فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۷۴، بهار ۱۳۹۴، ۱۵۴-۱۳۳

بررسی تجربی نظریه برابری قدرت خرید در ایران با لحاظ شکست ساختاری

جعفر حقیقت* ریحانه لاریجانی**

دریافت: ۹۲/۱۲/۲۱ پذیرش: ۹۳/۱۰/۱۶

نظریه برابری قدرت خرید / ریشه واحد / شکست ساختاری

چکیده

هدف اصلی این مطالعه، بررسی تجربی نظریه برابری قدرت خرید در ایران در دوره ۱۳۳۹-۱۳۹۱ است. به این منظور از آزمون‌های ریشه واحد زیوت اندروز و لی استرازیکیچ که در آن‌ها امکان لحاظ شکست ساختاری وجود دارد، استفاده شده است. براساس نتایج به‌دست‌آمده، فرضیه ریشه واحد برای متغیر نرخ حقیقی ارز با استفاده از آزمون ریشه واحد زیوت اندروز و لی استرازیکیچ فرضیه صفر آزمون، مبنی بر وجود ریشه واحد رد نشد و نمی‌توان نتیجه گرفت که نرخ حقیقی ارز پایا است. عدم پایایی نرخ حقیقی ارز نیز به‌معنای رد فرضیه برقراری نظریه برابری قدرت خرید در ایران است. در ادامه برای اطمینان از نتایج آزمون‌های ریشه واحد از آزمون هم‌انباشتگی سیکنن لوتکیپول و روش حداقل مربعات معمولی پویا استفاده شده است. این رویکرد نیز نتایج آزمون‌های ریشه واحد را تأیید کرده و نشان می‌دهد نظریه برابری قدرت خرید در ایران برقرار نیست.

طبقه‌بندی JEL: F31, C12, C22

*. استاد اقتصاد دانشگاه تبریز Jafarhaghighat@yahoo.com

**. دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه تبریز Larijani.r@gmail.com

■ ریحانه لاریجانی، مسئول مکاتبات.

مقدمه

تئوری برابری قدرت خرید[1] یکی از قدیمی‌ترین نظریه‌های اقتصاد بین‌المللی است که توجه بسیاری از اقتصاددانان را به‌خود جلب کرده است. براساس آنچه کسل[2] به‌عنوان نظریه مطلق برابری قدرت خرید مطرح کرده است، قیمت یک سبد کالا در دو کشور که تجارت آزاد دارند برابر خواهد بود (درصورتی‌که قیمت آن سبد کالایی به یک واحد پولی بیان شود). بعدها نظریه نسبی برابری قدرت خرید مطرح شد که بیان می‌داشت آربیتراژ[3] فقط در طول زمان ممکن است وجود داشته باشد و در بین کشورها وجود ندارد، زیرا نرخ ارز به‌گونه‌ای تغییر خواهد کرد که تفاوت تورم در بین کشورها تعدیل می‌شود. اگرچه کسل هم معتقد بود نرخ ارز ممکن است به‌طور موقتی از برابری قدرت خرید دور شود ولی وی این انحرافات موقتی را نادیده می‌گرفت. بعدها، این انحرافات و همچنین سرعت کم تعدیل به‌سمت برابری قدرت خرید مورد توجه قرار گرفت و تعریف برابری قدرت خرید بازنگری شد. در نسخه‌های جدید نظریه برابری قدرت خرید، درصورتی‌که نرخ حقیقی ارز در طی زمان یک میانگین ثابت داشته باشد، گفته می‌شود نظریه برابری قدرت خرید برقرار است.

بر مبنای ایده‌های ریکاردو[4] و هارود[5]، بالاسا[6] و ساموئلسون[7] نظریه‌ای مطرح کردند که براساس آن، تفاوت سطوح بهره‌وری در بین کشورها (از طریق تأثیر آن بر دستمزدها و همچنین قیمت کالاهای خانگی) به انحراف موقت از نظریه مطلق برابری قدرت خرید ختم می‌شد. براساس این نظریه، تئوری برابری قدرت خرید فقط برای کالاهای قابل تجارت برقرار بوده و این امر سبب می‌شود در بلندمدت انحرافاتی از روند برابری قدرت خرید وجود داشته باشد. آبستفلد[8] از این تئوری استفاده کرده و ایده وجود روند قطعی در نرخ حقیقی ارز را مطرح کرد. براساس ایده آبستفلد، اگر بتوان نشان داد که نرخ حقیقی ارز حول این روند قطعی پایا است، می‌توان به برقراری نظریه برابری قدرت خرید پی‌برد. به‌عبارت

1. Purchasing Power Parity.
2. Cassel (1918).
3. Arbitrage.
4. Ricardo.
5. Harrod.
6. Balassa (1964).
7. Samuelson (1964).
8. Obstfeld (1993).

دیگر، اگر نرخ حقیقی ارز در سطح پایا بوده و ریشه واحد نداشته باشد، می‌توان برقراری نظریه برابری قدرت خرید را اثبات کرد. در مطالعات تجربی بسیاری نظریه برابری قدرت خرید با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد آزموده شده است. آزمون‌های ریشه واحدی که در این مطالعات به‌کار رفته‌اند معمولاً آزمون‌هایی بودند که به شکست ساختاری توجهی نداشتند. اما مطالعات اقتصادسنجی می‌دهد درصورتی‌که متغیر مورد بررسی، تغییرات ساختاری داشته باشد، آزمون‌های ریشه واحد معمولی ممکن است ما را به نتایج نادرست راهنمایی کند. براساس شبیه‌سازی‌های مونت کارلو، در صورت وجود شکست در روند یک متغیر، استفاده از آزمون‌های ریشه واحد معمولی که در آن‌ها امکان لحاظ شکست ساختاری وجود ندارد، تعداد دفعات رد فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد را کاهش می‌دهد. به‌عبارت دیگر، اگر متغیری شکست ساختاری داشته و پایا نیز باشد، آزمون‌های ریشه واحد معمولی ممکن است به‌خاطر عدم لحاظ شکست ساختاری این متغیر را ناپایا نشان داده و به تصمیم‌گیری نادرست ختم شوند. از آنجا که برابری قدرت خرید نشان از آن است که چه مقدار درآمد به قیمت ایران قدرت خریدی به اندازه کشورهای دیگر است؛ از این‌رو، هدف اصلی این مطالعه بررسی نظریه برابری قدرت خرید در ایران در دوره ۱۳۹۱-۱۳۳۹ با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد شکست ساختاری است. در این راستا، این مطالعه در چهار بخش تنظیم شده است، پس از مقدمه‌ای که ذکر شد، در بخش اول ادبیات تحقیق مرور شده است، در بخش دوم به روش و داده‌های تحقیق اشاره شده و در بخش سوم به یافته‌های تجربی پرداخته شده است. بخش آخر نیز به خلاصه و نتیجه‌گیری تحقیق اختصاص یافته است.

۱. مروری بر ادبیات موضوع

تئوری برابری قدرت خرید[1] به‌عنوان یکی از نظریه‌های معروف در مالیه بین‌الملل، درحقیقت بر مبنای قانون قیمت واحد[2] بنا شده است. براساس قانون قیمت واحد، در صورت عدم وجود موانع تجاری، هزینه‌های حمل‌ونقل و تعرفه‌ها، رقابت منجر به برابری قیمت

1. Purchasing Power Parity (PPP).
2. Law of One Price (LOP).

کالایی خواهد شد که در بین کشورها تجارت می‌شود (اگر تمام قیمت‌ها به یک واحد پولی بیان شود). به‌عبارت دیگر، در صورت برقراری قانون قیمت واحد خواهیم داشت:

$$P_{i,t}=E_t P^*_{i,t} \qquad i= 1, 2,..., N \qquad (۱$$

که در آن $P_{i,t}$ قیمت کالای i در دوره t در داخل کشور (برحسب پول داخلی) و $P^*_{i,t}$ قیمت همان کالا در خارج از کشور (برحسب پول خارجی) است. در این رابطه، E_t نیز نشانگر نرخ ارز اسمی است که به‌صورت برابری یک واحد پول خارجی با پول داخلی تعریف شده است. فرض اصلی که در رابطه فوق و در قانون قیمت واحد وجود دارد این است که کالای i در داخل و خارج از کشور همگن بوده و جانشین کامل هستند.

حال اگر فرض کنیم، رابطه فوق برای تمام کالاهای i= 1, 2,..., N برقرار است، می‌توانیم با جمع کردن رابطه (۱) برای تمام کالاها به رابطه زیر برسیم:

$$\sum_{i=1}^{N}\alpha_i P_{i,t} = E_t \sum_{i=1}^{N}\alpha_i P^*_{i,t} \qquad (۲$$

در رابطه فوق داریم: $\sum_{i=1}^{N}\alpha_i = 1$. که در آن α_i ضرایب وزنی کالاها در محاسبه شاخص قیمت‌ها در کشور داخلی و خارجی هستند. $\sum_{i=1}^{N}\alpha_i P_{i,t}$ در رابطه فوق، در واقع، شاخص قیمت داخلی و $\sum_{i=1}^{N}\alpha_i P^*_{i,t}$ شاخص قیمت خارجی است. بر این اساس می‌توان نوشت:

$$P_t=E_t P^*_t \qquad (۳$$

براساس رابطه (۳)، می‌توان به‌نظریه برابری قدرت خرید رسید. براساس تئوری برابری قدرت خرید، نرخ ارز اسمی برابر نسبت قیمت‌های داخلی به قیمت‌های کشور خارجی است. بنابراین، بر طبق این تئوری برای ایران خواهیم داشت:

$$E_t = \frac{P_t}{P_t^{US}} \qquad (۴$$

که در آن E_t، معرف نرخ ارز اسمی در زمان t است که برحسب تعداد واحدهای پول داخلی به ازای یک واحد پول خارجی (دلار) بیان شده است، P_t نشانگر شاخص قیمت مصرف‌کننده داخلی و P_t^{US} نماینده شاخص قیمت مصرف‌کننده امریکا به‌عنوان

کشور خارجی است. اگر از طرفین معادله (۴) لگاریتم‌گیری کنیم خواهیم داشت (حروف کوچک، نشان‌دهنده حالت لگاریتمی متغیرها است):

$$e_t=p_t-p_t^{us} \quad (۵$$

که به این معادله، نظریه مطلق برابری قدرت خرید اطلاق می‌شود. بر طبق این معادله x درصد افزایش شاخص قیمت مصرف‌کننده داخلی منجر به x درصد کاهش ارزش پول ملی (افزایش نرخ ارز اسمی) شده و x درصد افزایش در شاخص قیمت مصرف‌کننده کشور خارجی سبب x درصد افزایش ارزش پول ملی (کاهش در نرخ ارز اسمی) خواهد شد. اگر نرخ حقیقی ارز را به‌صورت زیر تعریف شود (حروف کوچک، نشان‌دهنده حالت لگاریتمی متغیرها است):

$$r_t=e_t+p_t^{us}-p_t \quad (۶$$

به‌طوری‌که در آن r_t معرف نرخ حقیقی ارز در زمان t است و اگر فرض کنیم که نظریه برابری قدرت خرید برقرار است، در این صورت x درصد افزایش (کاهش) در قیمت‌های خارجی و یا x درصد افزایش (کاهش) در قیمت‌های خارجی منجر به تعدیل متناسبی در نرخ ارز اسمی خواهد شد و سبب خواهد شد تا نرخ حقیقی ارز بدون تغییر بماند. بنابراین، اگر بتوان نشان داد که نرخ حقیقی ارز پایا است، می‌توان به برقرار بودن نظریه برابری قدرت خرید در بلندمدت پی‌برد. اما اگر فرضیه پایایی نرخ حقیقی ارز برقرار نباشد می‌توان نتیجه گرفت نظریه برابری قدرت خرید برقرار نیست.

پس از اشاره کوتاه به مبانی نظری موجود، در این‌جا مطالعات تجربی انجام‌شده در این زمینه مرور می‌شود. مطالعات بسیاری به بررسی نظریه برابری قدرت خرید پرداخته‌اند اما در ادامه تنها به مهم‌ترین آن‌ها اشاره می‌شود.

آرمن[۱] در مطالعه‌ای برقراری نظریه برابری قدرت خرید در ایران در دوره ۱۹۶۰-۱۹۹۰ را با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) بررسی کرده است. وی دوره خود را به دو قسمت سال‌های پیش و پس از انقلاب تقسیم‌بندی کرده و به این نتیجه می‌رسد که فرم

۱. آرمن، عزیز (۱۳۸۳).

مطلق برابری قدرت خرید فقط برای سال‌های پیش از انقلاب و فقط برای نرخ ارز رسمی برقرار است و برای نرخ ارز غیررسمی در هیچ‌یک از دو دوره برقرار نیست. فرم نسبی این نظریه نیز تنها برای نرخ ارز رسمی و برای سال‌های بعد از انقلاب برقرار است.

مهرآرا و عباس‌زاده[۱] در مطالعه خود با عنوان آزمون تجربی نظریه برابری قدرت خرید (PPP) در کشورهای صادرکننده نفت با رویکرد داده‌های پانل، با استفاده از داده‌های سالانه (۲۰۰۳-۱۹۶۵) به آزمون نظریه برابری قدرت خرید می‌پردازند. آن‌ها برای این منظور از آزمون ریشه واحد پانل جهت بررسی وضعیت پایایی نرخ حقیقی ارز استفاده کرده و نشان دادند فرضیه وجود ریشه واحد در آن دسته از کشورهای صادرکننده نفت که در دوره نمونه داده‌های قابل‌اتکا و اقتصاد نسبتاً بازتری داشته‌اند، رد می‌شود. به‌عبارت دیگر، نظریه برابری قدرت خرید براساس آزمون ریشه واحد پانل در تمام کشورهای منتخب صادرکننده نفت پس از خارج کردن لیبی و در برخی موارد ایران برقرار است.

جعفری صمیمی و همکاران[۲] در مطالعه‌ای به بررسی برقراری نظریه برابری قدرت خرید در ایران می‌پردازند. ایشان معتقدند نظریه برابری قدرت خرید در سایر مطالعات به این علت رد می‌شود که اولاً هزینه مبادلات در نظر گرفته نمی‌شود و ثانیاً از روش‌های خطی برای بررسی PPP استفاده می‌شود. در این راستا محققان با به‌کارگیری روش STAR [۳] و استفاده از داده‌های سالانه و ماهانه در بازه ۱۹۷۵-۲۰۰۷ به این نتیجه رسیدند که رفتار نرخ ارز کاملاً غیرخطی بوده و نظریه برابری قدرت خرید برقرار است.

دائی کریم‌زاده و همکاران[۴] نظریه برابری قدرت خرید در کشورهای نفتی و غیرنفتی عضو D8 را آزموده‌اند. در این مطالعه که با استفاده از داده‌های فصلی ۲۰۰۱-۲۰۱۰ و به‌کارگیری آزمون‌های ریشه واحد پانلی انجام شده است، محققان به این نتیجه رسیده‌اند که نظریه برابری قدرت خرید در کشورهای نفتی عضو D8 برقرار بوده، اما این نظریه برای کشورهای غیرنفتی عضو این گروه رد می‌شود.

کروگمن[۵] در مطالعه‌ای به بررسی نظریه برابری قدرت خرید پرداخته و با استفاده از

---

۱. مهرآرا، محسن و عباس‌زاده، نصرت (۱۳۸۶).

۲. جعفری صمیمی احمد، علیمرادی محمد، بیات ندا، علمی سیامک (۱۳۸۹).

3. Smooth Transition Autoregressive.

۴. دائی کریم‌زاده، سعید، هوشیار، فرناز، توکلی، اکبر (۱۳۹۱).

5. Krugman (1978).

داده‌های ۱۹۲۰-۱۹۷۰ به این نتیجه رسیده است که استفاده از روش‌های معمول که درونزا بودن تورم را در نظر نمی‌گیرند، می‌تواند به اشتباه به رد فرضیه نظریه برابری قدرت خرید منجر شود؛ اما اگر درونزایی متغیرها لحاظ شود نظریه برابری قدرت خرید رد نخواهد شد.

فرانکل و رز[1] با استفاده از داده‌های تابلویی ۱۵۰ کشور و ۴۵ سال در دوره پس از جنگ جهانی دوم، نتیجه می‌گیرد که نظریه برابری قدرت خرید در بلندمدت برقرار است و نیمه‌عمر انحراف نرخ ارز حقیقی از مقدار آن براساس نظریه برابری قدرت خرید حدوداً چهار سال است. این نتیجه با نتایج مطالعات پیش از آن سازگار است.

پدرونی[2] در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های تابلویی ۲۰ کشور و داده‌های ماهانه این کشورها پس از جنگ جهانی دوم، نظریه برابری قدرت خرید را آزموده است. در این مطالعه که با به‌کارگیری روش‌های حداقل مربعات پویا تابلویی و حداقل مربعات کاملاً اصلاح‌شده تابلویی انجام شده است، محقق به این نتیجه می‌رسد که نظریه برابری قدرت خرید برای نمونه مورد بررسی برقرار نیست.

تیلور[3] در مطالعه‌ای در یک دوره بلندمدت (۱۰۰ سال) نظریه برابری قدرت خرید در ۱۶ کشور صنعتی را بررسی کرده است. وی در این مطالعه از آزمون ریشه واحد DF-GLS برای بررسی نظریه برابری قدرت خرید استفاده می‌کند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که در ۱۱ کشور از ۱۶ کشور مورد بررسی، فرضیه صفر وجود ریشه واحد در نرخ حقیقی ارز قابل رد است.

لوپز[4]، مورای[5] و پاپل[6] اعتقاد داشتند نتایج تیلور به‌خاطر انتخاب تعداد وقفه‌های کم‌تر از وقفه بهینه در آزمون ریشه واحد، قابل اتکا نیست. ایشان در مطالعه‌ای به بررسی مجدد نمونه تیلور پرداخته و نتیجه گرفتند که تنها در نُه کشور از ۱۶ کشور مورد بررسی فرضیه وجود ریشه واحد قابل رد است.

پاپل و پرودان[7] در ادامه مطالعه قبلی خود، دلیل عدم رد فرضیه وجود ریشه واحد در

1. Frankel and Rose (1996).
2. Pedroni (2001).
3. Taylor (2002).
4. Lopez (2005).
5. Murray (2005).
6. Papell (2005).
7. Prodan (2005).

هفت کشور نمونه قبلی را وجود شکست ساختاری در روند نرخ حقیقی ارز مطرح کرده و با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد که شکست ساختاری را مد نظر قرار می‌دهند، نشان دادند که فرضیه ریشه واحد در چهار کشور از هفت کشور مورد بررسی قابل رد است.

یاووز[1] در مقاله‌ای با عنوان نظریه برابری قدرت خرید با شکست ساختاری چندگانه، با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۲۰۰۶-۱۹۹۰ به بررسی نظریه برابری قدرت خرید در ترکیه می‌پردازد. وی برای این منظور از آزمون ریشه واحد با دو شکست ساختاری برای داده‌های نرخ حقیقی ارز استفاده می‌کند. نتایج حاکی از آن است که نرخ حقیقی ارز روند پایا است و بنابراین نظریه برابری قدرت خرید برای کشور ترکیه را تأیید می‌کند.

آسلان[2] در مطالعه‌ای به بررسی نظریه برابری قدرت خرید در کشورهای ASEAN می‌پردازد. وی در این مطالعه با استفاده از آزمون ریشه واحد لی استرازیکیچ نظریه برابری قدرت خرید را آزموده است. نتایج مطالعه وی حاکی از آن است که در شش کشور، برای هر دو نرخ ارز رسمی و غیررسمی، نظریه برابری قدرت خرید برقرار است.

مرور مطالعات تجربی نشان می‌دهد وجود شکست ساختاری در روند متغیر نرخ حقیقی ارز می‌تواند نتایج به‌دست‌آمده را متأثر سازد. از این‌رو در این مطالعه از آزمون‌های ریشه واحد شکست ساختاری برای بررسی نظریه برابری قدرت خرید استفاده خواهد شد. استفاده از آزمون‌های ریشه واحد شکست ساختاری برای آزمون نظریه برابری قدرت خرید، موضوعی نسبتاً تازه بوده و جا دارد چنین مطالعه‌ای در ایران نیز انجام شود.

۲. روش تحقیق

در این مطالعه برای بررسی تجربی نظریه برابری قدرت خرید، از آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی با لحاظ شکست ساختاری استفاده خواهد شد. روش کار نیز به این صورت است که ابتدا متغیر نرخ حقیقی ارز محاسبه شده و سپس فرضیه وجود ریشه واحد برای این متغیر با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد زیوت اندروز[3] (آزمون ریشه واحد با لحاظ یک

1. Yavuz (2009).
2. Aslan (2010).
3. Zivot & Andrews.

شکست) و لی استرازیکیچ[1] (آزمون ریشه واحد با لحاظ دو شکست) آزموده می‌شود. در این مطالعه متغیر نرخ حقیقی ارز به شکل زیر محاسبه می‌شود:

$$R_t = E_t \frac{P_t^{US}}{P_t} \quad (۷$$

که در آن R_t معرف نرخ ارز حقیقی بوده، E_t نرخ ارز بازار غیر رسمی که به‌صورت تعداد ریال به ازای یک دلار است[2]، P_t شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران به‌عنوان کشور داخلی بر مبنای سال پایه ۲۰۰۵[3] و P_t^{US} شاخص قیمت مصرف‌کننده امریکا به‌عنوان کشور خارجی بر مبنای سال پایه ۲۰۰۵[4] بوده و دوره زمانی مورد مطالعه نیز بازه ۱۳۹۱-۱۳۳۹ است.

پس از انجام آزمون‌های ریشه واحد، برای اطمینان از نتایج حاصله از طریق روش هم‌انباشتگی نیز نظریه برابری قدرت خرید مورد آزمون قرار می‌گیرد. برای این منظور ابتدا با استفاده از روش سیکنن لوتکیپول[5] (آزمون هم انباشتگی با امکان لحاظ دو شکست ساختاری) وجود رابطه هم انباشتگی بین دو متغیر لگاریتم نرخ ارز اسمی (e_t) و تفاوت لگاریتم شاخص قیمت‌های ایران و امریکا ($p_t^{diff}=p_t-p_t^{us}$) آزمون شده و در صورت وجود رابطه هم‌انباشتگی، با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پویا[6] رابطه زیر برآورد می‌شود:

$$e_t=\alpha+\beta p_t^{diff}+\varepsilon_t \quad (۸$$

درصورتی‌که در رابطه فوق $\beta=1$ باشد به‌معنای برقراری نظریه برابری قدرت خرید است. استفاده از روش فوق برای آزمون نظریه برابری قدرت خرید بر مبنای این استدلال است که در ادبیات نظریه برابری قدرت خرید، فرض می‌شود نرخ ارز اسمی با استفاده از رابطه زیر تعیین می‌شود:

$$E_t = \phi \frac{P_t}{P_t^{US}} \quad (۹$$

1. Lee Strazicich.

۲. منبع داده‌ها، داده‌های سری زمانی بانک مرکزی.

۳. منبع: لوح فشرده IFS.

۴. منبع: لوح فشرده IFS.

5. Saikkonen Lutkepohl (2000).

6. DOLS.

که در آن φ یک ضریب ثابت بوده و P_t و P_t^{US} نیز به ترتیب سطح قیمت‌ها در کشور خودی و کشور مقابل است. با لگاریتم‌گیری از رابطه فوق به رابطه زیر می‌توان رسید:

$$e_t=\ln\varphi+\ln P_t-\ln P_t^{us}=\alpha+ P_t^{diff} \quad (۱۰$$

بنابراین براساس رابطه (۱۰)، اگر نرخ ارز بر مبنای نظریه برابری قدرت خرید تعیین شود باید ضریب متغیر P_t^{diff} برابر یک باشد.

پس از توضیحاتی که درباره روش تحقیق داده شد، در ادامه روش‌های آماری استفاده‌شده در این تحقیق معرفی می‌شوند..

۱ـ۲. آزمون ریشه واحد زیوت اندروز

آزمون زیوت و اندریوز[1] آزمونی برای یافتن درونزای تاریخ تغییر جهت ساختاری است. این آزمون شکل تعمیم‌یافته آزمون پرون[2] بوده و از سایر آزمون‌های ریشه واحد معمول متفاوت است.

در این آزمون فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد عبارت است از:

$$H_0: y_t=\mu+y_{t-1}+e_t \quad (۱۱$$

و فرضیه مقابل آن از سه الگوی متفاوت (بسته به فرضیه رقیب) تبعیت می‌کند:

H_1:

$$Model(A) \quad y_t=\hat{\mu}^A+\hat{\theta}^A DU_t(\hat{T}_b)+\hat{\beta}^A t+\hat{\alpha}^A y_{t-1}+\sum_{j=1}^{k}\hat{c}_j^A \Delta y_{t-j}+\hat{e}_t \quad (۱۲$$

$$Model(B) \quad y_t=\hat{\mu}^B+\hat{\beta}^B t+\hat{\gamma}^B DT_t(\hat{T}_b)+\hat{\alpha}^B y_{t-1}+\sum_{j=1}^{k}\hat{c}_j^B \Delta y_{t-j}+\hat{e}_t$$

$$Model(C) \quad y_t=\hat{\mu}^C+\hat{\theta}^C DU_t(\hat{T}_b)+\hat{\beta}^C t+\hat{\gamma}^C DT_t(\hat{T}_b)+\hat{\alpha}^C y_{t-1}+\sum_{j=1}^{k}\hat{c}_j^C \Delta y_{t-j}+\hat{e}_t$$

1. Zivot & Andrews (1992).
2. Pierre Perron (1989).

الگوی A بیانگر تغییر در عرض از مبدأ، الگوی B بیانگر تغییر در شیب و الگوی C بیانگر هم تغییر در عرض از مبدأ و هم تغییر در شیب تابع روند است.

DU یک متغیر مجازی است که کمیت آن برای سال‌های t>TB برابر یک و برای بقیه سال‌ها صفر است. DU_t یک متغیر مجازی روند است که کمیت آن برای سال‌های t>TB برابر $DT_t=t-TB$ است و برای بقیه سال‌ها صفر است و TB مقطع شکست ساختاری است. ایشان پیشنهاد می‌کنند نقطه شکستگی (مقطع تغییر جهت ساختاری) بین ۷۰ درصد حجم نمونه قرار دارد به‌طوری‌که $0/15T\leq TB\leq 0.85T$. برای هریک از سال‌ها، الگوهای A، B و C بسته به فرضیه رقیب، به روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده می‌شود و پایین‌ترین آماره t مربوط به هریک از رگرسیون‌ها با توجه به مقدار وقفه بهینه، به‌عنوان سال شکست ساختاری یا تغییر جهت ساختاری انتخاب شده و با لحاظ سال شکست فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد، مورد آزمون قرار می‌گیرد.

۲ـ۲. آزمون ریشه واحد لی استرازیکیچ با امکان لحاظ دو شکست

در آزمون ریشه واحد لی و استرازیکیچ که در سال ۲۰۰۳ مطرح شده است، شکست به‌صورت درونزا تعیین شده و امکان وجود دو شکست در هر دو فرضیه صفر و مقابل وجود دارد. در مدل A امکان لحاظ دو شکست در عرض از مبدأ و در مدل C امکان لحاظ دو شکست در عرض از مبدأ و روند وجود دارد. در این آزمون برخلاف سایر آزمون‌های مربوط به شکست ساختاری، مدل B در نظر گرفته نمی‌شود؛ لی و استرازیکیچ معتقدند مدل B در داخل مدل C ملحوظ می‌شود. آن‌ها فرآیند تولید داده‌ها را به صورت زیر در نظر می‌گیرند:

$$y_t=\delta' Z_t+e_t \qquad (۱۳$$

که در آن Z_t برداری از متغیرهای برونزا بوده و $e_t=\beta_1 e_{t-1}+\varepsilon_t$, $\varepsilon_t iidN(0.\sigma^2)$ است. دو شکست ساختاری در فرآیند تولید داده‌ها به‌صورت زیر در نظر گرفته می‌شود. در مدل A با لحاظ دو شکست در عرض از مبدأ Z_t به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$Z_t=[1,\ t,\ D_{it},\ D_{2t}]' \qquad (۱۱$$

که در آن برای $t\geq T_{Bj}+1$ و به ازای $j=1, 2$ ، $D_{jt}=1$ بوده و در غیر این صورت مقدار آن صفر است. T_{Bj} نیز نشان‌دهنده زمان وقوع شکست است. آماره آزمون ریشه واحد LM با دو شکست ساختاری، از تخمین رگرسیون زیر بر مبنای قاعده LM قابل محاسبه است:

$$\Delta y_t=\delta'\Delta Z_t+\varphi\tilde{S}_{t-1}+u_t \qquad (۱۴$$

که در آن $\tilde{S}_t=y_t-\tilde{\psi}_t-Z_t\tilde{\delta}$ بوده و $t=2, ..., T$ است. $\tilde{\delta}$ ضرایب حاصل از رگرسیون Δy_t بر روی ΔZ_t است. $\tilde{\psi}_t$ نیز به شکل $y_1-Z_1\tilde{\delta}$ تعریف می‌شود و در آن y_1 و Z_1 به‌ترتیب معرف اولین مشاهدات مربوط به y_t و Z_t هستند.

فرضیه صفر آزمون به شکل $\varphi=0$ تعریف شده و توسط آماره t مربوطه مورد آزمون قرار می‌گیرد.

۳ـ۲. آزمون هم‌انباشتگی سیکنن لوتکیپول

برای بررسی رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل از الگوهای پیشنهادی سیکنن و لوتکیپول[1] استفاده می‌شود. این آزمون نتیجه وجود شکست ساختاری در سیستم را براساس چارچوب معادلات چندگانه جوهانسن ـ جوسیلیوس بررسی می‌کند؛ درحالی‌که روش‌های قبلی همانند گری‌گوری ـ هانسن[2] شکست‌های ساختاری را در چارچوب تک‌معادله بررسی کرده و سایر آزمون‌های همجمعی سنتی توانایی بررسی شکست ساختاری در سیستم معادلات را به‌هیچ‌وجه ندارند[3].

براساس مطالعه سیکنن و لوتکیپول (۲۰۰۰) و لوتکیپول و والترز[4]، یک سری n بعدی $y_t=(y_{1t}, ..., y_{nt})$، برداری از متغیرهای مشاهده شده در زمان $(t=1,...,T)$ است که از فرآیند زیر به‌دست می‌آید:

$$y_t=\mu_0+\mu_1{}^t+\gamma_1 d_{1t}+\gamma_2 d_{2t}+\gamma_3 d_{3t}+\delta_1 DT_{0t}+\delta_2 DU_{1t}+x_t \qquad (۱۵$$

1. Saikkonen Lutkepohl (2000).
2. Gregory Hansen (1996).
۳. صمدی و پهلوان (۱۳۸۸)؛ ص۳۱۷.
4. Lotepohl and Walterz (2003).

که در آن DT_{0t} و DU_{1t} به‌ترتیب نشان‌دهنده متغیر مجازی واکنش[1] و متغیر مجازی[2] انتقال هستند که برای لحاظ شکست ساختاری وارد الگو می‌شوند. هرگاه $t=T_0$ باشد مقدار $DT_0=1$ و در غیر این صورت برابر صفر خواهد شد. همچنین DU_{1t} مساوی با یک است اگر $t>T$ و در غیر این صورت صفر است. پارامترهای γ_t، $(i=1,2,3)$ و μ_0 و μ_1 و δ، جملات غیر تصادفی الگو[3] هستند.

براساس مطالعه سیکنن و لوتکیپول جمله X_t یک متغیر غیر قابل‌مشاهده است که فرض کرده‌ایم دارای فرآیند VAR (q) به‌صورت زیر است:

$$X_t=A_1X_{t-1}+...+A_pX_{t-p}+\varepsilon_t \qquad t=1, 2 \qquad (۱۶$$

با کسر X_{t-1} از هردو طرف معادله بالا، شکل مناسب تصحیح خطای معادله (۱۶) به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta x_{t-j} + u_t \qquad (۱۷$$

این معادله خواص همجمعی سیستم را مشخص می‌کند. در معادله فوق u_t بردار نوفه سفید[4] است. $x_t=y_t-D_t$ روند برآورد شده معین الگو است. رتبه Π نشان‌دهنده رتبه همجمعی D_t و X_t گرفته شده از y_t است. حالت‌های ممکن برای روش سیکنن و لوتکیپول همانند روش جوهانسن سه مورد است: یک ثابت، یک روند و یا یک روند خطی مستقل از روابط همجمعی. مقدار آماره بحرانی در این روش به انتخاب یکی از این سه حالت بستگی دارد. علاوه بر این، نکته جالب این روش در این است که مقادیر بحرانی حتی با لحاظ متغیرهای مجازی در الگو نیز هم از اعتبار لازم برخوردارند؛ درحالی‌که در آزمون جوهانسن مقادیر بحرانی تنها زمانی اعتبار دارند که در الگو متغیر مجازی انتقالی نداشته باشیم.

آزمون سیکنن و لوتکیپول برای هر تعداد متغیری مجازی موجود در الگو قابل استفاده است. همچنین، در این روش امکان حذف جمله روند در الگو وجود دارد که در این صورت $\mu=0$ خواهد شد. در این روش همانند روش جوهانسن معیارهای انتخاب (HQ, AIC, SBC)

1. Impulse.
2. Shift Dummy.
3. Deterministic Term.
4. White Noise.

تصمیم‌گیری درباره مرتبه VAR قابل کاربرد است.

۴ـ۲. روش حداقل مربعات پویا (DOLS)

پس از آزمون همجمعی سیکنن و لوتکیپول در صورت وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها با استفاده از روش حداقل مربعات پویا[1] رابطه بین متغیرها را مورد بررسی قرار می‌دهیم. بر مبنای شبیه سازی‌های مونت‌کارلو[2] نشان داده شده است که روش حداقل مربعات پویا هنگامی که حجم نمونه پایین است در مقایسه با سایر تخمین‌زننده‌ها تخمین‌زننده بسیار کارآیی است. بعلاوه حداقل مربعات پویا هنگامی همزمانی بین متغیرها وجود دارد و یا متغیرها از درجات انباشتگی متفاوتی برخوردارند در مقایسه با سایر تخمین‌زننده‌ها، تخمین‌زننده کارآیی به‌دست است[3].

استاک و واتسون (۱۹۹۳) با تعدیل روش حداقل مربعات معمولی، روشی برای برآورد رابطه میان متغیرهای دارای روند تصادفی پیشنهاد کرده و آن را حداقل مربعات پویا (DOLS) نامیدند. مقصود از پویا بودن این است که در این روش الگوی زمانی واکنش یک متغیر وابسته نسبت به تغییرات متغیر (یا متغیرهای) مستقل مورد توجه قرار می‌گیرد. در این روش ــ که درواقع تعدیل‌یافته روش انگل ـ گرنجر است ــ مقادیر پیشین، پسین و جاری تفاضل مرتبه اول متغیرهای سمت راست برای رفع تورش مجانبی ناشی از درونزایی متغیرهای توضیحی و یا به‌عبارت دیگر، برای از بین بردن همبستگی بین جزء خطای رگرسیون و متغیرهای توضیحی به الگو اضافه می‌شوند. نکته مهم در روش تخمین DOLS آن است که این تخمین‌زننده در حالت‌هایی که درجه جمعی متغیرهای توضیحی متفاوت باشد نیز قابل استفاده است[4].

استاک و واتسون (۱۹۹۳) برای تخمین β معادله (۱۸) را ارائه دادند:

$$y_{1t}=\beta' y_{2t}+d(L)\Delta y_{2t}+v_t \qquad (۱۸$$

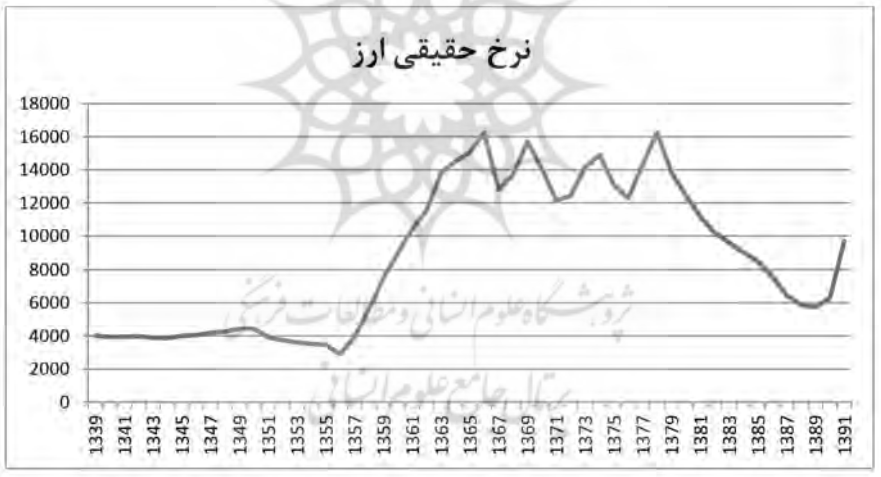
که در آن $d(L)$ عملگر وقفه و یا عملگر تقدم است[5].

1. Dynamic OLS.
2. Monte Carlo.
3. Stock & Watson (1993); p. 2.
۴. منظور و نوری اینانلو (۱۳۸۴)؛ صص ۱۰-۱۱.
5. Montalvo (1995); p. 231.

۳. یافته‌های تجربی

نمودار (۱) روند نرخ حقیقی ارز در بازه زمانی ۱۳۳۹-۱۳۹۱ را نشان می‌دهد. همان‌طور که نمودار نیز نشان می‌دهد، نرخ حقیقی ارز در دوره مورد مطالعه نوسانات زیادی داشته است. بالاترین مقدار نرخ حقیقی ارز به سال ۱۳۷۸ تعلق دارد که در آن سال یک دلار امریکا معادل ۱۶۲۶۱ ریال ایران است.

پایین‌ترین مقدار نرخ حقیقی ارز نیز مربوط به سال ۱۳۵۶ است که در آن سال یک دلار امریکا معادل ۲۹۰۰ ریال ایران است. نرخ حقیقی ارز در سال‌های ۱۳۳۹ تا ۱۳۵۶ تقریباً ثابت بوده و دلیل آن ثبات نسبی نرخ ارز اسمی است. پس از سال ۱۳۵۶ همراه با افزایش نرخ ارز اسمی، نرخ حقیقی ارز نیز به‌شدت افزایش یافته و در سال ۱۳۷۸ به بالاترین مقدار خود رسید. پس از سال ۱۳۷۸ روند کلی نرخ حقیقی ارز یک روند کاهشی بوده و در سال ۱۳۸۹ به مقدار ۵۷۴۸ کاهش یافته است.



نمودار ۱ـ روند نرخ حقیقی ارز

منبع: یافته‌های تحقیق.

نکته قابل‌توجه در روند متغیر نرخ حقیقی ارز، تغییرات ناگهانی این متغیر در طول بازه مورد بررسی است؛ همان‌گونه که در نمودار نیز مشاهده می‌شود، چندین‌بار در روند این متغیر، شکست ساختاری اتفاق افتاده است. دلیل شکست‌های ساختاری این است که در

ایران، نرخ ارز اسمی در طول یک بازه معمولاً کوتاه‌مدت ثابت نگه داشته شده و اجازه تعدیل با تورم به آن داده نمی‌شود. از این‌رو، پس از مدتی نرخ ارز اسمی با افزایش ناگهانی روبه‌رو شده و نرخ ارز حقیقی نیز دچار شکست می‌شود. این رویداد بارها در اقتصاد ایران تکرار شده اما آخرین‌بار آن مربوط به دوره بعد از سال ۱۳۸۹ است که تحریم‌ها علیه ایران تشدید شده و نرخ ارز اسمی یک‌باره روند افزایش شدیدی یافت.

وجود چنین شکست‌های ساختاری در متغیر نرخ حقیقی ارز سبب می‌شود آزمون‌های آماری رایج که به شکست ساختاری توجهی ندارند، در توضیح رفتار این متغیر موفق نباشند و حتی به نتیجه‌گیری‌های نادرست ختم شوند. بنابراین، برای بررسی نظریه برابری قدرت خرید در ایران که از طریق انجام آزمون ریشه واحد صورت می‌پذیرد، استفاده از آزمون‌های ریشه واحد که شکست را لحاظ می‌کنند ضروری به‌نظر می‌رسد. از این‌رو، ابتدا از روش زیوت اندروز و سپس جهت اطمینان از روش لی استرازیکیچ استفاده می‌شود.

۱ـ۳. نتایج آزمون‌های ریشه واحد زیوت اندروز و لی استرازیکیچ

نتایج آزمون ریشه واحد زیوت اندروز برای متغیر نرخ حقیقی ارز در جدول (۱) نشان داده شده است. براساس نتایج این جدول، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر وجود ریشه واحد در هیچ‌یک از سه حالت شکست ساختاری در مقابل فرضیه مخالف پایایی در سطح رد نشده و نمی‌توان نتیجه گرفت که متغیر مذکور در سطح پایا است.

جدول ۱ـ آزمون پایایی متغیر لگاریتم نرخ حقیقی ارز با استفاده از آزمون زیوت و اندروز

متغیر	مدل A		مدل B		مدل C	
	سال شکست	آماره t	سال شکست	آماره t	سال شکست	آماره t
LR	۱۳۵۷	-۴/۰۲	۱۳۶۹	-۲/۹۴	۱۳۵۷	-۴/۹۰
مقادیر بحرانی در ۵ درصد	-۴/۸۰		-۴/۴۲		-۵/۰۸	

منبع: یافته‌های تحقیق.

عدم رد فرضیه صفر آزمون زیوت اندروز، مبنی بر وجود ریشه واحد، شاید به دلیل

وجود بیش از یک شکست در روند و میانگین متغیر نرخ حقیقی ارز باشد. بنابراین برای اجتناب از نتیجه‌گیری نادرست، در اینجا آزمون ریشه واحد با در نظر گرفتن دو شکست ساختاری انجام می‌شود. همان‌طورکه نتایج جدول (۲) گویای آن است با در نظر گرفتن دو شکست ساختاری، در حالت C فرضیه صفر آزمون مبنی بر وجود ریشه واحد رد شده و می‌توان گفت که متغیر نرخ حقیقی ارز در سطح پایا است.

جدول ۲ـ آزمون پایایی متغیر لگاریتم نرخ حقیقی ارز با استفاده از آزمون لی استرازیکیچ

متغیر	مدل A			مدل C		
	سال‌های شکست		آماره آزمون	سال‌های شکست		آماره آزمون
LR	۱۳۵۵	۱۳۶۷	-۳/۰۱	۱۳۶۳	۱۳۸۶	-۴/۸۲
مقادیر بحرانی در ۹۵ درصد	-۳/۹۳			-۵/۶۲		

منبع: یافته‌های تحقیق.

براساس نتایج آزمون ریشه واحد لی استرازیکیچ، متغیر نرخ حقیقی ارز در سطح پایا نیست. همان‌طورکه پیش‌تر نیز گفته شد، پایایی متغیر نرخ حقیقی ارز به‌معنای برقراری نظریه برابری قدرت خرید در بلندمدت است؛ بنابراین، پایا نبودن این متغیر نیز نشان‌دهنده عدم برقراری PPP در ایران است. در ادامه برای اطمینان از نتایج حاصله، از روش هم‌انباشتگی نیز برای بررسی نظریه برابری قدرت خرید استفاده می‌شود.

۲ـ۳. نتایج آزمون هم‌انباشتگی سیکنن لوتکیپول و روش حداقل مربعات معمولی پویا

جدول (۳) نتایج آزمون هم‌انباشتگی سیکنن لوتکیپول را نشان می‌دهد. همان‌طورکه از نتایج جدول مشهود است، فرضیه صفر آزمون مبنی بر عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای در سطح معنی‌داری پنج درصد رد شده و می‌توان نتیجه گرفت بین متغیر لگاریتم نرخ ارز اسمی و تفاوت لگاریتم شاخص قیمت‌های ایران و امریکا[1] رابطه هم‌انباشتگی وجود دارد.

۱. هر دو متغیر بر طبق نتایج آزمون‌های دیکی ـ فولر تعمیم‌یافته (ADF) و لی استرازیکیچ انباشته از مرتبه اول هستند.

جدول ۳ـ نتایج آزمون هم‌انباشتگی سیکنن لوتکیپول

فرضیه صفر آزمون	مقدار آماره حداکثر راستنمایی	ارزش احتمال
r=0	۱۵/۷۲	۰/۰۱۱
r=1	۲/۲۹	۰/۱۵۳

منبع: یافته‌های تحقیق.

پس از اطمینان از وجود رابطه هم‌انباشتگی، در این‌جا با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پویا رابطه بلندمدت بین متغیرها برآورد می‌شود. نتایج برآورد معادله پنج در جدول (۴) گزارش شده است.

جدول ٤ـ نتایج برآورد معادله (۵) به روش حداقل مربعات معمولی پویا

متغیر	مقدار ضریب	آماره t	ارزش احتمال
c	۷/۵۴	۲۹/۵۷	۰/۰۰۰
	۰/۷۷	۱۲/۱۳	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق.

براساس نتایج، ضریب متغیر تفاوت لگاریتم شاخص قیمت‌های ایران و امریکا برابر ۰/۷۷ بوده و معنادار است. مقدار این ضریب متفاوت از یک است، اما باید برای نتیجه‌گیری صحیح با استفاده از آزمون والد بررسی شود. نتایج آزمون والد برای برابری این ضریب با عدد یک در جدول (۵) آورده شده است.

جدول ۵ـ نتایج آزمون والد

قید	مقدار آماره F	ارزش احتمال
β=1	۱۲/۳۳	۰/۰۰۱

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طورکه نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد، فرضیه صفر آزمون والد مبنی بر برابری

ضریب با عدد یک در سطح معنی‌داری پنج درصد رد شده و می‌توان نتیجه گرفت مقدار این ضریب مخالف عدد یک است. به‌عبارت دیگر، رد این فرضیه به‌معنای رد برقراری نظریه قدرت خرید در دوره ۱۳۳۹-۱۳۹۱ در ایران بوده است. این نتیجه مؤید نتایج آزمون‌های ریشه واحد زیوت اندروز و لی استرازیکیچ است که در قسمت قبلی به آن‌ها پرداخته شد.

جمع‌بندی و ملاحظات

هدف اصلی این مطالعه بررسی نظریه برابری قدرت خرید در ایران در دوره ۱۳۳۹-۱۳۹۱ است. به این منظور از میان روش‌های موجود برای بررسی نظریه برابری قدرت خرید، از روش آزمون ریشه واحد و هم‌انباشتگی استفاده شده است. از آنجا که بیش‌تر متغیرهای اقتصادی در طول زمان دچار تغییرات ساختاری می‌شوند، آزمون‌های ریشه واحد معمولی همانند دیکی ـ فولر تعمیم‌یافته[1] و فیلیپس ـ پرون[2] که در آن‌ها امکان لحاظ شکست وجود ندارد، ممکن است به نتایج نادرستی بینجامند، از این‌رو، در این مطالعه از دو آزمون ریشه واحد زیوت اندروز و لی استرازیکیچ استفاده شده که هرکدام به‌ترتیب امکان لحاظ یک و دو شکست ساختاری در آزمون ریشه واحد را فراهم می‌آورند. نتایج آزمون ریشه واحد زیوت اندروز و لی استرازیکیچ نشان می‌دهد فرضیه وجود ریشه واحد در متغیر نرخ ارز حقیقی قابل رد نیست؛ به‌عبارت بهتر، این آزمون‌ها نشان می‌دهند نظریه برابری قدرت خرید در ایران در دوره زمانی مورد مطالعه برقرار نیست.

در این مطالعه، علاوه بر بررسی نظریه برابری قدرت خرید با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد، به آزمون برقراری این نظریه از طریق آزمون هم‌انباشتگی سیکنن لوتکیپول و روش حداقل مربعات معمولی پویا نیز پرداخته شد و آزمون هم‌انباشتگی سیکنن لوتکیپول وجود رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرهای لگاریتم نرخ ارز اسمی و تفاوت لگاریتم شاخص قیمت‌های ایران و امریکا را تأیید می‌کند. در ادامه، رابطه بلندمدت بین این دو متغیر با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پویا استخراج شد و با استفاده از آزمون والد نشان داده شد که ضریب متغیر تفاوت لگاریتم شاخص قیمت‌های ایران و امریکا متفاوت از یک

1. ADF.
2. Philips-Perron.

بوده و نظریه برابری قدرت خرید در دوره مورد مطالعه برقرار نیست.

هر دو روش آزمون ریشه واحد و روش هم‌انباشتگی مؤید عدم برقراری نظریه برابری قدرت خرید در ایران بودند. این‌که این نظریه در ایران برقرار نیست می‌تواند علل مختلفی داشته باشد، اما اصلی‌ترین دلیلش این است که در اقتصاد ایران، همواره روال بر این بوده که نرخ ارز برای دوره‌هایی از سوی بانک مرکزی و دولت ثابت نگه داشته شده و با نرخ تورم و افزایش سطح قیمت‌ها تعدیل نشده است. عدم تعدیل نرخ ارز اسمی با افزایش سطح قیمت‌ها نیز به‌معنای عدم برقراری نظریه برابری قدرت خرید است. تجارب اقتصاد ایران در سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ و شوک ارزی واردشده در این سال‌ها نشان می‌دهد کنترل نرخ ارز و ثابت نگه‌داشتن آن با تکیه بر درآمدهای سرشار نفتی عواقب بسیار سنگینی دارد.به‌عبارت دیگر، عدم پایبندی به نظریه برابری قدرت خرید از سوی بانک مرکزی و عدم اجازه تعدیل نرخ ارز براساس اختلاف تورم داخلی و خارجی باعث شد زمانی‌که به‌دلیل کاهش درآمدهای ارزی دولت (در نتیجه تحریم‌ها)، بانک مرکزی کنترل خود را بر بازار ارز از دست داده بود، ارز به یک‌باره مسیر چندساله را در عرض یک سال و نیم طی کرده و شوک بسیار بزرگی به ارز وارد شده و به رکودی دامن زده شود که هم‌اکنون نیز گریبان‌گیر اقتصاد است. بنابراین، توصیه سیاستی که می‌توان برمبنای نتایج این تحقیق عنوان شود این است که بانک مرکزی باید کم‌تر در بازار ارز دخالت کند و اجازه دهد ارز براساس نظریه برابری قدرت خرید تعدیل شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

آرمن، عزیز (۱۳۸۳)؛ «عوامل تعیین‌کننده نرخ ارز آزاد و رسمی در ایران»، اقتصاد مقداری، ش ۱، صص ۴۸-۶۵

جعفری صمیمی احمد، علیمرادی محمد، بیات ندا، علمی سیامک (۱۳۸۹)؛ «هزینه‌های مبادله و تعدیل غیرخطی نرخ ارز حقیقی با استفاده از الگوی (STAR) (مطالعه موردی ایران)، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ش ۵۳، صص ۵-۲۴.

دائی کریم‌زاده، سعید، هوشیار، فرناز، توکلی، اکبر (۱۳۹۱)؛ «آزمون تجربی نظریه برابری قدرت خرید (PPP) در ایران و کشورهای نفتی و غیرنفتی عضو D-8»، بیست و دومین همایش سالانه سیاست‌های پولی و ارزی.

صمدی، علی‌حسین و پهلوانی، مصیب (۱۳۸۸)؛ همجمعی و شکست ساختاری در اقتصاد، انتشارات دانشگاه سیستان و بلوچستان و نورعلم، همدان.

منظور، داوود و نوری‌اینانلو، علی (۱۳۸۴)؛ «تخمین تابع تقاضای انژی خانگی در ایران: رویکرد حداقل مربعات پویا»، فصلنامه پژوهشی دانشگاه امام صادق (ع)، ش ۲۷، صص۷-۲۱.

مهرآرا، محسن و عباس‌زاده، نصرت (۱۳۸۶)؛ «آزمون تجربی نظریه برابری قدرت خرید (PPP) در کشورهای صادرکننده صادر کننده نفت با رویکرد داده‌های پانل»، نامه مفید، ش ۶۰، صص ۱۶۱-۱۸۲.

Aslan, A. (2010); "The Validity of PPP: Evidence from Lagrange Multiplier Unit Root Tests for ASEAN Countries", *Economics Bulletin*, no. 30 (2), pp. 1433-1443.

Balassa, B. (1964); "The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal", *The Journal of Political Economy*, no. 72, pp. 584-596.

Cassel, G. (1918); "Abnormal Deviations in International Exchanges", *The Economic Journal*, no. 28, pp. 413-415.

Frankel, J. A., & Rose, A. K. (1996); "A Panel Project on Purchasing Power Parity: Mean Reversion within and between Countries", *Journal of International Economics*, no. 40 (1), pp. 209-224.

Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996); "Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts", *Journal of Econometrics*, no. 70 (1), pp. 99-126.

Krugman, P. R. (1978); "Purchasing Power Parity and Exchange Rates:

Another Look at the Evidence", *Journal of International Economics*, no. 8 (3), pp. 397-407.

Lee, J., & Strazicich, M. C. (2004); "Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break", *Manuscript*, Department of Economics, Appalachian State University.

Lopez, C., Murray, C. J., & Papell, D. H. (2005); "State of the Art Unit Root Tests and Purchasing Power Parity", *Journal of Money, Credit, and Banking*, no. 37 (2), pp. 361-369.

Lütkepohl, H., Saikkonen, P., & Trenkler, C. (2003); "Comparison of Tests for the Cointegrating Rank of a VAR Process with a Structural Shift", *Journal of Econometrics*, no. 113 (2), pp. 201-229.

Montalvo, J. G. (1995); "Comparing Cointegrating Regression Estimators: Some Additional Monte Carlo Results", *Economics Letters*, no. 48 (3), pp. 229-234.

Obstfeld, M. (1993); "Model Trending Real Exchange Rates", Center for International and Development Economic Research, *Working Paper*, no. C93-011.

Pedroni, P. (2001); "Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels", *Review of Economics and Statistics*, no. 83 (4), pp. 727-731.

Samuelson, P. A. (1964); "Theoretical Notes on Trade Problems", *The Review of Economics and Statistics*, no. 46, pp. 145-154.

Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993); "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, no. 61 (4), pp. 783-820.

Taylor, A. M. (2002); "A Century of Purchasing-Power Parity", *Review of Economics and Statistics*, no. 84 (1), pp. 139-150.

Yavuz, N. (2009); "Purchasing Power Parity with Multiple Structural Breaks: Evidence from Turkey", *Economics Bulletin*, no. 29, pp. 1201-1210.

Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (2002); "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-price Shock, and the Unit-root Hypothesis", *Journal of Business & Economic Statistics*, no. 20 (1), pp. 25-44.