عمده فروشی خارجی، لگاریتم شاخص قیمت واردات، لگاریتم نرخ پرداخت های ارزی و لگاریتم نرخ واقعی مؤثر پرداخت های ارزی استفاده نمود. اما همانگونه که در مقدمه گفته شد برای انجام این آزمون ابتدا باید خواص سری زمانی هر یک از متغیرهای بردارهای فوق با استفاده از آزمون های ریشه واحد مورد بررسی قرار گیرد.

طی دوره مورد بررسی در ایران حداقل چهار شوک، یکی شوک نفتی سال ۱۳۵۳، وقوع انقلاب اسلامی، سال ۱۳۵۷، پایان جنگ تحمیلی و آغاز دوره بازسازی، سال ۱۳۶۷ و تنزل ارزش پول ملی و یکسان سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۲ می‌تواند با ایجاد شکست ساختاری، رفتار متغیرهای مورد نظر را به طور کلی متحول نماید. در این ارتباط پرون (۱۹۸۹)^۲ معتقد است اغلب سریهای زمانی اقتصادی دارای ریشه واحد نیستند.^۳ وی می‌گوید وجود ریشه واحد و ناپایداری در اغلب متغیرهای سری زمانی اقتصادی که توسط نلسن و پلاسر (۱۹۸۲)^۴ به تأیید رسیده ممکن است به دلیل عدم توجه به شکست عمده ساختاری در روند این متغیرها بوده است. بنابراین در جریان آزمون روش های همگرایی برآورد نرخ تعادلی بلند مدت در ایران باید این مسأله نیز مورد آزمون قرار گیرد.

نتایج حاصل از انجام آزمون دیکی فولر تعمیم یافته در ارتباط با هر یک از این سریهای زمانی در "ضمیمه ب" این مقاله ارائه شده است. از آنجا که در شروع آزمون ناپایداری یک فرایند سری زمانی لزوم وجود عرض از مبدأ و روند زمانی در معادله مورد برآورد روشن نیست به توصیه "هلدن،" و "پرمن" در جریان انجام آزمون فوق سعی شد از روش گام به گام زیر استفاده گردد:

۱. برآورد معادله ۲ تا زمان اطمینان از عدم همبستگی جملات اخلاص.
۲. استفاده از آماره Φ^3 برای آزمون فرضیه $(\alpha, \beta, \varepsilon) = (0, 0, 0)$.
۳. در صورت رد نشدن فرضیه فوق که مشخص می‌شود سری زمانی مورد نظر دارای ریشه واحد و فاقد روند است برای اطمینان از $\varepsilon = 0$ برآورد

۳. به این روش محاسبه نرخ مؤثر واقعی ارز، روش ماندل - فلمینگ یا کل هزینه نیز اطلاق می‌شود.

1. Perron (1989)
2. - نوفرستی (۱۳۷۸)
3. Nelson & Plosser (1982)
4. Holden and Perman

مرحله نخست با حذف این جمله از رابطه، آزمون تکرار گردید. بنابراین ردیف اول و دوم این جداول ضمیمه ب مربوط به آزمون دو فرضیه فوق می باشد.

۴. در آزمون های انجام گرفته به منظور کسب اطمینان از عدم وقوع شکست های ساختاری در ارتباط با شوک های ذکر شده آزمون های ذی ربط با استفاده از متغیرهای دامی D_{53} ، D_{57} ، D_{67} ، و D_{72} انجام گرفت. از این رو چهار ردیف بعدی این جداول مربوط به این آزمون ها می باشد.

۵. در صورت رد نشدن فرضیه صفر در ارتباط با متغیرهای سطح، در ردیف هفتم و هشتم جداول به آزمون فرضیه در ارتباط با تفاضل های مرتبه اول و دوم متغیر ها پرداخته شده است.

۶. در ستون آخر جداول مربوط به آزمون ریشه واحد مشخص گردیده که اگر آماره t متغیر مورد بررسی از مقادیر بحرانی کمتر باشد ناپایدار و اگر بیشتر پایدار است. و به این ترتیب مرتبه هم جمعی هر متغیر مشخص شده است.

خلاصه بررسی ویژگیهای انفرادی سربهای زمانی هر یک از بردارهای فوق در جدول شماره ۴ منعکس شده است.

همانگونه که از جدول ۴ مشخص است متغیرهای مربوط به نظریه برابری قدرت خرید در هر یک از بردارها $I(1)$ و $I(0)$ که ترکیب خطی آنها به احتمال زیاد $I(0)$ می باشد. متغیرهای $I(0)$ که اصطلاحاً روند پایا نامیده می شوند. در پیش بینی های بلند مدت می توان به آنها اعتماد کرد. وجود روند تصادفی در یک سری زمانی به این مفهوم است که در اثر تکانه ها، نه تنها جزء گذرا یا جزء ادواری سری زمانی تحت تأثیر قرار می گیرد بلکه جزء تصادفی نیز متأثر می شود.

جدول ۴. نتایج آزمون پایایی متغیر های بردارهای نرخ های واقعی مؤثر با توجه به ساختار بازار ارز ایران با روش آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته

نام متغیر	روند	عرض مبدا	شکست ساختاری	آماره ADF	نام متغیر*	روند	آماره ADF
LREER _{OF}	ندارد	دارد	ندارد	-۲/۳۴	DLREER _{OF}	دارد	-۶/۱۵
LR _{OF}	ندارد	ندارد	ندارد (سال ۷۲)	-۵/۲۷	DLR _{OF}	-	-
LGDP _{DF}	ندارد	ندارد	ندارد	۳/۱۵	DLGDP _{DF}	-	-۴/۰۴
LGDP _{DF}	ندارد	ندارد	ندارد	۲/۱۲	DLGDP _{DF}	دارد	-
LREER _{FR}	ندارد	دارد	ندارد	۰/۸	DLREER _{FR}	دارد	-۴/۹۵
LR _{FR}	ندارد	ندارد	ندارد	۳/۷۵	DLR _{FR}	-	-
LCPI	ندارد	ندارد	ندارد (سال ۶۷)	۴/۳۵	DLCPI	-	-
LCPI _F	دارد	دارد	دارد	-۳/۶	DLCPI _F	-	-
LREER _{ex}	ندارد	ندارد	ندارد	۲ -۱/۰۹	DLREER _{ex}	دارد	-۵/۶۸
LR _{ex}	ندارد	ندارد	ندارد	/۶۵ -۱/	DLR _{ex}	دارد	-۶/۶۱
LP _x	ندارد	ندارد	ندارد	۰/۵۳ -۱	DLP _x	دارد	-۳/۸۶
LWPI _F	ندارد	ندارد	ندارد	-	DLWPI _F	دارد	-۳/
LREER _{RI}	ندارد	ندارد	دارد (سال ۷۲)	-۸/۵۵	DLREER _{RI}	-	-
LR _{RI}	دارد	دارد	دارد (سال ۷۲)	-۸/۱۴	DLR _{RI}	دارد	-۳/۵۷
LWPI	ندارد	ندارد	ندارد	۵۳ -۰/۲۷	DLWPI	دارد	-۳/
LWPI _F	ندارد	ندارد	ندارد	-۰/	DLWPI _F	-	-

1. Stationary Process- Trend
2. Transitory
3. Cyclical

-	-	-	DLREER _{pa}	/۸ -۵/۵۳	دارد (سال ۷۲)	دارد	دارد	LREER _{pa}
-	-	دارد	DLR _{pa}	/۷۳ -۴	دارد (سال ۷۲)	ندارد	دارد	LR _{pa}
۴۳	-۳/۷۳	دارد	DLIMP	-۰/۵۳ ۰	ندارد	ندارد	ندارد	LIMP
	-۳/		DLWPI _F				ندارد	LWPI _F

* D جلوی متغیرها علامت تفاضل است
 مقدار بحرانی آماره ADF در سطح معنی داری ۵٪ با روند و بدون روند به ترتیب ۳/۵۳- و ۲/۹۴- می باشد.
 منبع: محاسبات تحقیق

متأثر شدن جزء روند به این مفهوم است که تکانه وارد به سری زمانی به صورت دائمی سطح این متغیر را تغییر می دهد. ملاحظه می گردد که اکثر متغیرهای بردار نرخ مؤثر واقعی بازار موازی از چنین ویژگی برخوردارند.^۱

۴-۱. الگوی خود توضیح برداری^۲ و همجمعی

برای بررسی و تعیین رابطه بلند مدت تعادلی نرخ واقعی ارز با توجه به بردارهای یاد شده از الگوی خود توضیح برداری برای برآورد بردارهای همجمعی استفاده شد. زیرا در روش آزمون همگرایی انگل - گرانجر که به روش OLS برآورد می شود، فرض وجود یک بردار همگرا ساز مستتر است، در حالی که ممکن است بیش از یک بردار همگرا ساز وجود داشته باشد. برای رفع این اشکال جوهانسن (۱۹۸۹) و جوهانسن - جوسیلیوس (۱۹۹۰) روش برآورد حداکثر درستی را برای آزمون همگرایی و استخراج بردارهای همگراساز پیشنهاد می کنند که امروزه یکی از متداول ترین روشهای آزمون همگرایی چندگانه است.^۳

در این آزمون فرض وجود r بردار همگراساز در مقابل $r + 1$ یا بیشتر از r بردار همگراساز آزمون می گردد. یعنی:

$$\therefore r = r. \quad H_1: r = r. \quad (k - k) \quad H$$

$$H.: r = r. \quad H_1: r. < r < k$$

k تعداد متغیرهاست. آزمون اثر^۴ و آزمون حداکثر مقادیر ویژه^۵ آزمون هایی هستند که تعداد بردارهای همگرا ساز را مشخص می کنند. به دلیل قدرت بیشتر آزمون حداکثر مقدار ویژه نتایج با انجام این آزمون استخراج شده است.
 مسأله مهم در به کارگیری این روش مشخص کردن طول وقفه تفاضل متغیرهای الگو در عین حال تعیین لزوم وارد کردن متغیرهای قطعی همچون عرض از مبدأ، روند،

۴. نوفرستی (۱۳۷۸)

1. Vector Autoregressive Model

۲. برای اطلاعات بیشتر به نوفرستی (۱۳۷۸) مراجعه کنید.

3. Trace Test

4. value Test Maximum Eigen

متغیرهای مجازی و نیز متغیرهای برونزایی توجیه گر تکانه های سیاستگذاری می باشد. در این ارتباط توجه به الگوی تصحیح خطای برداری زیر می تواند راه گشا باشد:

$$Ut + -^2 yt^c \alpha\beta + +Ut= B\Delta Yt - ^2 \Pi yt - ^1 + \Delta yt = B\Delta Yt (\varepsilon - 5)$$

که در آن yt بردار $k \times 1$ مربوط به متغیرهای الگو، α ، ماتریس $k \times k$ مربوط به جملات سرعت تعدیل عدم تعادل بلند مدت، β ، ماتریس $k \times k$ ضرایب روابط بلند مدت و Ut بردار $k \times 1$ مربوط به جملات اخلاص معادلات است. اگر عرض از مبدأ و روند زمانی را در الگوی کوتاه مدت و همچنین در بردارهای همجمعی لحاظ کنیم خواهیم داشت:

$$- ^2 yt] ^1 \delta \ ^1 \mu \ \beta' [\alpha ++ Ut = B\Delta Yt - ^2 \Pi yt - ^1 + \Delta yt = B\Delta Yt (\varepsilon - 6)$$

$$^1 t + Ut \quad t \quad ^2 \delta \quad + \quad \mu \quad +$$

که در آن، δ^1 و μ^1 به ترتیب بردارهای $k \times 1$ مربوط روند زمانی و عرض از مبدأ روابط بلند مدت و δ^2 و μ^2 به ترتیب بردارهای $k \times 1$ مربوط روند زمانی و عرض از مبدأ روابط کوتاه مدت می باشد. در رابطه با عرض از مبدأ و روند زمانی، پنج حالت مختلف می توان برای الگوی فوق در نظر گرفت:

$$^2 \delta = 0 \quad ^2 = \delta \quad ^1 \mu = 0 \quad ^2 = \delta \quad ^2 = \delta \quad ^1 = 0 \quad \mu^2 = \delta \quad ^2 = \mu \quad ^1 = \delta \quad ^1 0 (\varepsilon - 7)$$

$$\delta$$

$$= 0 \quad ^1 \delta = ^1 = \mu \quad ^2 \delta = ^2 \mu$$

در ارتباط با انتخاب هر یک از الگوهای فوق، می توان با استفاده از ضابطه اطلاعاتی شوارتز بین (SBC) و آکاییک (AIC) مناسب ترین الگوی همجمعی را بر اساس کوچکترین مقدار هر یک از این ضوابط انتخاب کرد. در اینجا در جریان انتخاب الگوی مناسب به علت کوچک بودن اندازه نمونه، از ضابطه اطلاعاتی شوارتز بین استفاده می شود، زیرا این ضابطه در تعداد وقفه صرفه جویی می کند. روابط بلند مدت ذی ربط به انضمام الگوی بلند مدت مناسب در جدول شماره ۵ خلاصه شده است. مراجعه به جدول شماره ۵ مشخص می کند، بردار مربوط به بازار موازی ارز در ارتباط با نظریه برابری قدرت خرید مناسب تر است زیرا همه ضرایب بلند مدت آن از لحاظ آماری معنی دار است.

۱. باید متذکر شد که بسته نرم افزاری Eviews، در جریان آزمون و برآورد بردارهای همجمعی و تعیین رتبه ماتریس ضرایب بلند مدت، گزینه ای را قرار داده است که می توان ضابطه های شوارتز بین (SBC) و آکاییک (AIC) این پنج الگو را مورد مقایسه قرار داد و الگوی باکمترین مقدار ضابطه را به عنوان بهترین الگوی همجمعی انتخاب کرد. نتایج حاصل از انجام آزمون فوق در ضمیمه ج آورده شده و نتایج حاصل از انجام آزمون همگرایی جوهانسن در ارتباط با هر یک از بردارهای نرخ واقعی مؤثر ارز مطرح برای ایران در جداول شماره ۶ - ض ج الی ۱۰ - ض ج ضمیمه ج ارائه شده است.

جدول ۵. مقایسه نتایج برآورد ضرایب بلند مدت انواع نرخ های واقعی ارز در ایران

متغیر	ضریب بلندمدت	متغیر	ضریب بلند مدت	متغیر	ضریب بلندمدت	متغیر	ضریب بلند مدت
LREER _{FR}	C	LREER _{ex}	C	LREER _{FR}	C	LREER _{ex}	C
مرتب	بردار	مرتب	بردار	مرتب	بردار	مرتب	بردار
همه	الگوها	همه	الگوها	همه	الگوها	همه	الگوها
صفر		صفر		صفر		صفر	
LR _{FR}		LR _{ex}		LR _{FR}		LR _{ex}	
LCPI		LP _x		LCPI		LP _x	
LCPI _F		LWPI _F		LCPI _F		LWPI _F	
ضابطه شولتز بین	-	ضابطه شولتز بین	-	ضابطه شولتز بین	-	ضابطه شولتز بین	-
الگوی منتخب	-	الگوی منتخب	-	الگوی منتخب	-	الگوی منتخب	-
LREER _{RI}		LREER _{pa}		LREER _{RI}		LREER _{pa}	
C		C		C		C	
LR _{RI}		LR _{pa}		LR _{RI}		LR _{pa}	
LWPI		LIMP		LWPI		LIMP	
LWPI _F		LWPI _F		LWPI _F		LWPI _F	
ضابطه آکاییک	-	ضابطه آکاییک	-	ضابطه آکاییک	-	ضابطه آکاییک	-
الگوی منتخب	الگوی پنجم	الگوی منتخب	الگوی پنجم	الگوی منتخب	الگوی پنجم	الگوی منتخب	الگوی پنجم

۴-۲. الگوهای تصحیح خطای برداری نرخ واقعی مؤثر ارز

وجود همجمله بین مجموعه ای از متغیرهای اقتصادی مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می کند که پویایی کوتاه مدت را به تصویر می کشد. در این تحقیق از الگوی تصحیح خطای برداری زیر استفاده می شود:

$$U_t + \alpha \beta + U_t = \Delta Y_t - \Pi_{yt-1} + \Delta y_t = \Delta Y_t \quad (\varepsilon - 1)$$

که در آن y_t بردار $k \times 1$ مربوط به متغیرهای الگو، α ماتریس $k \times k$ مربوط به جملات سرعت تعدیل عدم تعادل بلند مدت، β ماتریس $k \times k$ مربوط به ضرایب روابط بلند مدت و U_t بردار $k \times 1$ مربوط به جملات اخلاص معادلات است. در اینجا الگوهای پویای مربوط به نظریه برابری قدرت خرید مورد تجزیه و تحلیل قرار می گیرد. **برابری قدرت خرید:** نتایج مربوط به آزمون پویایی های نظریه برابری قدرت خرید در ارتباط با هر یک از نرخ های ارز در ایران در جدول ۶ منعکس شده است.

جدول ۶. الگوهای تصحیح خطای نرخ واقعی مؤثر ارز (نظریه برابری قدرت خرید)

پرداخت های ارزی	$\Delta LREER_{pa}$	دریافتی های ارزی	$\Delta LREER_{ri}$	مؤثر صادراتی	$\Delta LREER_{ex}$	بازار مولاری	$\Delta LREER_{ri}$	نرخ رسمی	$\Delta LREER_{of}$
-۰/۶۶	C	-۳/۳۸	C	۰/۸۷	C	-۴/۲۸	C	۱۱/۶۹	C
۱	$LREER_{pa}^1$	۱	$LREER_{ri}^1$	۱	$LREER_{ex}^1$	۱	$LREER_{ri}^1$	۱	$LREER_{of}^1$
-۰/۲۷ (-۱۱/۰۹)	LR_{pa}^1	۰/۰۲۴ (۰/۴)	LR_{ri}^1	-۰/۱۸ (-۶/۷۰)	LR_{ex}^1	-۰/۱۶ (-۱۳)	LR_{ri}^1	-۱/۹۸ (-۱/۰۵۸)	LR_{of}^1
-۰/۲۰ (۸/۷۱)	$LIPM_1$	۰/۰۰۵ (۱/۶۷)	$LWPI_1$	۰/۱۱۰ (۳/۰۱)	$LEXP_1$	۰/۱۹ (۹/۷۷)	$LCPI_1$	۱/۹۱ (۰/۹۸)	$LGDP_{DF1}$
-۰/۰۱ (۰/۳۸)	$LWPI_f$	-۰/۲۳ (-۱/۰۵۲)	$LWPI_f$	-۱/۱۰ (-۲/۶۲)	$LWPI_f$	-۰/۲۲ (-۰/۶۹)	$LCPI_f$	۰/۷۷ (۰/۹۹)	$LGDP_{DF_f}$
	T	-۰/۰۰۰	T	-	T	-	T	-	T
۱/۷۳ (۲/۸۱)	$\Delta LREER_{pa}$	۱/۹۳ (۰/۰۶)	$\Delta LREER_{ri}$	۱/۰۳۴ (۱/۷)	$\Delta LREER_{ex}$	۱/۹۹ (۱/۸۱)	$\Delta LREER_{ri}$	۰/۱۴۰ (۰/۳۲)	$\Delta LREER_{of}$
-۰/۲۷ (۲/۴۷)	ΔLR_{pa}^1	-۰/۲۳ (-۰/۰۸)	ΔLR_{ri}^1	-۰/۲۴ (-۲/۴۲)	ΔLR_{ex}^1	-۰/۳۱۷ (-۱/۹۳)	ΔLR_{ri}^1	-۰/۰۱۶ (-۰/۱۹)	ΔLR_{of}^1
-۰/۰۴ (-۰/۰۲)	$\Delta LIPM^1$	-۰/۰۷۸ (-۱/۲۴)	$\Delta LWPI^1$	۰/۰۰۲ (-۰/۰۷)	$\Delta LEXP^1$	۰/۲۱ (۱/۱۳)	$\Delta LCPI^1$	-۰/۰۰ (-۰/۸۹)	$\Delta LGDP_{DF}^1$
-۰/۰۷ (۲/۲۶)	$\Delta LWPI_f^1$	-۰/۳۴ (۱/۸۹)	$\Delta LWPI_f^1$	-۰/۰۹ (۰/۳۰)	$\Delta LWPI_f^1$	۰/۰۰۴ (۰/۰۸)	$\Delta LCPI_f^1$	-۰/۰۱۹ (-۰/۷۲)	$\Delta LGDP_{DF_f}^1$
-۰/۰۰ (۲/۹۱)	C	۰/۱۱ (۲/۰۸)	C	۰/۰۴۴ (۲/۴۴)	C	-۰/۰۱۹ (-۲/۴)	C	۰/۰۰۷ (-۰/۴۹)	C
-	T	-۰/۰۰۳ -۲/۱۴	T	-	T	۰/۰۳ (۱/۰)	T	۰/۰۹۸ ۱۷/۹۳	T
-۰/۰۴۴ (-۲/۲)	$D^{۰۳}$	-۰/۰۰۴ -۰/۲۳	$D^{۰۳}$	۰/۰۰۲ (۰/۱۲)	$D^{۰۳}$	-۰/۰۲ (-۱/۳)	$D^{۰۳}$	-۰/۰۴۳ (-۲/۱۷)	$D^{۰۳}$
-۰/۰۴ (-۱/۷۹)	$D^{۰۷}$	-۰/۰۱۰ -۰/۹۲	$D^{۰۷}$	-۰/۰۴۷ (-۱/۴۰)	$D^{۰۷}$	۰/۰۷ (۳/۶۳)	$D^{۰۷}$	-۰/۰۰۲ (-۰/۱۶)	$D^{۰۷}$
۰/۰۳۰ (۱/۷۶)	$D^{۱۷}$	۰/۰۱ -۰/۶۷	$D^{۱۷}$	۰/۰۲۰ (۱/۱۹)	$D^{۱۷}$	-۰/۰۳ (-۲/۰۳)	$D^{۱۷}$	-۰/۰۰۲ -۰/۱۱۰	$D^{۱۷}$
-۰/۱۲ (۴/۴۲)	$D^{۷۲}$	-۰/۳۳ ۱۴/۱۹	$D^{۷۲}$	-۰/۰۲۲ (-۰/۹۸)	$D^{۷۲}$	۰/۰۳۱ (۲/۴)	$D^{۷۲}$	-۰/۰ (۲۲)	$D^{۷۲}$
۰/۷۴	R^2	۰/۹۴	R^2	۰/۴۱	R^2	۰/۰۴	R^2	۰/۹۷	R^2

* اعداد داخل پرانتز آماره t می باشد.

منبع: نتایج با استفاده از سری های زمانی مورد نظر و به کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است

بر اساس ارقام مندرج در جدول ۶، نه تنها ضرایب ماتریس α یعنی سرعت تعدیل عدم تعادل بلند مدت در الگوی مربوط به نرخ مؤثر واقعی رسمی ارز از لحاظ آماری معنی دار نیست بلکه ضرایب ماتریس B نیز از چنین نقیصه‌ای برخوردار است و می‌توان نتیجه گرفت که در کوتاه مدت نیز نظریه برابری قدرت خرید در ارتباط با نرخ رسمی ارز در ایران برقرار نیست. اما دو متغیر دامی D_{53} و D_{72} نقش تعیین کننده‌ای در رفتار نرخ رسمی ارز در ایران داشته‌اند در حالی که شرایط برای نرخ مؤثر بازار موازی ارز کاملاً بر عکس است یعنی نه تنها ضرایب ماتریس α یعنی سرعت تعدیل عدم تعادل بلند مدت در الگوی مربوطه از لحاظ آماری معنی دار است بلکه ضرایب ماتریس B نیز نتایج خوبی را به لحاظ آماری حاصل نموده است. نتیجه‌ای که می‌توان گرفت این است که نظریه برابری قدرت خرید در ایران در ارتباط با بازار موازی ارز برقرار است. تفسیر سایر نرخ‌ها با مراجعه به جدول شماره ۶ قابل استنباط می‌باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

همانگونه که قبلاً ذکر شد به دلیل اینکه حداقل پنج نرخ ارز در نظام ارزی ایران شکل گرفته است از این رو نظریه برابری قدرت خرید را در قالب روش همگرایی برای پنج نرخ واقعی مؤثر حاصل از نرخ‌های فوق و شاخص‌های متفاوت قیمت در ایران آزمون نمودیم نتایج حاصل به شکل زیر جمع‌بندی می‌شود:

نرخ مؤثر واقعی رسمی ارز: انجام آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برای نرخ واقعی حاصل از شاخص تعدیل تولید ناخالص داخلی، خارجی و نرخ رسمی ارز نشان دهنده این است که لگاریتم نرخ مؤثر واقعی ارز فرضیه صفر در سطح رد نشد. در حالی که با یک بار تفاضل‌گیری، فرضیه صفر رد می‌شود یعنی متغیر فوق ایستا می‌گردد. انجام آزمون شکست ساختاری نیز نشان دهنده این موضوع است که برای این متغیر شکست ساختاری اتفاق نیفتاده است. و جملات پسماند نیز دارای مشکل همبستگی نیستند به دلیل آماره دوربین واتسن مناسب متغیر دیگر این بردار یعنی لگاریتم شاخص تعدیل تولید ناخالص داخلی در سطح پایاست البته منهای روند زمانی و عرض از مبدأ به عبارت دیگر، $I(0)$ می‌باشد اما جملات پسماند این متغیر دارای همبستگی مثبت هستند به همین دلیل این متغیر با توجه به یک تأخیر زمانی در سطح پایا می‌گردد.

همچنین متغیر لگاریتم نرخ رسمی ارز در سال ۱۳۷۲ دچار شکست ساختاری گردیده اما به دلیل پایین بودن آماره دوربین واتسن رابطه فوق، ورود متغیر با یک تأخیر موجب برطرف شدن این مشکل می‌شود. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که نرخ رسمی ارز نیز در سطح پایاست.

یکی دیگر از متغیرهای بردار نرخ مؤثر واقعی رسمی ارز، لگاریتم شاخص موزون تعدیل تولید ناخالص داخلی سایر کشورها می‌باشد. این متغیر از مرتبه همجمعی $I(1)$ برخوردار است.

در آزمون‌های هم‌جمعی انگل و گرنجر، که جملات پسماند معادله همگرایی آزمون می‌شود فرض بر این است که همه متغیرهای رابطه همجمعی $I(1)$ هستند،^۱ اما ملاحظه شد که متغیرهای بردار فوق‌چنین شرطی را تأمین نمی‌کند. و شاید بتوان نتیجه گرفت که بین آنها هم‌جمعی وجود ندارد. به منظور اطمینان از عدم وجود هم‌جمعی در ارتباط با این تعریف از نرخ واقعی ارز، اقدام به انجام آزمون همگرایی جوهانسن نیز شد.

نتایج آزمون جوهانسن نیز عدم وجود بردار همگرایی را تأیید می‌کند، زیرا مرتبه بردار همجمعی برای کلیه الگوهای ذکر شده صفر است.^۲ بنابراین آزمون حداکثر درستی جوهانسن دلیل دیگری است بر عدم برقراری نظریه برابری قدرت خرید در ارتباط با نرخ رسمی ارز در ایران.

نرخ مؤثر واقعی بازار موازی ارز: بر اساس آزمون‌های به عمل آمده کلیه متغیرهای تعیین‌کننده نرخ واقعی مؤثر بازار موازی روند پایا هستند و بنابراین دارای هم‌جمعی. همچنین تا آنجا که به پیش‌بینی‌های بلندمدت مربوط می‌شود، اهمیت متغیرهای روند - پایا بر اساس این متغیرها پیش‌بینی کرد.

به منظور تعیین تعداد بردار همگراساز نرخ واقعی مؤثر بازار موازی ارز آزمون حداکثر مقدار ویژه جوهانسن برای متغیرهای این رابطه نیز به عمل آمد. بر اساس این آزمون کمترین مقدار ضابطه شوارتز بین $13/5$ - است^۳ که مربوط است به الگوی وجود عرض از مبدأ بدون روند همچنین مربوط است به برداری که در آن متغیر وابسته است.

نرخ مؤثر واقعی نهایی صادراتی: نرخ واقعی مؤثر نهایی صادراتی، نرخ نهایی صادراتی، شاخص قیمت صادرات و شاخص قیمت عمده‌فروشی خارجی یعنی کلیه متغیرهای دخیل در بردار نرخ واقعی مؤثر نهایی صادراتی همگرا از مرتبه یک $I(1)$ بدون شکست ساختاری و عرض از مبدأ و روند می‌باشند و به‌نظر می‌رسد مجموعه این متغیرها دارای همجمعی مرتبه $I(0)$ باشند.^۴

۱. به هزبرکیانی (۱۳۷۶) مراجعه کنید.

۲. به جدول ۱ - ض ج مراجعه کنید.

۳. به جدول ۲ - ض ج مراجعه کنید.

۴. مرجعه کنید به ضمیمه ب

به منظور تأیید نتایج فوق، آزمون همگرایی جوهانسن نیز برای این بردار با توجه به پنج الگوی ذکر شده انجام گرفت. کمترین مقدار ضابطه شوارتز بین برابر، $63/11$ - می باشد که مربوط است به وجود یک بردار همگرایی بدون روند و با عرض از مبدأ^۱.

نرخ مؤثر واقعی دریافتهای ارز: با توجه به اینکه آزمون های ریشه واحد به عمل آمده نشان دهنده شکست ساختاری در متغیرهای نرخ واقعی مؤثر دریافتهای ارزی و نرخ دریافتهای ارزی در سال ۱۳۷۲ می باشد. و متغیر شاخص عمده فروشی کالا همگرا از مرتبه یک (۱) I می باشد، شاخص قیمت عمده فروشی خارجی بر اساس آزمونهای به عمل آمده، نیز همگرا از مرتبه یک (۱) I بدون شکست ساختاری و عرض از مبدأ می باشد. بنابراین به نظر می رسد مجموعه این متغیرها دارای همجمعی مرتبه (۰) I باشند.

به منظور ارزیابی نتیجه فوق، برای این بردار نیز آزمون همگرایی جوهانسن با توجه به پنج الگوی ذکر شده انجام گرفت. بر اساس این آزمون کمترین مقدار ضابطه آکاییک برابر، $13/57$ - می باشد که مربوط است به وجود یک بردار همگرایی با روند درجه دو و عرض از مبدأ.

نرخ مؤثر واقعی پرداختهای ارزی: با توجه به آزمونهای ریشه واحد به عمل آمده متغیرهای نرخ واقعی مؤثر پرداختهای ارزی و نرخ پرداختهای ارزی در سال ۱۳۷۲ و متغیر شاخص قیمت واردات در سال ۱۳۶۷ دچار شکست ساختاری شده اند. همچنین شاخص قیمت عمده فروشی خارجی بر اساس آزمونهای به عمل آمده، همگرا از مرتبه یک (۱) I بدون شکست ساختاری و عرض از مبدأ می باشد. بنابراین به نظر می رسد مجموعه این متغیرها دارای همجمعی مرتبه (۰) I باشند.

بر اساس نتایج انجام آزمون همگرایی جوهانسن - جوسیلیسیوس، کمترین مقدار ضابطه آکاییک برابر $14/16$ - می باشد که مربوط است به الگوی چهارم و یک بردار همجمعی با روند خطی و عرض از مبدأ.

موارد پیشنهادی با توجه به آزمون برابری قدرت خرید در ارتباط با مدیریت بازار ارز در ایران به شکل زیر می باشد:

۱. بر اساس چهار نوع برداشت مختلف نرخ واقعی خارجی ارز یعنی برابری قدرت خرید خارجی، مدل ماندل-فلمینگ یا کل هزینه، رقابت پذیری در کالاهای تجاری و هزینه نسبی نیروی، مدل ماندل-فلمینگ در ایران برقرار نیست به عبارت دیگر در ایران

عوامل طرف تقاضا هستند که تعیین کننده نرخ واقعی ارز هستند بنابراین در مدیریت ارز باید به این عوامل توجه نمود.

۲. برابری قدرت خرید خارجی بخوبی در ایران برقرار است و مفهوم آن این است که در صورتی که نرخ ارز از مقادیر رقابتی برخوردار باشد، صنایع داخلی اعم از جایگزین واردات و صادراتی قدرت رقابت دارند. زیرا نتایج حاصل از نرخ مؤثر بازار موازی ارز که با توجه به شاخص بهای مصرف کننده داخلی و خارجی محاسبه شده مساعدترین نتایج را از لحاظ آماری حاصل نموده است.

۳. سیاست تشویق صادرات غیرنفتی خیلی مؤثر نبوده است به دلیل عدم معنی داری از لحاظ آماری ضرایب نرخ واقعی مؤثر نهایی صادراتی.

۴. نرخ مؤثر دریافتهای ارزی که از الگوی بلند مدتی برخوردار است که هم در بلند مدت هم در کوتاه مدت دارای عرض از مبدأ و روند می باشد. نشان دهنده این نکته است که تحولات ساختاری بر رفتار این نرخ بویژه تحولات ساختاری بازار ارز نقش مؤثری دارد. علت آنهم این است که سهم غالب دریافتهای ارزی در ایران متعلق به دولت است.

۵. نرخ پرداخت های ارزی ایران (عمدتاً دولتی)، تأثیر منفی بر قدرت رقابت صنایع جایگزین واردات دارد زیرا در رابطه بلند مدت بر آورد شده دارای علامت منفی است. و باید نرخ پرداخت های ارزی نیز به سمت واقعیت تعدیل پیدا کند.

۶. سرعت تعدیل عدم تعادل های کوتاه مدت در بازار نرخ موازی ارز از کلیه نرخ های دیگر بیشتر است. (جدول شماره ۶)

ضمیمه الف:**چگونگی محاسبه انواع نرخ های دریافتیهای ارزی، پرداختیهای ارزی، و نرخ نهایی صادراتی**

در این ضمیمه به نحوه محاسبه هر یک از نرخ های دریافتیهای ارزی، پرداختیهای ارزی، و نرخ نهایی صادراتی می پردازیم:

نرخ دریافتیهای ارزی: در مراجع آماری مربوط به تجارت بین الملل در ایران^۱ آمار مربوط به دریافتیهای ارزی به شکل کل دریافتیهای ارزی، دریافتیهای ارزی نفت، دریافتیهای ارزی کالا، دریافتیهای ارزی خدمات، قبل از کودتای ۲۸ مرداد خرید از شرکت نفت، وام و کمک و بهره دریافتی و دریافتیهای خدمات خصوصی طبقه بندی می گردد. که با توجه به مرجع دریافت کننده ارز و همچنین سیاست ارزی نرخی که برای هر یک از این نوع دریافتیها برقرار است متفاوت می باشد به همین علت به منظور محاسبه نرخ موزون دریافتیهای ارزی فروض زیر در نظر گرفته می شود:

الف) دریافتیهای ارز نفت به نرخ رسمی محاسبه شود.

ب) دریافتیهای ارزی خدمات بخش خصوصی به نرخ بازار آزاد انجام شود

ج) دریافتیهای ارزی کالا بر حسب سیاست ارزی صادراتی بوده است. برای مثال در سال ۱۳۲۵ صادرکنندگان مختار شدند ۹۰ درصد از ارز صادراتی خود را آزادانه به واردکنندگان بفروشند. و ۱۰ درصد آن را نیز به نرخ رسمی به بانک مرکزی.

د) خرید ارز از شرکت نفت بسته به سیاست مورد کاربرد در بعضی مقاطع به نرخ رسمی بوده و در بعضی مقاطع به نرخ بازار آزاد و اریزنامه ای

بنابراین با محاسبه سهم هر یک از این انواع دریافتیها در کل دریافتیهای ارزی و ضرب آن در نرخ مربوطه، نرخ موزون مورد نظر محاسبه گردید.

نرخ پرداختیهای ارزی: در مراجع آماری مربوط به تجارت بین الملل ایران، آمار مربوط به پرداختیهای ارزی ایران به شکل کل پرداختیهای ارزی، پرداختیهای ارزی کالا، پرداختیهای ارزی خدمات، پرداختیهای ارزی کالای خصوصی، پرداختیهای ارزی خدمات خصوصی، پرداختیهای خصوصی و پرداختیهای دولتی تفکیک شده است. بنابراین تغییر مرجع پرداخت کننده و همچنین سیاست تجاری مورد اجرا نرخ متفاوتی برای هر یک از این انواع پرداختیهای ارزی در نظر گرفته می شود. و با توجه به فروض زیر نرخ موزون پرداختیهای ارزی محاسبه می گردد.

الف) کلیه پرداختیهای دولتی به نرخ رسمی انجام می گیرد.

ب) واردات خدمات با توجه به سیاست تجاری انجام می گیرد. به طور مثال در فاصله ۱۳۲۱-۱۳۲۶ بورسیه دانشجویان و واردات کالاهای اساسی به نرخ رسمی انجام می گرفته است. به همین دلیل پرداختیهای خدمات خصوصی از کل پرداختیهای خدمات کسر و برای پرداختیهای خدمات خصوصی نرخ بازار آزاد و برای ما بنقوت نرخ رسمی در نظر گرفته شد.

ج) نرخ پرداختیهای خصوصی را با توجه به سیاست ارز وارداتی محاسبه نمودیم برای مثال در سال ۱۳۲۷، ۶۰ درصد کالاهای ضروری، ۴۰ درصد کالاهای سرمایه ای به نرخ پایه رسمی محاسبه شد. به همین منظور کل پرداختیهای کالای خصوصی در نسبت واردات مصرفی به کل واردات و در ضریب ۶۰ درصد ضرب

۱. بولتن ها و گزارشات سالانه بانک مرکزی

۲. نرخ های محاسبه شده در جدول ۱- ضمیمه منعکس است -اطلاعات پایه ای

گردید. و با حاصل ضرب کل پرداختیهای کالای خصوصی در نسبت واردات سرمایه ای به کل واردات در ضریب ۰.۴ درصد جمع گردید تا آن بخش از پرداختیهای خصوصی که به نرخ رسمی انجام می‌گیرد حاصل آید. البته با این فرض ساده که نسبت پرداختیهای خصوصی برای واردات مصرفی و سرمایه ای متناسب وزن آنها در کل واردات باشد. برای مابقی نرخ بازار آزاد در نظر گرفته شد. (جدول شماره ۱ - ضمیمه)

نرخ نهایی صادراتی: در این قسمت سعی شده که با استفاده از مراجع آماری مختلف آمار مربوط به صادرات کالا و خدمات، صادرات غیرنفتی، صادرات نفت و گاز و صادرات خدمات به دست آید. با توجه به اینکه سیاست های صادراتی ایران ناپایدار و گاه در یک سال دو یا سه بار تغییر می‌کرد نرخ ارز صادراتی طی یکسال ثابت نبود و از این لحاظ نیاز به محاسبه نرخ نهایی صادراتی احساس شد. که برای محاسبه این نرخ به طور خاص به سیاست نرخ ترجیحی مورد اجرا دقت نظر گردید. برای مثال در سال ۱۳۵۸ بانک مرکزی به منظور تشویق صادرات غیر نفتی ارز حاصل از این محل به نرخ ترجیحی ۷۸ ریال خریداری می‌کرد. البته این سیاست را از نیمه اسفند ماه این سال به اجرا درآورد. به همین علت برای به دست آوردن نرخ نهایی صادراتی در این سال نرخ رسمی ارز را در نسبت ۱۱,۵/۱۲ و نسبت صادرات غیرنفتی به کل صادرات ضرب نمودیم باضافه نسبت ۰,۵/۱۲ ضربدر ۷۸ ضربدر نسبت صادرات غیر نفتی به کل صادرات با این فرض که مابقی آن با نرخ بازار آزاد معامله می‌گردد. همچنین فرض شد صادرات خدمات به نرخ بازار آزاد انجام می‌گیرد و بنابراین با ضرب نسبت صادرات خدمات به کل صادرات در نرخ بازار آزاد و کسب حاصل جمع این سه عبارت نرخ مؤثر صادراتی به دست آمد.

ضمیمه ب

جدول اضب. آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم نرخ واقعی مؤثر رسمی ارز

متغیر LREERof	t-c	t-t	t- ADF	R ²	D.W	F	Di	C.V ^۱			ملاحظات
								%۱	%۵	%۱۰	
سطح	۲,۳۲	-۰,۴۸	۲,۳۵	.۱۳	۱,۸	۲,۸	-	۴,۲۱	-۳,۵۳	-۲,۱۹	ناپایدار
سطح	۲,۳۴	-	-	.۱۳	۱,۸۲	۵,۴	-	۳,۶	-۲,۹۴	۲,۶	ناپایدار
شکست ساختاری	۲,۵۲	-	-۲,۳۴	.۵۷	۱,۸	۹۲۳	۵۳	-	-۳,۷۶	-۳,۴۷	$\lambda = .۶۲$
شکست ساختاری*	۲,۵۱	-	-۱,۹۶	.۵۷	۱,۷۹	۷۲	۵۷	-۴,۵,۴	۳,۷۶	-۳,۴۶	$\lambda = .۵۲$
شکست ساختاری*	۲,۱۴	-	-۲,۵۸	.۵۶	۱,۸۳	۳,۶	۶۷	-۴,۳۲	۳,۷۲	-۳,۴۶	$\lambda = .۳۰$
شکست ساختاری*	۳,۰۳	-	-۲,۲	.۶۳	۱,۶۴	۲۲,	۷۲	-۴,۳۹	-۳,۷۲	-۳,۴۰	$\lambda = .۱۵$
شکست ساختاری*			-۳,۲			۶۳۰,		-۴,۳۹			
تفاضل مرتبه اول LREERof	۰,۵۷	-	-۶,۱۵	۰,۵۱	۲,۰۰	۳۸	-	-۳,۶۱	۲,۹	-۲,۶۰	پایدار I(1)*

آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدا و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری در جدول فوق، LREERof لگاریتم نرخ واقعی مؤثر رسمی ارز می‌باشد.^۲ منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است

۱. C.V. علامت اختصاری مقادیر بحرانی است.

- در جریان آزمون شکست ساختاری، آنچه که اهمیت دارد ضریب متغیر مورد آزمون می‌باشد یعنی \hat{p} و کمیت آماره t ، به منظور انجام آزمون ریشه واحد (ناپایی)، فرضیه $\rho = 1$ مورد توجه است. و مقادیر بحرانی توزیع حدی آماره آزمون $t\hat{p}$ با توجه به نسبت λ ، یعنی نسبت زمان بروز شکست ساختاری به حجم نمونه استخراج می‌گردد.
- باید متذکر شد که ستون های این جدول نیز آماره های نتایج و مقادیر بحرانی برای هر یک از روابط فوق را ارائه می‌کند. برای مثال $t-c$ ، منعکس کننده آماره t عرض از مبدا و $t-t$ آماره t متغیر زمان می‌باشد.

جدول ۲ ض ب. آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم شاخص تعدیل تولید ناخالص جهانی

متغیر LGDPDF _F	t-c	t-t	t- ADF	R ²	D.W	F	Di	C.V			ملاحظات
								%۱	%۵	۱۰%	
سطح	.۵۷	.۸۸	-۱,۱۵	.۰۷	۱,۴۲	۱,۰	-	۴,۲۹	-۳,۵۶	-۳,۱۹	ناپایدار
سطح	.۸۸	-	۱,۵۲	.۰۴	۱,۵۱	۵۱,۰	-	۳,۶	-۲,۹۶	۲,۶	ناپایدا ر
شکست ساختاری	.۱۷	.۸۸	۱,۳۶-	.۹۸	۱,۵	۳۳۴	۵۳	-	-۳,۷۶	-۳,۴۷	$\lambda = .۶۲$
*شکست	.۶۴	۱,۲	-۲	.۹۸	۱,۵۱	۲۲	۵۷	-۴۵,۴	۳,۷۶	-۳,۴۶	$\lambda = .۵۲$
*ساختاری	-.۸۱	۷۱,	۱,۶۴	.۹۸	۱,۴۳	۴۶۰	۶۷	-۴,۳۲	۳,۷۲	-۳,۴۶	$\lambda = .۳۰$
شکست ساختاری	۱,۳۳	۵۸۲	۲,۱۲-	.۹۸	۱,۹۳	۴۲۴	۷۲	-۴,۳۹	-۳,۷۲	-۳,۴۰	$\lambda = .۱۵$
*شکست	-	.۰۶	-			۳۵۸	۷۲	-۴,۳۹			$\lambda = .۱۵$
*ساختاری											
AR(1)											
تفاضل مرتبه اول	۲,۲۵	-	-۴,۰۴	.۳۸	۱,۹۲	۱۶,	-	-۳,۶۷	-۲,۹۶	-۲,۶۲	پایدار I(1)*

*آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدأ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری. در جدول فوق LGDPDF_F لگاریتم شاخص وزنی تعدیل تولید ناخالص داخلی کشورهای دیگر می باشد

منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است

جدول ۳ ض ب. آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم نرخ رسمی ارز

متغیر Lrof	t-c	t-t	t- ADF	R ²	D.W	F	Di	C.V			ملاحظات
								%۱	%۵	۱۰%	
سطح	۱,۱۲	۱,۷	-۱,۴۱	.۰۶	۱,۷۶	۱,۵۹	-	-۴,۱۴	-۳,۴۹	-۳,۱۷	ناپایدار
سطح	.۵۲	- ۷	۰,۲۲	۰,۰۰	۱,۸۱	۰,۰۴	-	۳,۵	-۲,۹۲	۲,۶	ناپایدا ر
سطح	-	-	۱,۲۲-	۰,۰۰	۱,۸۵	-	-	-	-۱,۹۵	-۱,۶۲	ناپایدا ر
شکست ساختاری	۱,۱۵	۱,۶	۱,۶۱	.۸۸	۱,۷۵	۱۲۳,	۵۳	-۲,۶۱	-۳,۷۶	-۳,۴۷	$\lambda = .۶۲$
*شکست	۱,۰۶	۱۱,	۱,۳۷	.۸۸	۱,۷۶	۴۱۲	۵۷	-۴۵,۴	۳,۷۶	-۳,۴۶	$\lambda = .۵۲$
*ساختاری	۱,۹۹	۱۳	۱,۱۵-	.۸۹	۱,۸۵	۱	۶۷	-۴,۳۲	۳,۷۲	-۳,۴۶	$\lambda = .۳۰$
شکست ساختاری	۱۱,۸	۰,۵	-۱/۲	.۹۷	۶۹,۱,	۱۳۳,	۷۲	-۴,۳۹	-۳,۷۲	-۳,۴۰	$\lambda = .۱۵$
شکست	۱۴,۲	۲۴,	-۵/۲۷	.۹۷	۴۵	۶۵۷	۷۲	-۴,۳۹	-۳,۷۲	-۳,۴۰	پایدار I(۰)
*ساختاری	۱	۸۳				۵		-۴,۳۹			
AR(1)						۲۰,۵					
تفاضل مرتبه اول	-.۲۷	.۹۷	-۶,۵۸	.۴۷	۱,۹۹	۲۱,۶	--	۴,۱۴	-۳,۵	-۳,۱۷	پایدار
تفاضل مرتبه اول	۱,۱۷	-	-۶,۵۱	.۴۶	۱,۹۹	۴۲,۴		-۳,۶	-۲,۹	-۲,۶	I(1)**
تفاضل مرتبه اول	-		-۶,۳۸	.۴۴	۱,۹۹	- ۱		-۲,۶۱	-۲	-۱,۶۲	

* آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدأ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری. در جدول فوق Lrof

لگاریتم نرخ رسمی ارز می باشد

منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است

جدول ۴: ض.ب. آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم شاخص تعدیل تولید ناخالص داخلی

متغیر LGDPdf	t-c	t-t	t- ADF	R ²	D.W	F	Di	C.V			ملاحظات
								۱%	۵%	۱۰%	
سطح	۲,۶۱	۲,۸	-۱,۲۸	.۵۱	۱,۳۶	۱۷,	-	۴,۲۳	-۳,۵۳	-۳,۲۰	ناپایدار
سطح	۰.۴۱-	- ۸	۴,۶۷	.۳۹	۱,۲۰	۴۲۲	-	۳,۶	-۲,۹۴	۲,۶	ناپایدار
یک تاخیر ^۱	.۵۱	-	۲,۱۲	.۴۷	۲,۰۴	۱۴,	-	۳,۶۳-	-۲,۹۵	-۲,۶۱	ناپایدار
سطح	-	-	۹,۳۵	.۳۹	۱,۲	-۴	-	-	-۱,۹۵	-۱,۶۲	ناپایدار
یک تاخیر	۱,۸۹	-	۳,۱۵	.۴۷	۲,۰۵	۲۹,	-	-۲,۶۳	-۱,۹۵	-۱,۶۲	پایدار I(0)
شکست ساختاری	-	۲,۰	-۱,۶۶	.۹۹	۱,۳۴	۳۳۱	-	-۲,۶۳	-۳,۷۶	-۳,۴۷	$\lambda = .۶۲$
*	۲,۰۷	۳	-۱,۲۱	.۹۹	۱,۹۴	۰.۲	-	-۴۵,۴	-۳,۷۶	-۳,۴۷	$\lambda = .۶۲$
^۲ AR(1)	-	۱,۴	-۱,۱۷	.۹۹	۱,۹۷	۳۹۷	۵۳	-۴۵,۴	۳,۷۶	-۳,۴۶	$\lambda = .۵۲$
AR(1)	۲,۰۷	۰.۲	-۱,۴۳	.۹۹	۱,۹۹	۲۳۶	۵۳	-۴,۳۲	۳,۷۲	-۳,۴۶	$\lambda = .۳۰$
AR(1)	-	۲۲۲	-۱,۹۱	.۹۹	۲,۰۰	۴۲۳	۵۷	-۴,۳۹	-۳,۷۲	-۳,۴۰	$\lambda = .۱۵$
AR(1)	۱,۹۱	۱,۰				۱۲۲	۶۷	-۴,۳۹			
	-	/۶۲				۵۹۶	۷۲				
	۲,۳۴	۲									
	-										

*آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدأ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری. در جدول فوق LGDPdf لگاریتم شاخص تعدیل تولید ناخالص داخلی می باشد.

منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است

۱. در صورتی که در جریان انجام آزمون دیکی فولر آماره دوربین و اتسون از مقدار مناسب برخوردار نبوده با وارد کردن متغیرهای تأخیری مناسب سعی در رفع این اشکال شده است.
۲. اگر در رگرسیون های آزمون شکست ساختاری، آماره دوربین و اتسون از مقدار مناسب برخوردار نبوده سعی شده به منظور رفع همبستگی جملات اخلاص، رابطه با توجه به متغیرهای (AR) مناسب رگرس گردد

جدول ۵: ض.ب. آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم نرخ واقعی مؤثر بازار موازی ارز

متغیر LREER _{FR} ^۱	t-c	t-t	t- ADF	R ²	D. W	F	Di	C.V			ملاحظا ت
								۱%	۵%	۱۰%	
سطح	۱,۷	- ۱,۴	-۱,۷	۰,۰۷	۱,۵	۱,۴۵	-	۴,۲۲	-۳,۵۳	-۳,۱۹	نایابدار
سطح	۸۲,۶	-	۸۰	۰,۱۷	۷	۶۵	-	۳,۶	-۲,۹۳	۲,۶	نایابدا ر
سطح	-	۰,۲۱	۹۷	-	۱,۶	-	-	-	-۱,۹۵	-۱,۶۲	نایابدا ر
شکست	۱,۳۸	-۱,۳۳	-۱,۱۲	۰,۹۲	۳	۱۳۹	۵۳	-۲,۶۲	-۳,۷۶	-۳,۴۷	= .۶۲
ساختاری*	۳,۷۴	-۱,۳۳	-۳,۷۲	۰,۹۵	۱,۶	۱۳۲	۵۷	-۴,۵,۴	-۳,۷۶	-۳,۴۷	λ
شکست	۱,۴۱	۲,۳۴	-۱,۶۲	۰,۹۳	۶	۱۴۲,	۶۷	-۴,۳۲	-۳,۷۲	-۳,۴۶	λ = .۵۲
ساختاری*	۱,۸۳	۱,۷۳	-۱,۷	۰,۹۲	۱,۶	۲۷۱۳	۷۲	-۴,۳۹	-۳,۷۲	-۳,۴۰	λ = .۳۰
شکست					۶۲,			-۴,۳۹			λ = .۱۵
ساختاری*					۳۳۱						λ = .۱۵
شکست					۶,۴						
ساختاری*					۱,۶						
					۱						
رتبه	۰,۰۳		-۴,۹۲	۰,۴۲	۱,۹	۱۲,۱	-	-۴,۲۲	-۳,۵۳	-۳,۱۹	پایدار
اول	۰,۷۹	-۰,۲۱	-۴,۹۹	۰,۴۲	۸	۲۴ ۳	-	-۳,۶۲	-۲,۹۴	-۲,۶	I(1)*
	-	-	-۴,۹۵	۰,۴۰	۱,۹	-	-	-۲,۶۳	-۱,۹۵	-۱,۶۲	
					۸						
					۱,۹						
					۸						

*آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدأ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری. در جدول فوق، LREER_{FR}

لگاریتم نرخ واقعی بازار موازی می باشد. منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است

جدول ۶: ض.ب. آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم نرخ بازار موازی ارز

متغیر LR _{FR} ^۲	t-c	t-t	t- ADF	R ²	D. W	F	Di	C.V			ملاحظا ت
								۱%	۵%	۱۰%	
سطح	۱,۴۴	۲,۱۳	-۰,۶۶	۰,۱۷	۱,۹	۵,۳۲	-	۴,۲۲	-۳,۵۳	-۳,۱۹	نایابدار
سطح	-۱,۴۵	-	۲,۳۸	۰,۰۵	۱,۸	۵,۶۸	-	۳,۶	-۲,۹۳	۲,۶	نایابدا ر
سطح	-	۰,۵۶	۳,۷۵	۰,۰۶	۷۱,	-	-	-	-۱,۹۴	-۱,۶۲	پایدا ر
شکست	۰,۲۱	۰,۶۴	۰,۰۵	۰,۹۸	۷۵۱	۱۱۲۱	۵۳	-۲,۶۰	-۳,۷۶	-۳,۴۷	= .۶۲
ساختاری*	۱,۷۳	۱,۹۷	-۴	۰,۹۹	۹۹	۹۱۲	۵۷	-۴,۵,۴	-۳,۷۶	-۳,۴۶	λ
شکست	-۰,۵۰۴	۲,۲۸	-۱,۹۴	۰,۹۸	۲,۱	۸۶,۶	۶۷	-۴,۳۲	-۳,۷۲	-۳,۴۶	λ = .۵۲
ساختاری*	۰,۷۱		۰,۶۱	۰,۹۸	۹۱,	۱۰۹۳	۷۲	-۴,۳۹	-۳,۷۲	-۳,۴۰	λ = .۳۰
شکست			-۱,۰۶		۹۳۱	۱۱۰,۴	۷۲	-۴,۳۹			λ = .۱۵
ساختاری*					۸۸	۳					λ = .۱۵
شکست											
ساختاری*											

* آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدأ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری. در جدول فوق، LR_{FR}، لگاریتم

نرخ ارز بازار موازی می باشد. منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است

۱. LREER_{FR} در سال ۵۷ دچار شکست ساختاری شده زیرا آماره τ متغیر تأخیری در سطح ۵ درصد معنی دار است و بنابراین این متغیر در سطح پایدار است.
۲. LR_{FR} نیز یک متغیر روند پایای بدون رانش می باشد

جدول ۷ - ض.ب.آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده

متغیر LCPI ^۱	t-c	t-t	t- ADF	R ²	D. W	F	Di	C.V			ملاحظا ت
								۱۰%	۵%	۱%	
یک سطح	-۰,۹۴	۱,۹	۰,۰۸	۰,۵۴	۱,۵	۱۸,۱	-	۴,۱۵	-۳,۵۰	-۳,۱۸	ناپایدار
تاخیری	۱,۱۹	-	-۷	۰,۴۷	۶۱,	۴۳,۲	-	-	-۲,۹۲	۲,۶	ناپایدا ر
یک سطح	-	-	۶,۵۸	۰,۴۵	۴۸	- ۷	-	-۳,۵۶	-۱,۹۵	-۱,۶۲	پایدا ر
یک سطح	-	۰,۰۳	۱۲,۴	۰,۵۰	۱,۴	۴۷,۶	-	-۲,۶۱	-۱,۹۵	-۱,۶۲	پایدا ر
یک سطح	۰,۶۷	۷۱,۳	۶	۰,۹۹	۵	۹۸۷۷	۵۳	-۲,۶۱	-۳,۷۶	-۱,۶۲	پایدا ر
تاخیری ^۲	۰,۱۷	۴	۴,۳۵	۰,۹۹	۱,۵	,۸۹۰	۵۷	-۴۵,۴	-۳,۷۶	-۳,۴۷	= .۶۲
شکست	۰,۵۷-	۱,۶۹	۱,۰۵	۰,۹۹	۵	۲۳,۹	۶۷	-۴,۳۲	-۳,۷۲	-۳,۴۶	λ
ساختاری*	-	۱,۸۲	,۳۱۶	۰,۹۹	۱,۷	۸۸۹۱	۷۲	-۴,۳۹	-۳,۷۲	-۳,۴۶	λ = .۵۲
شکست	-۰,۶۷		۰,۱		۲	۸۹۵۳	۷۲	-۴,۳۹		-۳,۴۰	λ = .۳۰
ساختاری*			۰,۰۳		۱,۶	,۸					λ = .۱۵
شکست			-۷		۱,۵						λ = .۱۵
ساختاری*					۲						λ = .۱۵
شکست					۱,۵						
ساختاری*					۴						

* آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدأ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری. در جدول فوق، LCPI، لگاریتم

شاخص قیمت مصرف کننده داخلی می باشد.

منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است

۱. علت انتخاب شاخص های قیمت مصرف کننده برای نرخ مؤثر واقعی بازار موازی این است که در ایران بدلیل اعمال انواع سیاست های کنترل ارزی و تجاری بویژه روی کالاهای مصرفی، به نظر می رسد بخش عمده معاملات بازار موازی در ارتباط با تامین این نوع خواسته ها شکل گیرد.
۲. LCPI نیز منعکس کننده روند پایایی بدون رانش دارای خود همبستگی این متغیر می باشد

جدول ۸ - ض.ب. آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم شاخص قیمت موزون مصرف کننده خارجی

متغیر LCPI _F ^۱	t-c	t-t	t- ADF	R ²	D. W	F	Di	C.V			ملاحظا ت
								۱%	۵%	۱۰%	
سطح	-۳,۰۹	۳,۵۶	-۳,۱۲	۰,۲۴	۱,۱	۷,۱۳	-	۴,۱۵	-۳,۵۰	-۳,۱۸	نیاپایدار
یک تاخیر	۱,۷۸	۲,۰۲	-۱,۹۷	۰,۲۴	۶	۴,۵۷	-	-	-۳,۵۰	-۳,۱۸	نیاپایدار
سطح تاخیری	۱,۶۷-	-	۰,۰۲	۰,۱۶	۱,۶	۴,۴۹	-	۴,۱۵	-۲,۹۲	۲,۶	نیاپایدا ر
سطح تاخیری	-	-	-۷	۰,۱۱	۷۱,	۵,۹۷	-	-	-۱,۹۵	-۱,۶۲	پایدا ر
شکست	-۳,۲۹	۲,۷۱	-۲,۴۷	۰,۹۹	۷۳	۲۶۹۸	-	-۳,۶	-۳,۷۶	-۳,۴۷	= .۶۲
ساختاری*	-۲,۹۵	۲,۶۵	-۳,۵۷	۰,۹۹	۱,۷	۲۴۸۵	۵۳	-۲,۶۱	-۳,۷۶	-۳,۴۷	λ = .۶۲
شکست	-۳,۴۷	۳,۵	-۳,۱۴	۰,۹۹	۷	۲۴۸۵	۵۳	۴,۴۵	-۳,۷۶	-۳,۴۶	λ =
ساختاری*	-۲,۷۸	۳,۱۷	-۳,۶	۰,۹۹	۱,۳	۲۳۳۳	۵۷	۴۵-	-۳,۷۶	-۳,۴۶	λ = .۵۲
یک تاخیر	-۱,۷۷	۲,۳۷	-۲,۷۱	۰,۹۹	۷	۲۵۸۰	۶۷	-۴	-۳,۶۸	-۳,۴۰	λ = .۳۰
شکست			-۱,۶۱		۲,۳		۷۲	-۴,۳۲			λ = .۱۵
ساختاری* یک					۱۲,			-۴,۳۹			
تأخیر					۲۲			-۴,۳۰			
شکست					۲,۱						
ساختاری*					۶۲,						
					۲۱						

آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدأ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری

منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است

جدول ۹ - ض.ب. آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم نرخ موثر واقعی نهایی صادراتی

متغیر LREER _{ex}	t-c	t-t	t- ADF	R ²	D. W	F	Di	C.V			ملاحظا ت
								۱%	۵%	۱۰%	
سطح	-۱/۶۱	-۱/۵۴	-۱/۹۰	۰/۰۹	۷/۸	۱/۸۱	-	-۴/۲۲	-۳/۵۳	-۳/۱۹	نیاپایدار
سطح	-۰/۴۵	-	-۱/۰۹	۰/۰۳	۱	۱/۱۹	-	-۲/۶۱	-۲/۹۴	-۲/۶	نیاپایدا ر
شکست	-۱/۵	۱/۲	۲	۰/۸۸	۷/۸	۶/۸	۵۳	-۴۵,۴	-۳,۷۶	-۳,۴۷	= .۶۲
ساختاری*	-۰/۸۳	۰/۲۶	۲	۰/۸۸	۱	۷۹	۵۷	-۴,۳۲	-۳,۷۶	-۳,۴۶	λ
شکست	-۱/۶	-۱/۴۱	۰,۰۳	۰/۸۸	۷/۸	۴/۱	۶۷	-۴,۳۹	-۳,۷۲	-۳,۴۶	λ = .۵۲
ساختاری*	۱/ ۵۱	۱/۳۳	۲-۷	۰/۸۸	۱	۸۱	۷۲	-۴,۳۹	-۳,۷۲	-۳,۴۰	λ = .۳۰
شکست					۷/۸۶	۷۹/۷	۷۲				λ = .۱۵
ساختاری*					۱	۶/۸					λ = .۱۵
شکست					۷/۸۲	۷۹					
ساختاری*					۷/۸ ۱						
					۱						
تفاضل مرتبه اول	۰/۶۹	-	-۵/۶۸	۰/۴۹	۹/۹	۳/۲۶	-	-۳/۶۱	۲/۹۴	- ۲/۶	پایدا ر
تفاضل مرتبه دوم	-	-	-۵/۶۸	۰/۴۸	۱	-۳۲	-	-۲/۶۲	۱,۹۵-	-۱,۶۲	پایدا ر
					۹/۹						
					۱						
تفاضل مرتبه دوم	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

۱. متغیر LCPI_F با اطمینان ۹۰٪ در سال ۵۷ دچار شکست ساختاری شده است و به همین لحاظ این متغیر نیز یک متغیر روند پایاست .

*آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدأ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری. در جدول فوق، $LREER_{ex}$ لگاریتم نرخ مؤثر واقعی نهایی صادراتی می باشد. منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است.

جدول ۱۰ - ض ب. آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم نرخ نهایی صادراتی

متغیر $LREER_{ex}$	t-c	t-t	t-ADF	R^2	D.W	F	Di	C.V			ملاحظات
								۱%	۵%	۱۰%	
سطح	-۰/۲۶	۲/۱۸	-۱/۲۰	۰/۱۹	۱/۷	۴/۱۸	-	-۴/۲۲	-۳/۵۳	-۳/۱۹	نیایدار
شکست	۰/۱۴	۲/۱۱	-۰/۴	۰/۹۹	۲	۱/۴	۵۳	-۴۵/۴	-۳/۷۶	-۳/۴۷	= .۶۲
ساختاری*	۰/۱۴	۱/۴۵	۱/۱۴	۰/۹۹	۲	۱/۳	۶۷	-۴/۳۹	-۳/۷۲	-۳/۴۶	$\lambda = .۵۲$
شکست	۴۱ - ۰	۲/۲۲	۱/۶-۰	۰/۹۸	۳/۱	۸۰/۱	۷۲	-۴/۳۹	-۳/۷۲	-۳/۴۰	$\lambda = .۳۰$
ساختاری*	-۰/		-		۲	۱/۹۵	۷۲				$\lambda = .۱۵$
شکست	۰/۴۸				۲/۲۳	۷۷۱					$\lambda = .۱۵$
ساختاری*					۲	۱/۲۲					
شکست					۱/۰۸	۷۹۳					
ساختاری*					۲						
رتبه اول	-۱/۶۸	۲/۷۶	-۶/۶۱	۰/۵۶	۱/۹۵	۱/۸۷	-	-۴/۲۲	۳/۵۳	-۳/۱۹	پایدار
رتبه دوم	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

* آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدأ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری. در جدول فوق، $LREER_{ex}$ لگاریتم نرخ نهایی صادراتی می باشد. منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است.

جدول ۱۱ - ض ب. آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم شاخص قیمت صادرات

متغیر LP_x	t-c	t-t	t-ADF	R^2	D.W	F	Di	C.V			ملاحظات
								۱%	۵%	۱۰%	
سطح	-۱/۹۳	-۲/۴۵	-۱/۶۵	۰/۲۲	۲/۴	۵/۰۹	-	-۴/۲۲	-۳/۵۳	-۳/۱۹	نیایدار
شکست	-۱/۷۸	۲/۰۱	۲	۰/۹۹	۱	۱۳۳۷	۵۳	-۴۵/۴	-۳/۷۶	-۳/۴۷	= .۶۲
ساختاری*	-۱/۳۹	۱/۶۹	-۱/۶	۰/۹۹	۲/۲	۱۳۳۸	۵۷	-۴/۳۲	-۳/۷۶	-۳/۴۶	λ
شکست	-۰/۱	۰/۱۴	۱/۷۵	۰/۹۹	۱	۱۶۶۸	۶۷	-۴/۳۹	-۳/۷۲	-۳/۴۶	$\lambda = .۵۲$
ساختاری*	-۱/۸۱	۲/۲۳	-۱/۱۶	۰/۹۹	۲/۷	۱۳۳۷	۷۲	-۴/۳۹	-۳/۷۲	-۳/۴۰	$\lambda = .۳۰$
شکست					۱		۷۲				$\lambda = .۱۵$
ساختاری*					۱/۴۸						$\lambda = .۱۵$
شکست					۱						
ساختاری*					۱/۲۸						
ساختاری*					۱						
رتبه اول	-۰/۴۴	۱/۳۷	-۳/۸۶	۰/۳۱	۱/۵	۷/۵۱	-	-۴/۲۲	۳/۵۳	-۳/۱۹	پایدار ۹۵%
رتبه اول	-۲/۱۸	-	-۳/۵۸	۰/۲۷	۱	۱/۸۰	-	-۲/۶۲	۲/۹۴-	-۲/۶۱	پایدار ۹۰%
	-	-	-۲/۷۰	۰/۱۷	۱/۶	- ۱۲	-	-۲/۶۳	۱/۹۵ -	-۱/۶۲	پایدار ۹۵%
					۱				-		پایدار
					۱/۷۴						
					۱						

۱. چون شاخص های قیمت صادرات منعکس کننده میزان رقابت پذیری صادرکنندگان ایرانی در بازارهای جهانی می باشد، از این رو در محاسبه نرخ مؤثر واقعی نهایی صادراتی در مقایسه با شاخص عمده فروشی خارجی به کار گرفته شد.

تفاضل مرتبه دوم	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
-----------------	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---

* آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدأ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری. در جدول فوق، LP_x لگاریتم شاخص قیمت صادرات می باشد.

منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است.

جدول ۱۲ - ض ب. آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم شاخص قیمت عمده فروشی خارجی

متغیر $LWPI_F$	t-c	t-t	t-ADF	R^2	D.W	F	Di	C.V			ملاحظا ت
								۱%	۵%	۱۰%	
سطح	۰/۶۵	-	-۰/۵۳	/۰۰۸	/۹۷	۰/۲۸	-	-۳/۶۲	-۲/۹۴	-۲/۶۱	ناپایدار
شکست	۲/۴۲	۱/۲۱	-۲/۴۳	.	.	۷۰۹	۵۳	-۴۵،۴	-۳،۷۶	-۳،۴۷	= .۶۲
ساختاری*	۰/۲۳	۰/۲۲	-۱/۳۵	۰/۹۹	/۷۵	۶۶۵	۵۷	-۴،۳۲	-۳،۷۶	-۳،۴۶	λ
شکست	۰/۵۶	۰/۵۸	۰/۵۷	۰/۹۹	۱	۶۶۸	۶۷	-۴،۳۹	-۳،۷۲	-۳،۴۶	$\lambda = .۵۲$
ساختاری*	۰/۸۳	۰/۸۸	-۱/۱۶	۰/۹۹	/۷۹	۷۱۲	۷۲	-۴،۳۹	-۳،۷۲	-۳،۴۰	$\lambda = .۳۰$
شکست				/۹۹	۱		۷۲				$\lambda = .۱۵$
ساختاری*				/۸۴	۱						$\lambda = .۱۵$
شکست				/۷۱	۱						
ساختاری*				/۷۱	۱						
تفاضل مرتبه اول	-۲/۱۸	-۰/۵۲	-۳/۴۳	/۲۷	۱/۸	۵/۹۹	-	-۴/۲۴	-۳/۵۴	-۳/۲	پایدار ۹۵%
اول	-۱/۹۳	-	-۳/۴۵	۰/۲۶	/۸۱	/۷۲	-	-۳/۶۲	-۲/۹۴	-۲/۶۱	پایدا
	-	-	-۲/۷۷	۰/۱۸	۱	۱۱	-	-۲/۶۳	-۱/۹۵	-۱/۶۲	ر ۹۵%
					/۸۴	-					پایدار
تفاضل مرتبه دوم	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدأ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری. در جدول فوق، $LWPI_F$ لگاریتم شاخص موزون قیمت عمده فروشی خارجی می باشد.

منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است.

جدول ۱۳ - ض ب. آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم نرخ مؤثر واقعی دریافتیهای ارزی

متغیر $LREER_R$	t-c	t-t	t-ADF	R^2	D.W	F	Di	C.V			ملاحظا ت
								۱%	۵%	۱۰%	
سطح	-۱/۹۲	۰/۵۹	-۱/۹۷	۰/۱۲	/۰۸	۲/۳۴	-	-۴/۲۲	-۳/۵۳	-۳/۱۹	ناپایدار
شکست	/۲۵	۱/۴۶	-۲/۳۳	۰/۵۸	۲	/۶۱	۵۳	-۴۵،۴	-۳،۷۶	-۳،۴۷	= .۶۲
ساختاری*	۲/۲۲	-۰/۴۳	۱/۹۲	۰/۵۷	/۱۱	۱۵	۵۷	-۴،۳۲	-۳،۷۶	-۳،۴۶	λ
شکست	۱/۹۹	-۶/۱	/۵۵-	۰/۱۸۵	/۰۸	۱۵	۷۲	-۴،۳۹	-۳،۷۲	-۳،۴۶	$\lambda = .۵۲$
ساختاری*	۸/۴		-۸		۲	/۰۱۳	۷۲			-۳،۴۰	$\lambda = .۳۰$
شکست					/۱۴	۱۵					$\lambda = .۱۵$
ساختاری*					۲	/۵۱					$\lambda = .۱۵$
شکست					/۲۲	۶۵					$\lambda = .۱۵$
ساختاری*					۱						

سطح	-۱/۳	۲/۵۵	-۰/۱۳	۰/۶۲	/۲۴	/۸۱	-	-۴/۲۱	-۳/۵۳	-۳/۱۹	ناپایدار = .۶۲
	/۳۹	۱/۳۷	۰/۰۱	۰/۹۹	۱	۲۸	۵۳	-۴۵,۴	-۳,۷۶	-۳,۴۷	λ
شکست	۱	۱/۶۵	/۰۰۰	۰/۹۹	/۲۶	۵۷۶۸	۵۷	-۴,۳۲	-۳,۷۶	-۳,۴۶	$\lambda = .۵۲$
ساختاری*	-۱/۵۲	۱/۶۵	-۰	۰/۹۹	۱	۴۵۳۷	۶۷	-۴,۳۹	-۳,۷۲	-۳,۴۶	$\lambda = .۳۰$
شکست	۱/۷۱	۱/۸۶	۱/۰۲	۰/۹۹	/۶۱	۴۵۴۷	۷۲	-۴,۳۹	-۳,۷۲	-۳,۴۰	$\lambda = .۱۵$
ساختاری*	-	-	-	-	۱	۴۵۴۰	۷۲	-	-	-	$\lambda = .۱۵$
شکست	-۱	-	-	-	/۶۱	-	-	-	-	-	$\lambda = .۱۵$
ساختاری*	-	-	-	-	۱	-	-	-	-	-	-
شکست	-	-	-	-	/۶۴	-	-	-	-	-	-
ساختاری*	-	-	-	-	۱	-	-	-	-	-	-
تفاضل مرتبه اول	-۱/۷۲	۲/۶۵	-۳/۵۷	۰/۲۸	/۵۵	۶/۵۹	-	-۴/۲۲	-۳/۵۳	-۳/۱۹	پایدار

آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدأ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری . در جدول فوق $LWPI$ لگاریتم شاخص عمده فروشی داخلی می باشد.

منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است

جدول ۱۶- ض ب. آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم نرخ موثر واقعی پرداخت های ارزی

متغیر $LREER_{Pa}$	t-c	t-t	t-ADF	R^2	D.W	F	Di	C.V			ملاحظات
								۱۰%	۵%	۱%	
سطح	-۱/۳۵	۰/۸۲	-۱/۳۹	/۰۷	۱ /۸	۱/۳۷	-	-۴/۲۲	-۳/۵۳	-۳/۱۹	ناپایدار = .۶۲
	/۶۶	۱/۳۹	-۱/۸	.	۱/۸۳	/۶۷	۵۳	-۴۵,۴	-۳,۷۶	-۳,۴۷	λ
شکست	۱	۰/۷۲	-۱/۴	/۷۴	۱/۸۳	۳۲	۵۷	-۴,۳۲	-۳,۷۶	-۳,۴۶	$\lambda = .۵۲$
ساختاری*	۱ /۳۸	-۰/۷۹	- ۱/۵	.	۲/۰	/۲۶	۶۷	-۴,۳۹	-۳,۷۲	-۳,۴۶	$\lambda = .۳۰$
شکست	۱/۵۹	-۴/۲	-۵/۵۳	/۷۳	۱/۲۲	۳۱	۷۲	-۴,۳۹	-۳,۷۲	-۳,۴۰	$\lambda = .۱۵$
ساختاری*	۵/۵۲	-	-	.	-	/۵۳	۷۲	-	-	-	$\lambda = .۱۵$
شکست	-	-	-	/۷۵	-	۳۴	-	-	-	-	$\lambda = .۱۵$
ساختاری*	-	-	-	.	-	/۵۱	-	-	-	-	-
شکست	-	-	-	/۸۵	-	۶۵	-	-	-	-	-
ساختاری*	-	-	-	.	-	-	-	-	-	-	-
تفاضل مرتبه اول	-۰/۷۹	۰/۹	-۵/۶۸	/۴۸	۲	/۱۵	-	-۴/۲۲	-۳/۵۳	-۳/۱۹	پایدار
	۰/۲۳	-	-۵/۶۳	.	۲/۰۲	۱۶	-	-۳/۶۱	-۲/۹۴	- ۲/۶	پایدار
	-	-	-۵/۷	/۴۷	۲/۰۲	/۶۸	-	-۲/۶۳	-۱/۹۵	-۱/۶۲	پایدار
	-	-	-	.	-	۳۱	-	-	-	-	-
	-	-	-	/۴۷	-	-	-	-	-	-	-

آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدأ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری . در جدول فوق $LREER_{Pa}$ لگاریتم نرخ موثر واقعی پرداخت های ارزی می باشد.
منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است.

جدول ۱۷- ض ب. آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم نرخ پرداخت های ارزی

متغیر LR_{Pa}	t-c	t-t	t-ADF	R^2	D.W	F	Di	C.V			ملاحظات
								۱۰%	۵%	۱%	
سطح	-۱/۱۱	۱ /۹۲	-۰/۰۷	۰/۱۷	/۷۸	۳/۶۹	-	-۴/۲۱	-۳/۵۳	-۳/۱۹	ناپایدار = .۶۲
	۱/۱۸	۱/۴۶	-۰/۵	۰/۹۶	۱	۳۱۰	۵۳	-۴۵,۴	-۳,۷۶	-۳,۴۷	λ

شکست	-	۰/۹۷	-۰/۲	۰/۹۶	/۷۸	۳۰۷	۵۷	-۴,۳۲	-۳,۷۶	-۳,۴۶	λ
ساختاری*	۱/۰	۰/۶۳	-۱/۲	۰/۹۷	۱	۳۵۰	۶۷	-۴,۳۹	-۳,۷۲	-۳,۴۶	$\lambda = .۵۲$
شکست	۰/۷۲	۳/۰۷	-۴/۸	۰/۹۸	/۷۹	۴۴۰	۷۲	-۴,۳۹	-۳,۷۲	-۳,۴۰	$\lambda = .۳۰$
ساختاری*	۴/۵۳				۱		۷۲				$\lambda = .۱۵$
شکست					/۰۲						$\lambda = .۱۵$
ساختاری*					۲						
شکست					/۷۴						
ساختاری*					۱						
رتبه	-۱/۷۲	۲/۳۸	-۵/۴۶	۰/۴۶	/۰۶	۱۴/۹	-	-۴/۲۱	-۳/۵۳	-۳/۱۹	پایدار
تفاضل	۱/۹۸	-	-۶/۸۵	۰/۴۹	۲	/۰۴	-	-۳/۶۱	-۲/۹۴	-۲/۶	پایدار
اول	-	-	-۴/۶۲	۰/۳۷	/۰۱	۴۷	-	-۲/۶۰	-۱/۹۵	-۱/۶۲	پایدار
					۲	/۳۵					
					/۲۲	۲۱					
					۲						

آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدأ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری . . در جدول فوق LR_{Pa} لگاریتم نرخ پرداخت های ارزی می باشد
 منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است.

جدول ۱۸ - ض.ب. آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم شاخص قیمت واردات

متغیر	t-c	t-t	t- ADF	R ²	D. W	F	Di	C.V			ملاحظات
								۱۰%	۵%	۱%	
سطح	-۳/۰۶	۱/۸۱	۰/۷۳	۰/۵۷	/۳۵	۲۳/۴۴	-	-۴/۲۱	-۳/۵۳	-۳/۱۹	ناپایدار
شکست ساختاری*	۲/۵۳	۱/۵۵	۰/۱۵	۰/۹۹	۳۵۱	۳۵۷۰	۵۳	-۴۵,۴	-۳,۷۶	-۳,۴۷	$\lambda = .۶۲$
شکست ساختاری*	-۲/۲۶	۱/۴۹	۰/۵	۰/۹۹	۱/	۳۵۴۷	۵۷	-۴,۳۲	-۳,۷۶	-۳,۴۶	$\lambda = .۵۲$
شکست ساختاری*	۱/۷۹	۲/۰۸	۱۵/۰۵	۰/۹۹	/۳۵	۳۷۰۵	۶۷	-۴,۳۹	-۳,۷۲	-۳,۴۶	$\lambda = .۳۰$
شکست ساختاری*	/۶۱ -	۱/۹۹	۰/۰۰۱	۰/۹۹	۱	۳۶۳۰	۷۲	-۴,۳۹	-۳,۷۲	-۳,۴۰	$\lambda = .۱۵$
شکست ساختاری*	-۲		-		/۴۳		۷۲				$\lambda = .۱۵$
					۴۱ ۱						
					۱/						
تفاضل مرتبه اول	-۱/۷۹	۲/۶۵	-۳/۷۳	۰/۲۹	/۶۵	۷/۱۳	-	-۴/۲۲	-۳/۵۳	-۳/۱۹	پایدار
					۱						

آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدأ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری . . در جدول فوق $LIMP$ لگاریتم شاخص قیمت واردات می باشد
 منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است.

ضمیمه ج

جدول ۱ ض ج . آزمون همگرایی جوهانسن: آزمون حداکثر مقدار ویژه نرخ واقعی مؤثر رسمی ارز

Quadratic	Linear	Linear	None	None	Data Trend:
Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	No Intercept	Rank or
Trend	Trend	No Trend	No Trend	No Trend	No. of Ces
Log Likelihood by Model and Rank					
125.15200	119.00200	119.00200	116.64100	116.64100	0.000000
129.38830	126.62000	125.85760	124.21080	123.80710	1.000000
132.73410	130.57060	128.90220	127.31990	125.72580	2.000000
133.38020	133.38020	128.92990	128.92990	126.34490	3.000000
Akaike Information Criteria by Model and Rank					
-6.4795280	-6.2942340	-6.2942340	-6.3318260	-6.3318260	0.000000
-6.3757850	-6.3305880	-6.3445670	-6.3653430	-6.4004170	1.000000
-6.2196510	-6.1512100	-6.1707180	-6.1364650	-6.1603390	2.000000
-5.9047190	-5.9047190	-5.8194050	-5.8194050	-5.8438150	3.000000
Schwarz Criteria by Model and Rank					
-5.8061340	-5.7555190	-5.7555190	-5.9277900	-5.9277900	0.000000
-5.4330330	-5.4776220	-5.5364940	-5.6470550	-5.7270230	1.000000
-5.0075410	-4.9839930	-5.0932870	-5.1039270	-5.2175870	2.000000
-4.4232520	-4.4232520	-4.4726160	-4.4726160	-4.6317050	3.000000
Rank = 0	Rank = 0	Rank = 0	Rank = 0	Rank = 0	L.R. Test:

منبع: نتایج با استفاده از سری های زمانی مورد نظر و به کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است

جدول ۲ ض ج . آزمون همگرایی جوهانسن: آزمون حداکثر مقدار ویژه نرخ واقعی مؤثر بازار موازی ارز

Quadratic	Linear	Linear	None	None	Data Trend:
Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	No Intercept	Rank or
Trend	Trend	No Trend	No Trend	No Trend	No. of Ces
Log Likelihood by Model and Rank					
288.08230	282.00010	282.00010	278.78420	278.78420	0.000000
302.86190	297.02740	296.88880	294.10290	287.27470	1.000000
312.60990	307.77770	303.77010	301.33450	294.48870	2.000000
318.63000	314.34970	310.32650	308.18050	297.00060	3.000000
319.16250	319.16250	310.45580	310.45580	297.52030	4.000000
Akaike Information Criteria by Model and Rank					
-14.274720	-14.162170	-14.162170	-14.204550	-14.204550	0.000000
-14.641180	-14.487970	-14.534530	*-14.546100	-14.231070	1.000000
-14.735670	-14.582580	-14.474060	-14.450510	-14.188580	2.000000
-14.628650	-14.451330	-14.396030	-14.334080	-13.891920	3.000000
-14.225000	-14.225000	-13.970590	-13.970590	-13.487590	4.000000
Schwarz Criteria by Model and Rank					
-13.229800	-13.291400	-13.291400	-13.507940	-13.507940	0.000000
-13.247960	-13.225360	-13.315460	-13.457640	-13.186150	1.000000
-12.994140	-12.928120	-12.906680	-12.970210	-12.795350	2.000000
-12.538810	-12.405030	-12.480340	-12.461930	-12.150390	3.000000
-11.786850	-11.786850	-11.706590	-11.706590	-11.397750	4.000000
Rank = 1	Rank = 2	Rank = 1	Rank = 1	Rank = 0	L.R. Test:

منبع: نتایج با استفاده از سری های زمانی مورد نظر و به کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است

جدول ۳ ض ج. آزمون همگرایی جوهانسن: آزمون حداکثر مقدار ویژه نرخ واقعی مؤثر
نهایی صادراتی

Quadratic Intercept Trend	Linear Intercept Trend	Linear Intercept No Trend	None Intercept No Trend	None No Intercept No Trend	Data Trend: Rank or No. of Ces
Log Likelihood by Model and Rank					
220.9683	211.2958	211.2958	207.8793	207.8793	0
239.4900	232.7722	232.3146	229.4862	217.6588	1
248.5500	244.1865	239.7246	236.9052	222.2923	2
251.1431	248.7541	242.6016	240.5879	225.4995	3
251.3370	251.3370	243.4611	243.4611	225.4995	4
Akaike Information Criteria by Model and Rank					
-12.31052	-11.95599	-11.95599	-11.99246	-11.99246	0
-12.96813	-12.73576	-12.76966	-12.78039	-12.10368	1
-13.03438	-12.88665	-12.73278	-12.68158	-11.89327	2
-12.69644	-12.60963	-12.41260	-12.34924	-11.59372	3
-12.20857	-12.20857	-11.96632	-11.96632	-11.09372	4
Schwarz Criteria by Model and Rank					
-11.21122	-11.03990	-11.03990	-11.25959	-11.25959	0
-11.50239	-11.40744	-11.48715	*-11.63528	-11.00438	1
-11.20221	-11.14609	-11.08383	-11.12423	-10.42753	2
-10.49784	-10.45683	-10.39721	-10.37966	-9.761549	3
-9.643528	-9.643528	-9.584495	-9.584495	-8.895116	4
Rank = 1	Rank = 1	Rank = 1	Rank = 1	Rank = 0	L.R. Test:

منبع: نتایج با استفاده از سری های زمانی مورد نظر و به کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است.

جدول ۴ ض ج. آزمون همگرایی جوهانسن: آزمون حداکثر مقدار ویژه نرخ واقعی مؤثر
دریافتیهای ارزی

Quadratic Intercept Trend	Linear Intercept Trend	Linear Intercept No Trend	None Intercept No Trend	None No Intercept No Trend	Data Trend: Rank or No. of Ces
Log Likelihood by Model and Rank					
231.0293			222.2517	222.2517	0
249.1324	244.5478	239.3664	235.2096	234.9189	1
254.9803	250.8076	245.5513	241.4141	240.1010	2
259.3421	256.4485	248.9650	246.5665	244.4147	3
259.3442	259.3442	249.9167	249.9167	244.6150	4
Akaike Information Criteria by Model and Rank					
-12.93933	-12.90108	-12.90108	-12.89073	-12.89073	0
*-13.57078	-13.47173	-13.21040	-13.13810	-13.18243	1
-13.43627	-13.30048	-13.09695	-12.96338	-13.00631	2
-13.20888	-13.09053	-12.81031	-12.72291	-12.77592	3
-12.70901	-12.70901	-12.36979	-12.36979	-12.28844	4
Schwarz Criteria by Model and Rank					
-11.84003	-11.98500	-11.98500	-12.15786	-12.15786	0
-12.10504	-12.14341	-11.92788	-11.99300	-12.08313	1
-11.60410	-11.55992	-11.44800	-11.40604	-11.54058	2
-11.01028	-10.93773	-10.79492	-10.75332	-10.94375	3
-10.14397	-10.14397	-9.987973	-9.987973	-10.08983	4
Rank = 1	Rank = 1	Rank = 0	Rank = 1	Rank = 1	L.R. Test:

منبع: نتایج با استفاده از سری های زمانی مورد نظر و به کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است.

جدول ۵-ض ج. آزمون همگرایی جوهانسن: آزمون حداکثر مقدار ویژه نرخ واقعی مؤثر پرداخت های ارزی

Quadratic Intercept Trend	Linear Intercept Trend	Linear Intercept No Trend	None Intercept No Trend	None No Intercept No Trend	Data Trend: Rank or No. of Ccs
Log Likelihood by Model and Rank					
242.5791	239.5086	239.5086	233.5532	233.5532	0
258.4652	255.5847	248.9736	243.0291	242.9866	1
265.9937	263.9833	256.4500	250.6570	249.8682	2
271.0650	269.3643	259.8849	257.2561	253.8287	3
271.8561	271.8561	260.3166	260.3166	253.8904	4
Akaike Information Criteria by Model and Rank					
-13.66120	-13.71929	-13.71929	-13.59708	-13.59708	0
-14.15408	-14.16154	-13.81085	-13.62682	-13.68666	1
-14.12461	-14.12396	-13.77812	-13.54107	-13.61676	2
-13.94156	-13.89777	-13.49281	-13.39101	-13.36430	3
-13.49100	-13.49100	-13.01979	-13.01979	-12.86815	4
Schwarz Criteria by Model and Rank					
-12.56189	-12.80320	-12.80320	-12.86421	-12.86421	0
-12.68834	-12.83322	-12.52833	-12.48171	-12.58736	1
-12.29244	-12.38340	-12.12917	-11.98372	-12.15102	2
-11.74296	-11.74497	-11.47742	-11.42143	-11.53213	3
-10.92597	-10.92597	-10.63797	-10.63797	-10.66955	4
Rank = 1	Rank = 1	Rank = 0	Rank = 1	Rank = 1	L.R. Test:

منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است

جدول ۶ - ض ج. رابطه بلند مدت و حداکثر مقدار ویژه نرخ واقعی مؤثر بازار موازی ارز

مقدار بحرانی ۹۹٪	مقادیر بحرانی ۹۵٪	آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه	فرضیه یک	فرضیه صفر
۶۰/۱۶	۵۳/۱۲	۶۳/۳۴	$r = 1$	$r = 0$
۴۱/۰۷	۳۴/۹۱	۳۴/۷۰	$r = 2$	$r <= 1$
۲۴/۶۰	۱۹/۹۶	۱۸/۲۴	$r = 3$	$r <= 2$
۱۲/۹۷	۹/۲۴	۴/۵۵	$r = 4$	$r <= 3$

بردار همگرایی و نرمالیزه شده آن، روش جوهانسن

T	c	LCPF _F	LR _{FR}	LCPI	LREER _{IF}	متغیر
-	۶۵/۱۳	۲/۳۹۸	۲/۲۸۸	-۲/۴۵۴	-۱۵/۴۰	بردار همگرایی
-	-۴/۲۹۹	-۰/۱۵۵	-۰/۱۵	۰/۱۵۹		بردار نرمال شده
		(۰/۰۱۲۷)	(۰/۰۰۷۴)	(۰/۰۰۷۹)		

* اعداد داخل پرانتز خطای معیار است

منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است

جدول ۷ - ض ج. آزمون همگرایی جوهانسن: آزمون حداکثر مقدار ویژه نرخ واقعی مؤثر نهایی صادراتی

مقدار بحرانی ۹۹٪	مقادیر بحرانی ۹۵٪	آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه	فرضیه یک	فرضیه صفر
۶۰/۱۶	۵۳/۱۲	۷۱/۱۶	$r = 1$	$r = 0$
۴۱/۰۷	۳۴/۹۱	۲۷/۹۵	$r = 2$	$r <= 1$
۲۴/۶۰	۱۹/۹۶	۱۳/۱۱	$r = 3$	$r <= 2$
۱۲/۹۷	۹/۲۴	۵/۷۴	$r = 4$	$r <= 3$

بردار همگرایی و نرمالیزه شده آن، روش جوهانسن

T	c	LWPI _F	LR _{EX}	LP _X	LREER _{EX}	متغیر
-	۱۸/۶۶	-۳/۷۸	-۰/۶۱	۰/۴۵	۰/۹۳	بردار همگرایی
-	۲۰/۰۵	-۴/۰۶	-۰/۶۶	۰/۶۵	۱	بردار نرمال شده
	(۲۰/۶۸)	(۴/۳۰۵)	(۰/۶۱)	(۰/۴۸)		

* اعداد داخل پرانتز خطای معیار است

منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است

جدول ۸ - ض ج. آزمون حداکثر مقدار ویژه و رابطه بلند مدت نرخ واقعی مؤثر دریافتیهای ارزی

مقدار بحرانی ۹۹%	مقادیر بحرانی ۹۵%	آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه	فرضیه یک	فرضیه صفر
۶۱/۲۴	۵۴/۶۴	۵۶/۶۲	$r = 1$	$r = 0$
۴۰/۴۹	۳۴/۵۵	۲۰/۴۲	$r = 2$	$r \leq 1$
۲۳/۴۶	۱۸/۱۷	۸/۷۳	$r = 3$	$r \leq 2$
۶/۴	۳/۷۴	۰/۰۰۴	$r = 4$	$r \leq 3$

بردار همگرایی و نرمالیزه شده آن، روش جوهانسن

T	c	LWPI _F	LR _{RI}	LWPI	LREER _{RI}	متغیر
-	-	۲/۹۴	۱/۸۹	-۲/۰۹	-۹/۵۴	بردار همگرایی
-۰/۰۱	-۲/۳۱	-۰/۳۰۸	۰/۲۲	-۰/۱۹۸	۱	بردار نرمال شده

* اعداد داخل پرانتز خطای معیار است

منبع: نتایج با استفاده از سری های زمانی مورد نظر و به کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است

جدول ۹ - ض ج. آزمون همگرایی جوهانسن: آزمون حداکثر مقدار ویژه نرخ واقعی مؤثر پرداخت های ارزی

مقدار بحرانی ۹۹%	مقادیر بحرانی ۹۵%	آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه	فرضیه یک	فرضیه صفر
۷۰/۰۵	۶۲/۹۲	۶۴/۶۹	$r = 1$	$r = 0$
۴۸/۴۵	۴۲/۴۴	۳۲/۵۴	$r = 2$	$r \leq 1$
۳۰/۴۵	۲۵/۳۲	۱۵/۷۴	$r = 3$	$r \leq 2$
۱۶/۲۶	۱۲/۲۵	۴/۹۸	$r = 4$	$r \leq 3$

بردار همگرایی و نرمالیزه شده آن، روش جوهانسن

T	c	LWPI _F	LR _{pa}	LIMP	LREER _{pa}	متغیر
۰,۱۷۲	-	-۱/۲۲	۲/۵۲	-۲/۷۸	-۱۱/۶۳	بردار همگرایی
-۰/۰۱۵	-	۰/۱۰۴	-۰/۲۱	۰/۲۴	۱	بردار نرمال شده

* اعداد داخل پرانتز خطای معیار است

منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است

منابع و مآخذ:

۱. خشادوریان، ادموند. (۱۳۷۸)، "بررسی وجود خواص مانایی در آمارهای سری زمانی اقتصادی کشور برای دوره ۱۳۳۸-۱۳۷۴"، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.
۲. درگاهی، حسن. گچلو، جعفر. (۱۳۸۰)، "بررسی رفتار کوتاه مدت و بلند مدت نرخ حقیقی ارز در اقتصاد ایران"، پژوهشنامه بازرگانی، فصلنامه شماره ۲۱، زمستان، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.
۳. سیاست‌های ارزی و تجاری در اقتصاد ایران"، تازه‌های اقتصادی، شماره ۸۲.
۴. شجری، هوشنگ. (۱۳۵۲)، "تنوری ارز" نشر سپهر - تهران.
۵. شجری، هوشنگ. نصراللهی، خدیجه. (۱۳۷۷)، "مالیه بین الملل و سیر تحولات ارزی ایران"، نشر چشمه.
۶. شیوا، رضا. خیابانی، ناصر. (۱۳۷۵)، "آزمون برابری قدرت خرید (PPP) در ایران به روش هم‌انباشتگی برداری" پژوهشنامه بازرگانی، فصلنامه شماره ۱: ۴۴-۷۰ مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.
۷. طبیبیان، محمد. (۱۳۷۸)، "پایگاه آماری PDS"، مرکز آمار ایران.
۸. عسکری، منصور. (۱۳۷۹)، "تعیین ارتباط متقابل علت و معلولی و پویا بین رابطه مبادله و کسری حساب جاری"، پژوهشنامه بازرگانی، فصلنامه شماره ۱۷، زمستان، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.
۹. کمیجانی، اکبر. ابراهیمی، محسن. (۱۳۷۹)، "هدف‌گذاری نرخ واقعی ارز و ثبات اقتصادی: مورد ایران"، مجله تحقیقات اقتصادی شماره ۵۶: ۵۵-۸۱، دانشکده اقتصاد - دانشگاه تهران.
۱۰. کازرونی، سیدعلیرضا. مشیری، حسین. (۱۳۷۸)، "کارایی بازار سیاه ارز در ایران"، مجموعه مقالات نهمین کنفرانس سیاست‌های پول و ارزی، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی ۲۲۳-۲۲۵ نوفرستی، محمد. (۱۳۷۷) "ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی" مؤسسه خدمات فرهنگی.
۱۱. هادیان، ابراهیم. (۱۳۷۹)، "سیاست‌های تعدیل نرخ واقعی ارز: مورد ایران"، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.
۱۲. پایگاه آماری IFS، ۱۹۹۷. صندوق بین‌المللی پول.
۱۳. سازمان برنامه و بودجه، سالنامه آماری، سالهای مختلف.
۱۴. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۶۷)، "مجموعه مقالات نهمین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی" مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.
۱۵. گزارش اقتصادی و ترازنامه‌های سالهای ۱۳۳۸ تا ۱۳۷۸ بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.
۱۶. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حساب‌های ملی ایران سالهای ۱۳۳۸-۱۳۵۶.
۱۷. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حساب‌های ملی ایران سالهای ۱۳۶۷-۱۳۶۹.
۱۸. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حساب‌های ملی ایران سالهای ۱۳۵۳-۱۳۶۹.
۱۹. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش اقتصادی و ترازنامه سالهای ۱۳۳۸-۱۳۷۵.

20. Aghevi, B. B., Khan, M. S. And Montiel, P.J. (1991). "Exchange Rate Policy In Developing Countries: Some Analytical Issues," *IMF Occasional Paper No. 78:101-137, March*.
21. Canneti, E. and Greene, J. (1991). "Monetary Growth And Exchange Rate As Causes
22. Of Inflation In African Countries: An Empirical Analysis", *IMF Working Paper, 91/676, Washington, DC*.
23. Cottani, J. A., Cavallo, D.F., & Khan, M.S. (1990). "Real Exchange Rate Behavior And
24. Economic Performance In LDCs" *Economic Development And Cultural Changes 39:3, 61-76*. Chebber, Ajay, 1991. "Africas Rising Inflation: Causes, Consequences and Cures." PRE Working Paper 577. World Bank, Washington, D. C.
25. Dornbush, R. (1988). "Exchange Rates And Inflation," *MIT Press*.
26. Edwards, S. (1989). "Real Exchange Rates, Devaluation And Adjustment .Exchange
27. Rate Policy In Developing countries "Cambridge, MA: MIT Press ,London
28. Edwards, Sebastian. (1994). "The Political economy of inflation, and stabilization in developing countries "Economic Development and Cultural Changes , 235-266
29. Fosu, K.Y. (1992). "The Real Exchange Rate And Ghana's Agricultural Exports",
30. *African Economic Research Consortium. Research Paper No. 9.*
31. Hinkle, L. E. & Nsengiyumva, F. (1999). "External Real Exchange Rates .Purchasing
32. Power Parity, the Mundell - Fleming Model ,And Competitiveness In Traded Goods"
33. *WWW.Worldbank.org/html/extph/exchrte/exchrte.htm*
34. Khan, M.S. and Lizondo, J.S. (1987). "Devaluation, Fiscal Deficits And The Real Exchange Rates", *World Bank Economic Review, Vol. 1, pp. 357-374*.

-
35. Kravis, I. B. & Lipsey, R. (1988). "National Price Levels And The Prices Of Tradables and Nontradables", *AEA Papers and Proceedings*.
36. Montiel, P. J. (1999). "The Long-run Equilibrium Real Exchange Rate: Conceptual Issues and Empirical Research"
37. *WWW.Worldbank.org/html/extph/exchrates/exchrates.htm*.
38. Musingusi, P. (2000). "Monetary And Exchange Rate Policy In Uganda", *African Economic Policy Discussion, Discussion paper No 23, April*
39. *Paper. WWW.Worldbank.org/html/extph/exchrates/exchrates.htm*
40. Sundarajan, V. Lazare, Michel and Williams, Sherwyn. (1999). "Exchange Rate
41. Unification, the Equilibrium Real Exchange Rate and Choice of Exchange Rate Regime: The Case of the Islamic Republic of Iran." Working Paper 99/15 IMF
42. Sarno, Lucio. Taylor, P. mark. (2002), "Purchasing Power Parity and The Real Exchange Rate", IMF Staff Paper, Vol 49, No.1

The Theory of Purchasing Power Parity and the Iranian Exchange market Structure

Hoshang shajary P. H. D

Khadijeh Nasrollahi P. H. D

Abstract

Iran's Past experience demonstrate that the Country has permanently suffered and incurred the cost of mismanagement of exchange rate policy. The exchange rate policy which was undertaken during the First Cultural – Economic Development Plan of Iran, begin with the aim of reinstitutioning and increaseing the productivity of the Iranian Exchange market, promotion of non-oil export and access to a better resourse allocation, but mismanagement of this policy resulted in nothing but growing inflation and Economic growth retardation. Yet, the determination of a suitable exchange rate remains one of the most important issues in relation to macroeconomic policies in Iran.

Recently there has been a wide agreement that the main aim of the exchange rate policies must be such that it result in aligenment of the real exchange rate. In relation to the long-run real equilibrium exchange rate, Iranian policymakers should not only be worry about the determination of this key macroeconomic variable, but also they must take into consideration the nessesity of the correct determination of exchange rate , given the speed of globalization and growing financial integration.

The aim of this article is to test the settlement of PPP in Iran with the consideration of its exchange market structure. Therefore the base theory of PPP is first introduced and the structure of Iranian exchange market is then presented . Further, with the use of unit root tests and cointegration method, the cointegrated vector of prices with the related real exchange rate was specified. moreover with the use of Johansen & Jesollus Maximum Likelihood test, long run relations is determined and the short run dynamics was identified with the use of vector error correction method. The results and policy recommendation is given in the last section of this article