فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال بیست و یکم، شماره 68، زمستان 1392، صفحات 158- 139

خود رگرسیون آستانه‌ای و آزمون تئوری برابری قدرت خرید

مهدی پدرام
دانشیار اقتصاد دانشگاه الزهرا
mehdipedram@alzahra.ac.ir

شدریه دهنوی
کارشناس‌ارشد اقتصاد (نویسنده مسئول)
shadriehe_786@yahoo.com

در سال‌های اخیر تعداد قابل توجهی از مقالات اقتصادسنجی در دنیا مربوط به نفوذ مدل‌های خود بازگشت آستانه‌ای و روش برآورد آنها بوده است. مدل‌های خود بازگشت آستانه‌ای قادر به ضبط حرکات نامتقارن و غیرخطی متغیرها می‌باشند. در این مقاله، به بیان ویژگی‌های مدل‌های آستانه‌ای و برخی کاربردهای گوناگون مدل‌های آستانه‌ای پرداخته می‌شود، سپس دو مدل خود بازگشت آستانه‌ای و خودبازگشت آستانه‌ای لحظه‌ای معرفی و بررسی می‌شود. در نهایت، با بیان مثالی از کاربرد مدل‌های آستانه‌ای در الگوسازی رفتار نامتقارن نرخ‌های ارز با استفاده از آزمون‌های همگرایی آستانه‌ای و آستانه‌ای لحظه‌ای ارائه‌شده توسط اندرس و سیکلوس (2001) به آزمون فرضیه برابری قدرت خرید ر ایران برای بازه زمانی (1390-1339) پرداخته می‌شود. نتایج حاکی از برقراری تئوری برابری قدرت خرید و نامتقارن بودن فرایند تعدیل برابری قدرت خرید بلندمدت نسبت به سطح تعادل می‌باشد.

طبقه‌بندی JEL: *C22, F31*.
واژه‌های کلیدی: *مدل خود بازگشت آستانه‌ای، مدل خود بازگشت آستانه‌ای لحظه‌ای، همگرایی آستانه‌ای، برابری قدرت خرید.*

*** تاریخ دریافت: 1392/4/28 تاریخ پذیرش: 1392/9/8**

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-01]

1. مقدمه

در سال‌های اخیر تعداد قابل توجهی از مقالات اقتصادسنجی مربوط به نفوذ مدل‌های خود بازگشت آستانه‌ای و روش‌های برآورد آنها بوده است که این الگوها غیرخطی می‌باشند. در الگوهای غیرخطی[1] واکنش یک متغیر نسبت به تغییرات سایر متغیرها به‌صورت غیرخطی مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این ارتباط می‌توان الگوهای خود بازگشت آستانه‌ای[2] و خود بازگشت آستانه‌ای لحظه‌ای[3] را به‌عنوان الگوهای غیر خطی معرفی نمود. یک موضوع آماری مهم آزمون خطی بودن در مقابل غیرخطی بودن می‌باشد. خطی بودن میان بسیاری از اقتصاددانان که از مدل‌های خطی استفاده می‌کنند به‌عنوان یک فرض اولیه برقرار است مگر اینکه شواهد و مدارک قانع‌کننده‌ای برای اثبات غیرخطی بودن وجود داشته باشد. با استفاده از مدل‌های آستانه‌ای می‌توان خطی یا غیرخطی بودن را آزمون نمود. مسئله دیگری که در اقتصاد کاربردی دارای اهمیت حیاتی است این است که قادر به تشخیص سری زمانی غیرخطی از سری‌های غیرایستا باشیم. غیرخطی بودن موضوعی جز غیرایستا بودن است. این موضوع منجر به دو کلاس مهم از آزمون‌های آماری می‌شود: آزمون فرضیه ریشه واحد (غیرایستایی خطی) در مقابل مدل TAR ایستا (ایستایی غیرخطی) و آزمون فرضیه خطی بودن در مقابل فرض غیرخطی بودن زمانی‌که ایستایی متغیرها اثبات شده است. انجام این آزمون‌ها با استفاده از مدل‌های آستانه‌ای امکان‌پذیر می‌شود.

کاربرد عمده تحلیل‌های سری‌های زمانی غیرخطی در اقتصاد برای سیکل‌های تجاری بوده است که به‌عنوان یک کاربرد رایج مدل‌های TAR برای مدلسازی تولید کل استفاده می‌شود که با نرخ‌های رشد GNP اندازه‌گیری شده است. یک مقاله تأثیرگذار در این زمینه مقاله بودرای و کوپ (1993) است که نرخ رشد GNP را به‌عنوان تابعی از انحراف سطح جاری GNP از حداکثر تاریخی خود را مدلسازی نموده است. آنها شواهدی مبنی بر اثر نامتقارن انحراف از تولید گذشته بر رشد اقتصاد در آینده ارائه نمودند. پسران و پوتر (1997) نشان دادند که مدل بودرای و کوپ یک مدل خاص از مدل TAR است. آنها با استفاده از چارچوب TAR نشان دادند که GNP آمریکا در معرض اثرات کف و سقف می‌باشد. هانسن (2001) با استفاده از مثال پوتر رابطه آزمون‌های آماری خود رگرسیون خطی با TAR را توضیح می‌دهد. کوپ و پوتر (1999) مدل‌های TAR را برای بیکاری آمریکا با استفاده از روش‌های بیزین برآورد نمودند و شواهد محکمی برای غیرخطی بودن آن یافتند. تمام این شواهد حاکی از کاربرد وسیع مدل‌های آستانه‌ای در اقتصاد تجربی است.

1. Non-Linear Model
2. Threshold Auto Regression (TAR)
3. Momentum Threshold Auto Regression (M-TAR)

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-01]

با توجه به ضرورت استفاده از تکنیک‌های جدید اقتصادسنجی و جایگزین نمودن آنها به‌جای روش‌های قدیمی‌تر در این مقاله با استفاده از مدل‌های آستانه‌ای از طریق در نظر گرفتن رفتار غیرخطی و نامتقارن نرخ ارز فرضیه برابری قدرت خرید در ایران بار دیگر آزمون می‌شود. تئوری برابری قدرت خرید[1] یکی از ساده‌ترین و ابتدایی‌ترین مدل‌های تعیین نرخ ارز است که به‌عنوان یک مدل مناسب تعیین نرخ ارز و به‌عنوان یک نقطه شروع برای نرخ ارز بلندمدت در بسیاری از تئوری‌های مدرن نرخ ارز مورد استفاده قرار می‌گیرد.

مفهوم اولیه و مورد تأکید تئوری PPP این است که آربیتراژ[2] منجر به تساوی قیمت کالاها در سطح بین‌المللی می‌شود، البته زمانی‌که قیمت کالاها بر حسب یک نوع ارز اندازه‌گیری شود. تئوری PPP بیانگر کاربرد قانون قیمت واحد است.

فرضیه برابری قدرت خرید بارها توسط محققین آزمون شده است چنین بیان می‌شود که نتایج این آزمون به روش اقتصادسنجی به‌کار برده شده و بازه زمانی مورد آزمایش بستگی دارد. در سال‌های گذشته پیشنهادهایی برای استفاده از این نظریه به‌عنوان رهنمود در برقراری نرخ‌های تعادلی ارز ارائه شده است. در عین حال، روش‌های آماری جدیدی جهت بررسی رابطه بین برابری قدرت خرید و نرخ‌های ارز مطرح شده است. جالب توجه است که ادعاهای مربوط به اعتبار نظریه برابری قدرت خرید بار دیگر مورد بررسی قرار گرفته است. در این مقاله، با استفاده از مدل‌های جدید آستانه‌ای این آزمون برای داده‌های سال‌های (1390-1339) انجام می‌شود.

در بخش‌های بعدی به‌ترتیب پیشینه تحقیق مطرح شده، سپس مبانی نظری بررسی شده و در ادامه مدل تحقیق و روش برآورد تبیین شده و در نهایت شواهد تجربی با یک نتیجه‌گیری کلی در خصوص تحقیق تکمیل می‌شود.

2. پیشینه تحقیق

مرادی (2000) در مقاله‌ای تحت عنوان "تعدیل غیرخطی در جهت برابری قدرت خرید "در چارچوب غیرخطی به بررسی پویایی تعدیل برابری قدرت خرید در ایران می‌پردازد. در این مقاله به این سؤال پاسخ داده می‌شود که آیا تئوری برابری قدرت خرید مطلق به‌عنوان یک مفهوم تعادلی بلندمدت در

1. Purchasing Power Parity

2. آربیتراژ یعنی خرید ارز از بازاری که ارزان‌تر است و فروش همزمان همان ارز در بازاری که گران‌تر است. در عمل با انجام آربیتراژ نرخ ارز در بازارهای بین‌المللی یکسان می‌شود، بنابراین عمل آربیتراژ زمانی سودآور خواهد بود که تفاوت مکانی نرخ ارز در دو بازار (با دو مکان متفاوت) از هزینه نقل و انتقال آن ارز بیشتر باشد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-01]

ایران حفظ می‌شود؟ نتایج نشان می‌دهد که برابری قدرت خرید (PPP) در بلندمدت پس از محاسبه شکست ساختاری برقرار می‌شود. به‌علاوه، خطی بودن رفتار نرخ ارز قویاً در این مقاله رد می‌شود.

شجری و نصراللهی(1381) نیز به بررسی نظریه برابری قدرت خرید در ایران با استفاده از روش حداکثر درستنمایی یوهانسن- جوسیلیوس پرداخته‌اند. آنها پنج نوع نرخ ارز[1] موجود در ایران را در نظر گرفته، سپس با توجه به هر یک از این نرخ‌ها آزمون PPP را انجام دادند. نتایج آنها حاکی از این است که تئوری PPP بر اساس نرخ رسمی ارز رد شده و بر اساس چهار نرخ دیگر این تئوری تأیید می‌شود.

پدرام (1377) به آزمون نظریه برابری قدرت خرید پرداخته و ضمن رد این نظریه در ایران به طراحی مدلی برای بررسی عوامل مؤثر بر رفتار نرخ ارز می‌پردازد. وی پیشنهاد می‌دهد که سیاست مناسب اقتصادی برای حصول به نرخ ارز واقعی تعادلی، تغییر نرخ ارز اسمی (کاهش ارزش اسمی ریال) همزمان با افزایش نرخ تورم نیست، بلکه دولت می‌بایست سیاست‌های ارزی و تجاری خود را به‌گونه‌ای طراحی نمایدکه شکاف بین نرخ ارز اسمی در بازار سیاه و نرخ رسمی کمتر شود تا اینکه از بین برود.

باقری (1376) بر اساس روش همگرایی بلندمدت و مدل‌های باکس-جنگینز و مدل‌های علی به بررسی فرضیه PPP در اقتصاد ایران پرداخته و به این نتیجه رسید که تئوری PPP تنها بر اساس نرخ بازار موازی ارز برقرار می‌باشد.

شیوا و خیابانی (1375) در مقاله خود تحت عنوان "آزمون برابری قدرت خرید در ایران به روش همگرایی برداری" نظریه برابری قدرت خرید را آزمون نمودند. نتایج بررسی آنها حاکی از این است که در دوره مورد مطالعه تئوری PPP در ایران مصداق داشته است.

3. مبانی نظری

سری‌های زمانی یکی از مهم‌ترین داده‌های آماری مورد استفاده در تجزیه‌وتحلیل تجربی هستند. این الگوها اغلب برای پیش‌بینی‌های کوتاه‌مدت و بررسی روابط بین متغیرها مورد استفاده قرار می‌گیرد. با توجه به کاربرد وسیع الگوهای سری زمانی در تحقیقات همواره چنین فرض می‌شود که سری زمانی ایستا است و اگر این حالت وجود نداشته باشد و متغیرهای سری زمانی ایستا نباشند آزمون‌های آماری که اساس آنها بر پایه t ،F، خی دو و ... بنا شده است مورد تردید قرار می‌گیرد یا ممکن است مشکلی به نام رگرسیون کاذب[2] یا رگرسیون ساختگی به‌وجود آید. در این رگرسیون‌ها در عین حال که هیچ رابطه با مفهومی بین متغیرها وجود ندارد، اما ضریب تعیین R^2 بزرگ و مقدار آماره t ضرایب نیز

1. نرخ پایه رسمی ارز، نرخ دریافتی‌های ارزی، نرخ پرداختی‌های ارزی، نرخ نهایی صادراتی و نرخ بازار موازی یا آزاد

2. Spurious Regression

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-01]

بزرگ به‌دست می‌آید و این ممکن است باعث استنباط‌های اشتباه در مورد میزان ارتباط بین متغیرها شود، بنابراین ایستایی متغیرها امری ضروری است.

اگر در یک مدل متغیرها ناایستا شدند، به‌جای سطح نخستین تفاضل (یا تفاضل مراتب بالاتر) آنها می‌تواند ایستا بوده و از آنها در مدل استفاده کنیم و مدل را بر اساس متغیرهای جدید تخمین بزنیم. در این حالت مشکل رگرسیون کاذب برطرف می‌شود، اما زمانی‌که از تفاضل‌ها در برآورد ضرایب یک الگو استفاده می‌کنیم اطلاعات ارزشمندی را در رابطه با سطح متغیرها از دست می‌دهیم. به عبارت دیگر، هرچند شرط ایستایی متغیرهای سری زمانی یک رابطه رگرسیونی را می‌توان از طریق تفاضل‌گیری تأمین نمود، اما با تفاضل‌گیری مرتبه اول (یا مراتب بالاتر) رابطه بلندمدت بین سری‌های زمانی را از دست می‌دهیم (این رابطه بلندمدت بین دو سری زمانی ناشی از سطوح دو متغیر است نه تفاضل مرتبه اول آنها). در این مورد است که همگرایی به کمک ما می‌آید تا بتوان رگرسیون را بدون هراس از کاذب بودن بر اساس سطح متغیرهای سری زمانی برآورد نمود.

3-1. همگرایی

هرگاه تمام متغیرهای به‌کار رفته در مدل رگرسیونی در مجموع ایستا شوند یعنی باقیمانده‌های حاصل از مدل ایستا باشند آنگاه پدیده همگرایی یا همجمعی به‌وجود می‌آید. در واقع، از لحاظ اقتصادسنجی رابطه همگرایی برای دو متغیر X و Y را به‌صورت زیر می‌توان بیان نمود. هرگاه یک رابطه اقتصادی نظیر رابطه زیر بین دو متغیر برقرار باشد:

$$Yt= a+Bx_t+U_t \qquad (1)$$

به طوری‌که هر دو متغیر دارای گام تصادفی باشند و با یک بار تفاضل‌گیری ایستا شوند ترکیب خطی آنها که به‌صورت زیر می‌باشد:

$$U_t= Yt= a+Bx \qquad (2)$$

U_t همگرا از مرتبه صفر باشند، در این صورت دو متغیر الگو دارای رابطه تعادلی بلندمدت یا همگرا می‌باشند. در چنین مواردی رگرسیون بر مقادیر دو متغیر معنادار است و هیچ اطلاعات بلندمدتی را از دست نمی‌دهیم.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-01]

برای سنجش همگرایی متغیرها چندین آزمون وجود دارد یکی از این آزمون‌ها آزمون انگل وگرنجر[1] است. در این آزمون فرض بر این است که مکانیزم تصحیح خطا متقارن می‌باشد، به این معنا که ضریب تعدیل بدون توجه به مقدار مثبت یا منفی خطای تعادلی مشابه است.

در این آزمون همگرایی ممکن بین y_t و x_t با توجه به مرتبه انباشتگی پسماندها U_t با استفاده از آزمون دیکی- فولر[2] به این صورت آزمون می‌شود: فرض صفر مبنی بر عدم همگرایی (H_0 : $\rho=0$) و فرض مقابل (H_1 : $\rho=1$) بیانگر همگرایی است.

انگل و گرانجر (1987) بیان نمودند اگر آزمون دیکی- فولر را بر پسماندهای مدل انجام دادیم و سری زمانی پسماندها ایستا شد تأییدی بر همگرایی است. به عبارت دیگر، در صورتی‌که آماره t محاسبه‌شده برای پارامتر تعدیل ρ کوچکتر از مقادیر بحرانی جدول برای حالت سطح باشد می‌توان نتیجه گرفت که جملات پسماند حاصل در سطح ایستا بوده، در نتیجه رابطه تعادلی بلندمدت برقرار است.

اما شایان ذکر است اگر بین دو متغیر موردنظر رابطه همگرایی نامتقارن برقرار باشد، در این صورت آزمون انگل و گرنجر می‌تواند دارای خطای تصریح بوده و نتیجه حاصل از آن نمی‌تواند نشان‌دهنده ماهیت دو متغیر باشد (اندرس و سیکلوس، 2001)، بنابراین برای بررسی همگرایی آستانه‌ای یا نامتقارن می‌بایست از آزمون دیگری استفاده نمود که قادر به تشخیص رفتار نامتقارن متغیرها باشد و آزمون‌های اثر آستانه‌ای چنین شواهدی را فراهم می‌سازند. در ادامه، به معرفی و بررسی دو الگوی خود بازگشت آستانه‌ای و خود بازگشت آستانه‌ای لحظه‌ای می‌پردازیم که قادر به تشخیص حرکات غیرخطی و نامتقارن متغیرها در مقابل رفتار خطی و متقارن متغیرها می‌باشند.

2-3. الگوی خود بازگشت آستانه‌ای (TAR)

برای آزمون ایستایی جزء اخلال مشمول تعدیل نامتقارن اندرس و سیکلاس (2001) مدل زیر را معرفی نمودند. در این روش با استفاده از u_t به‌دست آمده از رابطه (1) رابطه (3) به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\Delta u_t = I_t \rho_1 u_{t-1} + (1- I_t) \rho_2 u_{t-1} + \sum \gamma_i \Delta u_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (3)$$

1. Engel-Granger
2. Dickey-Fuller Test

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-01]

که در آن، P_1، P_2 و $_1$ ضریب هستند. ε_t فرایند نوفه سفید[1] و پسماند، P تعداد تأخیرها و I_t تابع شاخص هوی ساید[2] است:

$$I_t = \begin{cases} ۱ & \text{اگر} \quad u_{t-1} \geq \tau \\ ۰ & \text{اگر} \quad u_{t-1} < \tau \end{cases} \qquad (4)$$

که در آن، τ مقدار آستانه‌ای است که لازم است مشخص گردد. مدل همگرایی شامل معادله‌های (1)، (3) و(4) در اندرس و سیکلوس (2001) مدل همگرایی خود بازگشتی آستانه‌ای (TAR) نامیده می‌شود، البته باید متذکر شد که تابع شاخص I_t در معادله (4) به سطح u_{t-1} بستگی دارد.

اندرس و گرنجر (1998) نشان دادند اگر دنباله $\{u_t\}$ ایستا باشد برآوردهای حداقل مربعات $\rho_۲$ و $\rho_۱$ یک توزیع نرمال چند متغیره مجانبی خواهد داشت. تانگ (1983، 1990) نیز تأیید می‌کند که برآوردهای کمترین مربعات $\rho_۲$ و $\rho_۱$ یک توزیع نرمال چند متغیره مجانبی دارد. در معادله (3) طول وقفه (درجه P ام) با استفاده از معیار اطلاعات آکائیک (AIC) یا معیار بیزین - شوارتز (SBC) تعیین می‌گردد.

3-3. الگوی خود بازگشت آستانه‌ای لحظه‌ای (M-TAR)

اندرس و سیکلوس (2001) و اندرس و گرانجر (1998) بیان می‌کنند می‌توان شرایطی را برگزید که شاخص هوی ساید به‌جای اینکه به سطح $u_{t-۱}$ (معادله 4) بستگی داشته باشد تابعی از تغییرات دوره قبلی u_{t-1} باشد، بنابراین تابع شاخص هوی ساید جدید به‌این صورت می‌باشد:

$$I_t = \begin{cases} ۱ & \text{اگر} \quad \Delta u_{t-1} \geq \tau \\ ۰ & \text{اگر} \quad \Delta u_{t-1} < \tau \end{cases} \qquad (5)$$

به گفته اندرس و گرنجر (1998) این مدل به‌طور خاص زمانی‌که تعدیل نامتقارن می‌باشد مفید خواهد بود، زیرا سری شتاب بیشتری در یک سو نسبت به سوهای دیگر نشان می‌دهد. مدل M-TAR قادر به ضبط حرکات دارای سرازیری تند و حاد در یک دنباله است. زمانی‌که مقادیر یک دنباله دچار افت یا

1. White Noise
2. Heaviside Indicator Function

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-01]

افزایش ناگهانی می‌شوند مدل M-TAR رفتار این دنباله را بهتر می‌تواند توضیح دهد، در حالی‌که مدل TAR می‌تواند یک فرایند سیکلی عمیق را زمانی‌که انحراف‌های مثبت طولانی‌مدت‌تر از انحراف منفی است ضبط کند؛ یعنی زمانی‌که مقادیر دنباله کاهش و افزایش ناگهانی نداشته و به‌تدریج کم یا زیاد شوند. مدل به‌دست آمده از طریق معادلات (1)، (3) و (5) را مدل خود بازگشت آستانه‌ای لحظه‌ای (M-TAR)[1] می‌نامند.

شرط لازم برای ایستا بودن $\{u_t\}$ این است که $0 > (\rho_1 \text{ و } \rho_2) > -2$ باشد. اگر واریانس ε_t به‌قدر کافی بزرگ باشد این امکان وجود دارد که یک مقدار ρ_j بین 2- و 0 باشد و مقادیر دیگر برابر صفر باشد.

به‌عنوان مثال در مدل TAR اگر $0 > \rho_2 > \rho_1 > -2$ باشد فاز منفی دنباله $\{u_t\}$ نسبت به فاز مثبت دنباله تمایل به ماندگاری بیشتری خواهد داشت. در مدل M-TAR اگر $|\rho_2| < |\rho_1|$ باشد مدل M-TAR برای مقادیر مثبت Δu_{t-1} کاهش نسبتاً کمتری نسبت به مقادیر منفی Δu_{t-1} نشان می‌دهد، بنابراین در حالی‌که مدل TAR اجازه می‌دهد که شاخص هوی ساید به سطح متغیر بستگی داشته باشد مدل M-TAR اجازه می‌دهد که این شاخص به نخستین اختلاف‌های متغیر بستگی داشته باشد.

همانطور که سیشل (1993) بیان می‌کند عمق منفی یک سری (یعنی $|\rho_2| > |\rho_1|$) دلالت بر نمایش چولگی منفی سری نسبت به میانگین یا روند دارد و یک عمق مثبت دلالت بر نمایش چولگی مثبت سری نسبت به میانگین دارد. بسته به مقادیر $|\rho_2|$ و $|\rho_1|$ در برآوردهای TAR و M-TAR اندازه عمق یا تندی می‌تواند تعیین شود.

3-4. روش تعیین مقدار آستانه (τ)

همانطور که عنوان شد در حالت کلی مقدار τ نامشخص است و می‌بایست همراه با ρ_2 و ρ_1 برآورد شود. اندرس و سیکلوس (2001) پیشنهاد می‌کنند یک روش جستجوی شبکه‌ای برای استخراج یک برآورد سازگار از آستانه استفاده شود. به‌طور خاص، با در نظر گرفتن یک مدل TAR سری پسماند $\{\hat{u}_t\}$ را به‌طور صعودی به این صورت $\{\hat{u}_1^0 < \hat{u}_2^0 < \ldots\ldots < \hat{u}_T^0\}$ مرتب می‌کنیم. پس از صرفنظر از 15 درصد از بزرگترین و کوچکترین مشاهدات دنباله $\{\hat{u}_t\}$، 70 درصد میانی از مشاهدات این دنباله به نوبه خود به‌عنوان آستانه‌ها در روابط (3) و (4) در نظر گرفته می‌شود، به طوری‌که هر یک از آنها می‌تواند یک آستانه ممکن باشد.

آستانه برآورد شده که کمترین مجموع مربعات جملات پسماند را به‌دست می‌دهد برآورد مناسبی برای آستانه تلقی می‌شود. رهیافت مشابهی برای مدل M-TAR می‌تواند به‌این صورت باشد که70 درصد میانی مشاهدات از دنباله $\{\Delta\hat{u}_1^0 < \Delta\hat{u}_2^0 < \ldots\ldots < \Delta\hat{u}_T^0\}$ به‌عنوان مقدار آستانه برای رابطه (5) در نظرگرفته می‌شود، بنابراین مقداری که می‌تواند مجموع مربعات جملات پسماند حاصل از برآورد معادله (3) و (5)

1. Momentum Threshold Auto Regression

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-01]

را حداقل کند به‌عنوان آستانه سازگار تعیین می‌شود. در اغلب مطالعات این مقدار برابر صفر برآورد می‌شود، زیرا مقدار τ همیشه عددی نزدیک صفر است، بنابراین تقریب زدن آن با صفر به کلیت موضوع لطمه‌ای وارد نمی‌سازد. در این مطالعه نیز به تبعیت از سایر مطالعات صورت گرفته مقدار τ برابر صفر در نظر گرفته شده است.

5-3. معیار انتخاب مدل TAR یا M -TAR

از آنجا که هر دو مدل مکانیزم تعدیل نامتقارن را برای سری‌ها در نظر می‌گیرند این موضوع جالب توجه است که آیا مکانیزم تعدیل از یک فرایند TAR یا از یک مدل M-TAR پیروی می‌کند. به‌طورکلی، قانون تجویزشده‌ای برای استفاده از مدل TAR یا M-TAR وجود ندارد، اما اندرس و گرنجر (1998) پیشنهاد می‌کنند برای انتخاب بهترین برازش مدل از یک معیار انتخاب مدل مانند معیارهای اطلاعات آکائیک (AIC) یا معیار شوارتز (SC) استفاده شود. به این صورت مدلی که کمترین AIC و SBC را داشته باشد بهتر خواهد بود. چانگ و همکاران (2011) در مقاله خود از این روش استفاده می‌کنند.

6-3. کاربرد مدل‌های خود بازگشت آستانه‌ای

مطالعات انجام شده حاکی از این است که اقتصاد و اقتصادسنجی به‌شدت تحت تأثیر مدل‌های آستانه‌ای بوده است. متون بسیاری وجود دارد که از مدل‌های TAR برای نرخ‌های ارز استفاده می‌کنند. آنها با استفاده از مدل TAR نامتقارن بودن هزینه‌های مبادله را تفسیر نمودند. در یک مقاله تأثیرگذار تیلور (2001) با استفاده از مدل TAR نشان داد که خود رگرسیون خطی می‌تواند برآورد بسیار گمراه‌کننده‌ای از رفتار غیرخطی نرخ ارز ارائه کند. پیل و تیلور (2002) از مدل TAR برای مدلسازی آربیتراژ بهره پوشش داده شده در طول دوره جنگ جهانی استفاده نمودند. بررسی تجربی گسترده‌ای مبتنی بر PPP با استفاده از مدل‌های TAR توسط سارنو، تیلور و چودهوری (2004) انجام شد. ژوونال و تیلور (2008) نیز شواهدی از غیرخطی بودن در قانون قیمت واحد با استفاده از مدل‌های TAR برای 9 کشور اروپایی یافتند.

علاوه بر موارد مذکور، مدل‌های TAR حتی در تاریخ اقتصادی نیز به‌کار برده شده است. وولکارت و وولف (2006) از TAR برای ارزیابی یکپارچگی مالی قرون وسطی بین مناطق اروپا در قرون 14 و 15 استفاده نمودند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-01]

4. مدل تحقیق و روش برآورد

در مطالعه حاضر برای بیان کاربردی از مدل‌های آستانه‌ای با استفاده از تکنیک همگرایی آستانه‌ای ارائه‌شده توسط اندرس و سیکلوس (2001) به آزمون PPP بلندمدت با تعدیل‌های نامتقارن برای کشور ایران می‌پردازیم. در این آزمون ابتدا رابطه تعادل بلندمدت با استفاده از معادله زیر برآورد می‌شود:

$$e_t=\alpha_0+\alpha_1 p_t^*+\alpha_2 p_t+ u_t \qquad (6)$$

که در آن e_t لگاریتم نرخ ارز، p_t^* و p_t لگاریتم سطوح قیمت خارجی و داخلی را به‌ترتیب نشان می‌دهند و U_t جزء اخلال تصادفی است، سپس در مرحله بعد ρ_1 و ρ_2 مبتنی بر رگرسیون زیر به روش ols برآورد می‌شود:

$$\Delta u_t = I_t\ \rho_1\ u_{t-1} + (1- I_t)\ \rho_2\ u_{t-1}+\sum\gamma_i\ \Delta u_{t-1}+\varepsilon_t \qquad (7)$$

که بر اساس u_t به‌دست آمده در رابطه (6)، رابطه (7) محاسبه می‌شود و ε_t فرایند نوفه سفید و پسماند است. P تعداد تأخیرها است و I_t تابع شاخص هوی ساید است. همانطور که عنوان شد در مدل TAR به‌این صورت است:

$$I_t=\begin{cases} 1 & \text{اگر } u_{t-1}\geq\tau \\ 0 & \text{اگر } u_{t-1}<\tau \end{cases} \qquad (8)$$

در الگوی M-TAR به این صورت تعریف می‌شود:

$$I_t=\begin{cases} 1 & \text{اگر } \Delta u_{t-1}\geq\tau \\ 0 & \text{اگر } \Delta u_{t-1}<\tau \end{cases} \qquad (9)$$

τ مقدار آستانه‌ای است که برابر صفر است، زیرا همانگونه که عنوان شد مقدار τ همیشه حدود صفر است و در بسیاری از مطالعات برابر صفر در نظر گرفته می‌شود. فرض صفر $\rho_1=\rho_2=0$ برای روابط همگرایی آزمون می‌شود. اگر این فرض صفر مبنی بر نبود همگرایی رد شود، در این صورت گواه همگرایی میان متغیرها است و وجود یک تعادل بلندمدت بین متغیرهای موردنظر اثبات می‌شود. زمانی که فرض صفر $\rho_1=\rho_2=0$ رد شود فرض $(\rho_1=\rho_2)$ مبنی بر تعدیل متقارن را آزمون می‌کنیم. رد هر دو فرض $\rho_1=\rho_2=0$ و $\rho_1=\rho_2$ نشان‌دهنده وجود همگرایی آستانه‌ای و تعدیل نامتقارن است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-01]

5. داده‌ها و نتایج تجربی

5-1. داده‌ها

در این مطالعه برای نرخ ارز داده‌های نرخ ارز در بازار غیررسمی ایران برای بازه زمانی (1390-1339) مورد استفاده قرار گرفته است که از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گردآوری شده است. برای داده‌های شاخص قیمت ایران از شاخص قیمتی مصرف‌کننده که از طریق سایت شاخص‌های توسعه جهانی(WDI)[1] منتشر می‌شود استفاده شده است. سال پایه این داده‌ها 1384 معادل سال 2005 می‌باشد. داده‌های مربوط به شاخص قیمت مصرف‌کننده برای ایالات متحده آمریکا نیز از سایت شاخص‌های توسعه جهانی برای سال پایه 2005 معادل 1384 گرد آمده است. در الگوی ما تمام متغیرهای فوق به‌صورت لگاریتمی در نظر گرفته شده است.

5-2. ایستایی متغیرها

بررسی ایستایی متغیرها از جمله نرخ ارز در رابطه برابری قدرت خرید از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، زیرا یک نرخ ارز واقعی غیرایستا نشان می‌دهد که هر رابطه بلندمدت بین نرخ ارز اسمی و قیمت‌های داخلی و خارجی عملاً غیرممکن است، در نتیجه بی‌اعتبارکننده نظریه برابری قدرت خرید است.[2]

بنابراین ابتدا هر سری را از لحاظ داشتن ریشه واحد و تعیین درجه همگرایی آزمون می‌کنیم. در این مقاله از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF)[3] برای ارزیابی ایستایی سطوح و تفاضل مرتبه اول متغیرهای اصلی و درجه همجمعی آنها استفاده می‌شود. در این آزمون فرض صفر دلیل بر عدم ایستایی است و حالت مطلوب زمانی اتفاق می‌افتد که فرض صفر رد شود. نتایج حاصل از اجرای این آزمون بر متغیرهای اصلی در جدول (1) ارائه شده است.

1. World Development Indicators

2. بر اساس مباحث اقتصادسنجی برای اینکه بین چند متغیر رابطه بلندمدت برقرار باشد تمام متغیرها می‌بایست ایستا باشند در غیر این‌صورت رابطه بلندمدت برقرار نیست.

3. Augmented Dickey-Fuller Test

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-01]

جدول 1. نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته، بررسی ایستایی متغیرهای مدل

نام متغیر	آزمون ایستایی دیکی فولرتعمیم یافته						درجه انباشتگی متغیرها	
			مقادیر بحرانی					درجه انباشتگی
		آماره t	Prob	1درصد	5 درصد	10درصد		
e_t	درسطح	-2/44	0/35	-4/15	-3/50	-3/18	عرض ازمبدأ و روند	-
	اولین اختلاف	-3/07	0/03	-3/56	-2/92	-2/59	عرض ازمبدأ	I(1)
p_t	در سطح	-3/04	0/13	-4/15	-3/50	-3/18	عرض ازمبدأ و روند	-
	اولین اختلاف	-2/92	0/05	-3/56	-2/92	-2/59	عرض ازمبدأ	I(1)
P_t^*	در سطح	-0/87	0/95	-4/15	-3/50	-3/18	عرض ازمبدأ و روند	-
	اولین اختلاف	-3/01	-0/04	-3/57	-2/92	-2/59	عرض ازمبدأ	I(1)

مأخذ: نتایج تحقیق.

در جدول فوق همانگونه که مشاهده می‌شود، وجود اجزای قطعی روند یا عرض از مبدأ نیز نشان داده شده است. در واقع، وجود روند تصادفی در یک سری زمانی به این معنا است که در اثر تکانه‌ها نه تنها جزء گذرا[1] یا جزء ادواری[2] سری زمانی تحت تأثیر قرار می‌گیرد، بلکه جزء تصادفی نیز متأثر می‌شود. متأثر شدن جزء روند به این معنا است که تکانه وارد به سری زمانی به‌صورت دائمی سطح این متغیر را تغییر می‌دهد.

در این آزمون فرض صفر دلیل بر عدم ایستایی است و حالت مطلوب زمانی اتفاق می‌افتد که فرض صفر رد شود. prob کوچکتر0/05 نشان از رد فرض صفر می‌باشد، بنابراین طبق نتایج جدول (1)، e_t و p_t و p_t^* در نخستین اختلاف خود ایستا می‌باشد؛ یعنی همگرا از درجه یک هستند. پس از مشخص نمودن مرتبه سری‌ها قادر خواهیم بود که ارتباط بلندمدت سری‌ها را مورد آزمون قرار دهیم. قدم بعدی برآورد رابطه برابری قدرت خرید است.

1. Transitory
2. Cyclical

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-01]

3-5. برآورد الگوی برابری قدرت خرید (PPP)

به‌منظور برآورد رابطه بلندمدت برابری قدرت خرید به برآورد رابطه زیرمی پردازیم:

$$e_t=\alpha_0+\alpha_1 p_t^*+\alpha_2 p_t+u_t \quad (10)$$

که در آن، e_t لگاریتم نرخ ارز بر حسب پول داخلی، p_t^* و p_t لگاریتم سطوح قیمت (شاخص قیمتی مصرف‌کننده) خارجی و داخلی را به‌ترتیب نشان می‌دهند و u_t جز اخلال تصادفی است.

در مدل فوق به‌دلیل وجود شکست‌های ساختاری ناشی از سال‌های جنگ (آغازجنگ 1357) و تغییر نظام ارزی کشور در سال 1381 دو متغیر دامی به مدل اضافه شده است، همچنین برای رفع مشکل خودهمبستگی باقیمانده‌ها در مدل فوق دو جزء MA(1) و MA(10) نیز اضافه شده است.

جدول 2. رابطه تعادلی بلندمدت بین نرخ ارز و سطوح قیمت

ضرایب معادله	ضرایب برآوردشده	مقدار آماره آزمون t	Prob
α_1	-0/84	-3/63	0/0007
α_2	1/04	17/44	0/00
R^2	D.W	R^2 adjust	Prob F
0/995	1/50	0/994	0/0

مأخذ: نتایج تحقیق.

جدول (2) ضرایب برآورد شده (α_2 و α_1) بردار همگرایی را نشان می‌دهد که بر اساس نتایج به‌دست آمده ضرایب برآورد شده ۰/ ۸۴- = α_1 و ۱/۴ =α_1 در سطح احتمال 0/05 معنادار می‌باشد.

4-5. آزمون انگل گرنجر تعمیم‌یافته (AEG)

بر اساس نتایج جدول (1) مشاهده شد که تفاضل مرتبه اول متغیرها ایستا می‌باشد نه خود متغیرها، بنابراین تحلیل همگرایی به ما اجازه می‌دهد که پی ببریم آیا رابطه بلندمدت بین متغیرهای همگرا از درجه یک وجود دارد یا خیر؟

آزمون ریشه واحد دیکی-فولر با استفاده از جملات پسماند حاصل از معادله (8) برای بررسی همگرایی متغیرهای موردنظر اجرا شده است. نتایج در جدول (3) آمده است:

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-01]

جدول 3. آزمون همگرایی انگل -گرنجر تعمیم‌یافته

			آماره t			
پسماند مدل	ρ_1	Lag	مقدار مشاهده شده	1 درصد	5 درصد	10 درصد
معادله (6)	-0/62	0	-4/78	-2/61	-1/94	-1/61

مأخذ: نتایج تحقیق.

بر اساس جدول فوق، مقدار آماره آزمون t محاسبه‌شده برای جملات پسماند موردنظر (4/78-) است که از مقادیر بحرانی یک، 5 و10 درصدکوچکتر می‌باشد، بنابراین فرض صفر مبنی بر عدم همگرایی رد می‌شود، در نتیجه جملات پسماند موردنظر برای سطح اطمینان یک، 5 و 10 درصد ایستا می‌باشد و این نشان می‌دهد که پسماندهای معادله (10) هم‌انباشته (همگرا) از مرتبه صفر ((I(0)) می‌باشند. مرتبه صفر بودن پسماندها دلالت بر برقراری همگرایی بلندمدت بین متغیرها در معادله موردنظر و برقراری PPP در ایران دارد. طول تأخیر در جدول فوق بر اساس معیار آکاییک می‌باشد.

5-5. آزمون همگرایی آستانه‌ای

با توجه به مطالب مذکور در خصوص مدل‌های TAR و M-TAR اکنون به برآورد این دو مدل می‌پردازیم. همانگونه که عنوان شد با استفاده از پسماندهای حاصل از معادله (6) معادله (7) را تشکیل داده، سپس به برآورد رابطه (7) می‌پردازیم. در این رابطه می‌بایست دو ضریب ρ_1 و ρ_2 برآورد شود، همچنین تعداد تأخیر که جمله سوم معادله (7) را می‌سازد می‌بایست تعیین شود که پس از برآورد مدل با انتخاب تأخیرهای متفاوت مدلی که کمترین مقدار از معیار آکائیک و شوارتز را دارد به‌عنوان بهترین برآورد لحاظ می‌شود. مقدار ρ_1 و ρ_2 برآورد شده از هر دو مدل در جداول (4) و (5) آمده است. پس از برآورد مدل TAR برای آزمون همگرایی نامتقارن دو فرضیه زیر را آزمون می‌کنیم. نتایج در جداول (4) ارائه شده است.

جدول 4. همگرایی نامتقارن (با استفاده از الگوی TAR)

فرضیه‌های آزمون	ρ_1	ρ_2	خی دو prob	F	Df
$H_0=\rho_1=\rho_2=0$	-0/85	-0/46	0/0007	8/88	(2/36)
$H_0=\rho_1=\rho_2$	-0/85	-0/46	0/03	4/78	(1/36)

مأخذ: نتایج تحقیق.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-01]

بر اساس نتایج حاصل از این جدول سطح احتمال حاصل 0/05 > 0/0007 است که بیانگر رد فرضیه H_0: $\rho_1=\rho_2=0$ می‌باشند. فرضیه دوم یعنی H_0 : $\rho_1=\rho_2$ نیز با توجه به اینکه سطح احتمال حاصل برابر 0/03 وکوچکتر 0/05 است رد می‌گردد، در نتیجه بر اساس نتایج جدول فوق با استناد به تئوری‌های اقتصادسنجی گفته شده در قسمت مدل می‌توان نتیجه گرفت که بین نرخ ارز و سطوح قیمت داخلی و خارجی رابطه همگرایی نامتقارن وجود دارد. درجدول زیر نتایج اجرای دو فرضیه فوق بر الگوی M-TAR آمده است.

جدول 5. همگرایی نامتقارن (با استفاده از الگوی M-TAR)

فرضیه‌های آزمون	ρ_1	ρ_2	F	Df	خی دو Prob
$H_0=\rho_1=\rho_2=0$	-0/62	-0/63	7/60	(2/36)	0/0018
$H_0=\rho_1=\rho_2$	0-/62	-0/63	0/0002	(1/36)	0/98

مأخذ: نتایج تحقیق.

بر اساس مقادیر احتمال حاصل آزمون والد و مقایسه F محاسبه‌شده با F جدول فرضیه اول ($\rho_2=\rho_1=0$) در سطح احتمال 5 درصد رد می‌شود (0/0018< 0/05). فرضیه دوم ($\rho_2=\rho_1$) بر اساس نتایج فوق سطح احتمال بزرگتر از 0/05 داراست، بنابراین این فرضیه رد نمی‌گردد، درنتیجه بر اساس الگوی M-TAR طبق مباحثی که پیش از این تشریح شد رابطه همگرایی متقارن بین نرخ ارز و سطوح قیمت وجود دارد.

همانطور که گفته شد دو مدل TAR و M-TAR هر دو نامتقارنی را می‌سنجند با توجه به نتایج این دو مدل مشاهده می‌شود که نتایج مدل TAR رابطه همگرایی نامتقارن را نشان می‌دهد، اما نتایج مربوط به مدل M-TAR حاکی از رابطه همگرایی متقارن است، اما برای داده‌های مختلف یکی از آنها بر دیگری ترجیح دارد ملاک تشخیص معیارهای انتخاب آکائیک و شوراتز است. به این‌صورت که مدلی که کمترین AIC و SBC را داشته باشد برای داده‌های ما مناسب‌تر است. نتایج مقایسه این دو مدل در جدول زیر ارائه شده است.

جدول 6. انتخاب مدل TAR یا M-TAR

مدل برازش‌شده	P_1	P_2	AIC	SBC
TAR	-0/85	-0/46	-0/93	-0/64
M-TAR	-0/62	-0/63	-0/88	-0/59

مأخذ: نتایج تحقیق.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-01]

با توجه به نتایج جدول فوق، مدل TAR دارای AIC و SBC کمتری است، بنابراین مدل TAR برای داده‌های ما مناسب‌تر است. مدل TAR نشان داد که بین نرخ ارز و سطوح قیمت داخلی و خارجی رابطه همگرایی نامتقارن وجود دارد.

همانگونه که عنوان شد ρ_1 سرعت تعدیل برای انحراف‌های مثبت و ρ_2 سرعت تعدیل برای انحراف‌های منفی را نشان می‌دهد. نتایج فوق نشان می‌دهد $|\rho_1| > |\rho_2|$ که بیانگر این موضوع است که سرعت تعدیل به‌سمت PPP بلندمدت در شوک‌های مثبت نسبت به u_t بسیار بیشتر است. بر اساس نتایج جدول فوق نرخ ارز واقعی به مقدار تعادل بلندمدت خود با سرعت 85 درصد (ρ_1=0/85) همگرا است. و برای شوک‌های منفی این سرعت 0/46درصد (ρ_2 =0/46) است. انحراف‌های مثبت منظور زمانی است که نرخ ارز بیشتر از مقدار تعادلی خود است که طبق نتایج به‌دست آمده در این حالت نرخ ارز با سرعت 0/85درصد به سمت مقدار تعادلی خود حرکت می‌کند یا تعدیل می‌شود. در مورد انحراف‌های منفی برعکس می‌باشد، در این حالت سرعت برابر0/46 درصد است.

6. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

اقتصاد و اقتصادسنجی به‌شدت تحت تأثیر مدل‌های آستانه‌ای قرار دارد. در مقاله حاضر به معرفی مدل‌های آستانه‌ای پرداخته و به‌منظور بیان کاربردی از این مدل‌های آستانه‌ای به آزمون تئوری برابری قدرت خرید با استفاده از روش اندرس و سیکلوس (2001) که در آن از دو الگوی TAR و M-TAR استفاده می‌شود پرداخته شد. نتایج دال بر اعتبار تئوری PPP بلندمدت در ایران است.

نتایج آزمون M-TAR نشان می‌دهد که رابطه همگرایی بین نرخ ارز و سطوح قیمت به‌صورت متقارن برقرار است، اما نتایج اجرای الگوی TAR حاکی از رد هر دو فرض $\rho_1=\rho_2=0$ و $\rho_1=\rho_2$ مبنی بر وجود همگرایی آستانه‌ای و تعدیل نامتقارن می‌باشد. طبق معیارهای AIC و SBC به‌دست آمده مدل TAR برازش بهتری را به‌دست می‌دهد، بنابراین نتایج این مدل مدنظر قرار می‌گیرد. به‌نظر می‌رسد دلیل این اختلاف نتیجه قابلیت‌های متفاوت این دو الگو در ضبط نوسان‌ها زمانی است که انحرافات مثبت طولانی‌مدت‌تر از انحرافات منفی است. مدل TAR قادر به ضبط فرایندهای سیکلی عمیق[1] می‌باشد، در حالی‌که مدل M-TAR قادر به ضبط حرکات آنی شدید[2] در یک دنباله می‌باشد.

مطالعه ما این نتیجه را می‌دهد که بین نرخ ارز اسمی و سطوح قیمت داخلی و خارجی رابطه همگرایی نامتقارن وجود دارد؛ یعنی اثر نرخ ارز بر متغیرهای الگو به‌صورت نامتقارن است. به عبارت دیگر، نرخ ارز

1. Deep Cycle Process
2. Sharp Movement

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-01]

زمانی‌که از سطح تعادلی خود (نرخ ارز به‌دست آمده با استفاده از تئوری برابری قدرت خرید) بیشتر است نسبت به زمانی‌که کمتر می‌باشد. برای میل به سطح تعادلی خود سرعت‌های متفاوتی دارد که طبق نتایج تحقیق ما در ایران زمانی‌که نرخ ارز بیشتر از نرخ ارز تعادلی است با سرعت بیشتری به سمت نرخ تعادلی حرکت می‌کند و تعدیل می‌شود؛ یعنی اگر نرخ ارز در ایران به مقداری بیشتر از نرخ تعادلی افزایش یافته باشد سیاستگذاران راحت‌تر می‌توانند این نرخ را کاهش داده و به مقدار تعادلی خود برگردانند. در مقابل، زمانی‌که نرخ ارز مقدار کمتری نسبت به مقدار تعادلی خود دارد برای رساندن این نرخ به مقدار تعادلی تلاش بیشتری باید نمود، زیرا سرعت تعدیل نرخ ارز در این حالت طبق نتایج ما کمتر از حالت افزایش نرخ ارز است. بنابراین در حالت افزایش بها یا کاهش بهای نرخ ارز سیاستگذاران سیاست‌های متفاوتی را می‌بایست اجرا کنند.

فرایند پویایی انحراف نرخ ارز از نرخ تعادل ناشی از برخی عواملی است مانند چسبندگی قیمت به پایین، هزینه‌های مبادله، مداخله رسمی در بازار ارز، ناهمگنی سلیقه، مداخله سیاسی، اطلاعات نامتقارن باعث رفتار نامتقارن نرخ ارز در تعدیل به سمت سطح تعادل خود می‌شوند.[1]

بنابراین نتایج آزمون‌های آماری استفاده شده دلالت قوی بر غیرخطی بودن الگوی تعدیل در شرایط برابری را فراهم می‌سازد. نتایج نشان می‌دهد نرخ ارز اسمی زمانی‌که مؤلفه غیرخطی در مدل در نظر گرفته شود رفتار نامتقارن از خود نشان می‌دهد. یافته‌ای که با تعدادی از مقالات تازه هم‌رأی بوده است نشان می‌دهد که نرخ ارز به‌صورت نامتقارن با حذف انحراف‌ها از PPP بلندمدت تعدیل می‌شود، در نتیجه آزمون‌های تجربی که ویژگی غیرخطی بودن را نادیده می‌گیرد ممکن است منجر به نتایج ضعیفی شود. یافته‌های ما هم‌راستا با یافته‌های سایرین نشان می‌دهد که مدل‌های آستانه‌ای یک نمایش مناسب از تعدیل به‌سمت PPP را ارائه می‌کند و این یافته‌ها به تعدیل نامتقارن به‌سمت PPP بلندمدت اشاره می‌کند به این معنا که وضعیت کاهش و افزایش نرخ‌های ارز ممکن است پویایی متفاوت داشته باشد.

در خصوص سیاستگذاری‌های کلان، نامتقارن بودن رفتار نرخ ارز بیان می‌کند که سیاستگذاران کشور با توجه به پیامدها متفاوت و نامتقارن تغییرات نرخ ارز در مواجهه با افزایش و کاهش نرخ ارز می‌بایست رفتار متفاوت داشته باشد، همچنین با توجه به تأیید شدن تئوری برابری قدرت خرید در ایران و کاربرد این تئوری در تعیین نرخ ارز تعادلی می‌توان از این تئوری برای تعیین نرخ ارز تعادلی کشور ایران استفاده نمود.

1. رفتار نامتقارن نرخ ارز دلایل مختلفی دارد که در مقاله‌ای دیگر از این نویسندگان به‌تفضیل آن پرداخته شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-01]

منابع

باقری، امیر (1376)، تئوری برابری قدرت خرید و بررسی ارزش برابری ریال/ دلار، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشگاه شهید بهشتی، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی.

پدرام، مهدی (1377)، "رفتار نرخ ارز واقعی در ایران طی دوره (1358-1375)"، *مجله برنامه و بودجه*، شماره 37، صص 35-33.

شجری، هوشنگ و خدیجه نصراللهی (1381)، "نظریه برابری قدرت خرید و ساختار بازار ارز در ایران"، *پژوهش‌های اقتصادی*، شماره‌های 5 و 6، صص 208-169.

شیرین‌بخش، رجبی و امیری ماهانی (1388)، "بررسی رابطه همگرایی نامتقارن نرخ واقعی ارز و تراز تجاری در ایران"، *فصلنامه مدلسازی اقتصادی، شماره‌های* 2، صص 94-79.

شیوا، رضا و ناصر خیابانی (1375)، "آزمون برابری قدرت خرید در ایران به روش همگرایی برداری"، *پژوهشنامه بازرگانی (مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی)*، شماره 1، صص 71-44.

مرادی، محمدعلی (1379)، "تعدیل غیرخطی در جهت برابری قدرت خرید"، اولین همایش معرفی و کاربرد مدل‌های نا خطی پویا و محاسباتی در اقتصاد، صص 325-303.

Abdulai, A. (2002), "Using Threshold Co Integration to Estimate Asymmetric Price Transmission in the Swiss", *Applied Economics*, Vol. 34, PP. 679-687.

Baharumshah, Z. A., Liew, V. Kh. S. & I. Chowdhury (2010), "Asymmetry Dynamics in Real Exchange Rates: New Results on East Asian Currencies", *International Review of Economics and Finance*, Vol. 19, PP. 648–661.

Beaudry, P & G. Koop (1993), "Do Recessions Permanently Change Output?", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 31, PP. 149–163.

Chang, H. L., Su, Ch. W., Zhu, M. N. & P. Liu (2010), "Long-Run Purchasing Power Parity and Asymmetric Adjustment in BRICs ", *Applied Economics Letters*, Vol. 17, PP. 1083-1087.

Chang, T., Lee, Ch. H, Liu & W. Ch (2010), "Nonlinear Adjustment to Purchasing Power Parity for ASEAN Countries", *Japan and the World Economy*, Vol. 774, PP. 1-20.

Chang, T., Lee, Ch. H., Chou, P. I & D. P. Tang (2011), "Revisiting Long-Run Purchasing Power Parity with asymmetric Adjustment for G-7 Countries", *Japan and the World Economy*, Vol. 23, PP. 259-264.

Duasa, J. (2009), "Asymmetric Co-Integration Relationship between Real Exchange Rate and Trade Variable: The Case of Malaysia", *Economics Letter*, Vol. 89, PP. 233-239.

Enders, W. & C. W. J. Granger (1998), "Unit Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 16, PP. 304–311.

Enders, W. & P. Siklos (2001), "Co Integration and Threshold Adjustment", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 19, PP. 166–177.

Hansen, B. E. (2001), "Threshold Auto Regression in Economics", *Statistics and Its Interface*, Vol. 4, PP. 123–127.

Juvenal, L. & M. P. Taylor (2008), "Threshold Adjustment in Deviations from the Law of one Price", Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics, Vol. 12, PP. 1-44.

Karogloua, M. & B. Morley (2012), "Purchasing Power Parity and Structural Instability in the US/UK Exchange Rate", *Journal of International Financial Markets, Institutions, Money*, Vol. 22, PP. 958-972.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-01]

Koop, G. & S. M. Potter (1999), "Dynamic Asymmetries in U.S. Unemployment", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 74, PP. 298–312.
Leon, H. & S. Najarian (2005), "Asymmetric Adjustment and Non-Linear Dynamics in Real Exchange Rates", Int. J. Finance Econ, Vol. 10, PP. 15–39.
Liang, C. C., Lin, J. B. & J. M. Liang (2008), "Nonlinear Dynamics of Real Exchange Rates for four Asian Economies", *The Empirical Economics Letter*, Vol. 7, PP. 597–606.
Lin, J. B., Liang, Ch. Ch. & M. L. Yehc (2010), "Examining Nonlinear Dynamics of Exchange Rates and Forecasting Performance Based on the Exchange Rate Parity of four Asian Economies", *Japan and the World Economy*, Vol. 23, PP. 79–85.
Liua, S., Zhang, D. & T. Chang (2012), "Purchasing Power Parity – Nonlinear Threshold Unit Root Test for Transition Countries", *Applied Economics Letters*, Vol. 19, PP. 1781–1785.
Peel, D. & M. P. Taylor (2002), "Covered Interest Rate Arbitrage in the Interwar Period and Keynes-Einzig Conjecture", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 34, PP. 51–75.
Pesaran, H. M. & S. M. Potter (1997), "A Foor and Ceiling Model of US Output", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 21, P. 661–695.
Sarno, L., Taylor, M. P. & I. Chowdhury (2004), "Nonlinear Dynamics in Deviations from the Law of One Price: A Broad-Based Empirical Study", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 23, PP. 1–25.
Sichel, D. (1993), "Business Cycle Asymmetry: A Deeper Look", *Economic Inquiry*, Vol. 31, PP. 224-236.
Su, Ch. W., Tsangyao, Ch. & H. L. Chang (2011), "Purchasing Power Parity for Fifteen Latin American Countries: Stationary Test with a Fourier Function", *International Review of Economics and Finance*, Vol. 20, PP. 839–845.
Taylor, A. M. (2001), "Potential Pitfals for the Purchasing-Power Parity Puzzle? Sampling and Specification Tests of the Law of One Price", *Econometrica*, Vol. 69, PP. 473–498.
Taylor, M. P., Peel, D. A. & L. Sarno (2001), "Nonlinear Mean-Reversion in Real Exchange Rate: Towards a Solution to the Purchasing Power Parity Puzzles", *International Economic Review*, Vol. 42, PP. 1015–1042.
Volckart, O. & N. Wolf (2006), "Estimating Financial Integration in the Middle Ages: What Can We Learn from a TAR Model?", J

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-01]

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-01]