

تأثیر تکان‌های نرخ ارز بر روی آزمون برابری قدرت خرید: با استفاده از رهیافت NARDL

عباسعلی رضائی^۱، *علی رئیس‌پور^۲، محسن زاینده‌رودی^۳، سید عبدالمجید جلائی^۴

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرمان، ایران

۲. استادیار و عضو هیئت علمی گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرمان

۳. استادیار و عضو هیئت علمی گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرمان

۴. دکتری اقتصاد، عضو هیئت علمی بخش اقتصاد دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر، کرمان، ایران

(دریافت: ۱۳۹۸/۶/۱۱ پذیرش: ۱۳۹۸/۷/۶)

Influence of Exchange Rate Shocks on Purchasing Power Parity Test: Using the NARDL Approach

Abbas Ali Rezaei¹, *Ali Raeispour², Mohsen Zayandehroodi³, Seyyed Abdolmajid Jalaei⁴

1. Ph.D. Student, International Economics, Kerman Branch, Islamic Azad University, Kerman, Iran

2. Assistant Professor, Department of Economics, Kerman branch, Islamic Azad University, Kerman, Iran

3. Assistant Professor, Department of Economics, Kerman branch, Islamic Azad University, Kerman, Iran

4. Professor, Department of Economics, Shahid Bahonar University, Kerman, Iran

(Received: 2/Sep/2019

Accepted: 28/Sep/2019)

Abstract:

Purchasing power parity remains an important issue for scholars in the international Economics. The validity of this theory is important not only for empirical studies but also for policy makers. The PPP theory express that due to arbitrage in the international commodity market, the real exchange rate is expected to return to its equilibrium level in the long run. Finally, the researchers concluded that one of the major macroeconomic issues that has been linked to many political debates is the exchange rate, which is a non-linear real exchange rate behavior.

Given the importance of the subject in this study, we decided to investigate the asymmetric measurement of purchasing power parity test using nonlinear auto regressive distributed lag model. In this context, Iran's purchasing power parity with Japan, Norway, Saudi Arabia, Britain and the United States was examined during the period from 1981 to 2017. The results show that in the long run, price shocks have an asymmetric effect on purchasing power parity in Japan, Saudi Arabia, and the United States, while they are symmetric in Norway and the United Kingdom. Moreover, in the short run, price shocks in Japan and Saudi Arabia will have an asymmetric effect on purchasing power parity, while the effect of price shocks in Norway, England and the US on purchasing power parity will be rejected in the short run.

Keywords: Purchasing Power Parity Test, Non-Linear Model (NARDL), Exchange Rate.

JEL: C11, C22, F31.

چکیده:

برابری قدرت خرید همچنان موضوع مهم و مورد توجه محققان در مباحث اقتصاد بین‌الملل است. اهمیت اعتبار این نظریه نه تنها به دلیل مطالعات تجربی بلکه به خاطر اهمیت آن برای سیاست‌گذاران است. نظریه PPP بیانگر این است که به دلیل وجود آربیتراژ در بازار بین‌المللی کالاها، انتظار بر آن است که نرخ ارز حقیقی در بلندمدت به سطح تعادلی و ثابت خود برگردد. با توجه به بررسی‌ها و مطالعات انجام شده در نهایت محققان به این نتیجه رسیدند که یکی از مباحث مطرح در اقتصاد کلان که مباحث سیاسی زیادی را به خود ربط داده است، نرخ ارز می‌باشد که نرخ ارز حقیقی رفتاری غیرخطی از خود نشان می‌دهد.

با توجه به اهمیت موضوع در این تحقیق بر آن شدیم به بررسی سنجش نامتقارن آزمون برابری قدرت خرید با استفاده از مدل غیرخطی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی بپردازیم. در این چارچوب برابری قدرت خرید ایران با کشورهای ژاپن، نروژ، عربستان سعودی، انگلیس و آمریکا در دوره زمانی ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۶ بررسی شد. نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های قیمتی در بلندمدت اثر نامتقارنی بر برابری قدرت خرید در کشورهای ژاپن، عربستان و آمریکا دارند؛ در حالی که در کشورهای نروژ و انگلستان متقارن است. علاوه بر این در کوتاه‌مدت، شوک‌های قیمتی در ژاپن و عربستان اثر نامتقارنی بر برابری قدرت خرید خواهند گذاشت؛ در حالی که اثر شوک‌های قیمتی در نروژ، انگلستان و آمریکا بر برابری قدرت خرید در کوتاه‌مدت رد می‌شود.

واژه‌های کلیدی: آزمون برابری قدرت خرید، مدل غیرخطی (NARDL)، نرخ ارز.

طبقه‌بندی JEL: C11, C22, F31.

* نویسنده مسئول: علی رئیس‌پور (این مقاله مستخرج از رساله دکتری آقای عباسعلی رضائی با عنوان "تحلیل تئوری برابری خرید و برآورد رفتار نرخ ارز حقیقی در چارچوب مدل‌های غیر خطی" به راهنمایی دکتر علی رئیس‌پور در دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرمان می‌باشد)

*Corresponding Author: Ali Raeispour

E-mail: mailboxali@gmail.com

۱- مقدمه

نرخ ارز یکی از مباحث مطرح در اقتصاد بین‌الملل است که مباحث سیاسی زیادی را نیز در طی قرن‌ها دامن زده است (ایکه و اوهمیامبو^۱، ۲۰۱۷: ۹۱). در حالت کلی اعتقاد بر این است که عدم مدیریت نرخ ارز می‌تواند اثرات شگرفی بر اقتصاد هر کشور داشته باشد (راعی و همکاران، ۱۳۹۷: ۳۳). یکی از مهم‌ترین و متداول‌ترین سؤالاتی که در مورد نرخ ارز وجود دارد این است که چگونه باید آن را تعدیل کرد و اینکه آیا تعدیل آن به سیاست‌های اتخاذی برای نرخ ارز بستگی دارد یا خیر (تیلور و تیلور^۲، ۲۰۰۴: ۱۳۶). براساس مطالعه تیلور و تیلور (۲۰۰۴) مکانیسم تعدیل نرخ ارز در کشورهایی که به دنبال رژیم‌های ثابت نرخ ارز هستند، بسیار مهم است (فشاری، ۱۳۹۷: ۱۳۸). چنین کشورهایی باید از نرخ ارز بلندمدت خود مطلع باشند. به همین ترتیب کشورهایی که به دنبال رژیم‌های نسبتاً شناور نرخ ارز هستند، نیز نیاز به درک سطح تغییرات در نرخ ارزی و واقعی‌انتظاری خود دارند^۳.

براساس دیدگاه این دسته از محققان نرخ‌های ارز به سمت یک سطح تعیین شده از طریق برابری قدرت خرید (PPP)^۴ قابل تعدیل هستند. این نظریه به اقتصاددانان و سیاست‌گذاران کمک می‌کند تا سطح تعادلی کلان و بین‌المللی خود را تعیین کنند (تیلور و تیلور، ۲۰۰۴: ۱۳۶). براین اساس اینکه تعدیل نرخ ارز به سمت یک تعادل خاص از طریق نظریه PPP تعیین می‌شود یا خیر؛ بدون شک از مباحث اساسی و ضروری است

که باید در مطالعات تجربی مورد بررسی قرار گیرد. مفهوم PPP اولین بار توسط کاسل^۵ در مورد برقراری قانون قیمت واحد (LOOP)^۶ حداقل در بلندمدت مطرح شد. ایده اولیه و مهم این نظریه این است که در غیاب هزینه‌های معامله و موانع تجاری، سبدهای یکسان از کالاها یا خدمات را باید به قیمت مشابه معامله کرد. بنابراین نرخ ارز حقیقی بین دو کشور چیزی جز سطح نسبی قیمت‌های آنها نخواهد بود (کاسل، ۱۹۱۸: ۴۱۴). با توجه به اهمیت این نظریه مطالعات متعددی سعی نموده‌اند تا اعتبار این نظریه را آزمون کنند که یافته‌های آنها عمدتاً متفاوت از یکدیگر است. براین اساس باور غالب این است که نظریه برابری قدرت خرید بیشتر پدیده‌ای بلندمدت است تا کوتاه‌مدت. به عنوان مثال روگوف^۷ (۱۹۹۶) چنین بیان می‌کند که: «گرچه تعداد اندکی از محققان نظریه برابری قدرت خرید را به عنوان رابطه‌ای کوتاه‌مدت در نظر گرفته‌اند اما غالب محققان آن را به عنوان لنگری برای نرخ ارز بلندمدت در نظر گرفته‌اند». اعتبار نظریه PPP برای بررسی کارایی سیاست کاهش ارزش پول از اهمیت بالایی برخوردار است (کاپورال و جیل-آلانا^۸، ۲۰۱۵: ۱۶۱). علاوه بر این نظریه PPP پیامدهای قابل توجهی در مبادلات بین‌المللی و روابط تجاری دارد. اگر این نظریه برای تعدادی از کشورها برقرار باشد، بدین معنی است که به‌طور بالقوه از آربیتراژ کالاهای معامله شده با شرکای تجاری خود سودی نخواهند برد.

علاوه بر نکات مذکور، اعتبار PPP اثرات مهمی بر کارایی بازار نرخ ارز برجا می‌گذارد. طبق تعریف، بازار ارز در صورتی کارا خواهد بود که نرخ‌های ارز منعکس‌کننده اطلاعات در دسترس بازار باشند (آل-خزعلی و همکاران^۹، ۲۰۱۲: ۲۲۷؛ کاتوسییمی و همکاران^{۱۰}، ۲۰۱۵: ۱۸۰). این بدان معنی است که معامله‌گران به صورت سیستماتیک قادر به پیش‌بینی نرخ‌های ارز نخواهند بود. از این رو اعتبار این نظریه به‌طور مستقیم با کارایی بازار نرخ خارجی مرتبط است. وقتی PPP برقرار باشد بدین معنی است که سرمایه‌گذاران به‌طور سیستماتیک نمی‌توانند از تفاوت نرخ‌های ارز برای ایجاد سودهای کلان

1. Iyke & Odhiambo (2017)

2. Taylor & Taylor (2004)

۳. فرمول محاسبه نرخ ارز حقیقی $RER = (P^*e)/P$ است که در آن P^* بیانگر سطح عمومی قیمت‌های خارجی، P سطح عمومی قیمت‌های داخلی و e بیانگر نرخ ارزی اسمی است. افزایش P^* (یا کاهش P) به معنی گران شدن کالای خارجی (ارزان شدن کالای داخلی) و در نتیجه منجر به افزایش صادرات (یا کاهش واردات) می‌شود. با لگاریتم‌گیری و سپس دیفرانسیل‌گیری از آن می‌توان به رابطه

$$\frac{RER}{RER} = \left(\frac{P^*}{P}\right) + \left(\frac{e}{e}\right) - \left(\frac{P}{P}\right)$$

می‌کند که برای ثابت بودن نرخ ارز حقیقی باید نرخ ارزی اسمی را به اندازه تفاوت نرخ داخلی تورم داخلی و تورم خارجی تغییر داد. با توجه به رابطه به دست آمده، می‌توان انتظار داشت که نرخ ارز حقیقی روند نزولی هنگامی که نرخ ارزی ثابت (به دلیل وفور درآمد نفتی) است، داشته باشد چرا که شکاف تورم داخلی و خارجی قابل توجه است. هنگامی که نرخ ارزی ثابت به دلیل کاهش درآمدهای نفتی جهش پیدا می‌کند، نرخ ارز حقیقی نیز به میزان شکاف تورم داخلی و خارجی تعدیل نشده، جهش پیدا می‌کند.

4. Purchasing Power Parity

5. Cassel (1918)

6. Law of One Price

7. Rogoff (1996)

8. Caporale & Gil-Alana (2015)

9. Al-Khazali et al. (2012)

10. Katusiimi et al. (2015)

به دلیل مطالعات تجربی بلکه به خاطر اهمیت آن برای سیاست‌گذاران است. براساس شرط برابری، نظریه PPP نرخ ارز تعادلی را به قیمت‌های داخلی و خارجی مرتبط می‌کند اما جهت علیت را بیان نمی‌کند. جهت علیت رابطه بین نرخ ارز تعادلی و قیمت‌های داخلی و خارجی را تعیین خواهد کرد. به عنوان مثال دیدگاه پولی PPP بیانگر این است که اختلالات پولی ناشی از سطح قیمت‌ها به نرخ‌های ارز منتقل خواهد شد (زو، ۲۰۰۳: ۱۰۸). پپنجر^۳ (۱۹۹۵: ۲۵۸) برای بررسی علیت نرخ ارز سوئیس - فرانسه و قیمت‌های عمده‌فروشی سوئیس در دوره ۱۹۷۳ تا ۱۹۸۸ از آزمون علیت گرنجر استفاده کرده و شواهدی دال بر وجود علیت از قیمت‌ها به نرخ ارز پیدا کرد. این یافته توسط مطالعه چنگ^۴ (۱۹۹۹: ۹۱۵) که علیت بین ین و دلار را برای دوره ۱۹۹۴-۱۹۵۱ بررسی می‌کرد، تأیید شد. وی نتیجه گرفت که علیت بلندمدتی از قیمت‌های مصرفی آمریکا - ژاپن به نرخ ارز ین - دلار وجود دارد. خولدی و سهرابیان^۵ (۱۹۹۰) علیت گرنجر بین قیمت‌ها و نرخ ارز دلار آمریکا در آلمان، ین و دلار کانادا را در دوره ۱۹۷۳ تا ۱۹۸۸ مورد بررسی قرار دادند. آنها دریافتند که علیت یک طرفه‌ای از نرخ ارز به قیمت‌های عمده‌فروشی کانادا برقرار است که تأیید کننده نتیجه اینزیگ^۶ می‌باشد. برای آلمان و ژاپن نیز علیت بین قیمت‌های عمده‌فروشی و نرخ‌های ارز دوطرفه است.

در حالت کلی، نظریه PPP بیانگر این است که به دلیل وجود آریترژ در بازار بین‌المللی کالاها، انتظار بر آن است که نرخ ارز حقیقی در بلندمدت به سطح تعادلی و ثابت خود برگردد (بهمنی اسکویی و همکاران، ۲۰۱۷: ۲۶۲۳). این بدین معنی است که نرخ ارز حقیقی در بلندمدت روندی خودبازگشتی و مانا دارد. از این منظر وجود نرخ ارز حقیقی نامانا نشان دهنده این است که رابطه‌ای بلندمدت بین نرخ ارز اسمی و قیمت‌های داخلی و خارجی وجود ندارد، بنابراین نظریه PPP اعتبار ندارد. در این حالت این نظریه را نمی‌توان برای تعیین نرخ ارز تعادلی به کار برد. همچنین در صورت بی‌اعتباری PPP نمی‌توان از رویکرد پولی برای تعیین نرخ ارز استفاده کرد و این خود نیازمند این است که PPP برقرار باشد. شواهد تجربی در مورد مانایی

بهره ببرند (تیلور و تیلور، ۲۰۰۴: ۱۴۷). نظریه PPP و بازارهای ارز خارجی کارآمد ارتباط مستقیمی با بخش خصوصی خصوصاً در مدیریت ریسک و پیش‌بینی تصمیم‌ها و با بخش عمومی خصوصاً در مورد مداخله در تغییرات نرخ ارز دارا می‌باشد. از منظر بخش عمومی نیز تورم عاملی اثرگذار و مهم بر میزان مداخلات برای تغییر نرخ ارز، تلقی می‌شود. لوتیان^۱ (۲۰۱۶: ۱۲) بیان می‌کند که نظریه برابری قدرت خرید تنها کاربردی از قانون قیمت واحد نیست بلکه نمایشی از رفتار تعادلی سطح قیمت‌ها و نرخ‌های ارز (و نرخ تغییر آنها) است. از این منظر می‌توان گفت که شوک‌های تورمی قادر به اثرگذاری بر این نظریه است که صحت یا عدم صحت آن نیاز به بررسی بیشتر دارد. از سوی دیگر این ارتباط لزوماً خطی نبوده و می‌تواند از روندی غیرخطی تبعیت کند که این خود، در صورت عدم مدنظر قرار دادن در تخمین، می‌تواند منجر به گمراه شدن محقق و سیاست‌گذار نسبت به نظریه برابری قدرت خرید شود. از طرفی بررسی مطالعات داخلی نشان می‌دهد که نظریه برابری قدرت خرید تنها در مطالعات انگشت‌شماری بررسی شده است که در بین آنها تنها مطالعه پدram و دهنوی (۱۳۹۲: ۱۵۱) به بررسی این موضوع به صورت غیرخطی با استفاده از آزمون خودرگرسیون آستانه‌ای اقدام کرده‌اند. از این جهت تفاوت مطالعه حاضر با این مطالعه در این است که آزمون برابری قدرت خرید با استفاده از مدل غیرخطی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی بررسی می‌شود؛ در چارچوب این روش امکان بررسی شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز فراهم می‌شود. در ادامه مطالعه به صورت زیر دنبال می‌شود: در بخش دوم ادبیات موضوع در دو قسمت مبانی نظری و پیشینه تحقیق ارائه شده است. سپس در بخش سوم روش تحقیق آورده شده است. بخش چهارم این مطالعه نیز به یافته‌های تحقیق اختصاص یافته است. در نهایت در بخش پایانی نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها و سیاستی آورده شده است.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

برابری قدرت خرید همچنان موضوعی مورد توجه محققان در مباحث اقتصاد بین‌الملل است. اهمیت اعتبار این نظریه نه تنها

2. Xu (2003)
3. Pippenger (1995)
4. Cheng (1999)
5. Kholdy & Sohrabian (1990)
6. Einzig

1. Lothian (2016)

۱۱ کشور نوظهور شامل برزیل، چین، هند، اندونزی، کره جنوبی، مکزیک، فیلیپین، لهستان، روسیه، آفریقای جنوبی و ترکیه بود. علاوه بر شکست‌های ساختاری، شوک‌های مثبت و منفی نیز از جمله عوامل اثرگذار بر نرخ ارز و در نتیجه اعتبار یا عدم اعتبار نظریه PPP تلقی می‌شوند که با توجه به وجود اثرات نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی بررسی این اثرات به صورت خطی منجر به تصریح غلط مدل و در نتیجه بی‌اعتباری نظریه PPP خواهد شد. از این رو مطالعه حاضر بر آن است تا با استفاده از روش غیرخطی NARDL به بررسی اثرات شوک‌های مثبت و منفی قیمت بر نظریه PPP بپردازد.

۲-۲- پیشینه تحقیق

پیشینه تحقیق به‌طور گسترده در مطالعات مورد بررسی قرار گرفته است که در دو قسمت مطالعات خارجی و داخلی ارائه می‌شود.

مطالعات خارجی

فرکسو و باربسا^۷ با کاربرد مدل غیرخطی رگرسیون انتقال ملایم به بررسی برابری قدرت خرید در دوره زمانی ۲۰۰۴-۱۹۵۹ پرداختند. نتایج آنها بیانگر آن است که نرخ ارز حقیقی با متغیر انتقال شاخص تورم مصرف‌کننده از رفتاری غیرخطی تبعیت می‌کند؛ علاوه بر این هنگامی که دور از تعادل است، پایدار می‌ماند و با حالتی انفجاری به برابری نزدیک می‌شود (فرکسو و باربسا، ۲۰۰۴: ۸۲).

بینامر و همکاران^۸ با استفاده از مدل FISTAR به بررسی برابری قدرت خرید در کشورهای شمال آفریقا پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که نمی‌توان حافظه بلندمدت و غیرخطی را در کلیه نرخ ارزهای شمال آفریقا پذیرفت. علاوه بر این برابری قدرت خرید در کشور تونس را رد کردند (بینامر و همکاران، ۲۰۰۹: ۱۴۱).

اصلان^۹ با بکار بردن آزمون ریشه واحد ضریب لاگرانژ^{۱۰} به بررسی اعتبار برابری قدرت خرید در اتحادیه کشورهای جنوب شرق آسیا^{۱۱} (ASEAN) پرداخت. نتایج وی برابری قدرت خرید را در بلندمدت برای شش کشور اتحادیه یعنی اندونزی،

نرخ ارز فراوان اما ناکافی است. مطالعاتی چون تیلور و تیلور^۱ (۲۰۰۴: ۱۴۸)، پیل و ونیتیس^۲ (۲۰۰۳: ۶۱۱)، لوتیان و تیلور^۳ (۱۹۹۶: ۴۹۶)، سارنو و تیلور^۴ (۲۰۰۲: ۹۳)، بهمنی اسکویی و همکاران (۲۰۰۸: ۵۲۸)، چانگ و تزانگ^۵ (۲۰۱۳: ۷۶)، هی و چانگ^۶ (۲۰۱۳: ۶۰۶)، و بهمنی اسکویی و همکاران (۲۰۱۴: ۱۴۳۲) شواهد نظری و تجربی زیاد و مناسبی در این زمینه فراهم کرده‌اند. با این وجود تمام این مطالعات بر میانگین رفتار نرخ ارز حقیقی بدون در نظر گرفتن اثرات شوک‌ها بر نرخ ارز حقیقی متمرکز شده‌اند. به عبارت بهتر سرعت تعدیل نرخ ارز حقیقی به سمت تعادل خود، بدون در نظر گرفتن بزرگی یا علامت شوک، ثابت در نظر گرفته شده است. در نتیجه استفاده از چنین روش‌هایی، نتیجه آزمون‌های ریشه واحد، رد فرض صفر ریشه واحد در نرخ‌های ارز حقیقی خواهد بود. بهمنی اسکویی و همکاران (۲۰۰۸: ۵۲۳) اطلاعات مناسبی را هم از جنبه نظری و هم تجربی در مورد نرخ ارز حقیقی و PPP فراهم نمودند.

با توجه به بررسی‌ها و مطالعات انجام شده در نهایت محققان به این نتیجه رسیدند که نرخ ارز حقیقی رفتاری غیرخطی از خود نشان می‌دهد. از این رو آزمون‌های ریشه واحد شرطی چون آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)^۶ توانایی اندکی در کشف تغییرات نرخ ارز حقیقی دارد. وجود تعدیل‌های غیرخطی از نرخ ارز حقیقی در مطالعات نظری اخیر مورد توجه قرار گرفته است و دلیل آن نیز تأکید بر نقش هزینه‌های معامله، مداخلات دولت در بازار ارز خارجی، تغییرات ساختاری، سرعت‌های متفاوت تعدیل و ... است. بنابراین نباید تعجب کرد که چرا بسیاری از مطالعات گذشته که مبتنی بر آزمون ریشه واحد بوده‌اند، رد شده و مورد تأیید واقع نشده‌اند (بهمنی اسکویی و همکاران، ۲۰۱۷: ۲۶۳۰). برخی از مطالعات شواهدی تجربی دال بر غیرخطی بودن تعدیل نرخ ارز پیدا کرده‌اند. بهمنی اسکویی و همکاران (۲۰۱۴: ۱۴۳۳) با استفاده از شکست‌های ساختاری به آزمون PPP برای کشورهای آفریقایی پرداختند. هدف این مطالعه بررسی این نظریه برای

7. Freixo & Barbosa (2004)

8. Benamar et al. (2009)

9. Aslan (2010)

10. Lagrange Multiplier

11. The Association of Southeast Asian Nations

1. Peel & Venetis (2003)

2. Lothian & Taylor (1996)

3. Sarno & Taylor (2002)

4. Chang & Tzeng (2013)

5. He & Chang (2013)

6. Augmented Dickey-Fuller

پرداختند. نتایج آنها بیانگر آن است که مصرف کالاهای داخلی در هر کشوری به صورت جداگانه می‌تواند میزان تغییرات نرخ ارز و به تبع آن رابطه مبادله را در هنگام ورود تکانه‌های برون‌زا تحت‌الشعاع قرار دهد (لیا و ونگ، ۲۰۱۶: ۳۲).

بهمنی‌اسکویی و وو^۶ در مطالعه‌ای برابری قدرت خرید را برای ۳۴ کشور OECD مورد بررسی قرار دادند. در این مقاله شکست‌های شدید و ملایم با هم در آزمون ریشه واحد کوانتیل ترکیب شده و PPP در هر یک از کشورهای OECD در طی بازه زمانی ۱۹۹۴ تا ۲۰۱۶ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج این مطالعه نشان داد که در ۱۸ کشور اتریش، شیلی، استونی، فنلاند، فرانسه، آلمان، ایتالیا، کره، مکزیک، هلند، نیوزیلند، لهستان، پرتغال، اسلوانی، سوئد، سوئیس، ترکیه و انگلستان PPP وجود دارد (بهمنی‌اسکویی و وو، ۲۰۱۷: ۲۶۲۲).

ایکه و اوهایامبو پایداری نرخ‌های ارز حقیقی را در منطقه پولی آفریقای غربی مورد بررسی قرار دادند. در واقع این مقاله اینکه PPP برای کشورهای مورد بررسی برقرار است را مورد بررسی قرار می‌دهد و در این راه از ترکیبی از تکنیک‌های سری زمانی در طول دوره‌های زمانی متفاوت بهره برده است. همانند برخی از مطالعات انجام شده در این زمینه، این مطالعه نیز به این نتیجه دست یافت که PPP برای این کشورها برقرار نیست و این دلالت بر این دارد که منطقه پولی آفریقای غربی از زمانی که کشورهای عضو به‌طور بالقوه می‌توانند از مبادله و سرمایه‌گذاری آربیتراژی با دیگر کشورها بهره‌مند شوند، با چالش جدی مواجه شده است (ایکه و اوهایامبو، ۲۰۱۷: ۱۰۱).

گوریش و تیراش اوغلو^۷ با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد غیرخطی به بررسی آزمون PPP در کشورهای BRICS (که شامل برزیل، روسیه، هند، چین، آفریقای جنوبی است) در دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۳ پرداختند. نتایج آنها نظریه برابری قدرت خرید در کشورهای برزیل و آفریقای جنوبی را تأیید و در سایر کشورها رد نمود (گوریش و تیراش اوغلو، ۲۰۱۸: ۴۱۷).

اکسالا و همکاران^۸ نرخ‌های ارز و قیمت‌ها را در اسپانیا در دوره استاندارد طلا مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه مانایی نرخ ارز حقیقی با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد خطی و غیرخطی و استفاده از سری‌های قیمت مصرف کننده و عمده

مالزی، میانمار، فیلیپین، سنگاپور و تایلند تأیید می‌کند (اصلان، ۲۰۱۰: ۱۴۴۱).

کولا و همکاران^۱ با استفاده از آزمون ضریب لاگرانژ و داده‌های بازار رسمی و سیاه نرخ ارز طی بازه زمانی ۱۹۹۸-۱۹۷۰ به بررسی برابری قدرت خرید در ۱۳ کشور خاورمیانه و شمال آفریقا پرداختند. آنها برابری قدرت را برای ۸ کشور از ۱۳ کشور تأیید نمودند (کولا و همکاران، ۲۰۱۱: ۱۰).

واسکونسوس و جونبور^۲ با استفاده از آزمون ریشه واحد خطی و غیرخطی و داده‌های ماهانه دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۴، آزمون برابری قدرت خرید را در هفت کشور امریکای لاتین بررسی کردند. نتایج نشان داد که بر اساس آزمون ریشه واحد خطی، فرضیه PPP در کشورهای شیلی و پرو تأیید می‌شود؛ همچنین بر اساس آزمون ریشه واحد غیرخطی نیز فرضیه PPP تنها در کشور مکزیک تأیید شد (واسکونسوس و جونبور، ۲۰۱۶: ۱۲۱).

فورد و هوریوکا^۳ به بررسی توضیح حقیقی معمای PPP پرداختند. این مقاله نشان داد که بازارهای مالی جهانی نمی‌توانند به تنهایی به انتقال خالص سرمایه مالی و مقایسه نرخ واقعی بهره در کشورهای مختلف دست یابند و ادغام هر دو بازار جهانی و مالی برای دستیابی به درآمدهای خالص سرمایه و نرخ بهره واقعی برای ایجاد برابری در کل کشور مورد نیاز است. بنابراین اصطکاک (موانع جابه‌جایی و تغییر) در یک یا هر دو بازار می‌تواند انتقال خالص سرمایه بین کشورها را مختل کند (و یافته‌های فولدستین و هوریوکا^۴، ۱۹۸۰ را مبنی بر همبستگی بالای سرمایه‌گذاری- پس‌انداز تأیید کند) و مانع از ایجاد نرخ بهره حقیقی بین کشورها می‌شود. افزون بر این اصطکاک در بازارهای کالاهای جهانی می‌تواند این موضوع را توضیح دهد که چرا نرخ‌های واقعی ارز برای مدت طولانی متفاوت از PPP است و همچنین امکان توضیح معمای PPP را نیز مهیا کرده است (فورد و هوریوکا، ۲۰۱۶: ۱۲).

لیا و ونگ^۵ با طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی به بررسی نقش نرخ ارز در ارجحیت در مصرف کالاهای داخلی در هنگام ورود تکانه‌های برون‌زا به مدل

1. Kula et al. (2011)
2. Vasconcelos & Junior (2016)
3. Ford & Horioka (2016)
4. Feldstein & Horioka (1980)
5. Lia & Wang (2016)

6. Bahmani-Oskooee & Wu (2017)
7. Güris & Tirasoglu (2018)
8. Aixala et al. (2019)

فروشی آزمون شد. نتایج نشان داد انحرافات کوتاه‌مدت احتمالی در سری‌های نرخ ارز حقیقی در بلندمدت تصحیح می‌شود؛ بنابراین نظریه PPP برقرار است (اکسالا و همکاران، ۲۰۱۹: ۵).

مطالعات داخلی

میراحسنی موارد استفاده از نرخ برابری قدرت خرید و تفاوت آن با نرخ ارز بازار را بررسی کرده و بیان می‌کند که در واقع، نظریه برابری قدرت خرید بیان‌کننده رابطه بلندمدت بین نسبت قیمت‌ها و نرخ ارز در یک اقتصاد باز است و از آن نمی‌توان برای تعیین نرخ ارز در کشورها استفاده نمود. با این حال، هرچه اختلاف بین شاخص برابری قدرت خرید و نرخ ارز بازار بیشتر باشد، به معنای تورم قابل ملاحظه در کشور است. این در حالی است که این اختلاف در کشورهای در حال توسعه و در حال گذار بیشتر از کشورهای توسعه یافته است (میراحسنی، ۱۳۹۰: ۲۰۹).

تقوی و مرادی با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) به برآورد نرخ ارز (ریال - دلار) بر اساس فرضیه برابری قدرت خرید و رویکرد پولی پرداختند. نتایج آنها نشان داد که دقت پیش‌بینی مدل برگرفته شده از رویکرد حاصل از فرضیه برابری قدرت خرید پول، از کمترین معیارهای محاسبه خطای پیش‌بینی (بر اساس هر دو معیار MSE و RMSE) برخوردار بوده و لذا می‌توان آن را به عنوان بهترین مدل جهت پیش‌بینی نرخ ارز ریال - دلار انتخاب نمود (تقوی و مرادی، ۱۳۹۱: ۵۱).

شهبازی و همکاران با به کارگیری آزمون‌های ریشه واحد پانلی، همگرایی شاخص قیمت در استان‌های ایران را مورد بررسی قرار دادند. آنها بیان کردند که کمتر بودن موانع تجاری و غیرتجاری در بین مناطق یک کشور، امکان برقراری نظریه برابری قدرت خرید و قانون قیمت واحد را در داخل یک کشور مطرح می‌کند؛ اما به دلیل شرایط جغرافیایی، اقتصادی و... ممکن است قیمت‌ها تحت تأثیر شوک‌های محلی نیز قرار گیرند. نتایج آنها نشان داد که همگرایی شاخص‌های قیمت در استان‌های کشور به انتخاب استان پایه بستگی دارد و با پیدایش انحراف از قانون قیمت واحد در اثر یک شوک محلی، نیمه عمر همگرایی در حدود ۱/۵ سال است (شهبازی و همکاران، ۱۳۹۱: ۱۲۶).

پدرام و دهنوی به بررسی آزمون تئوری برابری قدرت خرید با استفاده از الگوسازی رفتار نامتقارن نرخ‌های ارز و آزمون‌های همگرایی آستانه‌ای و آستانه‌ای لحظه‌ای ارائه شده توسط اندرس و سیکلوس (۲۰۰۱) برای بازه زمانی (۱۳۹۰-۱۳۳۹) پرداختند. نتایج آنها نشان داد که تئوری برابری قدرت خرید برقرار بوده و فرایند تعدیل برابری قدرت خرید بلندمدت نسبت به سطح تعادل نامتقارن است (پدرام و دهنوی، ۱۳۹۲: ۱۵۵).

فتاحی و نظیفی به مدل‌سازی نرخ واقعی ارز ایران با استفاده از مدل چرخشی خود بازگشتی مارکف پرداختند. نتایج آنها نشان داد که در ایران، مدت ماندن نرخ ارز در رژیم پرنوسان کمتر از مدت ماندن در رژیم کم نوسان است. همچنین آنها امکان آزمون نظریه برابری قدرت خرید را بررسی کردند. در نظریه برابری قدرت خرید، وجود رابطه و روند منظمی در داده‌ها و همگرا نبودن داده‌های نرخ ارز واقعی بالفعل به عدد ۱ باعث رد این نظریه شد. همچنین نتایج نشان داد که داده‌های ایران، نرخ ارز واقعی دارای روند منظمی است که حاکی از رد نظریه برابری قدرت خرید نیز می‌باشد و این موضوع، بیانگر این است که تنها در بلندمدت متغیرهای حقیقی بر نرخ ارز واقعی مؤثر هستند (فتاحی و نظیفی، ۱۳۹۳: ۱۷۵).

حقیقت و لاریجانی به بررسی تجربی نظریه برابری قدرت خرید در ایران با لحاظ شکست ساختاری پرداختند. در این راستا آنها از آزمون‌های ریشه واحد زیوت اندروز و لی استرازیکیچ که در آنها امکان لحاظ شکست ساختاری وجود دارد، استفاده کردند. براساس نتایج آنها، 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 به معنای 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 کردند. این رویکرد نیز نتایج آزمون‌های ریشه واحد را تأیید کرده و نشان داد که نظریه برابری قدرت خرید در ایران برقرار نیست (حقیقت و لاریجانی، ۱۳۹۴: ۱۵۱).

خالویی و همکاران با استفاده از تکنیک گرنجر، آزمون

غیرخطی ارائه شده توسط شین و همکاران^۱ (۲۰۱۴) قادر به تعیین هم‌جمعی غیرخطی و نامتقارن بین متغیرهاست. علاوه بر این روش بین اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرهای مستقل بر متغیرهای وابسته تمایز قائل می‌شود. حتی اگر تمام این موارد را بتوان از طریق مدل VECM یا یک مدل انتقال ملایم آزمایش کرد اما هنوز هم این مدل‌ها از مسئله همگرایی ایجاد شده به دلیل ازدیاد تعداد متغیرها رنج می‌برند. علاوه بر این برخلاف دیگر مدل‌های تصحیح خطا که درجه همبستگی سری‌های زمانی باید یکسان باشد، مدل NARDL این محدودیت را برداشته و درجه‌های مختلفی از همبستگی را مجاز می‌داند (وان هوانگ و همکاران^۲، ۲۰۱۶: ۶۱). همچنین، از طریق انتخاب طول وقفه مناسب برای متغیرها، به حل مسئله همبستگی چندگانه نیز کمک می‌کند (شین و همکاران، ۲۰۱۴: ۳۰۳). شین و همکاران (۲۰۱۴)، مدل تصحیح خطای نامتقارنی به صورت زیر پیشنهاد می‌کنند:

(۲)

$$\Delta e_t = \alpha_0 + \rho e_{t-1} + \theta_1^+ P_{1,t-1}^+ + \theta_2^- P_{1,t-1}^- + \theta_3^+ P_{2,t-1}^+ + \theta_4^- P_{2,t-1}^- + \sum_{i=1}^p \alpha_1 \Delta e_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_2 \Delta P_{1,t-i}^+ + \sum_{i=0}^q \alpha_3 \Delta P_{1,t-i}^- + \sum_{i=0}^q \alpha_4 \Delta P_{2,t-i}^+ + \sum_{i=0}^q \alpha_5 P_{2,t-i}^- + \xi_t$$

در معادله ۲، α_i به ازای $i=1,2,\dots,8$ برای ضرایب کوتاه‌مدت و θ_i برای ضرایب بلندمدت به کار می‌روند. یادآوری می‌شود که تحلیل کوتاه‌مدت برای ارزیابی اثرات آنی تغییرات متغیر برونزا بر متغیر وابسته به کار می‌رود. در مقابل تحلیل بلندمدت برای اندازه‌گیری زمان واکنش و سرعت تعدیل به سمت سطح تعادلی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این مطالعه از آزمون والد برای بررسی عدم تقارن بلندمدت ($\theta = \theta^+ = \theta^-$) و کوتاه‌مدت ($\alpha = \alpha^+ = \alpha^-$) همه متغیرها استفاده شده است. همچنین p و q به ترتیب نمایش دهنده تعداد وقفه بهینه برای متغیر وابسته و متغیرهای مستقل است که از طریق معیار آکاییک (AIC)^۳ قابل تعیین است.

هم‌انباشتگی و با استفاده از مدل غیرخطی LSTAR به آزمون نظریه برابری قدرت خرید در برابری پول ایران با پول منتخبی از شرکای تجاری همسایه (شامل درهم امارات، روپیه پاکستان و دینار عراق) پرداختند. نتایج آنها نشان داد که شواهد کافی جهت پذیرش تئوری برابری قدرت خرید برای برابری ریال ایران با درهم امارات و همچنین ریال ایران با روپیه پاکستان برقرار بوده و لذا تئوری برابری پول ایران با پول کشورهای مذکور را تأیید کردند؛ اما تئوری برابری قدرت خرید برای کشورهای عراق و ایران را رد کردند. نتایج آزمون غیرخطی LSTAR نیز وجود یک رابطه همگرایی نامتقارن بین نرخ ارز و سطوح قیمت‌های نسبی را تأیید نمود. نتایج آنها بیانگر آن است که زمانی که نرخ ارز بیشتر از نرخ ارز تعادلی باشد، با سرعت بیشتری به سمت نرخ تعادلی حرکت کرده و تعدیل می‌شود (خالویی و همکاران، ۱۳۹۴: ۹۵).

رضازاده و همکاران با استفاده از آزمون ریشه واحد غیرخطی مارکوف-سوئیچینگ به بررسی نظریه برابری قدرت خرید پرداختند. 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 کردند. 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. آنها بیان می‌کنند که نتیجه به دست آمده از آزمون غیرخطی، قابل انتظار است چرا که در اغلب سال‌ها، بازار ارز تحت کنترل دولت قرار داشته است (رضازاده و همکاران، ۱۳۹۷: ۷۲).

۳- روش تحقیق

اندرس و سیکلوس (۲۰۰۱) برای بررسی نامتقارن رابطه بلندمدت برابری قدرت خرید رابطه زیر را تصریح می‌کنند:

(۱)

$$e_t = \alpha_0 + \alpha_1 P_{1t} + \alpha_2 P_{2t} + u_t$$

که در آن e_t ، P_{1t} و P_{2t} به ترتیب بیانگر لگاریتم نرخ ارز، لگاریتم سطوح قیمت داخلی و لگاریتم سطوح قیمت خارجی است. در این چارچوب، آزمون هم‌جمعی نامتقارن و

1. Shin et al. (2014)

2. Van Hoang et al. (2016)

3. Akaike Information Criterion

بیانگر عدم ایستایی کلیه متغیرها است. بنابراین از متغیرها یک مرتبه تفاضل گیری شد و نتایج نشان داد که تفاضل کلیه متغیرها ایستا است.

جدول ۱. آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)

متغیر	کشور	آزمون ریشه واحد روی سطح		آزمون ریشه واحد روی تفاضل	
		کمیت بحرانی	احتمال	کمیت بحرانی	احتمال
ایران	ایران	-۱/۱۳	۰/۵۱	-۳/۱۱	۰/۰۳
	ژاپن	-۲/۰۰	۰/۲۸	-۳/۶۶	۰/۰۱
	نروژ	-۱/۰۲	۰/۷۲	-۴/۴۶	۰/۰۰
	عربستان سعودی	-۰/۳۸	۰/۸۹	-۱/۹۷	۰/۰۴
	انگلستان	۱/۸۳	۰/۹۹	-۳/۶۶	۰/۰۰
	امریکا	-۲/۲۶	۰/۱۹	-۳/۸۰	۰/۰۰
عربستان سعودی	ژاپن	-۰/۵۶	۰/۸۶	-۵/۱۷	۰/۰۰
	نروژ	-۰/۵۹	۰/۸۵	-۴/۷۲	۰/۰۰
	عربستان سعودی	-۱/۳۲	۰/۶۰	-۵/۹۳	۰/۰۰
	انگلستان	-۰/۶۰	۰/۸۵	-۴/۶۵	۰/۰۰
	امریکا	-۰/۶۱	۰/۸۴	-۳/۶۶	۰/۰۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۲) به تخمین روابط غیرخطی خودرگرسیون با توزیع با وقفه به تفکیک کشورهای مورد بررسی می‌پردازد. آماره R^2 برای تخمین‌های مرتبط با کشورهای ژاپن، عربستان، نروژ، انگلستان و آمریکا به ترتیب برابر ۰/۹۵، ۰/۹۹، ۰/۹۴، ۰/۹۲ و ۰/۹۸ است. آماره R^2 تخمین‌ها، بیشتر از ۹۰٪ است و این موضوع نشان دهنده آن است که متغیرهای مستقل مدل بیش از ۹۰٪ از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. جزء خطای مدل کمتر از ۱۰٪ است که باقیمانده الگو (که توسط متغیرهای مستقل توضیح داده نشده است) را توضیح می‌دهد. همچنین آماره دوربین-واتسون برای تخمین‌های مرتبط با کشورهای ژاپن، عربستان، نروژ، انگلستان و آمریکا به ترتیب برابر ۲/۱۴، ۲/۰۸، ۱/۸۷، ۱/۹۰ و ۱/۸۷ است. آماره دوربین-واتسون در کلیه تخمین‌ها مقداری نزدیک به عدد ۲ است که بیانگر عدم خودهمبستگی تخمین‌های پژوهش است. متغیر «Cointeq» در هر تخمین بیانگر ضریب تصحیح خطا از

متغیرهای مستقل به مجموع‌های جزئی مثبت و منفی برای افزایش و کاهش هایشان تجزیه خواهند شد. این تجزیه به صورت زیر خواهد بود:

$$x_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta x_j, 0)$$

9

$$x_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta x_j, 0)$$

که X_t نمایش دهنده متغیرهای $P_{1,t}$ ، $P_{2,t}$ است. برای آزمون وجود هم‌جمعی بلندمدت نامتقارن شین و همکاران (۲۰۱۴) آزمون مرزی ارائه کرده‌اند که در واقع یک آزمون مشترک از سطوح وقفه همه رگرسیون‌هاست. دو آزمون مورد استفاده واقع شده است: آماره t بنرجی و همکاران^۱ (۱۹۹۸) و آماره F پسران و همکاران (۲۰۰۱). در آزمون‌های آماره t فرض صفر $\theta = 0$ در مقابل فرض $\theta < 0$ است. در حالی که در آزمون‌های آماره F فرض صفر $\theta^+ = \theta^- = \theta = 0$ است. این دو آماره در مطالعه حاضر مورد استفاده قرار گرفته است. اگر فرض صفر مبنی بر عدم وجود هم‌جمعی رد شود، آنگاه یک رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود خواهد داشت.

۴- یافته‌های تحلیل

آزمون برابری قدرت خرید به تفکیک برای نرخ‌های ارز: یک صد ین ژاپن، کرون نروژ، ریال سعودی، پوند انگلیس و دلار آمریکا بررسی می‌شود. داده‌های مورد تحلیل عبارتند از: تورم کشورهای ایران، ژاپن، نروژ، عربستان سعودی، انگلستان و آمریکا؛ و نرخ‌های ارز، یکصد ین ژاپن، کرون نروژ، ریال سعودی، پوند انگلیس، دلار آمریکا. کلیه داده‌ها مرتبط با سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۶ است که از تارنمای بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و تارنمای بانک جهانی استخراج شده‌اند. لازم به ذکر است که کشورهای فوق به دلیل آنکه داده‌های آنها در دسترس بود، انتخاب شدند. علاوه بر این داده‌های نرخ ارز به صورت روزانه در دسترس بودند که با میانگین‌گیری به سالانه تبدیل شدند.

پیش از تخمین مدل لازم است مرتبه ایستایی متغیرها مورد ارزیابی قرار گیرد. نتایج آزمون ایستایی در جدول (۱)

1. Banerjee et al. (1998)

موجب ۳۱ درصد تغییرات در برابری قدرت خرید در کوتاه‌مدت شود در حالی که تغییرات دو متغیر تورم و شوک قیمتی مثبت در ژاپن اثر معنی‌داری بر برابری قدرت خرید میان دو کشور ایران و ژاپن در کوتاه‌مدت ندارند. این موضوع نشان‌دهنده‌ی آن است که در کوتاه‌مدت، شوک‌های قیمتی در ژاپن اثر نامتقارنی بر برابری قدرت خرید دارند.

عربستان: نتایج تخمین‌های هم‌انباشتگی در مورد کشور عربستان در جدول (۲) نشان می‌دهد که در بلندمدت آماره احتمال شوک‌های قیمتی مثبت و منفی در کشور عربستان به ترتیب برابر $0/00$ و $0/46$ است، لذا می‌توان گفت در بلندمدت اثر معنی‌دار شوک‌های قیمتی مثبت بر برابری قدرت خرید تأیید می‌شود، اما اثر معنی‌دار شوک‌های قیمتی منفی بر برابری قدرت خرید رد می‌شود. در واقع یک درصد شوک قیمتی مثبت در عربستان می‌تواند موجب $4/61$ درصد تغییر در برابری قدرت خرید میان دو کشور ایران و عربستان در بلندمدت شود در حالی که شوک قیمتی منفی در عربستان اثر معنی‌داری بر برابری قدرت خرید میان دو کشور ایران و عربستان در بلندمدت ندارد. این موضوع نشان‌دهنده‌ی آن است که در بلندمدت، شوک‌های قیمتی در عربستان اثر نامتقارنی بر برابری قدرت خرید دارند. علاوه بر این در بلندمدت آماره احتمال متغیر تورم ایران برابر $0/00$ است لذا می‌توان گفت در بلندمدت اثر معنی‌دار سطوح قیمت داخلی بر برابری قدرت خرید ایران و عربستان تأیید می‌شود به طوری که یک درصد افزایش در سطوح قیمت ایران می‌تواند موجب $1/87$ درصد افزایش در برابری قدرت خرید شود.

نتایج تخمین‌های هم‌انباشتگی در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که آماره احتمال تغییرات تورم ایران از دوره جاری تا سه دوره قبل برابر $0/00$ ، $0/00$ ، $0/11$ و $0/05$ است که به معنی اثرگذاری معنی‌دار تغییرات کوتاه‌مدت تورم دوره‌های جاری و قبل بر تغییرات قدرت خرید است. در این چارچوب یک درصد افزایش تغییرات دوره جاری تورم دوره در ایران می‌تواند موجب افزایش تغییرات معنی‌دار قدرت خرید بین ایران و عربستان به میزان $1/89$ درصد شود. همچنین یک درصد افزایش تغییرات تورم ایران در دوره قبل می‌تواند موجب کاهش تغییرات معنی‌دار قدرت خرید بین ایران و عربستان به میزان $1/62$ درصد شود. آماره احتمال تغییرات شوک‌های قیمتی مثبت

کوتاه‌مدت به بلندمدت است. ضریب تصحیح خطای تخمین کشورهای ژاپن، عربستان، نروژ، انگلستان و آمریکا به ترتیب برابر $0/50$ ، $0/92$ ، $0/57$ ، $0/32$ و $0/36$ با آماره‌های احتمال به ترتیب $0/00$ ، $0/00$ ، $0/00$ ، $0/04$ و $0/04$ است که بیانگر معنی‌داری آن است. با توجه به آنکه ضریب تصحیح خطا (Ect-1) در کلیه مدل‌های تخمین، منفی و معنادار است و قدر مطلق آن کوچک تر از یک است، سازگاری آنها با اصول روش تصحیح خطا، تأیید می‌شوند؛ بدین معنی که اگر از تعادل هم خارج شوند، دوباره به سمت تعادل باز خواهند گشت. در ادامه به تفکیک کشورهای ژاپن، عربستان، نروژ، انگلستان و آمریکا تفسیرهای مربوط به هر تخمین ارائه می‌شود.

ژاپن: نتایج تخمین‌های هم‌انباشتگی در مورد کشور ژاپن در جدول (۲) نشان می‌دهد که در بلندمدت آماره احتمال شوک‌های قیمتی مثبت و منفی در کشور ژاپن به ترتیب برابر $0/53$ و $0/01$ است، لذا می‌توان گفت در بلندمدت اثر معنی‌دار شوک‌های قیمتی مثبت بر برابری قدرت خرید رد می‌شود، اما اثر معنی‌دار شوک‌های قیمتی منفی بر برابری قدرت خرید تأیید می‌شود. در واقع یک درصد شوک قیمتی منفی در ژاپن می‌تواند موجب 61 درصد تغییر در برابری قدرت خرید میان دو کشور ایران و ژاپن در بلندمدت شود در حالی که شوک قیمتی مثبت در ژاپن اثر معنی‌داری بر برابری قدرت خرید میان دو کشور ایران و ژاپن در بلندمدت ندارد. این موضوع نشان‌دهنده‌ی آن است که در بلندمدت، شوک‌های قیمتی در ژاپن اثر نامتقارنی بر برابری قدرت خرید دارند. علاوه بر این در بلندمدت آماره احتمال متغیر تورم ایران برابر $0/00$ است لذا می‌توان گفت در بلندمدت اثر معنی‌دار سطوح قیمت داخلی بر برابری قدرت خرید ایران و ژاپن تأیید می‌شود به طوری که یک درصد افزایش در سطوح قیمت ایران می‌تواند موجب $0/43$ درصد کاهش در برابری قدرت خرید شود. نتایج تخمین‌های هم‌انباشتگی در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که آماره احتمال تغییرات تورم ایران، تغییرات شوک‌های قیمتی مثبت و منفی ژاپن به ترتیب برابر $0/46$ ، $0/52$ و $0/00$ است، لذا می‌توان گفت در کوتاه‌مدت اثر معنی‌دار تغییرات تورم و شوک‌های قیمتی مثبت بر برابری قدرت خرید رد می‌شود، اما اثر معنی‌دار شوک‌های قیمتی منفی بر برابری قدرت خرید تأیید می‌شود. در واقع یک درصد تغییرات در شوک قیمتی منفی در ژاپن می‌تواند

درصد افزایش در برابری قدرت خرید شود. نتایج تخمین‌های هم‌انباشتگی در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که آماره احتمال تغییرات تورم ایران، تغییرات شوک‌های قیمتی نیروژ در این دوره و دوره قبل به ترتیب برابر ۰/۳۸، ۰/۱۱ و ۰/۱۷ است، لذا می‌توان گفت در کوتاه‌مدت اثر معنی‌دار آنها بر برابری قدرت خرید رد می‌شود.

انگلستان: نتایج تخمین‌های هم‌انباشتگی در مورد کشور انگلستان در جدول (۲) نشان می‌دهد که در بلندمدت آماره احتمال شوک‌های قیمتی در کشور انگلستان برابر ۰/۰۱ است، لذا می‌توان گفت در بلندمدت اثر معنی‌دار تورم انگلستان بر برابری قدرت خرید تأیید می‌شود؛ در واقع یک درصد افزایش تورم در انگلستان می‌تواند موجب ۵/۳۵ درصد کاهش در برابری قدرت خرید میان دو کشور ایران و ژاپن در بلندمدت شود. علاوه بر این در بلندمدت آماره احتمال متغیر تورم ایران برابر ۰/۰۰ است لذا می‌توان گفت در بلندمدت اثر معنی‌دار سطوح قیمت داخلی بر برابری قدرت خرید ایران و انگلستان تأیید می‌شود به طوری که یک درصد افزایش در سطوح قیمت ایران می‌تواند موجب ۱/۵۱ درصد افزایش در برابری قدرت خرید شود. نتایج تخمین‌های هم‌انباشتگی در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که آماره احتمال تغییرات تورم ایران و تغییرات تورم انگلستان به ترتیب برابر ۰/۵۳ و ۰/۱۹ است، لذا می‌توان گفت در کوتاه‌مدت اثر معنی‌دار تغییرات تورم و تغییرات تورم انگلستان بر برابری قدرت خرید رد می‌شود.

امریکا: نتایج تخمین‌های هم‌انباشتگی در مورد کشور امریکا در جدول (۲) نشان می‌دهد که در بلندمدت آماره احتمال شوک‌های قیمتی مثبت و منفی در کشور ژاپن به ترتیب برابر ۰/۰۳ و ۰/۰۱ است، لذا می‌توان گفت در بلندمدت اثر معنی‌دار شوک‌های قیمتی مثبت و منفی بر برابری قدرت خرید تأیید می‌شود. در واقع یک درصد شوک قیمتی مثبت در امریکا می‌تواند موجب ۵/۳۵ درصد تغییر در برابری قدرت خرید میان دو کشور ایران و امریکا در بلندمدت شود. همچنین یک درصد شوک قیمتی منفی در امریکا می‌تواند موجب ۱/۵۱ درصد تغییر در برابری قدرت خرید میان دو کشور ایران و امریکا در بلندمدت شود. این موضوع نشان‌دهنده آن است که در بلندمدت، شوک‌های قیمتی در ژاپن اثر نامتقارنی بر برابری قدرت خرید دارند (اثر نامتقارن توسط آزمون والد تأیید می‌شود).

کشور عربستان از دوره جاری تا سه دوره قبل بر برابری قدرت خرید به ترتیب برابر ۰/۰۰، ۰/۹۱، ۰/۰۸ و ۰/۰۰ است که به معنی اثرگذاری معنی‌دار تغییرات شوک‌های قیمتی مثبت کشور عربستان دوره‌های جاری و دو دوره قبل بر تغییرات قدرت خرید است. در این چارچوب یک درصد افزایش تغییرات شوک‌های قیمتی مثبت کشور عربستان در دوره جاری می‌تواند موجب کاهش تغییرات معنی‌دار قدرت خرید بین ایران و عربستان به میزان ۴/۳۵ درصد در همان دوره شود. همچنین یک درصد افزایش تغییرات شوک‌های قیمتی مثبت کشور عربستان در دو دوره قبل می‌تواند موجب کاهش تغییرات معنی‌دار قدرت خرید بین ایران و عربستان به میزان ۰/۶۰ درصد در دوره جاری شود. آماره احتمال تغییرات شوک‌های قیمتی منفی کشور عربستان از دوره جاری تا سه دوره قبل بر برابری قدرت خرید به ترتیب برابر ۰/۴۵، ۰/۰۰، ۰/۰۰ و ۰/۰۰ است که به معنی اثرگذاری معنی‌دار تغییرات شوک‌های قیمتی منفی کشور عربستان در دوره‌های قبل، دو دوره قبل و سه دوره قبل بر تغییرات قدرت خرید است. در این چارچوب یک درصد افزایش تغییرات شوک‌های قیمتی منفی کشور عربستان در دوره قبل می‌تواند موجب کاهش تغییرات معنی‌دار قدرت خرید بین ایران و عربستان به میزان ۶۹/۳۴ درصد در دوره جاری شود. همچنین یک درصد افزایش تغییرات شوک‌های قیمتی منفی کشور عربستان در دو دوره قبل می‌تواند موجب افزایش تغییرات معنی‌دار قدرت خرید بین ایران و عربستان به میزان ۱۷۴/۶۲ درصد در دوره جاری شود. همچنین یک درصد افزایش تغییرات شوک‌های قیمتی منفی کشور عربستان در سه دوره قبل می‌تواند موجب کاهش تغییرات معنی‌دار قدرت خرید بین ایران و عربستان به میزان ۱۰۷/۲۵ درصد در دوره جاری شود.

نیروژ: نتایج تخمین‌های هم‌انباشتگی در مورد کشور نیروژ در جدول (۲) نشان می‌دهد که در بلندمدت آماره احتمال تورم کشور نیروژ برابر ۰/۰۷ است؛ لذا می‌توان گفت در بلندمدت اثر معنی‌دار تورم بر برابری قدرت خرید رد می‌شود. علاوه بر این در بلندمدت آماره احتمال متغیر تورم ایران برابر ۰/۰۴ است لذا می‌توان گفت در بلندمدت اثر معنی‌دار سطوح قیمت داخلی بر برابری قدرت خرید ایران و نیروژ تأیید می‌شود به طوری که یک درصد افزایش در سطوح قیمت ایران می‌تواند موجب ۱۳/۸۴

نتایج تخمین‌های هم‌انباشتگی در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که آماره احتمال تغییرات تورم ایران، تغییرات شوک‌های قیمتی مثبت و منفی ژاپن به ترتیب برابر ۰/۹۸، ۰/۹۹ و ۰/۷۹ است، لذا می‌توان گفت در کوتاه‌مدت اثر معنی‌دار تغییرات آنها بر برابری قدرت خرید رد می‌شود.

علاوه بر این در بلندمدت آماره احتمال متغیر تورم ایران برابر ۰/۰۴ است لذا می‌توان گفت در بلندمدت اثر معنی‌دار سطوح قیمت داخلی بر برابری قدرت خرید ایران و امریکا تأیید می‌شود به طوری که یک درصد افزایش در سطوح قیمت ایران می‌تواند موجب ۲۵/۶۷ درصد افزایش در برابری قدرت خرید شود.

جدول ۲. نتایج هم‌انباشتگی

روابط بلندمدت				
کشور	مدل	متغیر	ضریب	احتمال
ژاپن	NARDL	عرض از مبدأ	۸/۱۱	۰/۰۰
		Log(CPI_Iran)	-۰/۴۳	۰/۰۰
		Log(CPI_Japan+)	۹/۶۲	۰/۵۳
		Log(CPI_Japan-)	-۶۱/۴۷	۰/۰۱
عربستان	NARDL	عرض از مبدأ	۰/۴۳	۰/۵۳
		Log(CPI_Iran)	۱/۸۷	۰/۰۰
		Log(CPI_Saudi Arabia+)	-۴/۶۹	۰/۰۰
		Log(CPI_Saudi Arabia-)	-۳/۷۳	۰/۴۶
نروژ	ARDL	عرض از مبدأ	-۵۰/۹۶	۰/۱۰
		Log(CPI_Iran)	۱۳/۸۴	۰/۰۴
		Log(CPI_Norway+)	-۰/۷۹	۰/۰۷
انگلستان	ARDL	عرض از مبدأ	۲۷/۶۷	۰/۰۹
		Log(CPI_Iran)	۱/۵۱	۰/۰۰
		Log(CPI_England)	-۵/۳۵	۰/۰۱
امریکا	NARDL	عرض از مبدأ	-۱/۳۸	۰/۹۹
		Log(CPI_Iran)	۲۵/۶۷	۰/۰۴
		Log(CPI_US+)	-۵/۳۵	۰/۰۳
		Log(CPI_US-)	۱/۵۱	۰/۰۱
روابط کوتاه‌مدت				
ژاپن	NARDL	D(Log(CPI_Iran))	-۰/۲۱	۰/۴۶
		D(Log(CPI_Japan+))	۴/۸۵	۰/۵۲
		D(Log(CPI_Japan-))	-۳۱/۰۰	۰/۰۰
		Cointeq(-1)	-۰/۵۰	۰/۰۰
عربستان	NARDL	D(Log(Saudi Arabia+(-1)))	۰/۰۱	۰/۹۱
		D(Log(Saudi Arabia+(-2)))	-۰/۶۰	۰/۰۰
		D(Log(Saudi Arabia+(-3)))	۰/۰۶	۰/۰۸
		D(Log(CPI_Iran))	۱/۸۹	۰/۰۰
		D(Log(CPI_Iran(-1)))	-۱/۶۲	۰/۰۰

		D(Log(CPI_Iran(-2)))	۰/۵۵	۰/۱۱
		D(Log(CPI_Iran(-3)))	۰/۷۲	۰/۰۵
		D(Log(CPI_Saudi Arabia+))	-۴/۳۵	۰/۰۰
		D(Log(CPI_Saudi Arabia-))	۸/۱۹	۰/۴۵
		D(Log(CPI_Saudi Arabia(-1)))	-۶۹/۳۴	۰/۰۰
		D(Log(CPI_Saudi Arabia(-2)))	۱۷۴/۶۲	۰/۰۰
		D(Log(CPI_Saudi Arabia(-3)))	-۱۰۷/۲۵	۰/۰۰
		Cointeq(-1)	-۰/۹۲	۰/۰۰
نروژ	ARDL	D(Log(CPI_Iran))	۰/۴۵	۰/۳۸
		D(Log(CPI_Norway))	-۱۳/۹۶	۰/۱۱
		D(Log(CPI_Norway(-1)))	-۱۳/۰۰	۰/۱۷
		Cointeq(-1)	-۰/۵۷	۰/۰۰
انگلستان	ARDL	D(Log(CPI_Iran))	-۱/۷۵	۰/۵۳
		D(Log(CPI_England))	۰/۴۹	۰/۱۹
		Cointeq(-1)	-۰/۳۲	۰/۰۴
امریکا	NARDL	D(Log(CPI_Iran))	۹/۰۵	۰/۹۸
		D(Log(CPI_US+))	-۱/۷۵	۰/۹۹
		D(Log(CPI_US-))	۰/۴۹	۰/۷۹
		Cointeq(-1)	-۰/۳۶	۰/۰۴
$R^2_{Japan}=۰/۹۵$	$R^2_{Saudi}=۰/۹۹$	$R^2_{Norway}=۰/۹۴$	$R^2_{England}=۰/۹۲$	$R^2_{US}=۰/۹۸$
$Adj_R^2=۰/۹۴$	$Adj_R^2=۰/۹۹$	$Adj_R^2_{Norway}=۰/۹۲$	$Adj_R^2=۰/۹۱$	$Adj_R^2=۰/۹۷$
$D-W Test_{Japan}=۲/۱۴$	$D-W Test_{Saudi}=۲/۰۸$	$D-W Test_{Norway}=۱/۸۷$	$D-W Test_{England}=۱/۹۰$	$D-W Test_{US}=۱/۸۷$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

روندی خطی تبعیت می‌کند. از این رو اثر یک شوک مثبت و منفی قیمت متقارن بوده و در بلندمدت شوک مثبت قیمت در ایران منجر به افزایش برابری قدرت خرید خواهد شد (این حالت در کوتاه‌مدت نیز برقرار است). این نتیجه با نتیجه بدست آمده از مطالعه کومار تیواری و شهباز^۱ (۲۰۱۳) در حالت خطی یکسان است. به عبارتی نتایج این مطالعه نشان داد که نظریه PPP برای کشورهای هنگ‌کنگ، عربستان، سنگاپور، انگلستان و آمریکا در مقابل هند برقرار است اما وجود رابطه غیرخطی نظریه PPP در کشور هند نسبت به کشورهای مطرح شده تأیید نشد. یک شوک منفی قیمت‌های نروژ منجر به کاهش برابری قدرت خرید در کوتاه‌مدت و بلندمدت شده و در

براساس یافته‌های بدست آمده از این قسمت مشخص است که شوک قیمتی در ژاپن و عربستان هم در کوتاه‌مدت و هم بلندمدت اثر نامتقارنی بر برابری قدرت خرید دارد. برای کشور ژاپن شوک مثبت قیمت منجر به افزایش و شوک منفی قیمت منجر به کاهش برابری قدرت خرید در این کشور شده است. در مورد کشور عربستان شوک مثبت و منفی، در بلندمدت، منجر به کاهش برابری قدرت خرید برای این کشور شده است. در کوتاه‌مدت نیز یک شوک منفی قیمت تا سه دوره قبل بر قیمت دوره جاری اثرگذار است. این حالت برای اثر شوک مثبت قیمت در ایران نیز تا سه دوره قبل برای کشور عربستان برقرار است. بررسی کشورهای نروژ و انگلستان نشان می‌دهد که برابری قدرت خرید با ایران برای این کشورها از

1. Kumar Tiwari & Shahbaz (2013)

تبعیت می‌کند. از این رو اثر یک شوک مثبت و منفی قیمت متقارن بوده و در بلندمدت شوک مثبت قیمت در ایران منجر به افزایش برابری قدرت خرید خواهد شد. شوک منفی قیمت‌های نیروژ منجر به کاهش برابری قدرت خرید در کوتاه‌مدت و بلندمدت شده و در کوتاه‌مدت این شوک از یک دوره قبل نیز متاثر می‌شود. در نهایت نتایج بدست آمده برای کشور آمریکا نشان داد که شوک مثبت قیمت در ایران منجر به افزایش برابری قدرت خرید در کوتاه‌مدت و بلندمدت شده و همچنین شوک مثبت قیمت برای آمریکا منجر به کاهش شوک منفی قیمت در آمریکا منجر به افزایش برابری قدرت خرید در بلندمدت شده و این اثرات برای کوتاه‌مدت بی‌معنی است.

شرایط سیاسی کشور که ناشی از تحریم‌های آمریکاست، اقتصاد کشور را به سمتی می‌کشاند که سیاست‌گذار را مجبور به حذف دلار از چرخه مبادلات ارزی کشور می‌کند. در شرایط کنونی معاملات دلاری به طور عملی از گردونه معاملات تجاری ایران حذف شده و عمده معاملات بر روی سایر ارزها انجام می‌شود. در این چارچوب عدم آگاهی از عوامل بیرونی مانند شوک‌های منفی و مثبت تورم در کشورهای طرف تجاری باعث شکست‌های برنامه سیاست‌گذار می‌شود؛ در این چارچوب با توجه خروج دلار از مبادلات تجاری ایران و گرایش به سمت مبادله با واحد پولی کشور مقابل، نتایج تحقیق پیشنهاد می‌دهد هنگام انعقاد قرارداد به شرایط تورمی کشور مقابل توجه نموده و ریسک چنین قراردادهایی را در نظر بگیرند.

کوتاه‌مدت این شوک از یک دوره قبل نیز متاثر می‌شود. این نتایج با نتایج بدست آمده برای انگلستان در بلندمدت همراستا است اما نتایج کوتاه‌مدت برای کشور انگلستان حاکی از معنی‌دار نبودن اثرات شوک‌ها بر برابری قدرت خرید است. در نهایت نتایج بدست آمده برای کشور آمریکا نیز نشان می‌دهد که شوک مثبت قیمت در ایران منجر به افزایش برابری قدرت خرید در کوتاه‌مدت و بلندمدت شده و همچنین شوک مثبت قیمت برای آمریکا منجر به کاهش شوک منفی قیمت در آمریکا منجر به افزایش برابری قدرت خرید در بلندمدت شده و این اثرات برای کوتاه‌مدت بی‌معنی است.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

نرخ ارز همواره یکی از دغدغه‌های مهم سیاست‌گذاران اقتصادی کشور بوده است و همواره مباحث چالشی حول چگونگی تعیین نرخ ارز در جریان بوده است. تغییرات نرخ ارز منجر به مجموعه‌ای از تحولات در اقتصاد داخلی و خارجی می‌شود که برآیند آن کارکرد اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. مفهوم نرخ ارز حقیقی بین دو کشور در واقع بیانگر سطح نسبی قیمت‌های آنهاست که برقراری آن نشان‌دهنده برابری قدرت خرید است.

مطالعه حاضر تلاش نمود تا اعتبار نظریه برابری قدرت خرید را برای کشور ایران بررسی نماید. نتایج نشان داد که شوک قیمتی در ژاپن و عربستان اثر نامتقارنی بر برابری قدرت خرید دارد. بررسی کشورهای نیروژ و انگلستان نیز نشان داد که برابری قدرت خرید با ایران برای این کشورها از روندی خطی

منابع

نظریه برابری قدرت خرید در ایران با لحاظ شکست ساختاری". فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۷۴، ۱۳۳-۱۵۴.
خالویی، محمد؛ فرزام، وحید و انصاری نسب، مسلم (۱۳۹۴). "آزمون نظریه برابری قدرت خرید در برابری پول ایران با پول منتخبی از شرکای تجاری همسایه". پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه ولی عصر (عج) رفسنجان، دانشکده علوم اقتصادی، ۱۰۵-۱.
راعی، رضا؛ ایروانی، محمد جواد و احمدی، تیرداد (۱۳۹۷).

پدرام، مهدی و دهنوی، شدریه (۱۳۹۲). "خودرگرسیون آستانه‌ای و آزمون تئوری برابری قدرت خرید". فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، دوره ۲۱، شماره ۶۸، ۱۵۸-۱۳۹.
تقوی، مهدی و مرادی، مهدیه (۱۳۹۱). "برآورد نرخ ارز (ریال-دلار) بر اساس فرضیه برابری قدرت خرید و رویکرد پولی". فصلنامه اقتصاد کاربردی، دوره ۳، شماره ۹، ۳۹-۶۴.
حقیقت، جعفر و لاریجانی، ریحانه (۱۳۹۴). "بررسی تجربی

واقعی ارز ایران با استفاده از مدل چرخشی خود بازگشتی مارکف". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال چهارم، شماره دوم، ۱۷۸-۱۵۷.

فشاری، مجید (۱۳۹۷). "بررسی تأثیر نظام‌های بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ایران (رهیافت غیرخطی الگوی چرخشی مارکوف)". فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۸، شماره ۳۱، ۱۵۰-۱۳۵.

میراحسنی، منیرالسادات (۱۳۹۰). "موارد استفاده از نرخ برابری قدرت خرید و تفاوت آن با نرخ ارز بازار". مجله اقتصادی، شماره ۱۰-۹، ۲۱۶-۲۰۳.

Aixalá, J., Fabro, G. & Gadea, M. D. (2019). "Exchange Rates and Prices in Spain During the Gold Standard (1868-1914): A Test of Purchasing Power Parity". *Applied Economics Letters*, 13, 1-5.

Al-Khazali, O. M., Pyun, C. S. & Kim, D. (2012). "Are Exchange Rate Movements Predictable in Asia-Pacific Markets? Evidence of Random Walk and Martingale Difference Processes". *International Review of Economics & Finance*, 21(1), 221-231.

Aslan, A. (2010). "The Validity of PPP: Evidence from Lagrange Multiplier Unit Root Tests for ASEAN Countries". *Economics Bulletin*, 30(2), 1433-1443.

Bahmani-Oskooee, M. & Hegerty, S. W. (2008). "Exchange-Rate Risk and US-Japan Trade: Evidence from Industry Level Data". *Journal of the Japanese and International Economies*, 22(4), 518-534.

Bahmani-Oskooee, M. & Wu, T. P. (2017). "Purchasing Power Parity in the 34 OECD Countries: Evidence from Quantile-Based Unit Root Tests with both Smooth and Sharp Breaks". *Applied Economics*, 50(23), 2622-2634.

Bahmani-Oskooee, M., Chang, T. & Wu, T. (2014). "Revisiting Purchasing Power

"شوک‌های پولی و کانال‌های انتقال دهنده سیاست پولی در اقتصاد ایران: با تأکید بر کانال نرخ ارز، قیمت مسکن و اعتبارات".

رضازاده، علی؛ محمدپور، سیاوش و فتاحی، فهمی‌ده (۱۳۹۷). "کاربرد آزمون ریشه واحد غیرخطی مارکوف-سوئیچینگ در بررسی نظریه برابری قدرت خرید". فصلنامه علمی نظریه‌های کاربردی اقتصاد، دوره ۵، شماره ۲، ۸۰-۵۵.

شهبازی، کیومرث؛ فلاحی، فیروز و غلامی، امیر (۱۳۹۱). "همگرایی شاخص قیمت در استان‌های ایران". فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، شماره ۴، پیاپی ۲۰، ۱۲۸-۱۱۱.

فتاحی، شهرام و نظیفی، مینو (۱۳۹۳). "مدل سازی نرخ

Parity in African Countries: Panel Stationary Test with Sharp and Smooth Breaks". *Applied Financial Economics*, 24(22), 1429-1438.

Bahmani-Oskooee, M., Kutan, A. M. & Zhou, S. (2007). "Testing PPP in the Non-Linear STAR Frame Work". *Economics Letters*, 94(1), 104-110.

Banerjee, A., Dolado, J. & Mestre, R. (1998). "Error-correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-equation Framework". *Journal of Time Series Analysis*, 19(3), 267-283.

Benamar, A., Ziane, K. A., 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.

Caporale, G. M. & Gil-Alana, L. A. (2015). "Testing PPP for the South African Rand/US Dollar Real Exchange Rate at Different Data Frequencies". *African Development Review*, 27(2), 161-170.

Cassel, G. (1918). "Abnormal Deviations in International Exchanges". *The Economic Journal*, 28(112), 413-415.

Chang, T. & Tzeng, H. W. (2013). "Purchasing Power Parity in Nine

- Transition Countries: Panel SURKSS Test". *International Journal of Finance & Economics*, 18(1), 74-81.
- Cheng, B. S. (1999). "Beyond the Purchasing Power Parity: Testing for Cointegration and Causality between Exchange Rates, Prices, and Interest Rates". *Journal of International Money and Finance*, 18(6), 911-924.
- Enders, W. (1988). "ARIMA and Cointegration Tests of PPP Under fixed and Flexible Exchange Rate Regimes". *The Review of Economics and Statistics*, 70(3), 504-508.
- Ford, N. & Horioka, C. Y. (2016). "The 'Real' Explanation of the PPP Puzzle". *National Bureau of Economic Research* (No. w22198).
- Freixo, C. S. & Barbosa, F. H. (2004). "Purchasing Power Parity: A non-Linear Reversion Model for Brazil". *Revista Economica*, 5, 75-115.
- Güris, B. & Tirasoglu, M. (2018). "The Validity of Purchasing Power Parity in BRICS Countries". *Prague Economic Papers*, 2018(4), 417-426.
- He, H. & Chang, T. (2013). "Purchasing Power Parity in Transition Countries: Sequential Panel Selection Method". *Economic Modelling*, 35, 604-609.
- Hoang, T., Lahiani, A. & Heller, D. (2016). "Is Gold a Hedge Against Inflation? New Evidence from a Nonlinear ARDL Approach". *Economic Modelling*, 54, 54-66.
- Iyke, B. N. & Odhiambo, N. M. (2017). "Foreign Exchange Markets and the Purchasing Power Parity Theory: Evidence from two Southern African Countries". *African Journal of Economic and Management Studies*, 8(1), 89-102.
- Katusiime, L., Shamsuddin, A. & Agbola, F. W. (2015). "Macroeconomic and Market Microstructure Modelling of Ugandan Exchange Rate". *Economic Modelling*, 45, 175-186.
- Kholdy, S. & Sohrabian, A. (1990). "Exchange Rates and Prices: Evidence from Granger Causality Tests". *Journal of Post Keynesian Economics*, 13(1), 71-78.
- Kula, F., Aslan, A. & Feridun, M. (2011). "Purchasing Power Parity in Mena Revisited: Empirical Evidence in the Presence of Endogenously Determined Break Points". *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 24(1), 1-12.
- Lia, Ch. & Wang, W. (2016). "Fiscal Policy in a Floating Exchange Rate Regime With Consumption Home Bias". *International Journal of Economics and Finance*, 8(6), 24-36.
- Lothian, J. R. & Taylor, M. P. (1996). "Real Exchange Rate Behavior: the Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries". *Journal of Political Economy*, 104(3), 488-509.
- Lothian, J. R. (2016). "Purchasing Power Parity and the Behavior of Prices and Nominal Exchange Rates Across Exchange-Rate Regimes". *Journal of International Money and Finance*, 69, 5-21.
- Peel, D. A. & Venetis, I. A. (2003). "Purchasing Power Parity Over Two Centuries: Trends and Nonlinearity". *Applied Economics*, 35(5), 609-617.
- Pippenger, M. K. (1995). "Testing Price-Exchange Rate Noncausality: Results from a Vector Error Correction Model". *Atlantic Economic Journal*, 23(4), 255-266.
- Rogoff, K. (1996). "The Purchasing Power Parity Puzzle". *Journal of Economic Literature*, 34(2), 647-668.
- Sarno, L. & Taylor, M. P. (2002). "Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate". *IMF Staff Papers*, 49(1), 65-105.

- Shin, Y., Yu, B. & Greenwood-Nimmo, M. (2014). "Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL framework". In *Festschrift in Honor of Peter Schmidt* (pp. 281-314). Springer, New York, NY.
- Taylor, A. M. & Taylor, M. P. (2004). "The Purchasing Power Parity Debate". *Journal of Economic Perspectives*, 18(4), 135-158.
- Tiwari, A. K. & Shahbaz, M. (2014). "Revisiting Purchasing Power Parity for India Using Threshold Cointegration and nonlinear Unit Root Test". *Economic Change and Restructuring*, 47(2), 117-133.
- Vasconcelos, C. R. F. & Júnior, 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.
- Xu, Z. (2003). "Purchasing Power Parity, Price Indices, And Exchange Rate Forecasts". *Journal of International Money and Finance*, 22(1), 105-130.