فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال پنجم/ شماره ۲/ تابستان ۱۳۹۷/ صفحات ۸۰-۵۵

کاربرد آزمون ریشه واحد غیرخطی مارکوف- سوئیچینگ در بررسی نظریه برابری قدرت خرید

علی رضازاده*

استادیار اقتصاد دانشگاه ارومیه، a.rezazadeh@urmia.ac.ir

سیاوش محمدپور

دانشجوی دکتری اقتصاد موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، siavash.mohammadpoor@gmail.com

فهمیده فتاحی

دانش آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه ارومیه، fattahi1369@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۷/۰۳/۰۸ تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۵/۲۶

چکیده

هدف این مطالعه بررسی اعتبار نظریه برابری قدرت خرید (PPP) در ایران با استفاده از داده‌های سالانه طی دوره زمانی ۱۳۳۹ تا ۱۳۹۶ می‌باشد. معمولاً، از آزمون‌های ریشه واحد معمولی (مانند ADF) برای آزمون این نظریه استفاده می‌شود، ولی از آنجایی که در بازار ارز ایران چندین دوره ثبات و چندین دوره شوک شدید وجود دارد، به دلیل وجود چنین رفتار غیرخطی، نمی‌توان از آزمون‌های ریشه واحد خطی معمولی برای آزمون تئوری برابری قدرت خرید استفاده نمود. در این راستا، از آزمون ریشه واحد غیرخطی مارکوف سوئیچینگ (MSADF) در کنار آزمون ریشه واحد خطی ADF برای بررسی نظریه برابری قدرت خرید استفاده گردید. نتایج آزمون ADF حاکی از عدم برقراری برابری قدرت خرید است؛ این در حالی است که آزمون MSADF اعتبار این تئوری را در برخی دوره‌ها در اقتصاد ایران مورد تأیید قرار می‌دهد. نتیجه به دست آمده از آزمون غیرخطی، قابل انتظار به نظر می‌رسد، چرا که در اغلب سال‌ها طی دوره زمانی مورد مطالعه، بازار ارز تحت کنترل دولت قرار داشته است.

واژه‌های کلیدی: نرخ ارز، برابری قدرت خرید، ایران، آزمون ریشه واحد مارکوف-سوئیچینگ

طبقه‌بندی JEL: C22، E31، F31.

---

* نویسنده مسئول مکاتبات

۱-مقدمه

تئوری برابری قدرت خرید[1] (PPP)، یکی از بحث برانگیزترین نظریه‌ها در ادبیات اقتصاد کلان بوده و مطالعات متعددی در خصوص آن انجام گرفته است. این تئوری دارای سابقه طولانی و قدمت چندین قرن است، اما پس از فروپاشی سیستم پولی استاندارد طلا، در راستای تعیین سطح مناسب نرخ ارز در کشورهای صنعتی بیشتر مورد توجه قرار گرفت (تیلور و تیلور[2]، ۲۰۰۴). در حقیقت، کاسل به جای برابری نسبی طلا[3]، برابری قدرت خرید را مطرح کرد که بر اساس آن، نرخ اسمی بین دو ارز با نسبت سطح عمومی قیمت‌ها در دو کشور برابر خواهد بود (کاراگوز و ساراچ[4]، ۲۰۱۶).

تئوری برابری قدرت اظهار می‌کند که، سطح عمومی قیمت‌ها در کشورهای مختلف هنگامی که بر حسب پول یکسانی بیان می‌شوند، باید با یکدیگر برابر باشند. ایده اصلی و بنیادین این تئوری بلندمدت، این است که نوسانات نرخ ارز به طور گسترده توسط تفاوت بین قیمت‌های داخلی و خارجی تعیین می‌شود. بنابراین زمانی که قدرت خرید در دو کشور یکسان باقی می‌ماند، نرخ مبادله میان ارزها در تعادل است. با این حال امکان انحراف در کوتاه‌مدت وجود دارد. این انحرافات از برابری قدرت خرید، نشان دهندهٔ فرصت آربیتراژ کالای سودآور است که اگر توسط فعالان بازار بهره‌برداری شود، در نهایت باعث می‌شود که نرخ ارز به سمت تعادل (PPP) نهفته خود حرکت کند (آریز و همکاران[5]، ۲۰۱۵).

در حقیقیت، در تئوری برابری قدرت خرید، نرخ‌های مبادله بین دو ارز زمانی در تعادل است که قدرت خرید آنها در هر دو کشور یکسان باشد. این موضوع به آن معناست که نرخ مبادله بین دو کشور باید با نسبت سطح قیمت سبد ثابتی از کالاها و خدمات برابر باشد. این مفهوم از برابری قدرت خرید (PPP) اغلب برابری قدرت خرید مطلق[6] (APPP) نامیده می‌شود. از سوی دیگر، برابری قدرت خرید نسبی[7]، تغییرات و نوسانات قیمت را

---

[1] Purchasing Power Parity
[2] Taylor & Taylor
[3] Relative Gold Parities
[4] Karagöz & Saraç
[5] Arize et al.
[6] Absolute Purchasing Power Parity
[7] Relative Purchasing Power Parity

مورد بررسی و مقایسه قرار داده و تنها این اطمینان را می‌دهد که نوسان نرخ مبادله به اندازه فاصله تورم میان دو اقتصاد است (سارنو و تیلور[1]، ۲۰۰۲).

بالاسا[2] (۱۹۶۴) و ساموئلسون[3] (۱۹۶۴) بر مبنای ایده‌های ریکاردو[4] و هارود[5]، این فرضیه را مطرح کردند که تفاوت سطح بهره‌وری کشورها به انحراف موقت از نظریه مطلق برابری قدرت خرید منجر می‌شود. طبق این نظریه، تئوری برابری قدرت خرید تنها در خصوص کالاهای قابل مبادله برقرار است و این امر باعث می‌شود تا در بلندمدت انحرافاتی از روند برابری قدرت خرید وجود داشته باشد.

آبسفلد[6](۱۹۹۳) با استفاده از تئوری فوق، ایده وجود روند قطعی در نرخ ارز حقیقی را مطرح کرد. بر اساس ایده آبسلفد، در صورتی که بتوان نشان داد که نرخ ارز حقیقی حول این روند قطعی ایستا می‌باشد، می‌توان به برقراری نظریه برابری قدرت خرید پی برد. به عبارت دیگر، در صورتی که نرخ ارز حقیقی در سطح ایستا بوده و دارای ریشه واحد نباشد، می‌توان برقراری نظریه برابری قدرت خرید را تأیید کرد (حقیقت و لاریجانی[7]، ۱۳۹۴).

بسیاری از مطالعات تجربی با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد معمولی به بررسی نظریه برابری قدرت خرید در ایران اقدام کرده‌اند، ولی با توجه به اینکه بازار ارز ایران دوره‌های باثبات و همچنین شوک‌های بزرگی را تجربه کرده است، لذا به نظر می‌رسد آزمون‌های ریشه واحد خطی نتوانند بر اساس سری زمانی نرخ ارز حقیقی، فرضیه برابری قدرت خرید را به درستی مورد آزمون قرار دهند. مرور مطالعات تجربی نیز حاکی از آن است که ارزیابی تئوری برابری قدرت خرید با استفاده از آزمون‌های غیرخطی کمتر مورد توجه قرار گرفته است و در داخل کشور هیچ مطالعه‌ای با استفاده از آزمون ریشه واحد مارکوف- سوئیچینگ به بررسی اعتبار این نظریه نپرداخته است. لذا در این راستا، مطالعه حاضر به بررسی اعتبار نظریه برابری قدرت خرید در ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۳۹-۱۳۹۶ و در چارچوب آزمون غیرخطی ریشه واحد مارکوف- سوئیچینگ می‌پردازد. در ادامه مطالعه، ابتدا ادبیات مرتبط با موضوع بررسی شده و سپس روش‌شناسی تحقیق ارائه شده است.

---

[1] Sarno & Taylor
[2] Balassa
[3] Samuelson
[4] Ricardo
[5] Harrod
[6] Obstfels
[7] Haghighat & Larijani (2015)

در بخش چهارم نیز یافته‌های تجربی تحقیق تجزیه و تحلیل شده و نهایتاً در بخش پنجم، نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی ارائه شده است.

۲- ادبیات موضوع

۲- ۱- نظریه برابری قدرت خرید

نظریه برابری قدرت خرید (PPP) کوششی برای توضیح نرخ تعادل ارز و نوسانات آن، از طریق سطح عمومی قیمت و نوسان آن در کشورهای مختلف است. اساس این نظریه آن است که مقدار معینی پول باید قدرت خرید مشابهی در کشورهای مختلف داشته باشد، یا این که باید قدرت خرید مقدار معینی پول، در کشورهای مختلف برابر باشد (مرزبان و همکاران[1]، ۱۳۸۴).

نظریه برابری قدرت خرید (PPP) توسط کاسل اقتصاد دان سوئدی[2] در سال ۱۹۱۹ و ۱۹۲۲مطرح شد. وی بیان می‌کند که نرخ ارز متناسب با افزایش سطح عمومی قیمت‌ها کاهش می‌یابد. بدین ترتیب اگر قیمت‌ها در کشوری (یک اقتصاد دوکشوری) دو برابر شود و قیمت‌ها در خارج تغییر نکند، ارزش پول کشور نسبت به پول خارج نصف خواهد شد (جعفری صمیمی و همکاران[3]، ۱۳۸۹).

بر اساس ادبیات اقتصاد کلان، نظریه برابری قدرت خرید (PPP) یکی از باثبات‌ترین مفاهیم در اقتصاد جهانی بوده است. با توجه به برابری قدرت خرید (PPP)، در صورت عدم وجود هزینه‌های حمل و نقل، تعرفه‌ها و سایر موانع تجارت و با وجود تجارت آزاد، نرخ ارز بین دو کشور باید قدرت خرید نسبی در دو کشور را منعکس سازد. در حقیقت تئوری فوق، بر مبنای قانون قیمت واحد بنا شده است که طبق آن و در صورت عدم وجود موانع تجاری و تعرفه‌ها و نیز نبود هزینه‌های حمل و نقل، وجود رقابت منجر به برابری قیمت کالاهای مورد تجارت خواهد شد (در صورتی که تمام قیمت‌ها بر حسب یک واحد پولی بیان شوند). با وجود اینکه ممکن است در کوتاه‌مدت، انحراف از برابری قدرت خرید وجود داشته باشد، ولی انتظار می‌رود که رابطه (PPP) در بلندمدت برقرار باشد. برابری قدرت خرید (PPP) متعارف‌ترین و بنیادی‌ترین بحثی است که می‌توان از طریق آن نرخ ارز تعادلی در بلندمدت را توضیح داد (اصلان[4]، ۲۰۱۰).

---

[1] Marzban et al. (2005)
[2] Cassel
[3] Jafari samimi et al. (2010)
[4] Aslan

پس بر اساس تئوری برابری قدرت خرید، قیمت‌های داخلی و خارجی که بر حسب ارز مشترک بیان می‌شوند یکسان هستند، بنابراین خواهیم داشت:

$$P_t = S_t \times P_t^* \quad (۱)$$

که در آن P_t سطح قیمت‌های داخلی (معمولاً شاخص قیمت مصرف کننده کشور داخلی) است، P_t^* سطح قیمت‌های خارجی (معمولاً شاخص قیمت مصرف کننده کشور خارجی) و S_t نیز بیانگر نرخ ارز اسمی است که به صورت برابری یک واحد پول خارجی با پول داخلی تعریف شده است. با بیان این رابطه به صورت لگاریتم طبیعی خواهیم داشت (حروف کوچک، نشان دهنده حالت لگاریتمی متغیرها می‌باشند):

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (۲)$$

که به این معادله، نظریه مطلق برابری قدرت خرید اطلاق می‌شود. بر طبق این معادله x درصد افزایش در 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 (حقیقت و لاریجانی، ۱۳۹۴).

نرخ ارز حقیقی می‌تواند به عنوان معیاری از انحرافات برابری قدرت خرید (PPP) تعریف شده و لذا بازگشت نرخ ارز حقیقی به تعادل بلندمدت توصیف اعتبار برابری قدرت خرید (PPP) به عنوان یک رابطه برابری بلندمدت است. با در نظر گرفتن سطوح لگاریتمی متغیرها، نرخ ارز حقیقی (q) به صورت زیر قابل بیان است:

$$q_t = s_t - p_t + p_t^* \quad (۳)$$

که در آن q_t نشان دهنده نرخ ارز حقیقی در زمان t می‌باشد و اگر نظریه برابری قدرت خرید برقرار باشد، 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 ارز حقیقی بدون تغییر باقی بماند. بنابراین اگر بتوان نشان داد که نرخ حقیقی ارز پایا می‌باشد، می‌توان به برقرار بودن نظریه برابری قدرت خرید در بلندمدت پی برد، اما درصورتی که فرضیه پایایی نرخ ارز حقیقی برقرار نباشد، می‌توان نتیجه گرفت که نظریه برابری قدرت خرید برقرار نمی‌باشد.

۲- ۲- تعدیل غیرخطی نظریه برابری قدرت خرید

اخیراً، مدل‌های غیرخطی در مطالعات تجربی اقتصاد نسبت به دهه‌های گذشته بیشتر مورد توجه قرار گرفته‌اند، که این موضوع به دلیل افزایش علاقمندی محققان به پیش‌بینی

متغیرهای اقتصادی به وسیله مدل‌های غیرخطی بوده است. مطالعات متعددی از جمله مایکل و همکاران[۱] (۱۹۹۷)، آبسفلد و تیلور[۲] (۱۹۹۷)، سارینتیس[۳] (۱۹۹۹)، سارنو و همکاران[۴] (۲۰۰۴) و بک و همکاران[۵] (۲۰۱۰) از مدل‌های آستانه‌ای غیرخطی برای نظریه برابری قدرت خرید (PPP) استفاده کرده‌اند. به طور خاص، مدل‌های سری زمانی خطی به تعدیل نرخ ارز حقیقی و سطوح برابری قدرت خرید (PPP) به صورت یکسان در تمام نقاط زمان محدود می‌شود. با این حال این نظریه بیان می‌کند که هزینه‌های مبادله می‌توانند با قانون قیمت واحد[۶] نرخ ارز حقیقی را به سمت برابری قدرت خرید (PPP) هدایت کنند، اما در مواقعی این عمل صورت نمی‌گیرد (چین لو و مورلی[۷]، ۲۰۱۵). به‌طوریکه، در بازارهای مالی، هزینه‌های مبادله مانند کارمزدها[۸]، نشر درخواست مزایده‌ها[۹]، اثرگذاری قیمتی[۱۰]، قوانین و مقررات و ... وجود دارند که حجم تجارت را تحت تأثیر قرار می‌دهند. به ویژه اینکه بازار مالی از عوامل ناهمگنی تشکیل شده است و هزینه مبادلاتی حقیقی برای هر یک از سرمایه‌گذاران متفاوت است. شرایط اقتصادی از عواملی مانند هزینه‌های مبادلاتی، انعطاف ناپذیری‌های صنعتی، نهادی و ناهمگنی عوامل اقتصادی تأثیر می‌پذیرد. از این رو، ممکن است در آزمون‌های هم‌انباشتگی متعارف که تأثیر هزینه‌های مبادلاتی را نادیده می‌گیرند، نظریه برابری قدرت خرید (PPP) را با شکست مواجه کرده و تأیید نکنند (جعفری صمیمی و همکاران، ۱۳۸۹).

بنابراین، مدل‌های غیرخطی با لحاظ کردن تغییر رژیم در نرخ ارز حقیقی، برای مطالعه برابری قدرت خرید (PPP) مناسب‌تر هستند. این مدل‌های تعادلی با تعیین نرخ ارز حقیقی با وجود هزینه‌های مبادله بر وجود فرآیند تعدیل غیرخطی نسبت به برابری قدرت خرید دلالت دارند. در واقع، بسیاری از مطالعات تجربی اخیر نشان می‌دهند که تعدیل

---

[1] Michael et al.
[2] Obstfeld & Taylor
[3] Sarantis
[4] Sarno et al.
[5] Bec et al.
[6] Law of One Price
[7] Chien Lo & Morley
[8] Brokerage-Fee
[9] Bid-Ask-Spread
[10] Impact Price

برابری قدرت خرید (PPP) در مدل‌های غیرخطی سریع‌تر از مدل‌های خطی تخمین زده می‌شود (چین لو و مورلی، ۲۰۱۵).

به دلیل وجود چنین رفتار غیرخطی، نمی‌توان از آزمون‌های ریشه واحد خطی معمولی برای آزمون تئوری برابری قدرت خرید استفاده نمود. بنابراین، مدل غیرخطی که این ویژگی‌ها را در بر داشته باشد، آزمون ریشه واحد غیرخطی مارکوف سوئیچینگ[1] (MSADF) خواهد بود که توسط هال و همکاران[2] (۱۹۹۹) پیشنهاد شده است.

در ادامه، برخی از مطالعات تجربی انجام یافته در خصوص موضوع پژوهش در داخل و خارج کشور به اختصار مرور شده‌اند.

شجری و نصراللهی[3] (۱۳۸۱) در مطالعه‌ای به بررسی نظریه برابری قدرت خرید و ساختار بازار ارز در ایران پرداخته‌اند. آنها از آزمون‌های ریشه واحد و روش هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیسوس برای بررسی روابط بلندمدت و از روش تصحیح خطای برداری برای رابطه کوتاه‌مدت استفاده کرده‌اند. 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 هم‌انباشتگی برای پنج نرخ حقیقی مؤثر و شاخص‌های متفاوت قیمت در ایران مورد آزمون و بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصل از تحقیق نمایانگر آن است که در صورتی که نرخ ارز از مقادیر رقابتی برخوردار باشد، صنایع داخلی اعم از جایگزین واردات و صادراتی قدرت رقابت دارند و در این صورت برابری قدرت خرید به خوبی در ایران برقرار است.

پدرام و دهنوی[4] (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای به بررسی تئوری برابری قدرت خرید در ایران در چارچوب مدل خود رگرسیون آستانه‌ای طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۰-۱۳۳۹ پرداخته‌اند. در این مطالعه، دو مدل خود بازگشت آستانه‌ای و خود بازگشت آستانه‌ای لحظه‌ای معرفی و مورد بررسی قرار گرفته است. در نهایت، با استفاده از آزمون‌های همگرایی آستانه‌ای و آستانه‌ای لحظه‌ای ارائه شده توسط اندرس و سیکلوس[5] (۲۰۰۱) به آزمون فرضیه برابری قدرت خرید در ایران پرداخته شده است. نتایج حاکی از برقراری تئوری برابری قدرت خرید و نامتقارن بودن فرآیند تعدیل برابری قدرت خرید بلندمدت نسبت به سطح تعادل می‌باشد.

---

[1] Markov switching unit Root test
[2] Hall et al.
[3] Shajari & Nasrollahi (2002)
[4] Pedram & Dehnavi (2013)
[5] Enders & Siklos

حقیقت و لاریجانی (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای به بررسی نظریه برابری قدرت خرید در ایران با لحاظ شکست ساختاری طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۳۹ پرداخته‌اند. برای این منظور از آزمون‌های ریشه واحد زیوت اندریوز و لی استرازیکیچ که در آنها امکان لحاظ شکست ساختاری وجود دارد، استفاده کرده‌اند. براساس نتایج به دست آمده، فرضیه وجود ریشه واحد در متغیر نرخ حقیقی ارز با استفاده از آزمون ریشه واحد زیوت اندروز و لی استرازیکیچ رد نشده است و لذا نمی‌توان نتیجه گرفت که نرخ حقیقی ارز پایا است. عدم پایایی نرخ حقیقی ارز نیز به معنای رد فرضیه برقراری نظریه برابری قدرت خرید در ایران است. آنها در ادامه برای اطمینان از نتایج آزمون‌های ریشه واحد از آزمون هم‌انباشتگی سیکنن لوتکیپول و روش حداقل مربعات معمولی پویا نیز استفاده کرده‌اند. این رویکرد نیز نتایج آزمون‌های ریشه واحد را تأیید کرده و نشان می‌دهد نظریه برابری قدرت خرید در ایران برقرار نیست.

فریکسو و باربوسا[1] (۲۰۰۴) به بررسی نرخ ارز حقیقی با هدف سنجش برابری قدرت خرید (PPP) با استفاده از مدل غیرخطی طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۴-۱۹۵۹ در برزیل پرداخته‌اند. آنها برای این منظور از الگوی رگرسیون انتقال ملایم (STR) استفاده کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که بر اساس شاخص تورم مصرف کننده، نرخ ارز حقیقی رفتار غیرخطی را نشان می‌دهد و زمانی که دور از تعادل است پایدار می‌ماند و با یک حالت انفجاری به برابری نزدیک می‌شود. نرخ ارز بر اساس شاخص قیمت عمده فروشی حالت خطی را نشان داده است و فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد رد شده است.

بینامر و همکاران[2] (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای به بررسی برابری قدرت خرید در کشورهای شمال آفریقا با استفاده از مدل FISTAR به منظور سنجش اعتبار برابری قدرت خرید پرداخته‌اند. نتایج نشانگر آن است که حافظه بلندمدت و غیرخطی در تمام نرخ‌های ارز شمال آفریقا پذیرفته نیست. در واقع رفتار نرخ ارز غیرخطی بوده و همچنین نتایج نشان می‌دهد که برابری قدرت خرید در کشور تونس پذیرفته نمی‌شود.

اصلان (۲۰۱۰) به بررسی اعتبار برابری قدرت خرید با استفاده از آزمون ریشه واحد ضریب لاگرانژ [3] (LM) در اتحادیه کشورهای جنوب شرق آسیا[4] (ASEAN) پرداخته است. وی

---

[1] Freixo & Barbosa
[2] Benamar et al.
[3] Lagrange multiplier
[4] The Association of Southeast Asian Nations

برای بررسی اعتبار نظریه برابری قدرت خرید در اتحادیه کشورهای جنوب شرق آسیا از هر دو بازار رسمی و سیاه استفاده کرده است. نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهد که شواهد قوی در حمایت از برابری قدرت خرید در بلندمدت برای شش کشور اتحادیه کشورهای جنوب شرق آسیا یعنی اندونزی، مالزی، میانمار، فلیپین، سنگاپور و تایلند وجود دارد.

کولا و همکاران[1] (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای به بررسی برابری قدرت خرید با تعیین نقاط شکست درونزا با استفاده از داده‌های بازار رسمی و سیاه نرخ ارز طی دوره‌ی زمانی ۱۹۹۸-۱۹۷۰در ۱۳ کشور خاورمیانه و شمال آفریقا پرداخته‌اند. آنها از آزمون ریشه واحد ضریب لاگرانژ (LM) که درونزا است برای تعیین شکست ساختاری در سطح استفاده کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که برابری قدرت خرید برای ۸ کشور از ۱۳ کشور معتبر است.

سی محمد[2] (۲۰۱۵) به بررسی اعتبار بلندمدت آزمون برابری قدرت خرید در الجزایر با استفاده از مدل تصحیح خطا پانلی[3] (PECM) و داده‌های ماهانه طی دوره‌ی ۲۰۱۵:۰۵-۲۰۰۳:۰۱ پرداخته است. نمونه انتخابی مطالعه، ۹ شریک تجاری اصلی الجزایر یعنی کانادا، چین، ژاپن، سوئیس، سوئد، ترکیه، انگلستان، ایالات متحده و کشورهای منطقه یورو می‌باشد. نتایج حاکی از آن است که نوسانات نرخ ارز دوجانبه بوده و برای حمایت از فرضیه برابری قدرت خرید مناسب است. بنابراین نتایج نشان می‌دهد که رابطه بلندمدت بین نرخ ارز و قیمت‌های نسبی وجود دارد.

واسکونسلوس و جونیور[4] (۲۰۱۶) اعتبار فرضیه برابری قدرت خرید در ۷ کشور آمریکای لاتین را با استفاده از آزمون ریشه واحد خطی و غیرخطی بررسی کردند. آنها با استفاده از اطلاعات ماهانه ۱۹۹۴-۲۰۱۴ نتیجه گرفتند که فرضیه PPP بر اساس آزمون ریشه واحد خطی در کشورهای شیلی و پرو معتبر بوده و بر اساس آزمون ریشه واحد غیرخطی تنها در مکزیک اعتبار دارد.

کاراگوز و ساراچ (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای اعتبار نظریه برابری قدرت خرید را با استفاده از آزمون ریشه واحد غیرخطی[5] بین ماه‌های ژانویه سال ۲۰۰۳ و ژوئن سال ۲۰۱۴ در ترکیه

---

[1] Kula et al.
[2] Si Mohammed
[3] Panel Error Correction Model
[4] Vasconcelos & Junior
[5] Nonlinear Unit Root Test

بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد غیرخطی، حاکی از آن است که نظریه برابری قدرت خرید در این کشور معتبر نیست.

گوریش و تیراش اوغلو[1] (۲۰۱۷) اعتبار فرضیه PPP را در کشورهای BRICS شامل برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی بررسی کرده‌اند. آنها با استفاده از آمار و اطلاعات ماهانه طی دوره زمانی ۱۹۹۳-۲۰۱۵ و آزمون‌های ریشه واحد غیرخطی به این نتیجه رسیدند که نظریه برابری قدرت خرید در کشورهای برزیل و آفریقای جنوبی اعتبار داشته و در سایر کشورهای مورد بررسی تأیید نمی‌شود.

مرور مطالعات نشان می‌دهد که علیرغم بررسی نظریه برابری قدرت خرید در ایران از سوی چند مطالعه، بررسی غیرخطی این نظریه تنها با استفاده از رویکرد خودرگرسیون آستانه‌ای انجام یافته است. لذا این مطالعه سعی دارد تا نظریه مذکور در ایران را با استفاده از آزمون ریشه واحد مارکوف- سوئیچینگ مورد ارزیابی قرار دهد.

۳- روش‌شناسی و داده‌های تحقیق

همانطور که در بخش قبل یه آن اشاره شد، یکی از رویکردهای اصلی برای بررسی برقراری نظریه برابری قدرت خرید، بررسی پایایی متغیر نرخ ارز حقیقی است. در صورتی که نرخ ارز حقیقی پایا باشد می‌توان استنباط کرد که نظریه برابری قدرت خرید دارای اعتبار است، در غیر این صورت گفته می‌شود که برابری قدرت خرید برقرار نیست. اما مسئله‌ای که وجود دارد این است که متغیر نرخ ارز حقیقی می‌تواند رفتار غیرخطی داشته باشد. به عبارت دیگر، ممکن است برابری قدرت خرید در برخی از دوره‌ها برقرار باشد و در برخی دوره‌های دیگر فاقد اعتبار باشد. آزمون‌های ریشه واحد معمولی چنین رفتار غیرخطی را نمی‌توانند در نظر بگیرند و از این رو می‌توانند با نتایج گمراه‌کننده‌ای همراه باشند. همانطور که پیش‌تر نیز ذکر شد برای در نظر گرفتن رفتار غیرخطی بالقوه در نرخ ارز حقیقی در این مطالعه از آزمون ریشه واحد مارکوف سویئیچینگ استفاده خواهد شد. رفتار غیرخطی در نرخ ارز حقیقی در اقتصاد ایران می‌تواند در نتیجه سیاست‌های ارزی دولت‌ها به وجود آید. بررسی تاریخچه نرخ ارز در اقتصاد ایران نشان می‌دهد که دولت‌های مختلف رویکرد متفاوتی با نرخ ارز داشته‌اند. برخی تلاش در تثبیت نرخ ارز داشته‌اند و برخی تعیین ارزش آن را به بازار واگذار کرده‌اند؛ چنین سیاست‌هایی نیز منجر به

[1] Gutris & Tirasoglu

شکل‌گیری دوره‌های ثبات و شوک در این بازار شده است. در چنین شرایطی دور از انتظار نیست که نرخ ارز حقیقی دارای رفتار غیرخطی باشد.

۳- ۱- آزمون ریشه واحد مارکوف- سوئیچینگ

رابطه کلی آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته را می‌توان به شکل زیر نوشت. رابطه ذکر شده در زیر، حالتی است که هم شامل عرض از مبدأ و هم شامل روند است:

$$\Delta y_t = c + \partial t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \theta_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

هال و همکاران[1] (۱۹۹۹) بر اساس آزمون فوق، آزمون ریشه واحد مارکوف سویچینگ را ارائه نموده‌اند که امکان تغییر هر یک از اجزای معادله ۴ در وضعیت‌های مختلف وجود دارد. به عبارت دیگر، هال و همکاران (۱۹۹۹) با تکیه بر این واقعیت که اغلب متغیرهای اقتصادی از خود رفتار غیرخطی نشان می‌دهند، معتقد هستند که این متغیرها ممکن است در وضعیت خاصی رفتار ایستا از خود نشان دهند و در وضعیت دیگری، ناایستا باشند. بر این اساس، آزمون ریشه واحد ۴ را در چند رژیم مختلف مورد آزمون قرار می‌دهند.

$$\Delta y_t = c(s_t) + \partial(s_t) t + \delta(s_t) y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \theta_i (s_t) \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۵)$$

که در آن s_t نشان‌دهنده متغیر پنهان وضعیت است و بر اساس فرآیند مارکوف مرتبه اول، تغییر می‌کند. بر اساس معادله ۵، می‌توان معادله آزمون ریشه واحد را در رژیم‌های مختلف تخمین زد و در هر رژیم به صورت جداگانه آزمون ریشه واحد را انجام داد. آزمون ریشه واحد در این آزمون، کاملاً مشابه آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته خطی است و فرضیه $\delta(s_t) = 0$ را در مقابل فرضیه $\delta(s_t) < 0$ آزمون می‌کند. متأسفانه توزیع آماره آزمون دیکی-فولر در فرضیه صفر آزمون، از توزیع t استاندارد پیروی نمی‌کند و توزیع پیچیده‌ای دارد. برای اینکه بتوان توزیع این آزمون را استخراج نمود، از روش بوت‌استرپ[2] استفاده شده است. برای استخراج توزیع آماره آزمون دیکی فولر برای یک مدل دو رژیمی به این شکل عمل می‌شود:

۱- ابتدا معادله ۵ با استفاده از یکی از روش‌های تخمین مدل مارکوف- سویچینگ برآورد می‌شود و پارامترهای مدل محاسبه می‌شوند و مقدار آماره t برای آزمون‌های $\delta(1) = 0$ و $\delta(2) = 0$ ذخیره می‌شوند.

---

[1] Hall et al.
[2] Bootstrap

۲- ضریب متغیر y_{t-1} در هر دو رژیم برابر صفر در نظر گرفته می‌شود ($\delta(1)=0$ و $\delta(2)=0$) و این قید به مدل اعمال می‌شود و پارامترهای مدل مجدداً محاسبه می‌شوند. ضرایب بدست آمده و همچنین تابع احتمالات انتقال ذخیره می‌شوند.

۳- بر اساس ضرایب بدست آمده و ایجاد سری‌های تصادفی برای جزء اخلال، نمونه‌های جدیدی برای متغیر y_t ساخته می‌شود.

۴- بر اساس نمونه جدید بدست آمده، مجدداً معادله ۵ بدون هیچ محدودیتی تخمین زده شده و آماره t مربوط به $\delta(1)$ و $\delta(2)$ محاسبه و ذخیره می‌شود.

۵- مراحل ۳ و ۴، در این تحقیق ۱۰۰۰ بار تکرار می‌شوند.

۶- حال برای هر دو پارامتر $\delta(1)$ و $\delta(2)$، ۱۰۰۰ مقدار آماره t در اختیار داریم. بر اساس این مقادیر می‌توانیم توزیع تجربی آزمون را استخراج کنیم و با محاسبه کوانتایل ۵ درصد برای این ۱۰۰۰ مقدار آماره t، مقادیر بحرانی را برای آزمون استخراج نماییم. با مقایسه مقادیر آماره t که در مرحله اول بدست آوردیم با مقادیر بحرانی بدست آمده در این مرحله می‌توانیم در مورد ایستایی متغیرها اظهار نظر کنیم.

۳- ۲- داده‌های تحقیق

در این تحقیق برای بررسی نظریه برابری قدرت خرید از داده‌های سالانه نرخ ارز حقیقی در بازه سال‌های ۱۳۳۹ تا ۱۳۹۶ استفاده شده است. برای محاسبه نرخ ارز حقیقی، سه متغیر نرخ ارز اسمی در بازار غیررسمی، سطح عمومی قیمت‌های مصرف‌کننده ایران و سطح عمومی قیمت‌های مصرف‌کننده ایالات متحده آمریکا مورد استفاده قرار گرفته است. داده‌های نرخ ارز از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و داده‌های مربوط به شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران و آمریکا از پایگاه داده‌های بانک جهانی استخراج شده است. با استفاده از متغیرهای مذکور، نرخ ارز حقیقی بر اساس رابطه زیر محاسبه شده است:

$$q_t = s_t \times \frac{p_t^*}{p_t} \qquad (۶)$$

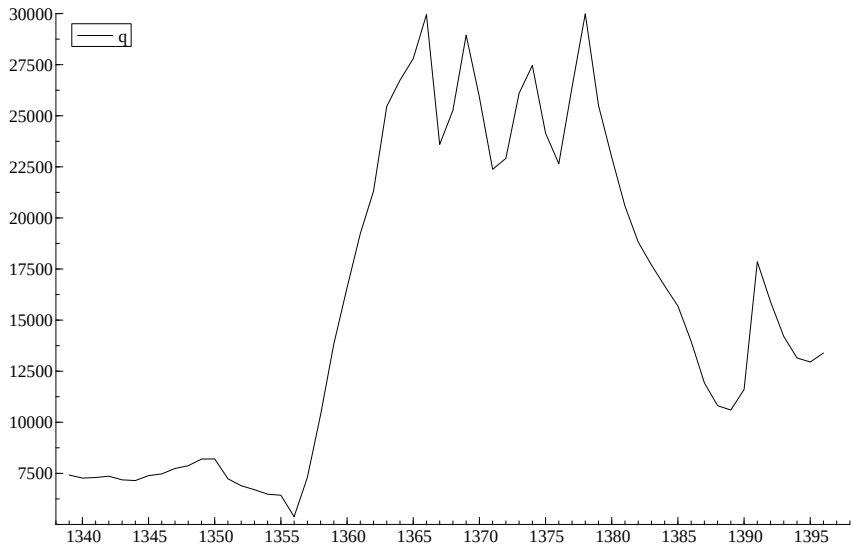
که در آن، p_t^* سطح عمومی قیمت‌های کشور خارجی، p_t سطح عمومی قیمت‌های کشور داخلی و s_t نرخ ارز اسمی است.

۴- تحلیل یافته‌های تجربی

نمودار ۱، روند نرخ ارز حقیقی را در بازه مورد بررسی تحقیق نشان می‌دهد. همان‌طور که در نمودار مشاهده می‌شود، نرخ ارز حقیقی از سال ۱۳۳۹ تا سال ۱۳۵۰ با شیب ملایمی افزایش یافته است، این دوره مصادف با دوره‌ای است که سیاست تثبیت نرخ ارز اجرا

می‌شد. در این دوره، نرخ ارز اسمی در رقمی حدود ۷۶ ریال تثبیت شده بود و عملاً هیچ تغییری در نرخ ارز صورت نمی‌گرفت. افزایش نرخ ارز حقیقی در این دوره علیرغم ثابت بودن نرخ ارز اسمی، به این دلیل بوده است که در این دوره، سطح عمومی قیمت‌ها در کشور خارجی (ایالات متحده آمریکا) در مقایسه با کشور داخلی با شتاب بیشتری در حال افزایش بود. پس از سال ۱۳۵۰، با افزایش چشم‌گیر در درآمدهای نفتی، مخارج دولت به شدت افزایش پیدا کرد و تورم داخلی روند صعودی به خود گرفت؛ در این دوره، به دلیل افزایش قیمت نفت اقتصاد آمریکا نیز شاهد تورم بالایی بوده است، اما سطح عمومی قیمت‌ها در داخل کشور با شتاب بیشتری نسبت به اقتصاد آمریکا رشد داشته است. در این دوره، علاوه بر افزایش تورم داخلی در مقایسه با کشور خارجی، نرخ ارز اسمی نیز کاهش یافته است، در مجموع این موضوع باعث شده تا نرخ ارز حقیقی با شیب نسبتاً تندی کاهش یافته و به کمترین مقدار تاریخی خود در سال ۱۳۵۶ برسد. با وقوع انقلاب اسلامی در سال ۱۳۵۷، درآمدهای نفتی ایران به دلیل اعتصابات کارگری با کاهش روبرو شد و بعدها با اعمال تحریم‌ها از سوی ایالات متحده آمریکا در سال ۱۳۵۹ و با وقوع جنگ و همچنین کاهش قیمت نفت در سال‌های بعد این موضوع تشدید شد. در این دوره، نرخ ارز بازار آزاد فاصله بسیار زیادی از نرخ ارز رسمی گرفت و از ۱۰۰ ریال در سال ۱۳۵۷ به ۹۹۱ ریال در سال ۱۳۶۶ رسید؛ در این دوره، به دلیل کمبود منابع ارزی عملاً کنترلی روی بازار آزاد نمی‌توانست صورت بگیرد و قیمت‌ها در بازار ارز به صورت آزادانه تغییر پیدا می‌کردند. همانطور که در نمودار مشاهده می‌شود، نرخ ارز حقیقی (در نتیجه افزایش نرخ ارز اسمی) از سال ۱۳۵۷ با شیب نسبتاً زیادی افزایش یافته و تا سال ۱۳۶۶ این روند ادامه داشته است. با پایان جنگ در سال ۱۳۶۷، از نااطمینانی‌های اقتصاد کاسته شد و نرخ ارز اسمی با کاهش روبرو شد. کاهش نرخ ارز اسمی در کنار تورم بالای داخلی باعث شد تا مجدداً، نرخ ارز حقیقی با کاهش روبرو شود. به دلیل شکل‌گیری نرخ‌های چندگانه ارزی بعد از انقلاب اسلامی که مشکلات عدیده‌ای را برای اقتصاد ایران به وجود آورده بود و همچنین برای مقابله با رانت ایجاد شده که حاصل تفاوت فاحش نرخ‌های ارز رسمی و نرخ بازار آزاد بود، دولت تصمیم گرفت تا سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز را در سال ۱۳۷۲ اجرا نماید. دولت در ابتدای این سال، نرخ بازار آزاد را به عنوان نرخ رسمی اعلام نمود و بنا بر این شد که بازار، تعیین‌کننده نرخ ارز باشد. با اجرای سیاست یکسان‌سازی سفته‌بازان وارد بازار شدند و نرخ ارز اسمی با افزایش قابل ملاحظه روبرو

شد. همان‌طور که در نمودار مشاهده می‌شود، در این سال، نرخ ارز حقیقی مجدداً روند صعودی خود را آغاز نموده است. دیری نپایید که به دلیل کاهش قیمت نفت و سررسید بازپرداخت بدهی‌های خارجی، دولت کنترل خود را بر بازار از دست داد و مجدداً نرخ ارز دو نرخی شد. در سال‌های بعد به دلیل فشارهای بنیادی (کسری بودجه دولت، تورم بسیار بالا) که بر ارز وارد می‌شد و به دلیل کاهش کنترل دولت بر بازار ارز، نرخ ارز اسمی، روند افزایشی شدیدتری به خود گرفت و مجدداً نرخ ارز حقیقی افزایش یافت. با افزایش درآمدهای نفتی از سال ۱۳۷۸، دولت مجدداً تصمیم گرفت که سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز را اجرا کند و در سال ۱۳۸۱، یکسان‌سازی را مجدداً در دستور کار خود قرار داد. پس از این سال، درآمدهای نفتی به شدت افزایش پیدا کرد و دولت کنترل کاملی بر بازار ارز داشت. این موضوع باعث شد تا نرخ ارز اسمی تا سال ۱۳۸۹ تغییر چندانی نداشته باشد و نرخ ارز حقیقی به شدت افت کند. با اوج‌گیری تنش‌ها میان ایران و ایالات متحده آمریکا و وضع تحریم‌ها علیه ایران، درآمدهای نفتی ایران و منابع ارزی کشور به شدت افت کرد و نرخ ارز اسمی با افزایش قابل ملاحظه‌ای روبرو شد. به طوری که از حدود ۱۰،۶۰۱ ریال در سال ۱۳۸۹ به ۲۶،۰۵۹ ریال در سال ۱۳۹۱ رسید. این موضوع باعث شد تا نرخ ارز حقیقی مجدداً روند افزایشی به خود بگیرد. اما پس از آن به دلیل تفاوت فاحش میان تورم داخلی و خارجی و ثبات نسبی نرخ ارز اسمی، نرخ ارز حقیقی، مجدداً روند کاهشی یه خود گرفت. مروری بر تاریخچه نرخ ارز نشان می‌دهد که دولت‌ها در تمامی دوران‌ها همواره تلاش کرده‌اند که به نوعی بازار ارز را تحت کنترل خود داشته باشند اما در مواقعی که درآمدهای نفتی و ارزی با کاهش بوده است، بازار ارز از کنترل خارج شده و شوک‌های شدیدی به بازار ارز وارد شده است و نرخ ارز خود را با عوامل بنیادی اقتصاد تعدیل می‌کند.



نمودار (۱): روند نرخ ارز حقیقی

منبع: محاسبات تحقیق

پیش از اینکه به استفاده از آزمون ریشه واحد مارکوف سوئیچینگ بپردازیم، ابتدا نتایج آزمون خطی دیکی-فولر تعمیم‌یافته گزارش می‌شود تا امکان مقایسه این روش خطی با نتایج آزمون غیرخطی مارکوف سوئیچینگ وجود داشته باشد. جدول ۱ نتایج آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته را نشان می‌دهد.

جدول (۱): نتایج آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته برای نرخ ارز حقیقی

متغیر/ حالت آزمون	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند[1]
نرخ ارز حقیقی (q_t)	-۱/۶۶ (۰/۴۴۵)	-۱/۴۱ (۰/۸۴۷)

مقادیر گزارش شده، نشان‌دهنده آماره t هستند. اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده مقدار ارزش احتمال آزمون هستند.

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که نتایج جدول ۱ نشان می‌دهد، بر اساس آزمون ریشه واحد ADF، متغیر نرخ ارز حقیقی در هیچ یک از حالات با عرض از مبدأ و با عرض از مبدأو روند پایا نیست. به عبارت دیگر، نتایج این آزمون حاکی از عدم برقراری برابری قدرت خرید در اقتصاد ایران

[1] گرچه در مطالعات، برای آزمون PPP معمولاً فقط از حالت عرض از مبدأ استفاده می‌شود، اما برخی محققین مانند Taylor (2002)، علاوه بر عرض از مبدا، متغیر روند قطعی را نیز در آزمون لحاظ نموده‌اند. ایشان معتقد هستند که در صورتی که تفوات فاحشی در بهره‌وری بخش قابل تجارت با بخش غیرقابل تجارت وجود داشته باشد، نرخ ارز حقیقی دارای یک روند قطعی خواهد بود و در صورتی که این روند را در معادله آزمون ریشه واحد وارد نکنیم، ممکن است (به اشتباه) نتوانیم فرضیه صفر آزمون (برقرار نبودن PPP) را رد کنیم.

است. البته همان‌طور که پیش‌تر نیز ذکر شد، ممکن است به دلیل غیرخطی بودن رفتار متغیر نرخ ارز حقیقی نتایج این آزمون نادرست باشد. در ادامه، در جدول ۳ نتایج آزمون ریشه واحد مارکوف سوئیچینگ گزارش شده است. پیش از اینکه بتوانیم آزمون ریشه واحد مارکوف سویئیچنگ را انجام دهیم، باید ابتدا بررسی کنیم که آیا ضرورتی وجود دارد که از یک آزمون غیرخطی استفاده کنیم یا خیر. برای این منظور از آزمون نسبت راستنمایی (LR) استفاده می‌شود. مقدار آماره این آزمون، از مقادیر حداکثر راستنمایی دو مدل رقیب، یک مدل با یک رژیم (مدل خطی-آزمون ADF خطی) و مدل دیگر با دو رژیم (مدل غیرخطی-آزمون ریشه واحد مارکوف سوئیچینگ)، محاسبه می‌گردد و دارای توزیع کای‌دو می‌باشد. در صورتی که مقدار آماره از مقادیر بحرانی در سطح اطمینان مورد نظر بیشتر باشد می‌توان اظهار نظر نمود که مدل خطی (که نتایج آن در جدول ۱ گزارش شد) در آن سطح اطمینان مدل مناسبی نبوده و بایستی از مدل غیرخطی استفاده شود. نتایج آزمون LR در جدول ۲ گزارش شده است.

جدول (۲): نتایج آزمون LR

ارزش احتمال	درجه آزادی	مقدار آماره
۰/۰۰۰	٤	٤۲/۸۳

منبع: یافته‌های تحقیق

مشکلی که در آزمون بررسی غیرخطی بودن به کمک آزمون LR وجود دارد، این است که در فرضیه صفر این آزمون به علت وجود پارامترهای مزاحم، توزیع مجانبی آماره آن (آماره آزمون نسبت راستنمایی) غیراستاندارد می‌باشد. متأسفانه، در فرضیه صفر این آزمون پارامترهای p_{ij} (احتمالات انتقال) قابل تعریف نبوده و ماتریس اطلاعات، ماتریس منفرد می‌باشد. آنگ و بکارت[1] (۱۹۹۸) نشان دادند که می‌توان توزیع مجانبی آماره‌ی LR بین دو رژیم یک و دو را با استفاده از توزیع کای دو تقریب زد، به طوری که درجه‌ی آزادی این توزیع برابر تعداد پارامترهای مزاحم به علاوه تعداد محدودیت‌های خطی اعمال شده می‌باشد. بنابراین در این تحقیق از این آماره برای مقایسه روش خطی و غیرخطی استفاده می‌شود. در بالا نیز، درجه آزادی در نظرگرفته شده برای آزمون، تعداد محدودیت‌ها به علاوه پارامترهای مزاحم است. همان‌طور که نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد، مقدار آماره آزمون LR از مقدار بحرانی آن در سطح معنی‌داری یک درصد بزرگتر بوده و بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که به جای مدل‌های خطی، بهتر است که از آزمون ریشه

[1] Ang & Bekaeat

واحد غیرخطی مارکوف سوئیچینگ به جای آزمون خطی ADF استفاده شود. نتایج آزمون ریشه واحد مارکوف سوئیچینگ در جدول ۳ گزارش شده است.

جدول(۳): نتایج آزمون ریشه واحد مارکوف سوئیچینگ برای متغیر نرخ ارز حقیقی

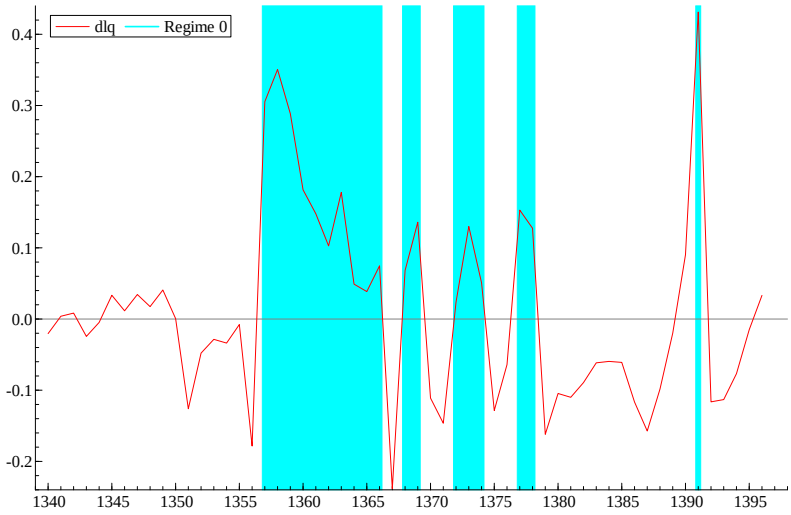
متغیر	رژیم	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند
نرخ ارز حقیقی (q_t)	رژیم ۱	-۶/۲۱ (۰/۰۲۸)	-۸/۳۲ (۰/۰۴۹)
	رژیم ۲	-۴/۶۹ (۰/۱۵۲)	-۴/۲۵ (۰/۵۴۱)

مقادیر گزارش شده، نشان‌دهنده مقدار آماره t هستند.

اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده مقدار ارزش احتمال آزمون هستند که با استفاده از روش شبیه‌سازی بوت‌استرپ و با هزار بار تکرار محاسبه شده‌اند.

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۳، نتایج آزمون ریشه واحد مارکوف سوئیچینگ را نشان می‌دهد. همان‌طور که در این جدول نیز قابل مشاهده است، متغیر نرخ ارز حقیقی در رژیم دو ناپایا و در رژیم یک پایا است. به عبارت دیگر، در رژیم یک شاهد برقرار بودن برابری قدرت خرید هستیم؛ اما در خصوص رژیم دو چنین نتیجه‌ای حاصل نشده است و به بیان بهتر در این رژیم برابری قدرت خرید اعتبار ندارد. نمودار ۲، تفکیک رژیم‌ها را نشان می‌دهد. همان‌طور که در این نمودار قابل مشاهده است، رژیم یک، یا همان رژیمی که در آن PPP برقرار است، مصادف با دوره‌هایی در اقتصاد ایران است که شاهد شوک‌های ارزی یا افزایش‌های قابل ملاحظه در نرخ ارز بوده‌ایم. از آنجایی که سیاست ارزی در ایران، به جای شناور مدیریت شده، بیشتر به دنبال تثبیت نرخ ارز است، در مواقعی که بانک مرکزی توان تثبیت نرخ ارز را دارد و منابع کافی برای مدیریت بازار را در اختیار دارد، نرخ ارز از برابری قدرت خرید فاصله می‌گیرد. اما در مواقعی که به دلیل کمبود منابع (که عمدتاً در نتیجه کاهش درآمدهای نفتی رخ می‌دهد) کنترل بازار از دست بانک مرکزی خارج می‌شود، شوک‌های ارزی رخ داده و نرخ ارز با شتاب فزاینده‌ای افزایش یافته و نرخ ارز متناسب با برابری قدرت خرید تعیین شده و برابری قدرت خرید مجدداً برقرار می‌شود. این الگو، به وضوح در نمودار ۲، قابل مشاهده است. خط قرمز در این نمودار، نشان‌دهنده تغییرات نرخ ارز حقیقی است و دوره‌هایی که با رنگ متفاوت نمایش داده شده‌اند، دوره‌های مربوط به رژیم یک یا همان رژیم برقرای برابری قدرت خرید است.



نمودار(۲): تفکیک رژیم‌های یک (برقراری PPP) و دو (عدم برقراری PPP)

منبع: یافته‌های تحقیق

برای اینکه بتوانیم به نتایج حاصل از جدول ۳ اتکا کنیم، لازم است تا جملات خطای آزمون ریشه واحد فاقد خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس باشند. گرچه، بر اساس نتایج بدست‌آمده از تخمین، آماره‌های اطلاعاتی آکاییک و شوارتز ورود وقفه‌های متغیر وابسته را برای رفع خودهمبستگی احتمالی تأیید نمی‌کنند، اما آزمون خودهمبستگی انجام‌شده روی جملات خطای معادله تخمین‌زده شده، حاکی از وجود خودهمبستگی بین جملات خطا است. نتایج آزمون‌های خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس جملات خطای آزمون ریشه واحد در جدول ۴ گزارش شده است. لازم به ذکر است که نتایج فرض نرمال بودن جملات خطای رگرسیون، در این جدول گزارش نشده است. دلیل آن نیز این است که توزیع مجانبی آماره آزمون ریشه واحد به نرمال بودن جملات خطای رگرسیون بستگی ندارد و همان‌طور که در هال و همکاران (۱۹۹۹) نیز اشاره شده است، جملات خطا صرفاً لازم است که عاری از خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس (iid) باشند.

جدول(۴): نتایج آزمون‌های جملات خطا

آزمون	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند
خودهمبستگی	۱۳/۵۴ (۰/۰۶۰)	۱۴/۵۱ (۰/۰۴۳)
ناهمسانی واریانس	۰/۴۰۷ (۰/۵۲۶)	۰/۰۰۱۵ (۰/۹۷۰)

مقادیر گزارش شده، نشان‌دهنده مقدار آماره آزمون هستند. اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده ارزش احتمال است.

منبع: یافته‌های تحقیق

بنابراین، بر اساس نتایج جدول ۴، به دلیل وجود خودهمبستگی، ممکن است نتایج آزمون فاقد اعتبار باشد. برای رفع خودهمبستگی، وقفه متغیر وابسته را وارد آزمون نموده و مجدداً شبیه‌سازی بوت‌استرپ برای بدست‌آوردن توزیع آماره آزمون صورت گرفته است. بررسی جملات خطا پس از وارد کردن وقفه متغیر وابسته حاکی از آن است که خودهمبستگی رفع شده و جملات خطا همچنان دارای واریانس همسان هستند. نتایج آزمون ریشه واحد مارکوف سوئیچینگ با یک وقفه متغیر وابسته، در جدول ۵ گزارش شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، نتایج بدست‌آمده کاملاً مشابه با حالت قبل است و تفاوت محسوسی در نتایج بدست نیامد.

جدول(۵): نتایج آزمون ریشه واحد مارکوف سوئیچینگ با یک وقفه متغیر وابسته برای متغیر نرخ ارز حقیقی

متغیر	رژیم	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند
نرخ ارز حقیقی (q_t)	رژیم ۱	۵/۸۶- (۰/۰۵۹)	۸/۳۱- (۰/۰۶۰)
	رژیم ۲	۴/۷۱- (۰/۵۴۱)	۴/۷۲- (۰/۴۶۲)

مقادیر گزارش شده، نشان‌دهنده آماره t هستند.

اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده مقدار ارزش احتمال آزمون هستند که با استفاده از روش شبیه‌سازی بوت‌استرپ و با هزار بار تکرار محاسبه شده‌اند.

منبع: یافته‌های تحقیق

۵- نتیجه‌گیری

همان‌طور که گفته شد، بررسی اعتبار فرضیه برابری قدرت خرید یکی از چالش برانگیزترین موضوعات در اقتصاد کلان به شمار می‌رود. تاکنون از روش‌های مختلفی جهت بررسی اعتبار این فرضیه استفاده شده است. یک روش جدید و غیرخطی که از سوی مطالعات داخلی مورد توجه قرار نگرفته است، آزمون ریشه واحد مارکوف- سوئیچینگ است. لذا این مطالعه سعی نمود تا با استفاده از آزمون ریشه واحد غیرخطی مارکوف- سوئیچنگ، اعتبار فرضیه PPP در ایران را طی دوره زمانی ۱۳۳۹-۱۳۹۶ مورد ارزیابی قرار دهد.

برآورد آزمون ریشه واحد خطی ADF نشان داد که متغیر نرخ ارز حقیقی پایا نبوده و لذا نمی‌توان برقراری فرضیه برابری قدرت خرید در ایران را تأیید کرد. این نتیجه با نتیجه مطالعه حقیقت و لاریجانی (۱۳۹۴) سازگار است.

اخیراً در اغلب بحران‌های نرخ ارز در کشورهای جهان سوم، نابرابری نرخ ارز یکی از عوامل تأثیرگذار بوده است. روند رو به گسترش ادغام بازارها، هزینه چنین بحران‌هایی را چند برابر نموده است و حتی برخی از آنها ثبات مالیه بین‌الملل را تهدید می‌کنند. بنابراین، در سال‌های اخیر، توافق گسترده‌ای به وجود آمده است که در کشورهای در حال توسعه، پیگیری اهداف مربوط به سیاست‌های ارزی می‌بایست به گونه‌ای باشند که از مقاطع طولانی انحراف از مسیر تعادلی بلند مدت نرخ ارز اجتناب شود.

با توجه به اینکه نرخ ارز در ایران فراز و نشیب‌های زیادی را تجربه نموده است و دولت‌ها رفتارهای متفاوتی با بازار ارز داشته‌اند، لذا تبعیت نرخ ارز از یک الگوی غیرخطی دور از ذهن نیست. فلذا، در این راستا از آزمون ریشه واحد غیرخطی مارکوف- سوئیچینگ برای بررسی اعتبار فرضیه PPP استفاده شد. نتایج آزمون نسبت راستنمایی، انتخاب مدل غیرخطی در برابر مدل خطی را پیشنهاد داد. بنابراین از یک مدل مارکوف- سوئیچینگ دو رژیمی برای برآورد آزمون ریشه واحد دیکی- فولر استفاده شد.

نتایج تخمین مدل نشان داد که متغیر نرخ ارز حقیقی در رژیم یک پایا بوده ولی در رژیم دو ناپایا است. به عبارت دیگر، فرضیه برابری قدرت خرید در رژیم یک برقرار بوده ولی در رژیم دو برقرار نیست. بر اساس نمودار، رژیم یک مصادف با دوره‌هایی در اقتصاد ایران است که شاهد شوک‌های ارزی مثبت یا افزایش‌های چشم‌گیر در نرخ ارز بوده‌ایم. از آنجایی که سیاست ارزی در ایران، به جای شناور مدیریت شده، بیشتر متمایل به تثبیت نرخ ارز است، در مواقعی که بانک مرکزی توان تثبیت نرخ ارز را دارد و منابع کافی برای مدیریت بازار را در اختیار دارد، نرخ ارز از برابری قدرت خرید فاصله می‌گیرد. اما در مواقعی که به دلیل کمبود منابع (که عمدتاً در نتیجه کاهش درآمدهای نفتی رخ می‌دهد) کنترل بازار از دست بانک مرکزی خارج می‌شود، شوک‌های ارزی رخ داده و نرخ ارز با شتاب فزاینده‌ای افزایش یافته و نرخ ارز متناسب با برابری قدرت خرید تعیین شده و برابری قدرت خرید مجدداً برقرار می‌شود.

پدرام و دهنوی (۱۳۹۲) و جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۸۹) نیز با استفاده از یک مدل غیرخطی، وجود رفتار نامتقارن در نرخ ارز و برقراری فرضیه قدرت خرید در ایران در چارچوب الگوی غیرخطی برای نرخ ارز را تأیید کرده‌اند. همچنین نتیجه به دست آمده با نتایج مطالعه کاراگوز و ساراچ (۲۰۱۶) متناقض است. آنها با استفاده از آزمون ریشه واحد غیرخطی، عدم اعتبار فرضیه برابری قدرت خرید در کشور ترکیه را نشان داده‌اند.

گوریش و تیراش اوغلو (۲۰۱۷) اعتبار فرضیه PPP را در کشورهای BRICS با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد غیرخطی مورد بررسی قرار داده و اعتبار فرضیه برابری قدرت خرید در کشورهای برزیل و آفریقای جنوبی را تأیید کرده‌اند، که با نتیجه به دست آمده از این مطالعه سازگار است ولی نتایج سایر کشورهای مورد بررسی با نتیجه بدست آمده متناقض است.

همچنین مطالعه واسکونسلوس و جونیور (۲۰۱۶) که اعتبار نظریه برابری قدرت خرید در ۷ کشور آمریکای لاتین را با استفاده از آزمون ریشه واحد خطی و غیرخطی بررسی کرده‌اند، نشان می‌دهد که فرضیه PPP بر اساس آزمون ریشه واحد خطی در کشورهای شیلی و پرو معتبر بوده که با نتایج این مطالعه متناقض است. ولی بر اساس آزمون ریشه واحد غیرخطی تنها در مکزیک اعتبار دارد که با نتیجه این مطالعه سازگار است.

لیو و سو[1] (۲۰۱۱) نیز در مطالعه‌ای اعتبار نظریه برابری قدرت خرید در ۲۰ کشور آفریقایی با استفاده از یک مدل غیرخطی را در بلندمدت تأیید کرده‌اند که با نتایج این مطالعه سازگار است.

نتیجه به دست آمده از آزمون ریشه واحد غیرخطی، نتیجه غیرمعمولی محسوب نمی‌شود، چرا که نرخ ارز در ایران برای اغلب سال‌ها طی دوره زمانی مورد مطالعه، تحت کنترل دولت قرار داشته است. لذا، می‌توان انتظار داشت که برای مقاطعی که نرخ ارز تحت کنترل بوده، فرضیه برابری قدرت خرید صادق نباشد و تنها برای سال‌هایی که کنترل بازار ارز از دست دولت خارج شده و شوک‌های قابل توجهی رخ داده است، این نظریه معتبر باشد. به هر حال، بر اساس نتایج به دست آمده، می‌توان اظهار داشت که در صورت تمایل سیاست‌گذاران ارزی کشور به استفاده از نظام شناور یا شناور مدیریت شده، می‌توان از نظریه برابری قدرت خرید جهت تعیین نرخ ارز تعادلی در ایران بهره گرفت.

[1] Liu & Su

فهرست منابع

۱. پدارم، مهدی، و دهنوی، شدریه (۱۳۹۲). خود رگرسیون آستانه‌ای و آزمون تئوری برابری قدرت خرید. *فصلنامه* پژوهش‌ها *و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۱(۶۸)، ۱۵۸-۱۳۹.

۲. جعفری صمیمی، احمد، علی‌مرادی، محمد، بیات، ندا، و علمی، سیامک (۱۳۸۹)، هزینه‌های مبادله و تعدیل غیرخطی نرخ ارز حقیقی با استفاده از الگوی (STAR) (مطالعه موردی ایران). *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۱۷(۵۳)، ۲۴-۵.

۳. حقیقت، جعفر، و لاریجانی، ریحانه (۱۳۹۴). بررسی تجربی نظریه برابری قدرت خرید در ایران با لحاظ شکست ساختاری. *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، (۷۴)، ۱۵۴ – ۱۳۳.

۴. خداویسی، حسن، و وفامند، علی (۱۳۹۲). مقایسه‌ی پیش‌بینی نرخ ارز بر اساس مدل‌های غیرخطی STAR و مدل‌های رقیب. *فصلنامه مداسازی اقتصادی*، ۷(۳)، ۸۵-۱۰۳.

۵. راسخی، سعید، و منتطری، مجتبی (۱۳۹۴). اثر بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر عبور نرخ ارز: شواهدی از رگرسیون انتقال ملایم (STR). *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، (۲۲)، ۲۱-۷.

۶. شجری، هوشنگ، و نصراللهی، خدیجه (۱۳۸۱). نظریه برابری قدرت خرید و ساختار بازار ارز در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۱(۵و۶)، ۲۱۱-۱۷۰.

۷. فلاحی، فیروز، و پورعبادالهان کویچ، محسن (۱۳۹۲). بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های درآمد نفتی بر تولید در اقتصاد ایران با استفاده از مدل مارکوف-سوئیچینگ. *فصلنامه اقتصاد انرژی ایران*، ۲ (۷)، ۱۲۷-۱۰۳.

۸. مرزبان، حسین، اکبریان، رضا، و جواهری، بهنام (۱۳۸۴). یک مقایسه بین مدل‌های اقتصاد سنجی ساختاری، سری زمانی و شبکه عصبی برای پیش‌بینی نرخ ارز. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۴۰ (۲)، ۲۱۶-۱۸۱.

۹. ممی‌پور، سیاب، و جعفری، صغری (۱۳۹۵). عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز در ایران: در چارچوب الگوی مارکوف-سوئیچینگ با احتمال انتقال متغیر. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۵۲ (۲)، ۴۵۶-۴۲۷.

1. Ang, A., & Bekaeat, G. (1998). Ragime switches in interest rates. *National Bureau of Economic Research (NBER)*, Working Paper, 6508.
2. Arize, A. C., Malindretos, J., & Ghosh, D. (2015). Purchasing power parity-symmetry and proportionality: Evidence from 116 countries. *International Review of Economics and Finance*, 37, 69–85.
3. Aslan, A. (2010). The validity of PPP: Evidence from Lagrange multiplier unit root tests for ASEAN countries. *Economics Bulletin*, 30(2), 1433-1443.

4. Ayala, A., Blazsek, S., Cuñado, J., & Gil Alana, L. A. (2016). Regime-switching purchasing power parity in Latin America: Monte Carlo unit root tests with dynamic conditional score. *Applied Economics*, DOI: 10.1080/00036846.2015.1128076.
5. Balassa, B. (1964). The purchasing power parity doctrine. *J. Political Econ*. 72, 584–596.
6. Baum, C. F., Caglayan, M., & Barkoulas, J. T. (2001). Nonlinear adjustment to purchasing power parity in the post-Bretton Woods era. *Journal of International Money and Finance*, 20(3), 379-399.
7. Bec, F., Ben Salem, M., Carrasco, M. (2010). Detecting mean revision in real exchange rates from a multiple regime STAR model. Ann. Econ. Stat. 99/100, 1-33.
8. Benamar, A., Aitziane, K., Amimi, H., & Benbouziane, M. (2009). A FI-STAR approach to the purchasing power parity in the North African countries. *International Business Research*, 2(3), 136-147.
9. Cheung, Y. W., & Lai, K. (1993). Long-run purchasing power parity during the recent float. *Journal of International Economics*, 34, 181-192.
10. Chien Lo, M. & Morley, J. (2015). Bayesian analysis of nonlinear exchange rate dynamics and the purchasing power parity persistence puzzle. *Journal of International Money and Finance*, 51, 285-302
11. Dumas, B. (1992). Dynamic equilibrium and the real exchange rate in a spatially separated world. *Review of Financial Studies*, 5, 153-180.
12. Enders, W., & Siklos P. (2001). Cointegration and threshold adjustment. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 19, 166–177.
13. Falahi, F., & Pour Abadollahi Kovich, M. (2013). The effects of asymmetric shocks on output in Iran's oil revenues by using the Markov-switching models. *Quarterly Energy Economics*, 2 (7), 103-127 (In Persian).
14. Freixo, C.S., & Barbosa, F.H. (2004). Purchasing Power Parity: A non-linear reversion model for Brazil. *Revista EconomiA*, 5(3), 76-115.
15. Goldfeld, S. M., & Quandt, R. E. (1973). A markov model for switching regressions. *Journal of Econometrics*, 1, 3-16.
16. Granger, C. W. J., & Terasvirta, T. (1993). *Modelling nonlinear economic relationships*. Oxford University Press, Oxford.
17. Granger, C.W.J., & Swanson, N.R. (1997). An introduction to stochastic root processes. *Journal of Econometrics*, 80, 35-62.
18. Guris, B. and Tirasoglu, M. (2017). The validity of purchasing power parity in BRICS countries. *Prague Economics Papers*, 1-10. DOI: https://doi.org/10.18267/j.pep.654.
19. Haghighat, J., & Larijani, R. (2015). The empirical study of the theory of purchasing power parity in Iran in terms of structural failure. *Quarterly Journal of the Commercial Journal*, (74), 133-154 (In Persian).

20. Hall S. G., Psaradakis Z., & Sola M. (1999). Detecting periodically collapsing bubbles: A Markov-switching unit root test. *J Appl Econ* 14:143–154.
21. Hamilton, J. D. (1989). A new approach of the economic analysis of non-stationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57, 357-384.
22. Hegwood, N., & Papell, D.H. (1998). Quasi purchasing power parity. *International Journal of Finance and Economics*, 3, 279-289.
23. Jafari Samimi, A., Ali-Mourardi, M., Bayat, N., & Almi, S. (2010). Interchange costs and nonlinear adjustment of real exchange rate using STAR (Case Study of Iran). *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 17 (53), 5-24 (In Persian).
24. Kanas, A. (2006). Purchasing power parity and markov regime switching. *Journal of Money, Credit and Banking*, 38 (6), 1669-1687.
25. Karagöz, k., & Saraç, T. B. (2016). Testing the validity of PPP theory for Turkey: Nonlinear unit root testing. *Procedia Economics and Finance*, 38, 458 – 467.
26. Khodawisi, H., & Vafamand, A. (2013). Comparison of exchange rate forecasts based on non-linear models of STAR and competing models. *Quarterly Journal of Economic Modelling*, 7 (3), 85-103 (In Persian).
27. Korhonen, M. (2005). Nonlinearities in exchange rate: evidence from smooth transition. Faculty of Economics and Business Administration, Department of Economics, *University of Oulu*, P.O.Box 4600, FIN-90014 University of Oulu, Finland.
28. Leybourne, S.J., McCabe, B.P.M., & Tremayne, A.R. (1996). Can economic time series be differenced to stationarity. *Journal of Business and Statistics*, 14 (4), 435-446.
29. Liu, Y. S., & Su, C.W. (2011). Purchasing power parity with rank tests for nonlinear cointegration in African countries. *South African Journal of Economics*, 79(1), 17-26.
30. Marzban, H., Akbarian, R., & Javaheri, B. (2005). A Comparison between structural econometric models, time series and neural networks for exchange rate forecast. *Economic Research*, 40 (2), 181-216 (In Persian).
31. Michael, P., Nobay, A. R. & Peel, D. A. (1997). Transaction costs and nonlinear adjustment in real exchange rates: an empirical investigation. *J. Political Econ*, 105, 862-879.
32. Mamipour, S., & Ja'fari, S. (2016). Factors affecting the pressure of the foreign exchange market in Iran: Within the framework of the markov-switching model with the possibility of transmitting variable. *Economic Research*, 52 (2), 427-456 (In Persian).
33. Montanes, A. (2000). Unit roots, level shifts and purchasing power parity. Working Paper, *University of Zaragosa*.

34. Obstfeld, M. (1993). Model trending real exchange rates. *Center for International and Development Economic Research*, Working Paper, no. C93-011.
35. Obstfeld, M., Taylor, A. M. (1997). Nonlinear aspects of goods-market arbitrage and adjustment: Heckscher's commodity points revisited. *J. Jpn. Int. Econ*. 11, 441-479.
36. Pedram, M., & Dehnavi, S. (2013). Self-threshold regression and theory of equality of purchasing power. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 21 (68), 139-158 (In Persian).
37. Quandt, R. E. (1972). A new approach to estimating switching regressions. *Journal of the American Statistical Association*, 67, 306-310.
38. Rahbek, A., & Shephard, N. (2002). Inference and ergodicity in the autoregressive conditional root model. Working Paper, *Nuffield College*, Oxford.
39. Rasekhi, S., & Montazeri, M. (2015). The effect of macroeconomic instability in the exchange rate pass-through: Evidence of a smooth transition regression (STR). *Journal of Economic Modeling*, (22), 7-21 (In Persian).
40. Kula, F., Aslan, A., & Feridun, M. (2011). Purchasing power parity in MENA revisited: empirical evidence in the presence of endogenously determined break points. *Ekonomska istraživanja*, 24(1), 1-12.
41. Samuelson, P.A. (1964). Theoretical notes on trade problems. *Rev. Econ. Stat.* 23, 145–154.
42. Sarantis, N. (1999). Modeling non-linearities in effective real exchange rates. *J. Int. Money Finance*, 18, 27-45.
43. Sarno, L., & Taylor, M.P. (2002). Purchasing power parity and the real exchange rate. *IMF Staff Papers*, 49(1), 65-105.
44. Sarno, L., Taylor, M., Chowdhury, I. (2004). Nonlinear dynamics in deviations from the law of one Price: A broad-based empirical study. *J. Int. Money Finance*, 23, 1-25.
45. Shajari, H., & Nasrollahi, K. (2002). The theory of purchasing power parity and the Structure of the foreign exchange market in Iran. *Economic Research*, 1 (5 and 6), 170-211 (In Persian).
46. Si Mohammed, K. (2015). An empirical test of purchasing power parity of the Algerian exchange rate: Evidence from panel dynamic. *European Scientific Journal* edition, 11(25) ISSN: 1857 – 7881 (Print) e - ISSN 1857-7431: 274-287.
47. Taylor, A. M., & Taylor, M. P. (2004). The Purchasing power parity debate. *Journal of Economic Perspectives*, 18(4), 135–158.
48. Taylor, A. M., (2002). A century of purchasing power parity. *The Review of Economics and Statistics*, 84, 139-150.
49. Taylor, M. P., & McMahon, P. C. (1988). Long run purchasing power parity in the 1920s. *European Economic Review*, 32, 179-197.

50. Terasvirta, T. (1994). Specification, estimation and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of the American Statistical Association*, 89, 208-218.
51. Vasconcelos, C. R. F. & Junior, L. A. L. (2016). Validity of purchasing power parity for selected Latin American countries: Linear and non-linear unit root tests. *EconomiA*, 17(1), 114-125.