فصلنامه علمی – پژوهشی
پژوهشهای اقتصادی
سال اول – شماره پنجم و ششم – پاییز و زمستان ۱۳۸۱

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 نتیجه‌ای 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 گونه‌ای 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 مقدمتا نظریه برابری قدرت خرید ارائه می‌شود، 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 می‌دهد که کشور همواره از مدیریت‌های نامناسب این ابزار اقتصادی در رنج بوده و هزینه‌های هنگفتی را نیز در این ارتباط پرداخته است. نزدیکترین این تجارب، سیاست‌های ارزی است که از ابتدای اجرای برنامه اول عمرانی جمهوری اسلامی ایران با هدف تجدید سازمان و افزایش کارآیی 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 طبعا" 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 باقی‌مانده 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[۱] 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 حالی‌که 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 دائما" 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 مطالعة 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 این‌باره اقدام مقدماتی تعیین مرتبة همگرایی یا همجمعی یک سری است، زیرا سریهای همرتبه‌ای هستند که در الگوهای اقتصادی سنجی برآوردپذیر می باشند.[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 درستنمایی جوهانسن – جوسیلیسیوس[۷] تعداد بردارهای همگراساز مشخص می شود و ضمن مشخص شدن روابط بلند مدت نرخ واقعی ارز، پویایی‌های کوتاه مدت نیز با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری[۸] شناسایی می گردد. نهایتا" 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
56. نوفرستی (۱۳۷٦) -
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

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

$$Rt = \alpha + (P^d - P^f) + \varepsilon \qquad (۱)$$

در این معادله، Rt (لگاریتم) نرخ اسمی ارز به پول ملی، P^d و P^f به ترتیب (لگاریتم) سطح قیمت‌های داخلی و خارجی (شامل کالاهای مبادله شده[1] و مبادله نشده)، α مقدار ثابت، و ε متغیر تصادفی می‌باشد. در این روش فرمول بندی (لگاریتم) نرخ واقعی ارز توسط عبارت $Rt + P^f - P^d$ مشخص می‌شود، 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 می‌شود. 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 نمی‌شود. 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 نظرداشته باشیم که معادله (۱)، خواص سری زمانی نرخ واقعی ارز را تبیین می‌کند. 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. (گر چه 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، مجموعهٔ وسیعی از «متغیرهای اساسی» نرخ تعادلی بلند مدت را تحت تأثیر قرار می‌دهند ولی تمامی این متغیرها به مفهوم سری‌های زمانی در خلال دوره نمونه پایدارند (یا اکیدا" همگرا هستند.) بنابر این، عبارت نرخ تعادلی بلند مدت ارز در حقیقت این «متغیرهای اساسی» را در بر می‌گیرد، زیرا اگر متغیرهای اساسی برون زا و سیاست گذاری پایدار باشند، می‌توان تصور نمود میانگین این متغیرها در عبارت ثابت α و جزء تصادفی یا عبارت خطا خود را نشان می دهد. با توجه به این‌موضوع 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 گونه‌ای 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 می‌کند. در این مورد نیز رفتار نرخ واقعی ارز با معادله (۱) هماهنگ است. روش مرسوم آزمون این فرضیه، اجرای رگرسیون (۲) و آزمون $\beta = ۱$ می‌باشد:

1.Traded Goods

$$Rt = \alpha + \beta\ (P^d - P^f) + \varepsilon \qquad (۲)$$

بر اساس روش‌های اقتصاد سنجی سریهای زمانی تنها زمانی‌که Rt، P^d و P^f 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) زمانی‌که دوره زمانی به اندازه‌ای 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 تجربه‌کند.

۳. ساختار بازار ارز در ایران

نظام چند نرخی 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 دریافتیهای ارزی با علامت اختصاری R_{RI} " ، "نرخ پرداخت های ارزی با علامت اختصاری R_{PA} " ، "نرخ نهایی صادراتی با علامت اختصاری R_{EX}"[۱] 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 دریافتیهای 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 دریافتیهای ارزی ایران مقدمتا با تعیین سهم هر یک از انواع دریافتیهای ارزی و نرخ ارز مربوطه، متوسط وزنی نرخ دریافتیهای 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.[۲] 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 ۱۳٦۰ 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 ۱۳٦۰ شدت یافت و به افزایش چشمگیر تفاوت نرخ بازار موازی و نرخ رسمی منجر شد. این افزایش از ۲۰۰درصد - ۳۰۰ درصد در اوایل دهه ۱۳٦۰ به ۵۰۰درصد - ٦۰۰ درصد در اواسط این دهه رسید و سپس تا سال ۱۳٦۷ به طور باور نکردنی به بیش از ۲۰۰۰ درصد بالغ گشت.[1] بنابراین مبادلات انجام گرفته در بازارهای رسمی و موازی تابع انگیزه‌های کاملاً متفاوتی بوده است و نتیجه‌گیری‌های حاصل به اینکه کدامیک از این نرخ ها در محاسبه نرخ واقعی ارز مورد استفاده قرار می گیرد، بستگی دارد.

---

۳. تازه های اقتصادی شماره ۸۲

جدول ۱. نمایی از سیر تحولات ارزی و تجاری ایران۱۳۲۵-۱۳۷۷

معاملات انجام شده در آن نرخ	دلار به ریال	نرخ ارز	تاریخ اعمال سیاست
صادرات نفت واردات کالاهای اساسی بورس تحصیلی دانشجویان	۳۲/۲۵	نرخ رسمی پایه	۱۳۲۱-۱۳۳۶
صادرکنندگان مختار شدند که ۹۰ درصد از ارز صادراتی خود را ازادانه به واردکنندگان بفروشند	۷۶/۵	نرخ شناور	۱۳۲۵
خوداری مطلق دولت از فروش ارز مجاز شدن دولت در خرید و فروش گواهینامه های ارزی	۷۶/۵	نرخ شناور	۱۳۲۶
نیازهای بازرگانی دولت ۶۰ درصد کالاهای ضروری ۳۰ درصد کالاهای سرمایه ای ۴۰ درصد کالاهای ضروری، ۷۰ درصد کالاهای سرمایه ای، ۱۰۰ درصد سایر	۳۲/۲۵ ۵۴/۵	نرخ پایه رسمی نرخ شناور	۱۳۲۷
احتیاجات بازرگانی دولت کلیه دیگر کالاها		نرخ رسمی +۱۰۰%نرخ گواهینامه ارزی	۱۳۲۹-۱۳۲۸
کالاهای ضروری و وسایل لازم جهت اجرای برنامه های سازمان برنامه سایر از محل ارزهای حاصل از صادرات		نرخ رسمی نرخ شناور	۱۳۳۰ _۱۳۳۱
کلیه معاملات مربوط به گواهینامه ارزی توسط بانک ملی انجام میگیرد.	۱۲۴ ۱۰۰	نرخ شناور تثبیت نرخ گواهینامه	۱۳۳۲
کلیه معاملات	۹۰	نرخ شناور	۱۳۳۳
کاهش تفاوت نرخ طبقه بندی کالاها	۷۵	نرخ شناور	۱۳۳۴
لغو طبقه بندی کالاهای وارداتی گرایش به یکسان سازی نرخ ارز	۷۶/۵	نرخ رقابتی	۱۳۳۵
تنزل ارزش خارجی ریال حذف گواهینامه ارزی	۷۵/۷۵	نرخ رسمی	۱۳۳۶-۱۳۴۵
تثبیت نرخ ارز به کمک منابع خارجی ۱۰% صادرات غیر نفتی واردات مصرفی خصوصی		نرخ رسمی نرخ شناور	۱۳۵۲ _۱۳۳۲
لغو کنترل های ارزی مرتبط ساختن ارزش ریال به حق برداشت مخصوص			۱۳۵۳
برقراری مجدد نظام کنترل ارزی			۱۳۵۷
صادرات نفت واردات کالاهای اساسی بازپرداخت بدهی های رسمی دانشجویان بورسیه دولت صادرات غیر نفتی خدمات واردات مصرفی و بیشتر دریافتها وپرداختهای	۰۷/۴۸ ۷/۸ ۱۵۹/۵	نرخ رسمی نرخ ترجیحی نرخ شناور	۱۳۵۸

ادامه جدول ۱

صادرات نفت، واردات کالاهای اساسی، بازپرداخت بدهی های رسمی، دانشجویان بورسیه دولت *صادرات غیر نفتی* *واردات مصرفی و بیشتر دریافتها و پرداختهای خدمات*	 *(نرخ رسمی)۱۱/۱*	نرخ رسمی *نرخ ترجیحی* *نرخ شناور*	۱۳۵۹-۱۳۶۱
صادرات نفت ، واردات کالاهای اساسی ، بازپرداخت بدهی های رسمی ، دانشجویان بورسیه دولت *واردات مصرفی ، بیشتر دریافتها و پرداختهای خدمات، صادرات غیر نفتی*		نرخ رسمی *نرخ شناور*	۱۳۶۲ - ۱۳۶۴
صادرات نفت ، واردات کالاهای اساسی ، بازپرداخت بدهی های رسمی ، دانشجویان بورسیه دولت *۸۹% صادرات غیر نفتی* *واردات مصرفی ، بیشتر دریافتها و پرداخت های خدمات ،۱۱% صادرات غیر نفتی*	 (۳۵۰+نرخ رسمی)	نرخ رسمی *نرخ ترجیحی* *نرخ شناور*	۱۳۶۵ -۱۳۶۹
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 نفتی*	 ۶۰۰	نرخ رسمی *نرخ رقابتی* *نرخ شناور*	۱۳۷۰ - ۱۳۷۱
کلیه معاملات *وامهای قبل از این تاریخ ، واردات بعضی کالاهای اساسی* *معاملات ارزی آزاد*		نرخ شناور مدیریت شده (یکسان سازی) *نرخ رسمی قبلی* *نرخ بازار موازی*	۱۳۷۲
صادرات نفت ، واردات کالاهای اساسی ، بازپرداخت بدهی های و خدمات رسمی ۵۰ % صادرات غیر نفتی و واردات لیست مجاز کالا *واردات مصرفی ، بیشتر دریافتها و پرداختهای خدمات ، ۵۰% صادرات غیر نفتی در بازار بورس* *معاملات ارزی آزاد*	۱۷۵۰ ۲۳۴۵ ۶۲۰۰	نرخ رسمی *نرخ صادراتی* *نرخ شناور* *نرخ بازار موازی*	۱۳۷۳
صادرات نفت، واردات کالاهای اساسی، بازپرداخت بدهی های و خدمات رسمی صادرات غیر نفتی ، دریافت های خدمات و پرداختیهای وارداتی و خدماتی که در نرخ رسمی انجام نمی گیرد .	۱۷۵۰ ۳۰۰۰	نرخ رسمی *نرخ صادراتی*	۱۳۷۴
صادرات نفت، واردات کالاهای اساسی ، *بازپرداخت بدهی های و خدمات رسمی ۷۰% صادرات غیر نفتی ، دریافتهای خدمات و پرداخت های وارداتی وخدماتی که در نرخ رسمی انجام نمی گیرد . از اول مهر سال ۷۵ اجازه داده شدکه تا ۳۰% واریزنامه های ارزی در بازار بورس مورد معامله قرار گیرد .*	۱۷۵۰ ۳۰۰۰ ۴۶۰۰	نرخ رسمی *نرخ صادراتی* *نرخ واریز نامه*	۱۳۷۵
صادرات نفت ، واردات کالاهای اساسی ، بازپرداخت بدهی های و خدمات رسمی ۵۰% صادرات غیر نفتی و واردات دریافتهای خدمات و پرداختیهای وارداتی خدماتی که در نرخ رسمی انجام نمی گیرد. از اول مهر سال ۷۵ اجازه داده شدکه تا ۵۰% واریزنامه های ارزی در بازار بورس مورد معامله قرار گیرد.	۱۷۵۰ ۳۰۰۰ ۴۶۰۰	نرخ رسمی *نرخ صادراتی* *نرخ واریز نامه*	۱۳۷۶
صادرات نفت، واردات کالاهای اساسی ، بازپرداخت بدهی های و خدمات رسمی صادرات غیر نفتی و سایر واردات	۱۷۵۰ ۳۰۰۰	نرخ رسمی *نرخ صادراتی*	۱۳۷۷

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 سالیانه 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	
٤,٥١٧٠٢٦	٢,٤٩٨٧٧٣	٥٢٥,٩٦٧٣	١٧٥٢,٩٢	٣٢,٢٥	٢٥٤,٥٥١٤	نرخ رسمی دلار
٦,٩٠٥٦٣٥	٢,٦٣٦٢٠٢	١٣٨٤,٨٩٦	٦٤٦٨	٥٤,٣	٧٥٩,٨٨٠٦	نرخ بازار آزاد دلار
٨,٠٧٩٢٧٣	٢,٩٤٩٢٨	٧٢٩,١٠٠٢	٣٣٠٦,٣٦٣	٣٢,١٢٥٧	٣٣٠,٦٥٩٨	نرخ دریافتیهای کلی ارزی دلار
٦,٢٢٧٤٩٨	٢,٧٢٧٥٣٢	٨٠١,٩٣٨	٣٢٤٢,٣٣٦	٠	٣٦١,٢٣٥٩	نرخ پرداختیهای ارزی دلار
٨,٤٠٠١٢٢	٢,٧١٠٨٨٧	١٣٠٩,٤٩٢	٦٣٩٨,٥١٢	٧٠,٢٠٥١١	٧٩٢,٥٩٨٣	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، ٢٥٤/٥ریال، نرخ بازار آزاد ، ٧٥٩/٩ ریال، نرخ دریافتیهای ارزی ٧/

۳۳۰ ریال، نرخ پرداخت‌های ارزی ۳٦۱/۲٤ ریال و نرخ نهایی صادراتی ٦۹۲/٦ ریال بوده است.. بر اساس این شاخص‌ها میانگین نرخ ارز بازار آزاد تقریبا سه برابرنرخ رسمی و تقریبا نزدیک نرخ نهایی صادراتی است. میانگین نرخ دریافتیهای ارزی هم تقریبا برابر نرخ پرداخت‌های ارزی است. دامنه اریب این نرخ ها بسیار نزدیک است که می تواند شاخصی بر صحت روش محاسبه نرخ‌ها باشد.

با توجه به انواع نرخ‌های بازار موازی ارز " نرخ تعدیل شده دریافتیهای ارزی " نرخ تعدیل شده پرداخت های ارزی و نرخ نهایی صادراتی مرسوم در ایران ، انواع نرخ های واقعی ارز دو جانبه و چند جانبه نیز برای ایران قابل شدنی 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
lEof	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
lEfr	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	0.037724
lEri	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
lEpa						
Ex						
dEMX/EMX						
lEx						
CPI	n.a	n.a	1.475797	1.613538	1.318379	1.377411

منبع: ترازنامه 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 می گیرد:

$$RER = E * (P^f / P^d) \qquad (۳)$$

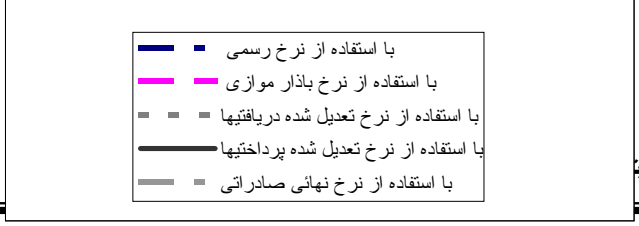
که در آن، RER نرخ واقعی خارجی ارز، E نرخ اسمی ارز، P^f شاخص قیمت خارجی و P^d شاخص قیمت داخلی می باشد.

انواع نرخ واقعی ارز دوجانبه 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 اندازه‌گیری شده دارند. این نمودار بویژه روشنگر تأثیرات واگرایی 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 دریافتیهای 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[1] قرار خواهد گرفت.



تذکر: میانگین وزنی با استفاده از وزن برای نرخهای رسمی و وزن برای نرخهای بازار موازی براساس وزن‌های تعدیل یافته هریک 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 می‌باشد.

منبع: محاسبات تحقیق

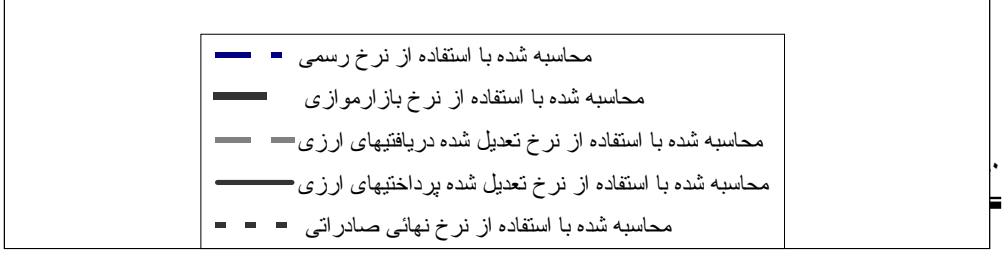
جدول ۳: شاخص های گرایش مرکزی نرخ های دو جانبه واقعی ارز محاسبه شده ریال – دلار

شاخص	رسمی	آزاد	دریافتی	پرداختی	مؤثر
mean	۰,۳۸۰۵۸٤	۰,۵۱۸۳۵۹	۰,۳۹۳۱٤۱	۰,۳۸٤۷۷	۰,۵۷۵۹٤۹
min	۰,۰٦۰۸۸٤	۰	۰,۱۳۳۵۱۵	۰	۰,۲٤۱۹۵٤
Max	۱,۰۷٦۲۷	۱,۳۷۱۱۸۷	۱,۰۱۷۸۹۱	۱,۲٦۷۵٤۷	۱,۱۱۹۸۳۹
STD	۰,۱۹۷۰۸۹	۰,٤۳۷۷۵٦	۰,۱۹۰۲۹۱	۰,۲۹۳۰۷۹	۰,۲۹۷٦۵۹
Skew	۱,۲۹۰۱٤۵	۰,۳۹۹۸۵۳	۱,٦۱۵۹۵٤	۰,٦۸۱۲۹٤	۰,۵۲۱۳۰٦
kurt	۳,۵۲٦٤۲۲	۱,۲۸۸۹۷-	۳,۱۰۸۵۳۸	۰,٦۷٦۰۲٤	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 نزخ نهایی صادراتی، ۵۷ درصد دلار، به نرخ دریافتی های ارزی ۳۹ درصد و به نرخ پرداخت‌های ارزی ۳۸ درصد می باشد به عبارت دیگر قدرت خرید ریال در بهترین حالت معادل نصف قدرت خرید دلار است. (جدول شماره ۳)

نمودار ٤. نرخ واقعی مؤثر ارز (REER) ایران محاسبه شده با استفاده از نرخ ارز رسمی، بازار موازی و میانگین وزنی ۱۳۳۸-۱۳۷۷ (۱۰۰= ۱۳۷۲)



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 سبدی از پول کشورهای دیگر مورد سنجش و اندازه گیری قرار می دهد. 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. وزن ها 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 (٤) تعریف می‌شود.

$$REER_{DC} = \Pi [ED.ci\ PG\ i]. \quad ١/PG\ d = \prod_{i=1}^{m} BRER_{DC}^{wid} \qquad (٤)$$

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 =١... m) می‌باشد. حاصل جمع وزن‌ها باید برابر یک باشد.[1]

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 ١٣٧٢ برای دوره ١٣٣٨-١٣٧٧ مورد ارزیابی قرار گرفت . این نه کشور در مجموع بیش از ٥٠ درصد ازسهم تجارت ایران را در سال ١٣٧٢ به خود اختصاص داده‌اند. نمودار ٤ 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 می دهد که نرخ واقعی محاسبه شده با استفاده از نرخ بازار موازی تا حدودی منعکس کننده برابری قدرت خرید ریال با پول های دیگر است در حالی که برای سایر نرخ‌ها بویژه پس از انقلاب منعکس کننده پایین بودن قدرت خرید ریال است .

٤. آزمون برابری قدرت خرید[2]

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[1] ، 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 دریافتیهای ارزی به ترتیب شامل متغیرهای لگاریتم شاخص قیمت عمده فروشی خارجی، لگاریتم شاخص قیمت عمده فروشی کالا، لگاریتم نرخ دریافتیهای ارزی و لگاریتم نرخ واقعی مؤثر دریافتیهای 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 پرداخت‌های 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 ۱۳٦۷ و تنزل ارزش پول ملی و یکسان سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۲ می‌تواند با ایجاد شکست ساختاری، رفتار متغیرهای مورد نظررا به طور کلی متحول نماید. در این ارتباط پرون (۱۹۸۹)[2] معتقد است اغلب سریهای زمانی اقتصادی دارای ریشه واحد نیستند .[3] وی می گوید وجود ریشه واحد و ناپایداری در اغلب متغیرهای سری زمانی اقتصادی که توسط نلسن و پلاسر (۱۹۸۲)[4] 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 نیزمورد آزمون قرار گیرد.

نتایج حاصل از انجام آزمون دیکی فولر تعمیم یافته در ارتباط با هریک 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، "[5] 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 اخلال.
۲. استفاده از آماره Φ۳ برای آزمون فرضیه (۰و ۰ و α)= $(\alpha,\beta,\varepsilon)$.
۳. در صورت رد نشدن فرضیه فوق که مشخص می شود سری زمانی مورد نظر دارای ریشه واحد و فاقد روند است برای اطمینان از ε=۰ برآورد

---

۳. به این روش محاسبه نرخ مؤثر واقعی ارز، روش ماندل – فلمینگ یا کل هزینه نیز اطلاق می شود.

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.

٤. در آزمون های انجام گرفته به منظور کسب اطمینان از عدم وقوع شکست های ساختاری در ارتباط با شوک ها ی ذکر شده آزمون های ذی ربط با استفاده از متغیرهای دامی۵۳ D، ۵۷ D، ٦۷ D، و ۷۲ D 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

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

خلاصه بررسی ویژگیهای انفرادی سریهای زمانی هر یک از بردارهای فوق در جدول شماره ٤ منعکس شده است .

همانگونه که از جدول ٤ مشخص است متغیرهای مربوط به نظریه برابری قدرت خرید در هریک از بردارها I(۱) و I(۰) که ترکیب خطی آنها به احتمال زیاد I(۰) می‌باشد. متغیرهای I(۰) که اصطلاحا روند پایا[1] نامیده می شوند. در پیش بینی های بلند مدت می‌توان به آنها اعتماد کرد. وجود روند تصادفی در یک سری زمانی به این مفهوم است که در اثر تکانه‌ها ، نه تنها جزء گذرا[2] یا جزء ادواری[3] سری زمانی تحت تأثیر قرار می گیرد بلکه جزء تصادفی نیز متأثر می شود.

جدول ٤. 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 دارد	-۲/۳٤	$DLREER_{OF}$	دارد	-٦/۱۵
LR_{OF}	ندارد	ندارد	(سال ۷۲)	-۵/۲۷	DLR_{OF}	-	-
$LGDP_{DF}$	ندارد	ندارد	ندارد	۳/۱۵	$DLGDP_{DF}$	-	-٤/۰٤
$LGDP_{DFF}$	ندارد	ندارد	ندارد	۲/۱۲	$DLGDP_{DFF}$	دارد	
$LREER_{FR}$	ندارد	دارد	ندارد ندارد	۰/۸	$DLREER_{FR}$	دارد -	-٤/۹۵
LR_{FR}	ندارد	ندارد	ندارد دارد	۳/۷۵	DLR_{FR}	- -	- -
LCPI	ندارد	ندارد	(سال ٦۷)	٤/۳۵	DLCPI		-
$LCPI_{F}$	دارد	دارد		-۳/٦	$DLCPI_{F}$		
$LREER_{ex}$	ندارد	ندارد	ندارد	-۱/۰۹ ۲	$DLREER_{ex}$	دارد	-۵/٦۸
LR_{ex}	ندارد	ندارد	ندارد ندارد	-۱/ /٦۵	DLR_{ex}	دارد	-٦/٦۱
LP_{x}	ندارد	ندارد	ندارد	-۱ ۰/۵۳	DLP_{x}	دارد	-۳/۸٦ ٤۳
$LWPI_{F}$	ندارد	ندارد		-	$DLWPI_{F}$	دارد	-۳/
$LREER_{RI}$	ندارد	ندارد	دارد (سال ۷۲)	-۸/۵۵	$DLREER_{RI}$	- -	- -
LR_{RI}	دارد	دارد	دارد(سال ۷۲)	-۸/۱٤	DLR_{RI}	دارد	-۳/۵۷ ٤۳
LWPI	ندارد	ندارد ندارد	ندارد ندارد	-۰/۲۷ ۵۳	DLWPI	دارد	-۳/
$LWPI_{F}$	ندارد			-۰/	$DLWPI_{F}$		

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

$LREER_{pa}$	دارد	دارد دارد	دارد(سال ۷۲)	۵/۵۳-	-	-
LR_{pa}	دارد	ندارد ندارد	دارد (سال۷۲)	۴/۷۳-	دارد	۳/۷۳-
LIMP	ندارد		ندارد ندارد	۰/۵۳-	دارد	۳/-
$LWPI_F$	ندارد					

* D جلوی متغیر ها 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.[1]

۴-۱. الگوی خود توضیح برداری[2] 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 درستنمایی را برای آزمون همگرایی و استخراج بردارهای همگراساز پیشنهاد می کنند که امروزه یکی از متداول ترین روشهای آزمون همگرایی چندگانه است.[3]

در این آزمون فرض وجود r بردار همگراساز در مقابل r +۱ یا بیشتر از r. بردار . همگراساز آزمون می گردد. یعنی :

$$H_0: \ r = r_0 \qquad H_1: \ r = r_0 \qquad (۴-۴)$$

$$H_0: \ r = r_0 \qquad H_1: \ r_0 < r < k$$

k تعداد متغیرهاست. آزمون اثر[4] و آزمون حداکثر مقادیر ویژه[5] 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:

$$\Delta yt = B\Delta Yt + \Pi yt - ۲ + B\Delta Yt = Ut + \alpha\beta' yt - ۲ + Ut \quad (۵ - ٤)$$

که در آن yt، بردار k X ۱ مربوط به متغیرهای الگو، α ، ماتریس k X k مربوط به جملات سرعت تعدیل عدم تعادل بلند مدت، β، k X k ماتریس مربوط به ضرایب روابط بلند مدت وUt ، بردار k X ۱ مربوط به جملات اخلال معادلات است. اگر عرض از مبدأ و روند زمانی را در الگوی کوتاه مدت و همچنین در بردارهای همجمعی لحاظ کنیم خواهیم داشت :

$$\Delta yt = B\Delta Yt + \Pi yt - ۲ + \alpha [\beta' yt - ۲ + \mu ۱ + \delta ۱ t] + Ut$$
$$Ut = \mu + \mu ۲ t + \delta ۲ + \delta ۱ t + Ut \quad (۶ - ٤)$$

که در آن، δ۱ و μ۱ به ترتیب بردارهای k X ۱ مربوط روند زمانی و عرض از مبدأ روابط بلند مدت و δ ۲ و μ۲ به ترتیب بردارهای k X ۱ مربوط روند زمانی و عرض از مبدأ روابط کوتاه مدت می باشد.در رابطه با عرض از مبدأ و روند زمانی ، پنج حالت مختلف می‌توان برای الگوی فوق در نظر گرفت:

$$\delta ۱ = \delta ۲ = \mu ۱ = \mu ۲ = \delta ۱ = \delta ۲ = 0 \quad (۷ - ٤)$$

$$\delta ۱ = \delta ۲ = \mu ۱ = 0$$

$$\delta ۱ = \mu ۱ = \delta ۲ = \mu ۲ = 0$$

در ارتباط با انتخاب هر یک از الگوهای فوق، می‌توان با استفاده از ضابطه اطلاعاتی شوارتز بین (SBC) و آکاییک (AIC) مناسب ترین الگوی همجمعی را بر اساس کوچکترین مقدار هریک از این ضوابط انتخاب کرد.[۱] 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.

روابطه بلند مدت ذی ربط به انضمام الگوی بلند مدت مناسب در جدول شماره ٥ خلاصه شده است. مراجعه به جدول شماره ٥ 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 بردار های 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 هریک از بردارهای نرخ واقعی مؤثر ارز مطرح برای ایران در جداول شماره ٦ – 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 بلند مدت
$LREER_{FR}$ C	مرتبه بردار همه الگوها صفر	$LREER_{FR}$ C	۱ -٤/۲۹۹	$LREER_{ex}$ C	۱ /۰۵ ۲۰
LR_{FR}		LR_{FR}	-۰/۱۵ (-۲۰/۲۷)	LR_{ex}	-۰/٦٦ (-۱/۰۸)
LCPI		LCPI	۱۵۹ (/۱۳) ۱۵۵ (۲۰)	LP_x	۰/٦۵ (۱/۳۵) /۰٦ -٤ (۰/۹٤)
$LCPI_F$		$LCPI_F$	-۰/۲ (-۱۲)	$LWPI_F$	
ضابطه شوانزبین	-	ضابطه شوانزبین	-۱٤/۵	ضابطه شوانزبین	-۱۱/٦۳
الگوی منتخب	-	الگوی منتخب	الگوی دوم بردار یک	الگوی منتخب	الگوی دوم بردار یک
$LREER_{RI}$	۱ -۲/۳۱	$LREER_{pa}$	۱ - -۰/۲۱ (۲۱)	- عدد *داخل پرانتز آماره t می باشد*	
C	۰/۲۲ (۱۱)	C			
LR_{RI}	-۰/۱۹۸ (-۱۹/۸)	LR_{pa}	۰/۲٤ (۱۲)		
LWPI	۳۰۸ (/۸۹) -۰/ (۱۸)	LIMP	۰/۱۰٤ (۱/۷۳) -۰/۰۱۵		
$LWPI_F$	۰/۰۱ -	$LWPI_F$			
T		T			
ضابطه آکاییک	-۱۳/۷۵	ضابطه آکاییک	-۱٤/۱٦		
الگوی منتخب	الگوی پنجم بردار یک	الگوی منتخب	الگوی چهارم بردار یک		

منبع: محاسبات تحقیق

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

وجود همجمعی 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:

$$\Delta Yt = B\Delta Yt - 1\Pi yt - 1 + Ut \quad \Delta yt = B\Delta Yt - 2 + Ut + \alpha\beta' yt - 2 \quad (4-8)$$

که در آن yt، بردار k X۱ مربوط به متغیرهای الگو، α ماتریس k X k مربوط به جملات سرعت تعدیل عدم تعادل بلند مدت، β، ماتریس k X k مربوط به ضرایب روابط بلند مدت وUt ، بردار k X۱ مربوط به جملات اخلال 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 پویایی‌های نظریه برابری قدرت خرید در ارتباط با هریک از نرخ های ارز در ایران در جدول ٦ منعکس شده است.

جدول ٦. 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 موازی	$\Delta LREER_{RI}$	نرخ رسمی	$\Delta LREER_{ofi}$
-٥/٦٦	C	-٣/٣٨	C	٥/٨٧	C	-٤/٢٨	C	١١/٦٩	C
١	$LREER_{pa}$(-١)	١	$LREER_{ri}$(-١)	١	$LREER_{ex}$(-١)	١	$LREER_{RI}$(-١)	١	$LREER_{of}$(-١)
-٠/٢٧ (-١١/٥٩)	LR_{pa}(-١)	٠/٠٢٤ (٠/٤)	LR_{ri}(-١)	-٠/١٨ (-٦/٧٥)	LR_{ex}(-١)	-٠/١٦ (-١٣)	LR_{RI}(-١)	-١/٩٨ (-١/٥٨)	LR_{of}(-١)
٠/٢٥ (٨/٧١)	$LIPM_1$	٠/٠٥ (١/٩٧)	$LWPI_1$	٠/١١٥ (٣/٥١)	$LEXP_1$	٠/١٩ (٩,٧٧)	$LCPI_1$	١/٩١ (٠/٩٨)	$LGDP_{DF1}$
٠/٥١ (٥/٣ ٨)	LWPI f(-١)	-٠/٢٣ (-١/٥٢)	LWPI f(-١)	-١/١٥ (-٢/٦٢)	LWPI f(-١)	-٠/٢٢ (-٥/٦٩)	LCPI f(-١)	٠/٧٧ (٠/٩٩)	$LGDP_{DF f}$(-١)
	T	-٠/٠٠٥	T	-	T	-	T	-	T
١/٧٣ (٢/٨١)	$\Delta LREER_{pa}$(-١)	١/٩٣ (٥/٠٦)	$\Delta LREER_{ri}$(-١)	١/٠٣٤ (١/٧)	$\Delta LREER_{ex}$(-١)	١/٩٩ (١/٨١)	$\Delta LREER_{RI}$(-١)	٠/١٤٥ (٠/٣٢)	$\Delta LREER_{of}$(-١)
-٠/٢٧ (٢/٤٧)	ΔLR_{PA}(-١)	-٠/٣٣ (-٥/٠٨)	ΔLR_{ri}(-١)	-٠/٢٤ (-٢/٤٢)	ΔLR_{ex}(-١)	-٠/٣١٧ (-١/٩٣)	ΔLR_{RI}(-١)	-٠/٠١٦ (-٠/١٩)	ΔLR_{of}(-١)
-٠/٠٤ (-٠/٥ ٢)	$\Delta LIPM$(-١)	-٠/٠٧٨ (-١/٢٤)	$\Delta LWPI$(-١)	٠/٠٠٢ (-٠/٠٧)	$\Delta LEXP$(-١)	٠/٢١ (١/١٣)	$\Delta LCPI$(-١)	-٠/٠٥ (-٠/٨٩)	$\Delta LGDPdf$(-١)
٠/٥٧ (٢/٢٦)	$\Delta LWPI f$(-١)	٠/٣٤ (١/٨٩)	$\Delta LWPI f$(-١)	٠/٠٩ (٠/٣٥)	$\Delta LWPI f$(-١)	٠/٠٠٤ (٠/٠٨)	$\Delta LCPI f$(-١)	-٠/٠١٩ (-٠/٧٢)	$\Delta LGDPDFf$(-١)
٠/٠٥ (٢/٩١)	C	٠/١١ (٣/٠٨)	C	٠/٠٤٤ (٢/٤٤)	C	-٠/٠١٩ (-٢/٤)	C	٠/٠٠٧ (-٠/٤٩)	C
-	T	-٠/٠٠٣ -٢/١٤	T	-	T	٠/٥٣ (١/٥)	T	٠/٠٩٨ ١٧/٩٣	T
-٠/٠٤٤ (-٢/٢)	D٥٣	-٠/٠٠٤ -٠/٢٣	D٥٣	٠/٠٠٢ (٠/١٢)	D٥٣	-٠/٠٢ (-١/٣)	D٥٣	-٠/٠٤٣ (-٢/١٧)	D٥٣
-٠/٠٤ (-١/٧٩)	D٥٧	-٠/٠١٥ -٠/٩٢	D٥٧	-٠/٠٤٧ (-١/٤٥)	D٥٧	٠/٠٧ (٣/٦٣)	D٥٧	-٠/٠٠٢ (-٠/١٦)	D٥٧
٠/٠٣٥ (١/٧٦)	D٦٧	٠ /٠١ ٠/٦٧	D٦٧	٠/٠٢٥ (١/١٩)	D٦٧	-٠/٠٣ (-٢/٥٣)	D٦٧	-٠/٠٠٢ -٠/١١٥	D٦٧
٠/١٢ (٤/٤٢)	D٧٢	٠/٣٣ ١٤/١٩	D٧٢	-٠/٠٢٢ (-٠/٩٨)	D٧٢	٠/٠٣١ (٢/١٤)	D٧٢	٠/٥ (٢٢)	D٧٢
٠/٧٤	R^2	٠/٩٤	R^2	٠/٤١	R^2	٠/٥٤	R^2	٠/٩٧-	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 ٦ ، 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 می توان 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 D۵۳ و D۷۲ نقش تعیین کننده ای در رفتار نرخ رسمی ارز در ایران داشته‌اند در حالی که شرایط برای نرخ مؤثر بازار موازی ارز کاملا 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 ضرائب ماتریس B نیزنتایج خوبی را به لحاظ آماری حاصل نموده است. نتیجه ای که می توان گرفت این است که نظریه برابری قدرت خرید در ایران در ارتباط با بازار موازی ارز برقرار است. تفسیر سایر نرخ ها با مراجعه به جدول شماره ٦ قابل استنباط می باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

همانگونه که قبلا 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 نرخ های فوق و شاخص های 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 می شود یعنی متغیر فوق ایستا می گردد . 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) می باشد اما جملات پسماند این متغیر دارای همبستگی مثبت هستند به همین دلیل این متغیر با توجه به یک تأخیر زمانی در سطح پایا می گردد.

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 می شود. بنابراین می توان 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(۱) برخوردار است.

در آزمون های هم جمعی انگل و گرنجر ، که جملات پسماند معادله همگرایی آزمون می شود فرض بر این است که همه متغیر های رابطه همجمعی I(۱) هستند، [۱] اما ملاحظه شد که متغیر های بردار فوق چنین شرطی را تأمین نمی کند. و شاید بتوان نتیجه گرفت که بین آنها هم جمعی وجود ندارد. به منظور اطمینان از عدم وجود هم جمعی 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 می کند ، زیرا مرتبه بردار همجمعی برای کلیه الگوهای ذکر شده صفر است.[۲] بنابراین آزمون حداکثر درستنمایی 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 آزمون های به عمل آمده کلیه متغیر های تعیین کننده نرخ واقعی مؤثر بازار موازی روند پایا هستند و بنابراین دارای هم جمعی. همچنین تا آنجا که به پیش بینی های بلند مدت مربوط می شود، 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 ۱۳/۵- 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 عمده فروشی خارجی یعنی کلیه متغیرهای دخیل در بردار نرخ واقعی مؤثر نهایی صادراتی همگرا از مرتبه یک I (۱) بدون شکست ساختاری و عرض از مبدأ و روند می‌باشند و به‌نظر می‌رسد مجموعه این متغیرها دارای همجمعی مرتبه I (۰) باشند.[٤]

---

۱. به هژبرکیانی(۱۳۷٦) مراجعه کنید.
۲. به جدول ۱ – ض ج مراجعه کنید.
۳. به جدول ۲ – ض ج مراجعه کنید.
٤. 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 ، ٦٣/ ١١- می‌باشد که مربوط است به وجود یک بردار همگرایی بدون روند و با عرض از مبدأ.[1]

نرخ مؤثر واقعی دریافتیهای ارز: با توجه به اینکه آزمون های ریشه واحد به عمل آمده نشان دهنده شکست ساختاری در متغیرهای نرخ واقعی مؤثر دریافتیهای ارزی و نرخ دریافتیهای ارزی در سال ١٣٧٢ می باشد. و متغیر شاخص عمده فروشی کالا همگرا از مرتبه یک (١) I می باشد، شاخص قیمت عمده فروشی خارجی بر اساس آزمونهای به عمل آمده ، نیز همگرا از مرتبه یک (١) I بدون شکست ساختاری و عرض از مبدأ می‌باشد. بنابراین به نظر می‌رسد مجموعه این متغیرها دارای همجمعی مرتبه (٠) 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 ، ١٣/٥٧- 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 ١٣٧٢ و متغیر شاخص قیمت واردات در سال ١٣٦٧ دچار شکست ساختاری شده‌اند. همچنین شاخص قیمت عمده فروشی خارجی براساس آزمونهای به عمل آمده، همگرا از مرتبه یک (١) I بدون شکست ساختاری و عرض از مبدأ می باشد. بنابراین به نظر می رسد مجموعه این متغیرها دارای همجمعی مرتبه (٠) I باشند.

بر اساس نتایج انجام آزمون همگرایی جوهانسن – جوسیلیسیوس، کمترین مقدار ضابطه آکاییک برابر ١٤/١٦- 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:

١. براساس 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

---

١. جدول شماره ٣ – ض ج

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.

٤. نرخ مؤثر دریافتیهای 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 دریافتیهای ارزی در ایران متعلق به دولت است.

۵. نرخ پرداخت های ارزی ایران (عمدتا 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.

٦. سرعت تعدیل عدم تعادل های کوتاه مدت در بازار نرخ موازی ارز از کلیه نرخ های دیگر بیشتر است. (جدول شماره ٦)

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

در این ضمیمه به نحوه محاسبه هریک 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[1] 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 میگردد. 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 واریزنامه 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.[2]

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 میگیرد.

ب) واردات خدمات با توجه به سیاست تجاری انجام میگیرد. به طور مثال در فاصله ۱۳۲۱-۱۳۲٦ 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 بتفاوت نرخ رسمی در نظر گرفته شد.

ج) نرخ پرداختیهای خصوصی را با توجه به سیاست ارز وارداتی محاسبه نمودیم برای مثال در سال ۱۳۲۷، ٦۰ درصد کالاهای ضروری، ٤۰ درصد کالاهای سرمایه ای به نرخ پایه رسمی محاسبه شد. به همین منظورکل پرداختیهای کالای خصوصی در نسبت واردات مصرفی به کل واردات و در ضریب ٦۰ 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 ٤٠درصد 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 مابتفاوت 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 می کرد 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 می کرد. البته این سیاست را از نیمه اسفند ماه این سال به اجرا درآورد. به همین علت برای به‌دست آوردن نرخ نهایی صادراتی در این سال نرخ رسمی ارز را در نسبت ۱۱,٥/۱۲ونسبت صادرات غیرنفتی به کل صادرا ت ضرب نمودیم باضافه نسبت ۰,٥/۱۲ ضربدر ۷۸ ضربدر نسبت صادرات غیر نفتی به کل صادرات با این فرض که مابتفاوت آن با نرخ بازار آزاد معامله می‌گردد. همچنین فرض شد صادرات خدمات به نرخ بازار آزاد انجام می گیرد و بنابراین با ضرب نسبت صادرات خدمات به کل صادرات در نرخ بازار آزاد و کسب حاصل جمع این سه عبارت نرخ مؤثر صادراتی به‌دست آمد.

ضمیمه ب

جدول ۱ضب. آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم نرخ واقعی مؤثر رسمی ارز

ملاحضات	C.V[1]			Di	F	D.W	R^2	t-ADF	t-t	t-c	متغیر LREERof
	۱۰%	٥%	۱%								
ناپایدار	-۳,۱۹	-۳,٥۳	٤,۲۱	-	۲,۸	۱,۸	.۱۳	۲,۳٥	-.٤۸	۲,۳۲	سطح
ناپایدا ر	۲,٦	-۲,۹٤	۳,٦ -	-	٥,٤	۱,۸۲	.۱۳	_	- -	۲,۳٤	سطح
λ = .٦۲	-۳,٤۷	-۳,۷٦	-	٥۳	۹۲۳	۱,۸	.٥۷	- ۲,۳٤	-	۲,٥۲	شکست ساختاری
λ = .٥۲	-۳,٤٦	۳,۷٦	-٤٥,٤	٥۷	,۷۲	۱,۷۹	.٥۷	- ۱,۹٦	- -	۲,٥۱	* شکست
λ = .۳۰	-۳,٤٦	۳,۷۲	-٤,۳۲	٦۷	۳,٦	۱,۸۳	.٥٦	- ۲,٥۸		۲,۱٤	ساختاری*
λ = .۱٥	-۳,٤۰	-۳,۷۲	-٤,۳۹	۷۲	۲۲, ٦۳۰ ,٥	۱,٦٤	.٦۳	- ۳,۲ – ۲,۲		۳,۰۳	شکست ساختاری * شکست ساختاری*
			-٤,۳۹								
پایدار I(1)*	-۲,٦۰	۲,۹ ٤	-۳,٦۱	-	۳۸	۲,۰۰	۰,٥۱	-٦,۱٥	-	۰,٥۷ -	تفاضل مرتبه اول LREERof

ازمون معنی داری تغییر عرض از مبدأ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری[2]در جدول فوق،LREERof لگاریتم نرخ واقعی مؤثر رسمی ارز می باشد[3]

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.

۲. در جریان آزمون شکست ساختاری، آنچه که اهمیت دارد ضریب متغیر مورد آزمون می باشد یعنی $\hat{\rho}$و کمیت آماره t، به منظور انجام آزمون ریشه واحد (ناپایی) ، فرضیه $\rho = ۱$ مورد توجه است. و مقادیر بحرانی توزیع حدی آماره آزمون $t_{\hat{\rho}}$ با توجه به نسبت λ، یعنی نسبت زمان بروز شکست ساختاری به حجم نمونه استخراج می گردد.

۳. باید متذکر شد که ستون های این جداول نیز آماره های نتایج و مقادیر بحرانی برای هر یک از روابط فوق را ارائه می کند. برای مثال t-c ، منعکس کننده آماره t عرض از مبدأ و t-t آماره t متغیر زمان می باشد.

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 %۱	C.V %۵	C.V ۱۰%	ملاحضات
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,	-	۳,۶ -	-۲,۹۶	۲,۶	ناپایدا ر
شکست ساختاری	.۱۷	.۸۸	۱,۳۶-	.۹۸	۱,۵	۳۳۴	۵۳	-	-۳,۷۶	-۳,۴۷	λ = .۶۲
*شکست	۶۴ .	۱,۲	- ۲-	. ۹۸	۱,۵۱	۲۲	۵۷	-۴۵,۴	۳,۷۶	-۳,۴۶	λ = .۵۲
ساختاری*	-.۸۱	۷۱,	۱,۶۴	. ۹۸	۱,۴۳	۴۶۰	۶۷	-۴,۳۲	۳,۷۲	-۳,۴۶	λ = .۳۰
شکست ساختاری	۱,۳۳	۵۸۲	۲,۱۲-	.۹۸	۱,۹۳	۴۲۴	۷۲	-۴,۳۹	-۳,۷۲	-۳,۴۰	λ = .۱۵
شکست ساختاری AR(1)	-	,۰۶	-			۳۵۸	۷۲	-۴,۳۹			λ = .۱۵
تفاضل مرتبه اول	۲,۲۵	-	-۴,۰۴	.۳۸	۱,۹۲	۱۶, ۳۴	-	-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 ناخلص 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 %۱	C.V %۵	C.V ۱۰%	ملاحضات
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	λ = .۶۲
* شکست	۱,۰۶	۱۱,	۱,۳۷	..۸۸	۱,۷۶	۴۱۲	۵۷	-۴۵,۴	۳,۷۶	-۳,۴۶	λ = .۵۲
ساختاری*	۱,۹۹	۱۳	۱,۱۵-	.۸۹	۱,۸۵	۱	۶۷	-۴,۳۲	۳,۷۲	-۳,۴۶	λ = .۳۰
شکست ساختاری	۱۱,۸	۰,۵	-۱/۲ -	.۹۷	۶۹,۱,	۱۳۳,	۷۲	-۴,۳۹	-۳,۷۲	-۳,۴۰	λ = .۱۵
* شکست	۱۴,۲	۲۴,	-۵/۲۷	.۹۷	۴۵	۶۵۷	۷۲	-۴,۳۹	-۳,۷۲	-۳,۴۰	پایدار
ساختاری* AR(1)	۱	۸۳ -۰,۴				۵ ۲۰۵ ۳		-۴,۳۹			I(۰)*
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 ٤: ض ب. آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم شاخص تعدیل تولید ناخالص داخلی

ملاحضات	C.V			Di	F	D.W	R^2	t-ADF	t-t	t-c	متغیر LGDPdf
	۱۰%	%۵	%۱								
ناپایدار	-۳,۲۰	-۳,۵۳	٤,۲۳	-	۱۷,	۱,۳٦	.٥۱	- ۱,۲۸	۲,۸	۲,٦۱	سطح
ناپایدار	۲,٦	-۲,۹٤	- ۳,٦	-	٤۲۲	۱,۲۰	.۳۹	٤,٦۷ - ۸		-.٤۱	سطح
ناپایدار	-۲,٦۱	-۲,۹٥	-۳,٦۳	-	۱٤,	۲,۰٤	.٤۷	۲,۱۲	-	.٥۱	یک تاخیر[1]
ناپایدار	-۱,٦۲	-۱,۹٥	-	-	-٤	۱,۲	.۳۹	۹,۳٥	-	- -	سطح
پایدار I(0)	-۱,٦۲	-۱,۹٥	-۲,٦۳	-	۲۹,	۲,۰٥	.٤۷	۳,۱٥	-	۱,۸۹	یک تاخیر
λ = .٦۲	-۳,٤۷	-۳,۷٦	-۲,٦۳	-	۳۳۱	۱,۳٤	.۹۹	- ۱,٦٦	۲,۰	-	شکست ساختاری
λ = .٦۲	-۳,٤۷	-۳,۷٦	-٤٥,٤		۰۰۲	۱,۹٤	.۹۹	-۱,۲۱	۳	۲,۰۷	*
λ = .٥۲	-۳,٤٦	۳,۷٦	-٤٥,٤	٥۳	۳۹۷	۱,۹۷	.۹۹	-۱,۱۷	۱,٤	-	AR(1)[2]
λ = .۳۰	-۳,٤٦	۳,۷۲	-٤,۳۲	٥۳	۲۳٦	۱,۹۹	.۹۹	-۱,٤۳	۰۲,	۲,۰۷	AR(1)
λ = .۱٥	-۳,٤۰	-۳,۷۲	-٤,۳۹	٥۷	٤۲۳	۲,۰۰	.۹۹	-۱,۹۱	۲۲۲	-	AR(1)
			-٤,۳۹	٦۷	۱۲۲				,۱۰	۱,۹۱	AR(1)
				۷۲	٥۹٦				/٦۲	-	
									۲	۲,۳٤	
										-	

*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 واتسون 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 واتسن از مقدار مناسب برخوردار نبوده سعی شده به منظور رفع همبستگی جملات اخلال ، رابطه با توجه به متغیرهای **AR() مناسب رگرس گردد**

جدول ٥ :ض ب. آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم نرخ واقعی مؤثر بازار موازی ارز

متغیر [1] $LREER_{FR}$	t-c	t-t	t-ADF	R^2	D.W	F	Di	C.V			ملاحظات
								١٠%	٥%	١%	
سطح	١,٧	- ١,٤	-١,٧	٠,٠٧	١,٥	١,٤٥	-	-٣,١٩	-٣,٥٣	٤,٢٢	ناپایدار
سطح	٨٢٦	-	٨٠ .	.٠١٧	٧	.٦٥	-	٢,٦	-٢,٩٣	- ٣,٦	ناپایدار
سطح	–	٠,٢١	.٩٧	–	١,٦	–	-	-١,٦٢	-١,٩٥	-	ناپایدار
شکست	١,٣٨	-١,٣٣	-١,١٢	٠,٩٢	٣	١٣٩	٥٣	-٣,٤٧	-٣,٧٦	-٢,٦٢	.٦٢ = λ
ساختاری*	٣,٧٤	-١,٣٣	-٣,٧٢	٠,٩٥	١,٦	١٣٢	٥٧	-٣,٤٦	-٣,٧٦	-٤٥,٤	λ
شکست	١,٤١	٢,٣٤	-١,٦٢	٠,٩٣	٦	١٤٢,	٦٧	-٣,٤٦	-٣,٧٢	-٤,٣٢	.٥٢ = λ
ساختاری*	١,٨٣	١,٧٣	-١,٧	٠,٩٢	١,٦	٢٧١٣	٧٢	-٣,٤٠	-٣,٧٢	-٤,٣٩	.٣٠ = λ
شکست					٦٢,	٠	٧٢			-٤,٣٩	.١٥ = λ
ساختاری*					٣٣١						.١٥ = λ
شکست					,٦٤						
ساختاری*					١,٦						
					١						
تفاضل مرتبه اول	٠,٠٣		-٤,٩٢	٠,٤٢	١,٩	١٢,١	-	-٣,١٩	-٣,٥٣	-٤,٢٢	پایدار
	٠,٧٩	-٠,٢١	-٤,٩٩	٠,٤٢	٨	٢٤ ٣	-	-٢,٦	-٢,٩٤	-٣,٦٢	I(1)*
	-	-	-٤,٩٥	٠,٤٠	١,٩	-	-	-١,٦٢	-١,٩٥	-٢,٦٣	
					٨						
					١,٩						
					٨						

*ازمون 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 ٦ـض ب. آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم نرخ بازار موازی ارز

متغیر [2] LR_{FR}	t-c	t-t	t-ADF	R^2	D.W	F	Di	C.V			ملاحظات
								١٠%	٥%	١%	
سطح	.١٤٤	٢,١٣	-٠,٦٦	٠,١٧	١,٩	٥,٣٢	-	-٣,١٩	-٣,٥٣	٤,٢٢	ناپایدار
سطح	-١,٤٥	- -	٢,٣٨	.١٠ ٥	١,٨	٥,٦٨	-	٢,٦	-٢,٩٣	- ٣,٦	ناپایدار
سطح	-	٠,٥٦	٣,٧٥	٠,٠٦	٧١,	-	-	-١,٦٢	-١,٩٤	-	پایدار
شکست	٠,٢١	٠,٦٤	٠,٠٥	٠,٩٨	٧٥١	١١٢١	٥٣	-٣,٤٧	-٣,٧٦	-٢,٦٠	.٦٢ = λ
ساختاری*	١,٧٣	١,٩٧	-٤	٠,٩٩	,٩٩	,٩١٢	٥٧	-٣,٤٦	-٣,٧٦	-٤٥,٤	λ
شکست	-.٥٠٤	٢,٢٨	-١,٩٤	٠,٩٨	٢,١	٨٦,٦	٦٧	-٣,٤٦	-٣,٧٢	-٤,٣٢	.٥٢ = λ
ساختاری*	٠,٧١		٠,٦١	٠,٩٨	٩١,	١٠٩٣	٧٢	-٣,٤٠	-٣,٧٢	-٤,٣٩	.٣٠ = λ
شکست			-١,٠٦		٩٣١	١١٠٤	٧٢			-٤,٣٩	.١٥ = λ
ساختاری*					,٨٨	,٣					.١٥ = λ
شکست											
ساختاری*											

* ازمون 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

---

١. $LREER_{FR}$ در سال ٥٧ دچار شکست ساختاری شده زیرا آماره τ متغیر تأخیری در سطح ٥ درصد معنی دار است و بنابراین این متغیر در سطح پایدار است.

٢. LR_{FR} نیز یک متغیر روند پایای بدون رانش می باشد

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

متغیر LCPI[1]		t-c	t-t	t-ADF	R^2	D.W	F	Di	C.V			ملاحضات
									%۱	%۵	۱۰%	
سطح	یک	-۰,۹۴	۱,۹	۰,۰۸	.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
سطح		-	-	۶,۵۸	۰,۴۵	۴۸	- ۷	-	-۳,۵۶	-۱,۹۵		پایدا ر
سطح		-	۰,۰۳	۱۲,۴	۰,۵۰	۱,۴	۴۷,۶	-	-۲,۶۱	-۱,۹۵	-۱,۶۲	پایدا ر
سطح	یک	۰,۶۷	۷۱,۳	۶	۰,۹۹	۵	۹۸۷۷	۵۳	-۲,۶۱	-۳,۷۶	-۱,۶۲	۶۲. =
تاخیری[2]		۰,۱۷	۴	۴,۳۵	۰,۹۹	۱,۵	,۸۹۰	۵۷	-۴۵,۴	-۳,۷۶	-۳,۴۷	
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		
شکست		-۰,۶۷		۰,۱		۲	۸۹۵۳	۷۲	-۴,۳۹		-۳,۴۶	λ = .۵۲
ساختاری*				۰,۰۳		۱,۶	,۸				-۳,۴۰	λ = .۳۰
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 ـ ض ب. آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم شاخص قیمت موزون مصرف کننده خارجی

ملاحظات	C.V			Di	F	D.W	R^2	t-ADF	t-t	t-c	متغیر $LCPI_F$[1]
	۱۰%	۵%	۱%								
ناپایدار	-۳,۱۸	-۳,۵۰	٤,۱۵	-	۷,۱۳	۱,۱	۰,۲٤	-۳,۱۲	۳,۵٦	-۳,۰۹	سطح
ناپایدار	-۳,۱۸	-۳,۵۰	-	-	٤,۵۷	٦	۰,۲٤	-۱,۹۷	۲,۰۲	۱,۷۸	یک تاخیر
ناپایدار	۲,٦	-۲,۹۲	٤,۱۵	-	٤,٤۹	۱,٦	۰,۱٦	۰,۰۲	-	-۱,٦۷	سطح تاخیری
پایدار	-۱,٦۲	-۱,۹۵	-	-	۵,۹۷	۷۱,	۰,۱۱	-۷	-	- -	سطح تاخیری
λ = ۰٦۲	-۳,٤۷	-۳,۷٦	-۳,٦	-	۲٦۹۸	۷۳	۰,۹۹	-۲,٤۷	۲,۷۱	-۳,۲۹	شکست
λ = ۰٦۲	-۳,٤۷	-۳,۷٦	-۲,٦۱	۵۳	۲٤۸۵	۱,۷	۰,۹۹	-۳,۵۷	۲,٦۵	-۲,۹۵	ساختاری*
λ =	-۳,٤٦	-۳,۷٦	٤. ٤۵	۵۳	۲٤۸۵	۷	۰,۹۹	-۳,۱٤	۳,۰	-۳,٤۷	شکست
λ = ۰۵۲	-۳,٤٦	-۳,۷٦	٤۵- .	۵۷	۲۳۳۳	۱,۳	۰,۹۹	-۳,٦	۳,۱۷	-۲,۷۸	ساختاری*
λ = ۰۳۰	-۳,٤۰	-۳,٦۸	-٤	٦۷	۲۵۸۰	۷	۰,۹۹	-۲,۷۱	۲,۳۷	-۱,۷۷	یک تاخیر
λ = ۰۱۵			-٤,۳۲	۷۲		۲,۳		-۱,٦۱			شکست
			-٤,۳۹			۱۲, ۲۲					ساختاری* یک تاخیر
			-٤,۳۰			۲,۱ ٦۲, ۲۱					شکست ساختاری*

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

جدول۹ـ ض ب. آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم نرخ مؤثر واقعی نهایی صادراتی

ملاحظات	C.V			Di	F	D.W	R^2	t-ADF	t-t	t-c	متغیر $LREER_{ex}$
	۱۰%	۵%	۱%								
ناپایدار	-۳/۱۹	-۳/۵۳	-٤/۲۲	-	۱/۸۱	/۷۸	۰/۰۹	-۱/۹۰	-۱/۵٤	-۱/٦۱	سطح
ناپایدار	۲/٦ –	-۲/۹٤	-۳/٦۱	-	۱/۱۹	۱	۰/۰۳	-۱/۰۹	-	-۰/٤۵	سطح
λ = ۰٦۲	-۳,٤۷	-۳,۷٦	-٤۵,٤	۵۳	/٦۸	/۸۸	۰/۸۸	۲	۱/۲	-۱/۵	شکست
λ	-۳,٤٦	-۳,۷٦	-٤,۳۲	۵۷	۷۹	۱	۰/۸۸	۲	۰/۲٦	-۰/۸۳	ساختاری*
λ = ۰۵۲	-۳,٤٦	-۳,۷۲	-٤,۳۹	٦۷	/٤۱	/۷۸	۰/۸۸	۰,۰۳	-۱/٤۱	-۱/٦	شکست
λ = ۰۳۰	-۳,٤۰	-۳,۷۲	-٤,۳۹	۷۲	۸۱	۱	/۸۸	۲-۷	۱/۳۳	۱/ ۵۱	ساختاری*
λ = ۰۱۵				۷۲	۷۹/۷	/۸٦				-	شکست
λ = ۰۱۵					/٦۸	۱					ساختاری*
					۷۹	/۸۲					شکست
						۱ /۸ ۱					ساختاری*
پایدار پایدار	۲/٦ – -۱,٦۲	۲/۹٤ ۱,۹۵- -	-۳/٦۱ -۲/٦۲	- -	/۳۲٦ -۳۲	/۹۹ ۱ /۹۹ ۱	۰/٤۹ ۰/٤۸	-۵/٦۸ -۵/٦۸	- -	۰/٦۹ -	تفاضل مرتبه اول
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	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

ملاحضات	C.V			Di	F	D.W	R^2	t-ADF	t-t	t-c	متغیر LR_{ex}
	۱۰%	۵%	۱%								
ناپایدار	-۳/۱۹	-۳/۵۳	-٤/۲۲	-	٤/۱۸	/۱۷	۰/۱۹	-۱/۲۰	۲/۱۸	-./۲٦	سطح
٦۲. = λ	-۳,٤۷	-۳,۷٦	-٤٥,٤	٥۳	/۱٤	۲	۰/۹۹	۰/٤	۲/۱۱	۰/۱٤	
٥۲. = λ	-۳,٤٦	-۳,۷٦	-٤,۳۲	٥۷	۸۰۳	/۱٤	۰/۹۹	-۰/۳۳	۰/۲۳	-	شکست
۳۰. = λ	-۳,٤٦	-۳,۷۲	-٤,۳۹	٦۷	/۱۳	۲	۰/۹۹	/۷۱٤	/۱٤٥	/۰۱٤	ساختاری*
۱٥. = λ	-۳,٤۰	-۳,۷۲	-٤,۳۹	۷۲	۸۰۱	/۳۱	۰/۹۸	۱/٦-۰	۲/۲ ۲	٤۱ -۰	شکست
۱٥. = λ				۷۲	/۹٥	۲		-		-۰/	ساختاری*
					۷۷۱	/۲۳				۰/٤۸	شکست
					/۲۲	۲					ساختاری*
					۷۹۳	/۰۸					شکست
						۲					ساختاری*
پایدار	-۳/۱۹	۳/۵۳	-٤/۲۲	-	/۸۷	/۹٥	/٥٦	-٦/٦۱	۲/۷٦	-۱/٦۸	تفاضل مرتبه اول
		-			۲۱	۱	۰۰				
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	تفاضل مرتبه دوم

* ازمون معنی داری تغییر عرض از مبدأ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری. در جدول فوق ، LR_{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

ملاحضات	C.V			Di	F	D.W	R^2	t-ADF	t-t	t-c	متغیر LP_x^1
	۱۰%	۵%	۱%								
ناپایدار	-۳/۱۹	-۳/۵۳	-٤/۲۲	-	۵/۰۹	/۲٤	۰/۲۲	-۱/٦٥	-۲/٤٥	-۱/۹۳	سطح
٦۲. = λ	-۳,٤۷	-۳,۷٦	-٤٥,٤	٥۳	۱۳۳۷	۱	۰/۹۹	۲	۲/۰۱	-۱/۷۸	
٥۲. = λ	-۳,٤٦	-۳,۷٦	-٤,۳۲	٥۷	۱۳۳۸	/۲۲	۰/۹۹	-۱/٦	۱/٦۹	-۱/۳۹	شکست
۳۰. = λ	-۳,٤٦	-۳,۷۲	-٤,۳۹	٦۷	۱٦٦۸	۱	۰/۹۹	۱/۷٥	۰/۱٤	-۰/۱	ساختاری*
۱٥. = λ	-۳,٤۰	-۳,۷۲	-٤,۳۹	۷۲	۱۳۳۷	/۲۷	/۹۹	-۱/۱٦	۲/۲۳	-۱/۸۱	شکست
۱٥. = λ				۷۲		۱					ساختاری*
						/٤۸					شکست
						۱					ساختاری*
						/۲۸					شکست
						۱					ساختاری*
پایدار ر۹٥%	-۳/۱۹	۳/۵۳	-٤/۲۲	-	۷/۵۱	/٦٥	/۳۱	-۳/۸٦	۱/۳۷	-۰/٤٤	تفاضل مرتبه اول
پایدار ر۹٥%	-۲/٦۱	۲/۹٤-	-۳/٦۲	-	/۸۰	۱	۰/۲۷	-۳/۵۸	- -	-۲/۱۸	
	-۱/٦۲	- ۹٥/ -۱	-۲/٦۳	-	- ۱۲	/٦۷ ۱	۰/۱۷	-۲/۷۰		-	
						/۷٤ ۱					

۱. چون شاخص های قیمت صادرات منعکس کننده میزان رقابت پذیری صادرکنندگان ایرانی در بازارهای جهانی می‌باشد، 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.

جدول۱۲ - ض ب. آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم شاخص قیمت عمده فروشی خارجی

ملاحضات	C.V			Di	F	D.W	R^2	t-ADF	t-t	t-c	متغیر $LWPi_F$
	۱۰%	۵%	۱%								
ناپایدار ۰.۶۲ = λ λ = ۰.۵۲ λ = ۰.۳۰ λ = ۰.۱۵ λ = ۰.۱۵	-۲/۶۱ -۳/۴۷ -۳/۴۶ -۳/۴۶ -۳/۴۰	-۲/۹۴ -۳/۷۶ -۳/۷۶ -۳/۷۲ -۳/۷۲	-۳/۶۲ -۴۵/۴ -۴/۳۲ -۴/۳۹ -۴/۳۹	- ۵۳ ۵۷ ۶۷ ۷۲ ۷۲	۰/۲۸ ۷۰۹ ۶۶۵ ۶۶۸ ۷۱۲	/۹۷ ۰ /۷۵ ۱ /۷۹ ۱ /۸۴ ۱ /۷۱ ۱	/۰۰۸ ۰ ۰/۹۹ ۰/۹۹ ۰/۹۹ /۹۹	-۰/۵۳ -۲/۴۳ -۱/۳۵ ۰/۵۷ -۱/۱۶	- ۱/۲۱ ۰/۲۲ ۰/۵۸ ۰/۸۸	۰/۶۵ ۲/۴۲ ۰ /۲۳ ۰/۵۶ ۰/۸۳	سطح شکست ساختاری* شکست ساختاری* شکست ساختاری* شکست ساختاری*
پایدار ۹۵% پایدار ۹۵% پایدار	-۳/۲ -۲/۶۱ -۱/۶۲	-۳/۵۴ -۲/۹۴ -۱/۹۵	-۴/۲۴ -۳/۶۲ -۲/۶۳	- - -	۵/۹۹ /۷۲ ۱۱ -	۱/۸ /۸۱ ۱ /۸۴ ۱	/۲۷ ۰/۲۶ ۰/۱۸	-۳/۴۳ -۳/۴۵ -۲/۷۷	-۰/۵۲ - -	-۲/۱۸ -۱/۹۳ -	تفاضل مرتبه اول
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	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

ملاحضات	C.V			Di	F	D.W	R^2	t-ADF	t-t	t-c	متغیر $LREER_{RI}$
	۱۰%	۵%	۱%								
ناپایدار ۰.۶۲ = λ λ = ۰.۵۲ λ = ۰.۳۰ λ = ۰.۱۵ λ = ۰.۱۵	-۳/۱۹ -۳/۴۷ -۳/۴۶ -۳/۴۶ -۳/۴۰	-۳/۵۳ -۳/۷۶ -۳/۷۶ -۳/۷۲ -۳/۷۲	-۴/۲۲ -۴۵/۴ -۴/۳۲ -۴/۳۹ -۴/۳۹	- ۵۳ ۵۷ ۶۷ ۷۲ ۷۲	۲/۳۴ /۶۱ ۱۵ /۲۶ ۱۵ /۰۱۳ ۱۵ /۵۱ ۶۵	/۰۸ ۲ /۱۱ ۲ /۰۸ ۲ /۱۴ ۲ /۲۲ ۱	۰/۱۲ ۰/۵۸ ۰/۵۷ ۰/۵۷ ۰./۸۵	-۱/۹۷ -۲/۳۳ -۲/۲۳ ۱/۹۲ /۵۵_ -۸	۰/۵۹ ۱/۴۶ ۱/۳۱ -۰/۴۳ -۶/۱	-۱/۹۲ /۲۵ ۲ ۲ /۲۲ ۱/۹۹ ۸/۴	سطح شکست ساختاری* شکست ساختاری* شکست ساختاری* شکست ساختاری*

پایدار	-۳/۱۹	-۳/۵۳	-٤/۲۲	-	-	۲۵/۰۲	/۹۸	۰/۵۹	-۷/۰۷	۰/۹	-۰/۷۵	تفاضل مرتبه اول
پایدار	۲/٦ –	-۲/۹٤	-۳/٦۱	-		٤۹/٦	۹۸ ۱	۰/۵۹	-۷/۰٤	- -	۰/۳	
پایدار	-۱/٦۲	-۱/۹۵	۲۲/٦۳			-	۱/ /۹۸ ۱	۰/۵۸۵	-۷/۱۳		-	

*آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدأ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری. در جدول فوق $LREER_{RI}$ لگاریتم نرخ مؤثر واقعی دریافتیهای ارزی می باشد.

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

جدول ١٤- ض ب. آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم نرخ دریافتیهای ارزی

ملاحضات	C.V			Di	F	D.W	R^2	t-ADF	t-t	t-c	متغیر LR_{RI}
	۱۰%	%۵	%۱								
ناپایدار	-۳/۱۷	-۳/۵۰	-٤/۱٤	-	۱/۷۷	/۰۸	۰/۰۷	-۰/۲۷	۱/۳۷	۰/۰۰۷	سطح
λ = .٦۲	-۳,٤۷	-۳,۷٦	-٤۵,٤	۵۳	/۷۹	۰۷ ۲	۰/۹٤	-۰/٤۳	۱/۰۷	-	
λ = .۵۲	-۳,٤٦	-۳,۷٦	-٤,۳۲	۵۷	۲۳۵	۲/	۰/۹٤	-۰/۳۳	۰/٦۲	۰/۰۱	شکست ساختاری*
λ = .۳۰	-۳,٤٦	-۳,۷۲	-٤,۳۹	٦۷	/۵۱	/۰۹	۰/۹٤	۱/۲۹	۰/٦۸	۰/۰۰۷	شکست ساختاری*
λ = .۱۵	-۳,٤۰	-۳,۷۲	-٤,۳۹	۷۲	۲۳۵	۲	۰./۹۸	-۸/۱٤	۳/۷۳	۱/۳٤	شکست ساختاری*
λ = .۱۵				۷۲	/۸۵	/۱۵		-		۱۰/۱۸	شکست ساختاری*
					۲٦۳	۸۹ ۲					
					/۵۵	۱/					
					٦۵٦						
پایدار	-۳/۱۸	-۳/۵۰	-٤/۱۵	-	/٤۹	/۹۸	۰/۵۳	-۷/۲۷	۱/۸۷	-۰/٦٦	تفاضل مرتبه
پایدار	۲/٦ –	-۲/۹۲	-۳/۵٦	-	۲٦	۱	۰/٤۹	-٦/۸۵	- -	۱/۹۸	اول
پایدار	-۱/٦۲	-۱/۹۵	-۲/٦۰	-	/۰٤	/۰۱	۰/٤۵	-٦/۳۸		-	
					٤۷ -	۲					
						/۰۵					
						۲					

*آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدأ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری.. در جدول فوق LR_{RI} لگاریتم نرخ دریافتیهای ارزی می باشد

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

جدول ۱۵- ض ب. آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم شاخص عمده فروشی داخلی .

ملاحضات	C.V			Di	F	D.W	R^2	t-ADF	t-t	t-c	متغیر *LWPI*
	۱۰%	%۵	%۱								

ناپایدار	-۳/۱۹	-۳/۵۳	-٤/۲۱	-	/۸۱	/۲٤	۰/٦۲	-۰/۱۳	۲/۵۵	-۱/۳	سطح
۰٦۲/ =	-۳,٤۷	-۳,۷٦	-٤۵,٤	۵۳	۲۸	۱	۰/۹۹	۰/۰۱	۱/۳۷	/۳۹	
λ	-۳,٤٦	-۳,۷٦	-٤,۳۲	۵۷	۵۷٦۸	/۲٦	۰/۹۹	/۰۰۰	۱/٦۵	۱	شکست
۰۵۲/ = λ	-۳,٤٦	-۳,۷۲	-٤,۳۹	٦۷	٤۵۳۷	۱	۰/۹۹	-۰	۱/٦۵	-۱/۵۲	ساختاری*
۰۳۰/ = λ	-۳,٤۰	-۳,۷۲	-٤,۳۹	۷۲	٤۵٤۷	/٦۱	۰./۹۹	۱/۰۲	۱/۸٦	۱/۷۱	شکست
۰۱۵/ = λ				۷۲	٤۵٤۰	۱		۰۰۱–/		/۷۳ –	ساختاری*
۰۱۵/ = λ						/٦۱		-۰/		-۱	شکست
						۱					ساختاری*
						/٦٤					شکست
						۱					ساختاری*
پایدار	-۳/۱۹	-۳/۵۳	-٤/۲۲	-	٦/۵۹	/۵۵	۰/۲۸	-۳/۵۷	۲/٦۵	-۱/۷۲	تفاضل مرتبه اول

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 ۱٦- ض ب. آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم نرخ مؤثر واقعی پرداخت های ارزی

ملاحضات	C.V			Di	F	D.W	R^2	t-ADF	t-t	t-c	متغیر $LREER_{Pa}$
	۱۰%	۵%	۱%								
ناپایدار	-۳/۱۹	-۳/۵۳	-٤/۲۲	-	۱/۳۷	۱ /۸	/۰۷	-۱/۳۹	۰/۸۲	-۱/۳۵	سطح
۰٦۲/ =	-۳,٤۷	-۳,۷٦	-٤۵,٤	۵۳	/٦۷	۱/۸۳	۰	-۱/۸	۱/۳۹	/٦٦	
λ	-۳,٤٦	-۳,۷٦	-٤,۳۲	۵۷	۳۲	۱/۸۳	/۷٤	-۱/٤	۰/۷۲	۱	شکست
۰۵۲/ = λ	-۳,٤٦	-۳,۷۲	-٤,۳۹	٦۷	/۲٦	۲/۰	۰	۱/۵ –	-۰/۷۹	۱ /۳۸	ساختاری*
۰۳۰/ = λ	-۳,٤۰	-۳,۷۲	-٤,۳۹	۷۲	۳۱	۱/۲۲	/۷۳	-۵/۵۳	-٤/۲	۱/۵۹	شکست
۰۱۵/ = λ				۷۲	/۵۳		۰			۵/۵۲	ساختاری*
					۳٤		/۷۵				شکست
					/۵۱		۰				ساختاری*
					٦۵		/۸۵.				شکست
							۰				ساختاری*
پایدار	-۳/۱۹	-۳/۵۳	-٤/۲۲	-	/۱۵	۲	/٤۸	-۵/٦۸	۰/۹	-۰/۷۹	تفاضل مرتبه اول
پایدار	۲/٦ –	-۲/۹٤	-۳/٦۱	-	۱٦	۲/۰۲	۰	-۵/٦۳	- -	۰/۲۳	
پایدار	-۱/٦۲	-۱/۹۵	-۲/٦۳	-	/٦۸	۲/۰۲	/٤۷	-۵/۷		-	
					۳۱		۰				
					-		/٤۷				
							۰				

ازمون معنی داری تغییر عرض از مبدأ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری . در جدول فوق $LREER_{Pa}$ لگاریتم نرخ مؤثر 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

ملاحضات	C.V			Di	F	D.W	R^2	t-ADF	t-t	t-c	متغیر LR_{pa}
	۱۰%	۵%	۱%								
ناپایدار	-۳/۱۹	-۳/۵۳	-٤/۲۱	-	۳/٦۹	/۷۸	۰/۱۷	-۰/۰۷	۱ /۹۲	-۱/۱۱	سطح
۰٦۲/ =	-۳,٤۷	-۳,۷٦	-٤۵,٤	۵۳	۳۱۰	۱	۰/۹٦	-۰/۰	۱/٤٦	۱/۱۸	

λ	-۳,٤٦	-۳,۷٦	-٤,۳۲	٥۷	۳۰۷	/۷۸	۰/۹٦	-۰/۲	۰ /۹۷	-	شکست
λ = .٥۲	-۳,٤٦	-۳,۷۲	-٤,۳۹	٦۷	۳٥۰	۱	۰/۹۷	– ۱/۲	۰/٦۳	۱ /۰	ساختاری*
λ = .۳۰	-۳,٤۰	-۳,۷۲	-٤,۳۹	۷۲	٤٤۰	/۷۹	۰./۹۸	-٤/۸	۳/۰۷	۰/۷۲	شکست
λ = .۱٥				۷۲		۱				٤/٥۳	ساختاری*
λ = .۱٥						/۰۲					شکست
						۲					ساختاری*
						/۷٤					شکست
						۱					ساختاری*
پایدا ر	-۳/۱۹	-۳/٥۳	-٤/۲۱	-	۱٤/۹	/۰٦	۰/٤٦	-٥/٤٦	۲/۳۸	-۱/۷۲	تفاضل مرتبه
پایدا ر	-۱/٦۲	-۲/۹٤	-۳/٦۱	-	/۰٤	۲	۰/٤۹	-٦/۸٥	- -	۱/۹۸	اول
پایدا ر		-۱/۹٥	-۲/٦۰	-	٤۷	/۰۱	۰/۳۷	-٤/٦۲		-	
					/۳٥	۲					
					۲۱	/۲۲					
						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

ملاحضات	C.V			Di	F	D. W	R^2	t-ADF	t-t	t-c	متغیر *LIMP*
	۱۰%	٥%	۱%								
ناپایدار	-۳/۱۹	-۳/٥۳	-٤/۲۱	-	۲۳/٤٤	/۳٥	۰/٥۷	۰/۷۳	۱/۸۱	-۳/۰٦	سطح
λ = .٦۲	-۳,٤۷	-۳,۷٦	-٤٥,٤	٥۳	۳٥۷۰	۱ ۳٥	۰/۹۹	۰/۱٥	۱/٥٥	۲/٥۳	
λ = .٥۲	-۳,٤٦	-۳,۷٦	-٤,۳۲	٥۷	۳٥٤۷	/۱	۰/۹۹	۰/٥	۱/٤۹	-۲/۲٦	شکست ساختاری*
λ = .۳۰	-۳,٤٦	-۳,۷۲	-٤,۳۹	٦۷	۳۷۰٥	/۳٥	۰/۹۹	۱٥/۰٥	۲/۰۸	۱/۷۹	شکست ساختاری*
λ = .۱٥	-۳,٤۰	-۳,۷۲	-٤,۳۹	۷۲	۳٦۳۰	۱	۰./۹۹	۰/۰۰۱	۱/۹۹	/٦۱ –	شکست ساختاری*
λ = .۱٥				۷۲		/٤۳		-		-۲	شکست ساختاری*
						٤۱۱					
						۱/					
پایدا ر	-۳/۱۹	-۳/٥۳	-٤/۲۲	-	۷/۱۳	/٦٥	۰/۲۹	-۳/۷۳	۲/٦٥	-۱/۷۹	تفاضل مرتبه اول
						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 بکارگیری 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	0.0000000
129.38830	126.62000	125.85760	124.21080	123.80710	1.0000000
132.73410	130.57060	128.90220	127.31990	125.72580	2.0000000
133.38020	133.38020	128.92990	128.92990	126.34490	3.0000000
	Akaike Information Criteria by Model and Rank				
-6.4795280	-6.2942340	-6.2942340	-6.3318260	-6.3318260	0.0000000
-6.3757850	-6.3305880	-6.3445670	-6.3653430	-6.4004170	1.0000000
-6.2196510	-6.1512100	-6.1707180	-6.1364650	-6.1603390	2.0000000
-5.9047190	-5.9047190	-5.8194050	-5.8194050	-5.8438150	3.0000000
	Schwarz Criteria by Model and Rank				
-5.8061340	-5.7555190	-5.7555190	-5.9277900	-5.9277900	0.0000000
-5.4330330	-5.4776220	-5.5364940	-5.6470550	-5.7270230	1.0000000
-5.0075410	-4.9839930	-5.0932870	-5.1039270	-5.2175870	2.0000000
-4.4232520	-4.4232520	-4.4726160	-4.4726160	-4.6317050	3.0000000
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 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				
288.08230	282.00010	282.00010	278.78420	278.78420	0.0000000
302.86190	297.02740	296.88880	294.10290	287.27470	1.0000000
312.60990	307.77770	303.77010	301.33450	294.48870	2.0000000
318.63000	314.34970	310.32650	308.18050	297.00060	3.0000000
319.16250	319.16250	310.45580	310.45580	297.52030	4.0000000
	Akaike Information Criteria by Model and Rank				
-14.274720	-14.162170	-14.162170	-14.204550	-14.204550	0.0000000
-14.641180	-14.487970	-14.534530	*-14.546100	-14.231070	1.0000000
-14.735670	-14.582580	-14.474060	-14.450510	-14.188580	2.0000000
-14.628650	-14.451330	-14.396030	-14.334080	-13.891920	3.0000000
-14.225000	-14.225000	-13.970590	-13.970590	-13.487590	4.0000000
	Schwarz Criteria by Model and Rank				
-13.229800	-13.291400	-13.291400	-13.507940	-13.507940	0.0000000
-13.247960	-13.225360	-13.315460	-13.457640	-13.186150	1.0000000
-12.994140	-12.928120	-12.906680	-12.970210	-12.795350	2.0000000
-12.538810	-12.405030	-12.480340	-12.461930	-12.150390	3.0000000
-11.786850	-11.786850	-11.706590	-11.706590	-11.397750	4.0000000
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 ۳ـض 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 ٤ـض 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 Ces
	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

جدول٦ – 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
٦٠/١٦	٥٣/١٢	٦٣/٣٤	$r=1$	$r=0$
٤١/٠٧	٣٤/٩١	٣٤/٧٠	$r=2$	$r<=1$
٢٤/٦٠	١٩/٩٦	١٨/٢٤	$r=3$	$r<=2$
١٢/٩٧	٩/٢٤	٤/٥٥	$r=4$	$r<=3$

بردار همگرایی و نرمالیزه شده آن، روش جوهانسن

T	c	$LCPF_F$	LR_{FR}	LCPI	$LREER_{fr}$	متغیر
-	٦٥/١٣	٢/٣٩٨	٢/٢٨٨	-٢/٤٥٤	١ -١٥/٤٠	بردار همگرایی
-	-٤/٢٩٩	-٠/١٥٥	-٠/١٥	٠/١٥٩		بردار نرمال شده
		(٠/٠١٢٧)	(٠/٠٠٧٤)	(٠/٠٠٧٩)		

* 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

جدول٧ – 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
٦٠/١٦	٥٣/١٢	٧١/١٦	$r=1$	$r=0$
٤١/٠٧	٣٤/٩١	٢٧/٩٥	$r=2$	$r<=1$
٢٤/٦٠	١٩/٩٦	١٣/١١	$r=3$	$r<=2$
١٢/٩٧	٩/٢٤	٥/٧٤	$r=4$	$r<=3$

بردار همگرایی و نرمالیزه شده آن، روش جوهانسن

T	c	$LWPi_F$	LR_{EX}	LP_X	$LREER_{ex}$	متغیر
	١٨/٦٦	-٣/٧٨	-٠/٦١	٠/٤٥	٠/٩٣	بردار همگرایی
-	٢٠/٠٥	-٤/٠٦	-٠/٦٦	٠/٦٥	١	بردار نرمال شده
-	(٢٠/٦٨)	(٤/٣٠٥)	(٠/٦١)	(٠/٤٨)		

* 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
٦١/٢٤	٥٤/٦٤	٥٦/٦٢	$r=1$	$r=0$
٤٠/٤٩	٣٤/٥٥	٢٠/٤٢	$r=2$	$r<=1$
٢٣/٤٦	١٨/١٧	٨/٧٣	$r=3$	$r<=2$
٦/٤	٣/٧٤	٠/٠٠٤	$r=4$	$r<=3$

بردار همگرایی و نرمالیزه شده آن، روش جوهانسن

متغیر	$LREER_{RI}$	LWPI	LR_{RI}	$LWPi_F$	c	T
بردار همگرایی	-٩/٥٤	-٢/٠٩	١/٨٩	٢/٩٤	-	-
بردار نرمال شده	١	-٠/١٩٨	٠/٢٢	-٠/٣٠٨	-٢/٣١	-٠/٠١
		(٠/٠١)	(٠/٠٢)	(٠/٠١٦٣)		

* 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
٧٠/٠٥	٦٢/٩٢	٦٤/٦٩	$r=1$	$r=0$
٤٨/٤٥	٤٢/٤٤	٣٢/٥٤	$r=2$	$r<=1$
٣٠/٤٥	٢٥/٣٢	١٥/٧٤	$r=3$	$r<=2$
١٦/٢٦	١٢/٢٥	٤/٩٨	$r=4$	$r<=3$

بردار همگرایی و نرمالیزه شده آن، روش جوهانسن

متغیر	$LREER_{pa}$	LIMP	LR_{pa}	$LWPi_F$	c	T
بردار همگرایی	-١١/٦٣	-٢/٧٨	٢/٥٢	-١/٢٢	-	٠,١٧٢
بردار نرمال شده	١	٠/٢٤	-٠/٢١	٠/١٠٤	-	-٠/٠١٥
		(٠/٠٢)	(٠/٠١)	(٠/٠٦)		

* 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 ۱۳۳۸-۱۳۷٤"، 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 پژوهش های بازرگانی.
۳. سیاست های ارزی و تجاری در اقتصاد ایران" ،تازه های اقتصادی ، شماره ۸۲.
٤. شجری، هوشنگ. (۱۳۵۲)، "تئوری ارز" نشر سپهر - تهران.
٥. شجری، هوشنگ. نصراللهی، خدیجه. (۱۳۷۷)،" مالیه بین الملل و سیر تحولات ارزی ایران"، نشر چشمه.
٦. شیوا، رضا. خیابانی، ناصر. (۱۳۷٥)، "آزمون برابری قدرت خرید(PPP) در ایران به روش‌هم انباشتگی برداری " پژوهشنامه بازرگانی، فصلنامه شماره ۱: ۷۰-٤٤ مؤسسه مطالعات و پژوهش های بازرگانی.
۷. طبیبیان، محمد. (۱۳۷۸)، "پایگاه آماریPDS"، 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 پژوهش های بازرگانی.
۹. کمیجانی، اکبر. ابراهیمی، محسن. (۱۳۷۹)، "هدف گذاری نرخ واقعی ارز و ثبات اقتصادی :مورد ایران "، مجله تحقیقات اقتصادی شماره ٥٦: ۸۱-٥٥، 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 ۲۲۳-۲۲٥ 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 آماریIFS، ۱۹۹۷. صندوق بین المللی پول.
۱۳. سازمان برنامه و بودجه، سالنامه آماری، سالهای مختلف.
۱٤. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳٦۷)، "مجموعه مقالات نهمین کنفرانس سیاستهای پولی و ارزی " مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.
۱٥. گزارش اقتصادی و ترازنامه های سالهای ۱۳۳۸تا ۱۳۷۸ بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.
۱٦. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حسابهای ملی ایران سالهای ۱۳۳۸-۱۳٥٦.
۱۷. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حساب‌های ملی ایران سالهای ۱۳٦۷-۱۳٦۹.
۱۸. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حساب‌های ملی ایران سالهای ۱۳٥۳-۱۳٦۹.
۱۹. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش اقتصادی و ترازنامه سالهای ۱۳۳۸-۱۳۷٥.

20. Aghevi, B. B., Khan, M. S. And Montiel, P.J. (1991)."Exchange Rate Rolicy In Developing Countries: Some Analytical Issues," *IMF Occasional Paper No. 78:101-137, March.*
21.Canneti, E. and Greene,J. (1991)." Monetary Growth And Eexchange Rate AsCauses
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 Eate Behavior And
24.Economic Performance In LDCS" *Economic Development And Cultural Changes 39:3, 61-76.* Chebber , Ajay, 1991. " Africas Rising Inflation: Causes, Consiquences 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, Develuation 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 CompetitivenessInTradedGoods"
33.WWW.Worldbank.org/html/extph/exchrate/exchrate.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). "Nationl Price Levels And The Prices Of Tradables and Nontradables", *AEA Papers and Proceedings.*
36.Montiel, P. J. (1999). "The Long-run Eguilibrium Real Exchange Rate:Conceptual Issues and Empirical Research"
37.WWW.Worldbank.org/html/extph/exchrate/exchrate.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/exchrate/exchrate.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 incraseing 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