فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی
سال هفدهم، شماره ۵۳، بهار ۱۳۸۹، صفحات ۲۴-۵

هزینه‌های مبادله و تعدیل غیرخطی نرخ ارز حقیقی با استفاده از الگوی (STAR) (مطالعه موردی ایران)

احمد جعفری صمیمی
دکترای اقتصاد،استاد دانشگاه مازندران
jafarisa@umz.ac.ir

محمد علیمرادی
دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
mdalimoradi@yahoo.com

ندا بیات
دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
nedabayat@gmail.com

سیامک علمی
دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه
siamakelmi@yahoo.com

مطالعات سال‌های اخیر درخصوص مدل‌های تعادل عمومی نشان می‌دهند که مدل‌های تعادلی تعیین نرخ ارز حقیقی با درنظرگرفتن هزینه مبادلات، یک فرایند تعدیل غیرخطی را نسبت به برابری قدرت خرید PPP می‌طلبد. آزمون‌های هم‌انباشتگی مرسوم‌که آثار هزینه مبادلات را درنظر نمی‌گیرند، اغلب فرضیه PPP بلندمدت را با شکست مواجه می‌کنند. دراین تحقیق با درنظرگرفتن هزینه‌های مبادله و تعدیل غیرخطی PPP، روند تعدیل انحرافات PPP را بررسی نموده‌ایم. ابتدا با بهره‌گیری از دو سری داده‌های سالانه و ماهانه برای دوره زمانی (۲۰۰۷- ۱۹۷۵) فرضیه فرایند تعدیل خطی انحرافات PPP را در مقابل فرضیه فرایند تعدیل خودرگرسیونی با انتقال ملایم STAR آزمون کردیم‌که به طور قوی فرض خطی بودن تعدیل رد می‌شود. سپس، مدل‌های STAR را با استفاده از الگوریتم نیوتن-رافسون و روش حداکثرسازی تابع حداکثر راستنمایی شرطی تخمین زدیم. فرایند سیستماتیک تخمین غیرخطی، رفتار برگشت به تعادل PPP در بلندمدت را تایید می‌کند، اگر چه در کوتاه‌مدت PPP از رفتارگام تصادفی پیروی می‌کند.

طبقه بندی JEL: *F3*.
واژه‌های کلیدی: *نرخ ارز حقیقی، برابری قدرت خرید، الگوی خودرگرسیونی با انتقال ملایم، هزینه مبادله.*

۱. مقدمه

طی یک دهه گذشته در اغلب بحران‌های نرخ ارز در کشورهای جهان سوم از جمله بحران‌های به‌وجودآمده در کشورهای مکزیک، شرق آسیا، روسیه و برزیل‌ناترازی نرخ ارز یکی از عوامل تاثیرگذار بوده است. روند رو به گسترش ادغام بازارها، هزینه چنین بحران‌هایی را چند برابر نموده است و حتی برخی از آنها ثبات مالیه بین الملل را تهدید می‌کنند. از این‌رو در سال‌های اخیر، توافق گسترده‌ای به‌وجود آمده است که درکشورهای درحال توسعه، پیگیری اهداف مربوط به سیاست‌های ارزی می‌بایست به‌گونه‌ای باشندکه از مقاطع طولانی انحراف از مسیر تعادلی بلند مدت نرخ ارز (ناترازی) اجتناب شود. می‌دانیم که برای بسیاری از کشورهای در حال توسعه، مدیریت نرخ ارز احتمالاً در محدوده‌ای از ارزش برابری‌ها به طور بالقوه یک گزینه برتر در زمینه سیاستگذاری‌های ارزی است. اعتبار گزینه مدیریت نرخ ارز نیازمند کاوش و اندازه‌گیری گاه‌به‌گاه انحراف از مسیر تعادلی آن می‌باشد. علیرغم اهمیت توانایی‌کاوش و اندازه‌گیری انحراف از مسیر تعادلی بلندمدت نرخ ارز، کارشناسان اقتصادی هنوز درخصوص چگونگی انجام این کار به یک توافق عمومی دست نیافته‌اند.

لازم به ذکر است که مدیریت مناسب نرخ ارز تا آینده بسیار دور به طور قطع یکی از ملاحظات کلیدی سیاست‌های نرخ ارز در اغلب کشورهای درحال توسعه از جمله ایران باقی خواهد ماند. بنابراین، مطالعه و اندازه‌گیری انحراف از مسیر تعادلی بلندمدت نرخ ارز نیازمند مطالعات عمیق و گسترده و بکارگیری فنون مختلف برای این کار می‌باشد. نظریه برابری قدرت خرید PPP [1] رهیافتی مهم در تعیین نرخ ارز در بلندمدت است. به دلیل اینکه کشورها معمولا درباره شکل منحنی‌های عرضه و تقاضای ارز خود اطلاع دقیقی ندارند نیازمند تخمین نرخ ارز تعادلی خود می‌باشند که PPP روشی ساده برای این تخمین ارائه می‌دهد.

در سال‌های اخیر، مدل‌های غیرخطی در مطالعات تجربی اقتصاد نسبت به دهه‌های گذشته رواج بیشتری یافته‌اند و این موضوع به دلیل افزایش توجه و علاقمندی محققان به پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی به‌وسیله مدل‌های غیرخطی بوده است.[2] بسیاری از مطالعات تجربی شواهدی دال بر غیرخطی و تصادفی بودن بسیاری از روابط تعادلی در اقتصاد یافته‌اند. مدل‌های تعادلی تعیین نرخ ارز حقیقی نیز با وجود هزینه‌های مبادله بر وجود فرآیند تعدیل غیرخطی نسبت به برابری قدرت خرید دلالت دارند.

1. Purchasing Power Parity
2. Tsay 2002, Glements, Franses, Swanson (2004)

دربازارهای مالی، هزینه‌های مبادله مانند کارمزدها[1]، نشر درخواست مزایده‌ها[2]، اثرگذاری قیمتی[3]، قوانین و مقررات و ... وجود دارند که حجم و فراوانی تجارت را تحت تاثیر 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، انعطاف‌ناپذیری‌های صنعتی، نهادی و ناهمگنی عوامل اقتصادی تاثیر می‌پذیرد. از این رو، ممکن است در آزمون‌های هم‌انباشتگی متعارف که تاثیر هزینه‌های مبادلاتی را نادیده می‌گیرند نظریه بلندمدت PPP را با شکست مواجه کرده و تایید نکنند.

با توجه به این حقیقت که "تجارت بدون اصطکاک امکان‌پذیر نیست"، در این تحقیق قصد داریم چارچوبی را برای تحلیل تجربی PPP ارائه دهیم که این حقیقت مسلم را دربرگیرد. مدل‌های تعادلی تعیین نرخ ارز با درنظرگرفتن هزینه‌های مبادله توسط بنینگا و پرتوپاپاداکیس[4] (۱۹۹۸)، دوماس[5](۱۹۹۲) و سرکو، اپال و ون هال[6] (۱۹۹۵) پیشنهاد شده است. در این مدل‌ها به دلیل در نظرگرفتن هزینه های مبادله، انحراف از PPP دائمی به عنوان تعادل در نظرگرفته شده است. انحراف از PPP از یک فرایند غیرخطی با رفتار برگشت‌پذیری به میانگین[7] تبعیت می‌کند که سرعت برگشت به تعادل، رابطه مستقیمی با میزان انحراف از تعادل دارد. بنابراین، مدل غیرخطی که بتواند این ویژگی‌ها را دربر داشته باشد، مدل خودرگرسیونی با انتقال ملایم STAR[8] خواهد بود که توسط تراسویرتا پیشنهاد شده است.

۲. آزمون برابری قدرت خرید (PPP)

آزمون برابری قدرت خرید رهیافتی مهم در تعیین نرخ ارز است که بیشتر به دوره بلندمدت مرتبط است تا کوتاه‌مدت. بررسی این آزمون در شرایط مهمی مانند اصلاح و تعدیلات سیاست‌های گمرکی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است و بر فرضیاتی مانند عدم وجود هزینه‌های حمل و نقل، تعرفه‌ها یا سایر محدودیت‌های تجاری مبتنی است. علاوه براینکه تمام کالاها در سطح بین الملل مبادله می‌شوند و هیچ نوع تغییر ساختاری (مانند جنگ) در کشورها رخ نمی‌دهد.

1. Brokerage-Fee
2. Bid-Ask-Spread
3. Impact Price
4. Benninga & Protopapadakis
5. Dumas
6. Sercu, Uppal, & Van Hulle
7. Mean-Reverting
8. Smooth Transition Autoregressive

این تئوری توسط اقتصاددان سوئدی[1] مطرح شد و بیان می‌کندکه نرخ ارز به‌طور دقیق به اندازه‌ای که سطح قیمت‌ها افزایش دارد می‌تواند نزول کند، بنابراین اگر قیمت‌ها در انگلیس دو برابر شوند و قیمت‌های خارجی بدون تغییر باقی بمانند، ارزش پوند نصف قبل خواهد شد. روایت اصلی نظریه PPP فرض می‌کند نرخ مبادله پول بین دو کشور نسبتی از سطح عمومی قیمت‌ها در آن دو کشور است به‌این معنا که طبق قانون یک قیمتی زمانی که یک کالا برحسب یک پول سنجیده می‌شود می‌بایست در دو کشور یک قیمت داشته باشد (به طوری‌که قدرت خرید دو پول برابر باشد) و بیان می‌کند که نرخ ارز اسمی باید در جهت برابر کردن قیمت کالاها و خدمات میان کشورها تعدیل شود.

با فرض نبود هزینه های مبادلاتی، PPP بلندمدت می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$qt \equiv st + pt^* - pt \qquad (۱)$$

که در آن، S_t: لگاریتم نرخ ارز اسمی (قیمت خارجی پول داخلی)، pt و pt^* به ترتیب لگاریتم شاخص قیمت‌های داخلی وخارجی و q_t انحرافات از PPP را نشان می‌دهد.

معیار هم انباشتگی[2] راهی بدیهی برای آزمون PPP بلندمدت است. با فرض عدم ایستایی متغیرهای pt، S_t و pt^*، معیار هم انباشتگی مستلزم این است که q_t فرآیند ایستایی داشته باشد.

هم انباشتگی دلالت بر رفتاربرگشت پذیری (عطف) به میانگین در شرایط عدم وجود هزینه‌های مبادلاتی دارد، در این صورت q_t فرآیند خطی داشته و به این معنا است که تعدیل هم پیوسته است و هم سرعت ثابت دارد اما، با وجود هزینه‌های مبادلاتی q_t از فرآیند غیر خطی تبعیت می‌کند.

۳. تعدیل غیرخطی نسبت به PPP

نمونه‌هایی از تاثیر هزینه‌های معاملاتی بر آزمون‌های PPP توسط پیپنگر[3] و داووتیان[4] انجام شده است. اخیراً نیز میشل[5] و همکارنش طبیعت غیر خطی تعدیل را بر حسب خود رگرسیونی بررسی کرده‌اند. هر دو سری مطالعات به این نتیجه رسیدند که در محدوده هزینه‌های مبادلاتی، تعادل اتفاق نمی‌افتد و بنابراین انحرافات، رفتار ریشه واحد نشان می‌دهند. فرآیند غیرخطی می‌تواند بر حسب مدل STAR بیان

1. Cassel(1919,1922)
2. Cointegration
3. Pippenger
4. Davutyan(1990)
5. Michael

شود. در این حالت، تعدیل در هر دوره‌ای اتفاق می‌افتد، اما سرعت تعدیل متناسب با گستره انحرافات از سطح برابری تغییر می‌کند. تغییرات رژیم در این مدل تدریجی رخ می‌دهد نه به صورت ناگهانی.
مدل‌های STAR به دلایل زیر مورد توجه هستند:
۱) فرآیند تعدیل در این مدل‌ها بسیارملایم‌تر نسبت به مدل‌های خطی گسسته[1] طی می‌شود.
۲) با توجه به اینکه تصمیم‌گیری در سطح کلان به‌وسیله تعداد بسیاری از عوامل اقتصادی گرفته می‌شود، اگر فرض کنیم که این تصمیم‌گیری‌ها به صورت دو بخشی باشند، بعید است که این دو بخش رفتار یکدیگر را در یک زمان تغییر دهند. بنابراین، همان‌گونه که تراسویرتا نیز بیان کرده است، فرآیند تغییر رژیم بسیارملایم تر از حالت گسسته رخ می‌دهد.
۳) فرایندهای مدل سازی آماری برای مدل STAR کاملا توسعه یافته است.

۴. تحلیل الگوی STAR

یک مدل پویای غیر خطی در حالت کلی با جزء اخلال جمع پذیر می‌تواند به صورت:

$$yt = f(zt; \theta) + \varepsilon t \qquad (۲)$$

بیان شود که $zt = (w't, x't)'$ برداری است از متغیرهای توضیحی $Wt = (1, yt-1, ..., yt-p)'$ و بردار متغیرهای مستقل $Xt = (x1t, ..., xkt)'$ و $\varepsilon t \approx iid(0, \sigma^2)$ جزء اخلال مدل است. مدل STR، از کار انجام شده توسط بوکان و واتس[2] (۱۹۷۱) نشئت گرفته است. آنها دو گروه رگرسیونی را مطرح کردند و مدلی را ارائه نمودند که در آن انتقال از یک گروه به گروه دیگر به طور ملایم صورت می‌گیرد. از تابع تانژانت هیپربولیک برای تعیین انتقال (گذار) استفاده می‌شود. این تابع به دو تابع توزیع جمعی نرمال و تابع لوجستیک شبیه است. مادلا[3] (۱۹۹۷) تابع لوجستیک را به عنوان تابع انتقال پیشنهاد کرده و پس از آن، این تابع تبدیل به یک معیار متداول تبدیل شده است (تراسویرتا، ۱۹۹۸).

در حالت کلی می‌توانیم مدل STR را به صورت زیر تعریف کنیم که در واقع حالت خاصی از مدل (۱) است:

$$\begin{aligned} yt &= \varphi' zt + \theta' ztG(\gamma t\, c, st) + \varepsilon t \\ &= \{\varphi + \theta G(\gamma, c, st)\} zt + \varepsilon t \quad t = 1, ..., T \end{aligned} \qquad (۳)$$

1. Discrete
2. Bocan & Watt
3. Maddala

که zt را ازمعادلـه (۱) بـه دسـت آورده و $\varphi = (\varphi\varphi 0\varphi 1,...,\varphi m)'$ و $\theta = (\theta\theta\theta 1,...,\theta m)'$ بردارهـای پارامتری و $\varepsilon t \approx iid(0, \sigma^2)$ می باشند.

در تابع انتقال $G(\gamma(c,st)$ ، γ: پارامترشیب و $c = (c1,...,ck)'$: یک بـردار از پارامترهـای مکـانی است و $c1 \le ... \le ck$: تابع انتقال یک تابع کران دار از متغیرهای انتقـال S_t اسـت کـه در تمـام نقـاط در فضای پارامترها و همه مقادیر S_t پیوسته است.

معادله (۳) نشان می‌دهد که مدل را می‌توان به عنوان یک مدل خطی با ضرایب مختلـف زمـانی و تصادفی $\varphi + \theta G(\gamma, c, st)$ تفسیر کرد که S_t تغییرات زمانی را کنترل می‌کند.

تابع انتقال در یک مدل لوجستیک به‌این صورت متداول است:

$$G(\gamma(c, st) = (1 + \exp\left\{-\gamma \prod_{k=1}^{K} (St - Ck)\right\})^{-1}, \gamma > 0 \qquad (۴)$$

از تلفیق معادله (۳) و (۴) مدل لوجستیک STR (LSTR) حاصل مـی‌شـود، بیـشترین حالـت‌هـای ممکن بـرای k، k=1 و k=2 اسـت. زمـانی‌کـه k=1 اسـت پارامترهـای $\varphi + \theta G(\gamma, c, st)$ بـه صـورت یکنواخت به صورت تابعی از st، از مقادیر φ تا $\varphi + \theta$ تغییر می‌کند.

در k=2، پارامترهای $\varphi + \theta G(\gamma, c, st)$ به صورت قرینه اطراف نقطـه میـانی $(c1+c2)/2$ تغییـر می‌کنند. در این حالت، مقدار مینیمم تابع لوجستیک در بازه (۱/۲و۰) قرار می‌گیرد، زمانی‌کـه $\gamma \to \infty$ باشد، مقدار پارامتر به سمت صفر میل می‌کند و هرگاه $c1 = c2$ و $\gamma < \infty$ باشد، مقدار مینـیمم مـساوی ۱/۲ می‌شود.

پارامتر γ شیب را کنترل می‌کند و c_1 و c_2 مکان تابع انتقال را نشان می‌دهند. زمانی‌که k=1 باشد، مدل LSTR1 قادر به تشخیص رفتار نامتقارن خواهد بود. به عنوان مثـال، فـرض کنیـد St مراحـل ادوار تجاری را اندازه می‌گیرد، مدل LSTR1 می‌تواند فرآیندهایی که ویژگی‌های پویایی آنهـا در مـسیرهای رونق متفاوت از مسیرهای رکود است را توضیح دهد و بیان می‌کند کـه انتقـال از یـک رژیـم بـه رژیـم دیگر به صورت ملایم صورت می‌گیرد. وقتـی k=2 باشـد مـدل LSTAR2 شـکل مـی‌گیـرد و مخـتص مواقعی است که حرکت و پویایی‌های مکانی فرآیند تعدیل در مقادیر کم و زیاد S_t مـشابه و در مقـادیر متوسط آن متفاوت است. قابل ذکر است زمانی‌که $\gamma = 0$ باشد، تـابع انتقـال $G(\gamma(c,st) = \frac{1}{2}$ خواهـد

شد، بنابراین مدل STR به مدل خطی تبدیل می‌شود و از سوی دیگر وقتی که $\gamma \to \infty$ باشد، مدل STR به مدل SR[1] تبدیل می‌شود.

در مدل LSTAR2 زمانی‌که $\gamma \to \infty$ باشد، نتیجه این‌است که مدل به SR با سه رژیم تبدیل می‌شود که دو رژیم بیرونی یکسانند و رژیم میانی متفاوت از آن دو می‌باشد. نوع دیگر از مدل LSTR2، مدل STR نمایی است. ESTAR[2] که تابع انتقال آن به صورت زیر است:

$$G(\gamma(c, st) = 1 - \exp\{-\gamma(st - c)^2\}, \gamma > 0 \qquad (۵)$$

اگر x_t را از معادله (۳) حذف کنیم و $st = yt - d$ و یا $st = \Delta yt - d$ و $d > 0$ باشد مدل STR به مدل یک متغیره STAR تبدیل می‌شود. بررسی آزمون‌های PPP یکی از کاربردهای مدل‌های STR و STAR است.

مدل‌های LSTAR در مطالعات سری زمانی توسط چان و تونگ[3] در ۱۹۹۸ معرفی شدکه تراکم توزیع نرمال را به عنوان تابع انتقال در نظر گرفته بودند. مدل‌های یک متغیره STAR به دفعات در مدل‌سازی رفتار نامتقارن متغیرهای اقتصاد کلان مانند تولید صنعتی و نرخ بیکاری یا رفتار غیر خطی تورم بکار رفته‌اند.

براین اساس، در این تحقیق برای برآورد رفتار نرخ ارز و تابع هزینه مبادله از الگوهای LSTAR1 و LSTAR2 استفاده می‌کنیم که درواقع، الگوی LSTAR2 جایگزینی است برای الگوی ESTAR، زیرا از هر دو از ویژگی یکسان برای توضیح رفتار نرخ ارز برخوردارند.

۵. سوابق پژوهش

پژوهش‌های مربوط به برآورد نرخ واقعی ارز و میزان انحراف آن نسبت به سطح تعادلی PPP در ترکیب با هزینه مبادله و پیروی انحرافات از فرآیند غیرخطی در ادبیات داخلی سابقه‌ای ندارد و صرفاً مطالعات محدود انجام شده به آزمون برقراری برابری قدرت خرید در ساختار ارزی ایران با روش‌های هم‌انباشتگی پرداخته‌اند درحالی‌که در ادبیات جهانی به‌ویژه در یکی دو دهه اخیر از حجم کمی قابل توجهی برخوردار بوده است.

1.Switching Regression
2.Exponential Smooth Transition Autoregressive
3.Ghan & Tong

۶. مطالعات داخلی

باقری (۱۳۷۶) در پایان‌نامه خود تحت عنوان "تئوری برابری قدرت خرید و بررسی ارزش برابری ریال/دلار" که بر اساس اطلاعات نرخ‌های رسمی و بازار موازی ارز و شاخص بهای خرده فروشی در مناطق شهری و طی سال‌های (۱۳۵۹-۱۳۷۵) بر مبنای روش هم‌انباشتگی بلندمدت و مدل‌های باکس وجنکینز انجام گرفته است، بیان می‌کند که از آغاز نظام شناور نرخ ارز در رابطه با برقراری برابری قدرت خرید در کشورهای صنعتی تناقض‌هایی دیده می‌شود و درپی آن در ایران نیز این تناقض‌ها به چشم می‌خورند. نتیجه این بود که نرخ‌های رسمی بازار موازی ارز به حالت تعادل که توام با افزایش رقابت‌پذیری در تجارت خارجی است نزدیکتر بوده و نرخ‌های رسمی می‌بایست در بلندمدت به سمت نرخ‌های بازار موازی حرکت کنند اما اجرای این روند نیازمند وجود برخی زمینه‌ها، سیاست‌ها و هماهنگی با سایر بخش‌ها است ودر غیراین صورت با شکست مواجه خواهد شد. و درنهایت گفته شد که عواملی وجود دارند که تحقق عینی برابری قدرت خرید را دچار اشکال می‌کنند. این عوامل می‌توانند در کوتاه‌مدت باعث انحراف نرخ ارز از سطح برابری قدرت خرید گردند. جریان ورود و خروج سرمایه، هزینه انتقالات، موانع تجاری و گمرکی تغییر در قیمت‌های نسبی داخلی، شاخص مناسب قیمت‌ها و چندین عامل دیگر می‌توانند از جمله این عوامل محسوب شوند.

شجری و نصراللهی(۱۳۸۱) در تحقیقشان تحت عنوان" نظریه برابری قدرت خرید و ساختار بازار ارز در ایران" به بررسی آزمون برقراری نظریه برابری قدرت خرید با توجه به ساختار بازار ارز در ایران پرداخته است. علاوه براین، با استفاده از آزمون ریشه واحد و هم‌انباشتگی همچنین روش حداکثر راستنمایی جوهانسون- جوسیلسیوس نه تنها روابط بلندمدت مورد شناسایی قرار می‌گیرد بلکه پویایی‌های کوتاه‌مدت نیز با استفاده از روش تصحیح خطای برداری مشخص می‌شوند. با توجه به زمان انجام این تحقیق و نظام ارز ایران در آن دوره (۱۳۸۱) و شکل‌گیری حداقل پنج نرخ ارز در نظام ارزی ایران، این نظریه را در قالب روش همگرایی برای هر بخش مورد آزمون قرار داده است. در بخش نرخ موثر واقعی رسمی ارز، نتایج حاکی از عدم برقراری نظریه برابری قدرت خرید در ارتباط با نرخ رسمی ارز در ایران بوده و در رابطه با قسمت نرخ موثر واقعی نهایی صادراتی با توجه به مقداری که از ضابطه شوارتز به دست آمده یک بردار همگرایی بدون روند با عرض از مبدا حاصل شده است. در بخش نرخ موثر واقعی دریافت‌های ارز همانند قسمت قبل با توجه به مقدار شوارتز وآکاییک وجود یک بردار همگرایی با روند درجه دو به اثبات رسیده است. در رابطه با نرخ موثر واقعی پرداخت‌های ارزی، آزمون همگرایی جوهانسون – جوسیلسیوس یک بردار هم جمعی با روند خطی و عرض از مبداء را نشان می‌دهند و درنهایت، در بخش نرخ موثر واقعی بازار ارز بر اساس آزمون‌های به عمل آمده تمام

متغیرهای تعیین کننده نرخ واقعی موثر بازار موازی روند پایا بوده، بنابراین دارای بردارهای هم جمعی هستند.

۷. مطالعات خارجی

تیمو تراسویرتا (۱۹۹۴) در مقاله خود تحت عنوان "تصریح، تخمین و ارزشیابی مدل‌های خود رگرسیونی با انتقال ملایم" کاربرد دو گروه از مدل‌های خودرگرسیونی غیرخطی را مورد بررسی قرار داده است (مدل‌های ESTAR و LSTAR). علاوه براین، به ویژگی‌های یک مدل مانند آزمون‌های ساده آماری، آزمون خطی بودن در برابر خودرگرسیونی با انتقال ملایم STAR، تعیین پارامتر وقفه و البته انتخاب میان LSTAR و ESTAR پرداخته است. نتیجه این بود که اگر فرض خطی بودن رد شود، گزینه می‌تواند STAR باشد و از سوی دیگر، تعداد کمی از سری‌های زمانی غیرخطی می‌توانند با هر دو مدل LSTAR و ESTAR توضیح داده شوند. این تکنیک‌ها بسیار ساده هستند و در نمونه‌های کوچک نیز بهتر عمل می‌کند. از سوی دیگر تاکید می‌شود که مدل TAR[1] نیز می‌تواند برای داده‌های غیرخطی بکار رود، اما کاربرد مدل‌های STAR جالبتر از مدل TAR می‌باشد.

میشل پانسون، رابرت نوبای و دیوید ای پیل(۱۹۹۷)، در مطالعه خود تحت عنوان "هزینه‌های مبادله و تحقیق تجربی تعدیل غیر خطی نرخ ارز حقیقی" با استفاده از داده‌های ماهانه و سالانه و مدل ESTAR به بررسی رفتار انحرافات نرخ ارز با لحاظ هزینه‌های مبادلاتی پرداخته‌اند. با توجه به دستاورد دوماس[2] در رابطه با انحرافات مبنی براینکه در فرآیند غیرخطی هر اندازه انحرافات بزرگ‌تر باشند بازگشت به تعادلشان قوی‌تر است به این نتیجه دست یافتند که با حضور هزینه‌های مبادلاتی، انحرافات در فرآیند غیر خطی از رفتار برگشت به میانگین تبعیت می‌کند و نرخ ارز حقیقی زمان بیشتری را از وضعیت برابری دور خواهد بود.

تیمو تراسویرتا (۲۰۰۵) در تحقیق خود تحت عنوان"پیش بینی متغیرهای اقتصادی با استفاده از مدل‌های غیر خطی" به بررسی تعدادی از مدل‌های غیرخطی پرداخته و اطلاعات بسیار مهمی را در رابطه با نحوه پیش‌بینی این مدل‌ها ارائه داده است و به این نتیجه دست یافت که قدرت مدل‌های غیرخطی در پیش بینی‌های تراکمی[3] مناسب‌تر است درغیر اینصورت در نحوه اجرا و عملکرد بین مدل‌های خطی و غیرخطی تفاوت اساسی وجود ندارد و پیش‌بینی مدل خطی قویتر از غیرخطی است و

1.Threshold
2. Dumas
3. Density forecasts

در برخی موارد صرفاً از مدل غیرخطی می‌توان استفاده کرد و مدل‌های خطی کارایی خود را از دست می‌دهند و بالعکس.

سوفی بریا، آنتونیا لوپز ویلاویسنکیو و والری میگنون(۲۰۰۸) در بررسی خود تحت عنوان"تعدیل غیرخطی نرخ ارز حقیقی به سمت مقادیر تعادلی آن"، همگرایی فرآیند نرخ ارز به سطح تعادل BEER با استفاده از مدل پانل STR پرداخته است. دو فرآیند متفاوت بین اقتصادهای درحال توسعه و اقتصادهای صنعتی یافتند. ناترازی در کشورهای درحال توسعه و تعدیل نسبت به تعادل غیرخطی است، درحالی‌که در کشورهای صنعتی به این دلیل که ناترازی‌ها (انحرافات) همگن‌ترند، تعدیل‌شان نسبت به سطح تعادلی خطی است.

محمد پوتهار، امیر موتمری، آن پگین و فیسول (۲۰۰۸) در مطالعه خود تحت عنوان "کاربرد یک مدل STAR نمایی با هم انباشتگی جزئی برای نرخ ارز" به بررسی مدل‌های پویای نرخ ارز حقیقی موثر (۲۰۰۲-۱۹۷۸) با توجه به ویژگی‌های مدل‌های FESTAR که توانایی توضیح غیرخطی همزمان را دارند و برای پیش‌بینی‌های خارج از نمونه بکار می روند (این مدل‌ها توسط دی جی کی و همکارانش در سال ۲۰۰۲ پیشنهاد شد) پرداخته و درنهایت به این نتیجه دست یافتندکه برای پیش‌بینی‌های خارج از نمونه برای نرخ ارز آمریکا مدل FESTAR بهتر از مدل‌های گام تصادفی و خطی است.

۸. روش تحقیق

در این تحقیق، مدل را برای دوره سال‌های (۲۰۰۷- ۱۹۷۵) هم برای داده‌های سالانه و هم ماهانه بکار برده و پس از تخمین مدل، تابع هزینه مبادله را نیز استخراج می‌کنیم. براساس آنچه پیش از این به آن اشاره شد، فرض می‌کنیم که انحراف از PPP ازطریق معادلات زیر می‌تواند توضیح داده شود:

$$q_t = k + \sum_{j=1}^{p} \pi_j q_{t-j} + (k^* + \sum_{j=1}^{p} \pi_j^* q_{t-j}) \times \{1 + \exp[-\gamma(q_{t-d} - c^*)]\}^{-1} \quad \text{LSTAR1)} \quad (۶)$$

$$q_t = k + \sum_{j=1}^{p} \pi_j q_{t-j} + (k^* + \sum_{j=1}^{p} \pi_j^* q_{t-j}) \times \{1 + \exp[-\gamma(q_{t-d} - c^*)^2]\}^{-1} \quad \text{LSTAR2} \quad (۷)$$

در معادلات فوق q همان انحراف از PPP است که در معادله (۱) آمده است.

توابع $F(q_{t-d}) = 1 + \exp[-\gamma(q_{t-d} - c^*)]$ و $F(q_{t-d}) = 1 + \exp[-\gamma(q_{t-d} - c^*)^2]$ توابع انتقال (معادل بخش غیرخطی مدل) می‌باشند که نشان‌دهنده هزینه‌های مبادله هستند.

برای رسیدن به اهدافمان در این تحقیق و آزمون فرضیه‌های مختلف، مدل‌های مناسب به صورت زیر بیان می‌شوند که در کارهای تجربی برای سایر کشورها نیز اغلب از این معادلات استفاده شده است.

$$\Delta q_t = k + \lambda q_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1}\phi_j \Delta q_{t-j} + (k^* + \lambda^* q_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1}\phi_j{}^* \Delta q_{t-j}) \times \{1 + \exp[-\gamma(q_{t-d} - c^*)]\}^{-1} \qquad (۸)$$

$$\Delta q_t = k + \sum_{j=1}^{p}\pi_j \Delta q_{t-j} + (k^* + \sum_{j=1}^{p}\pi_j{}^* \Delta q_{t-j}) \times \{1 + \exp[-\gamma(\Delta q_{t-d} - c^*)^2]\}^{-1} \qquad (۹)$$

در معادلات فوق، پارامترهای حیاتی λ و λ^* هستند که امکان آزمون وجود ریشه واحد و همچنین مقایسه سرعت انتقال رژیم در کوتاه مدت در مقایسه با بلندمدت را فراهم می‌آورند. علاوه‌براینکه تخمین تابع انتقال، تابع هزینه‌های مبادله را به ما خواهد داد.

از آنجا که وجود هزینه‌های مبادله، رفتار انطباق (تعدیل) غیرخطی را به نرخ ارز تحمیل می‌کند اولین فرضیه‌ای که می‌بایست موردآزمون قرار دهیم، آزمون خطی بودن است. در معادله (۴) (تابع انتقال) زمانی‌که $\gamma = 0$ باشد، مدل تبدیل به یک مدل غیر خطی خواهد شد. بنابراین، فرضیه خطی بودن را می‌توان به صورت $H_0 : \gamma = 0$ بیان کرد.

تراسویرتا (۱۹۹۴) برای آزمون خطی بودن در مقابل فرضیات LSTAR و ESTAR یک قاعده تصمیم‌گیری به شرح زیر ارائه داده است:

۱. تخمین حداقل مربعات معمولی OLS رگرسیون کمکی زیر

$$yt = \beta'_0 zt + \sum_{j=1}^{3} \beta'_j \overline{z}ts_t^j + u_t^* \qquad (۱۰)$$

۲. آزمون فرضیه صفر زیر

$$H0 = \beta1 = \beta2 = \beta3 = 0 \qquad (۱۱)$$

این فرضیه، فرضیه صفر خطی بودن است یعنی در صورتی که این فرضیه رد شود، فرض خطی‌بودن مدل صادق نخواهد بود.

۳. استفاده از آزمون F معمولی به عنوان تقریبی از آزمون ضریب لاگرانژ به خاطر توان آزمون بالای آن (در نتایج نهایی، F بیانگر همین آزمون است).

۴. انتخاب متغیر انتقال: تمام متغیرهای انتقال بالقوه را که شامل متغیر وابسته، متغیرهای مستقل، وقفه‌های متغیرهای مستقل و وابسته و روند می‌شود، در نظر می‌گیریم و آزمون بالا را انجام می‌دهیم. هر

متغیری که قوی‌ترین آزمون در رد فرضیه صفر خطی بودن را ارائـه داد، بـه عنـوان متغیـر انتقـال درنظـر می‌گیریم که در نتایج نهایی با علامت * مشخص می شود.

۵. انتخاب نوع مدل از میان LSTAR1 و LSTAR2 با فرض رد خطی بودن مدل:

زمانی‌که خطی بودن مـدل رد شـد مـی‌بایـست از بـین مـدل‌هـای LSTAR1 و LSTAR2 مـدلی را کـه تصریح‌کننده بهتری است انتخاب کنیم. اساس تصمیم‌گیری، آزمون ۳ فرضیه زیر است:

$$\begin{aligned} &1.\text{test} \quad H04 \quad : \beta 3 = 0 \\ &2.\text{test} \quad H03 \quad : \beta 2 = 0 \,|\, \beta 3 = 0 \\ &3.\text{test} \quad H02 \quad : \beta 1 = 0 \,|\, \beta 2 = \beta 3 = 0 \end{aligned} \qquad (۱۲)$$

این آزمون‌ها درخصوص رگرسیون کمکـی ۴ نیـز صـورت مـی‌گیرنـد. در نتـایج نهـایی احتمـال، آزمون‌های فوق به ترتیب با نام F_4 ، F_3 و F_2 ارائه شده است. با فرض رد شدن خطی بودن مدل می‌توان فرایند تخمین مدل غیرخطی را ادامه داد. در ادامه یک تحقیق شبکه‌ای[1]، برای تخمین مقادیر اولیـه γ و c صورت می‌دهیم. در الگوریتم تخمین پارامترهای مدل‌های غیرخطـی STR، پیـداکـردن مقـادیر اولیـه صحیح از اهمیت بالایی برخوردار است.

تحقیق شبکه‌ای، یک شبکه خطی برای c و یک شبکه خطی- لگاریتمی برای γ ایجاد مـی‌کنـد و سپس برای هر مقدار از γ و c مجموع مربعات باقیمانده تخمین زده می‌شود و سرانجام مقـادیری کـه بـا حداقل مجموع مربعات مطابقت داشته باشند به عنوان مقادیر اولیه درنظرگرفته مـی‌شـوند. پـس از اینکـه مقـادیر اولیـه بـرآورد شـدند بـا اسـتفاده از الگـوریتم نیوتـون- رافسـون پارامترهـای مـدل بـه روش حداکثرسازی تابع حداکثر راستنمایی شرطی تخمین زده می‌شود.

۹. آزمون خطی بودن

اولین مرحلـه تـصریح مـدل STR، انتخـاب مـدل AR خطـی اسـت. بنـابراین، ابتـدا بخـش خطـی مـدل یعنـی AR(p) را در چـارچوب VAR بـا بـه دسـت آوردن تعـداد وقفـه‌هـای بهینـه از طریـق معیارهـای آکاییک، شوارتز و حنان-کویین تصریح می‌کنیم.

1. Grid Search

نتایج به دست آمده برای معادلات ۷ و ۸ و داده‌های سالانه و ماهانه به صورت زیر است:

بخش خطی معادله ۸ برای داده‌های سالانه:

$$\Delta q_t = 0/03 + 0/375\Delta/_{t-1} - 0/348\Delta/_{t-2} \qquad (۱۳)$$

بخش خطی معادله ۸ برای داده‌های ماهانه:

$$\Delta q_t = 0/041 + 0/004\Delta/_{t-1} - 0/104\Delta/_{t-2} - ./72\Delta/_{t-3} \qquad (۱۴)$$

بخش خطی معادله ۷ برای داده‌های سالانه:

$$\Delta q_t = -37/222 + 0/13q_{t-1} + 0/285\Delta/_{t-1} - 0/393\Delta/_{t-2} \qquad (۱۵)$$

بخش خطی معادله ۷ برای داده های ماهانه:

$$\Delta q_t = -6/032 + 0/13q_{t-1} - 0/115\Delta/_{t-2} \qquad (۱۶)$$

پس از تصریح بخش خطی مدل‌ها، رگرسیون کمکی (۴) را ساخته و فرضیه صفر (۱) را مبنی بر خطی بودن مدل مورد آزمون قرار می‌دهیم. نتایج آزمون در جداول (۴-۱) ارائه شده است. شایان ذکر است مقادیری که در جداول ارائه شده است، میزان آماره F نیست بلکه میزان احتمال آماره F می‌باشد. ستون اول جداول متغیر انتقال را نشان می‌دهد، ستون دوم احتمال آزمون F، فرضیه صفر خطی‌بودن است. به ازای هر یک از متغیرهای بالقوه روند، این آزمون محاسبه شده است. آزمون‌های F_2، F_3 و F_4 آزمون فرضیات بند ۵ روش تصمیم‌گیری تراسویرتا هستند. همانگونه که مشخص است هم برای داده‌های سالانه و هم داده‌های ماهانه فرض خطی بودن مدل به شدت رد شده است و فرضیه مقابل آن یعنی وجود انتقال ملایم پذیرفته می‌شود. جداول (۱) و (۲) مربوط به معادله ۸ هستند. برای داده‌های سالانه دیفرانسیل انحرافات از PPP با یک دوره وقفه و برای داده‌های ماهانه دیفرانسیل انحراف از PPP با دو دوره تاخیر به عنوان متغیر انتقال درنظرگرفته می‌شوند. جالب اینکه مدل پیشنهادی برای هر دو سری داده‌ها LSTAR2 است که حاکی از این است که علاوه بر انتقال ملایم در انحرافات PPP و رابطه مستقیم سرعت برگشت به تعادل با میزان انحرافات از تعادل، برای انحرافات مثبت و منفی انطباق و گرایش به تعادل کاملاً به صورت متقارن است. جداول (۳) و (۴) مربوط به معادله ۷ هستند. برای داده‌های سالانه انحراف ازPPP با یک دوره وقفه و برای داده‌های ماهانه متغیر سطح انحراف از PPP به عنوان متغیر انتقال در نظر گرفته می‌شوند. در این حالت مدل پیشنهادی هم برای داده‌های ماهانه و هم داده‌های سالانه LSTAR1 است. البته به این دلیل که احتمالات آزمون‌های F_2، F_3 و F_4 برای داده‌های سالانه محسوب نشده‌اند می‌توان LSTAR2 را هم برای این داده‌ها متصور بود. بنابراین، مدل‌های خطی

خودرگرسیونی مانند AR یا ARMA که تاکنون برای تصریح فرایند برگشت به تعادل PPP در نظر گرفته می‌شدند، الگوهای مناسبی برای این کار نخواهند بود زیرا مشخصه این مدل‌ها فرایند انطباق مستمر و با سرعت ثابت است که انحرافات از PPP از این ویژگی‌ها تبعیت نمی‌کند.

جدول ۱. نتایج آزمون خطی‌بودن مدل برای داده‌های سالانه و معادله شماره ۲

transition variable	F	F_4	F_3	F_2	suggested model
Dq(t-1)*	۰/۰۰۱۱۹۷۰	۰/۰۰۹۵۸۸۴	۰/۰۰۴۱۷۱۲	۰/۵۵۶۵۱	LSTR۲
Dq(t-2)	۰/۳۰۵۲۵	۰/۲۲۳۳۶	۰/۶۰۱۸۷	۰/۲۰۶۰۰	Linear
TREND	۰/۰۵۰۶۸۳	۰/۱۵۲۹۱	۰/۰۳۲۶۴۲	۰/۴۶۰۳۵	Linear

مأخذ: نتایج تحقیق.

جدول ۲. نتایج آزمون خطی بودن مدل برای داده‌های ماهانه و معادله شماره ۲

transition variable	F	F۴	F۳	F۲	suggested model
Dqq(t-1)	۰/۸۵۶۲۵	۰/۸۴۵۴۷	۰/۶۷۸۰۰	۰/۴۹۰۱۹	Linear
Dqq(t-2)*	۰/۰۰۰۳۲۷۰۳	۰/۰۱۸۶۱۴	۰/۰۰۶۶۸۱۱	۰/۰۳۶۲۷۶	LSTR۲
Dqq(t-3)	-	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰۶۲	۰/۰۰۰۰۰۰۰۲۷	۰/۰۲۷۶۸۵	Linear
TREND	۰/۰۹۹۱۱۸	۰/۹۶۵۷۰	۰/۸۷۴۰۳	۰/۷۹۳۵۸	Linear

مأخذ: نتایج تحقیق.

جدول ۳. نتایج آزمون خطی بودن مدل برای داده‌های سالانه و معادله شماره ۱

transition variable	F	F۴	F۳	F۲	suggested model
Dq(t-1)	۰/۰۰۴۹۹۵۹	۰/۵۲۹۰۴	۰/۰۰۰۳۶۶	۰/۲۹۸۳۳	LSTR۲
Dq(t-2)	۰/۴۰۷۹۰	۰/۰۴۰۴۲۸	۰/۹۸۷۸۱	۰/۰۲۶۵۰۹	LSTR۱
q(t)	۰/۲۴۵۹۸	۰/۶۷۱۰۱	۰/۳۶۶۳۴	۰/۰۵۳۴۳۱	Linear
q(t-1)*	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	-	-	-	LSTR۱
TREND	۰/۰۰۵۴۷۷۱	۰/۰۱۶۲۷۳	۰/۸۵۸۰۴	۰/۰۰۴۰۱۹۰	LSTR۱

مأخذ: نتایج تحقیق.

جدول ۴. نتایج آزمون خطی بودن مدل برای داده‌های ماهانه و معادله شماره ۲

transition variable	F	F۴	F۳	F۲	suggested model
Dqq(t-1)	۰/۶۳۲۴۱	۰/۱۱۷۴۲	۰/۹۲۴۰۲	۰/۸۸۶۲۷	Linear
Dqq(t-2)	۰/۰۰۰۷۸۹۶	۰/۰۰۰۹۹۳۱	۰/۰۲۷۲۵۵	۰/۳۹۹۸۷	LSTR۱
qq(t)*	۰/۰۰۰۰۴۹۵	۰/۰۰۵۴۱۸۲	۰/۰۸۳۰۴	۰/۰۰۱۰۵۹	LSTR۱
qq(t-1)	–	–	۰/۰۳۱۲۷	–	Linear
TREND	۰/۱۸۰۲۰	۰/۰۸۵۳۱۰	۰/۳۲۶۳۲	۰/۴۹۶۳۸	Linear

مأخذ: نتایج تحقیق.

۱۰. تخمین مدل و تابع هزینه مبادله

همان طور که ذکر شد، با استفاده از الگوریتم نیوتن- رافسون مدل تخمین زده می‌شود. براین اساس، تخمین معادلات ۷ و ۸ برای داده‌های سالانه و ماهانه به شرح زیر است: (اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده احتمال آماره t مربوط به معناداری ضرایب می باشد).

۱) تخمین معادله (۷) بر اساس الگوی LSTAR1 و داده‌های سالانه:

$$\Delta q_t = \underset{(\cdot/\cdots)}{۲۱۳۶۰۲/۵۹} + \underset{(\cdot/\cdots)}{\cdot/۹۹۹۷ q_{t-۱}} + \underset{(\cdot/۱۷)}{\cdot/\cdots۳ \Delta q_{t-۱}} + \underset{(\cdot/\cdot۱۷)}{\cdot/\cdots۴۸ \Delta q_{t-۲}} + \left(\underset{(\cdot/\cdots)}{-۴۲۸۱\cdot۸/۴۹} + \underset{(\cdot/۱۳۵)}{\cdot/\cdots۶ q_{t-۱}} - \underset{(\cdot/۱۷)}{\cdot/\cdots۶ \Delta q_{t-۱}} - \underset{(\cdot/\cdot۱۷)}{\cdot/\cdot۰۱ \Delta q_{t-۲}}\right) \times \left\{۱ + \exp\left[-\cdot/\cdot\cdot۲۱۷ (q_{t-۱} - ۴۵۱/۶۶)\right]\right\}^{-۱} \quad (۱۷)$$

۲) تخمین معادله (۷) براساس الگوی LSTAR1 و داده‌های ماهانه:

$$\Delta q_t = \underset{(0/32)}{-3/733} + \underset{(0/3)}{0/012 q_{t-1}} + \underset{(0/655)}{0/023 \Delta q_{t-1}} - \underset{(0/114)}{0/081 \Delta q_{t-2}} + \left(\underset{(0/000)}{-2327/7} + \underset{(0/000)}{2/38 q_{t-1}} - \underset{(0/000)}{0/95 \Delta q_{t-1}} - \underset{(0/0017)}{0/55 \Delta q_{t-2}}\right) \times \left\{1 + \exp\left[9/39 (q_t - 970/1)\right]\right\}^{-1} \quad (۱۸)$$

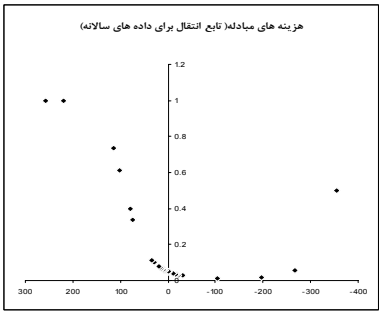
۳) تخمین معادله (۸) براساس الگوی LSTAR2 و داده‌های سالانه:

$$\Delta q_t = \underset{(۰/۶۱۲)}{۸/۰۵۶} - \underset{(۰/۱۸۶)}{۰/۳۵۳}\,\Delta q_{t-۱} + \underset{(۰/۰۴)}{۰/۳۹}\,\Delta q_{t-۲} + \left(\underset{(۰/۱۴)}{-۱۶۰/۷۹} + \underset{(۰/۰۱۸)}{۱/۵۹۴}\,\Delta q_{t-۱} - \underset{(۰/۰۰۰)}{۱/۶۸}\,\Delta q_{t-۲}\right) \times \left\{۱+\exp\left[۷۴/۴۸\,(\Delta q_{t-۱}+۳۵۳/۶۷)\times(\Delta q_{t-۱}-۹۰/۳۵۱)\right]\right\}^{-۱} \qquad (۱۹)$$

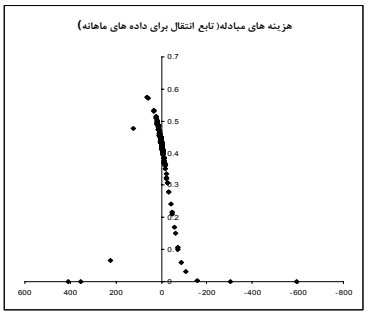
۴) تخمین معادله (۸) براساس الگوی LSTAR2 و داده‌های ماهانه:

$$\Delta q_t = \underset{(0/000)}{142/02} + \underset{(0/177)}{0/38}\,\Delta_{t-1} - \underset{(0/000)}{7/11}\,\Delta_{t-2} - \underset{(0/000)}{4/37}\,\Delta_{t-3} + \left(\underset{(0/000)}{-139/5} - \underset{(0/17)}{0/39}\,\Delta_{t-1} + \underset{(0/000)}{7/06}\,\Delta_{t-2} - \underset{(0/000)}{4/35}\,\Delta_{t-3}\right) \times \left\{1+\exp\left[8/59(\Delta_{t-2}-19/004)\times(\Delta\Delta_{t-2}-118/43)\right]\right\}^{-1} \qquad (۲۰)$$

به طور خلاصه می‌توان گفت که نتایج با توصیفات دوماس(۱۹۹۲) درخصوص فرایند انطباق انحرافات PPP سازگار است زیرا اولاً برای سری‌های زمانی نرخ ارز سالانه و ماهانه، فرایند تطبیق خطی در مقابل الگوی خودرگرسیونی با انتقال ملایم رد شده و از سوی دیگر بر اساس معادله ۱۰، محدودیت $\lambda = 0$ رد نمی‌شود در حالی‌که محدودیت $\lambda^* = 0$ رد می‌شود. این نشان دهنده رفتار گام تصادفی برای انحرافات اندک از $q_t = 970/1$ همراه با انطباق سریعتر انحراف از PPP برای انحرافات بزرگتر است. در حالی‌که در بلندمدت گرایش به سوی یک مقدار تعادلی وجود دارد. همان طور که قبلا نیز اشاره شد، بخش غیرخطی نمایانگر هزینه‌های مبادله است. از این رو، در هر یک از معادلات تخمینی فوق ضریب کسری را می‌توان در مقابل متغیر انتقال رسم کرده تا هزینه‌های مبادله مشخص شود. نمودارهای (۱) و (۲) نشان دهنده توابع هزینه مبادله هستند.



نمودار ۱



نمودار ۲

مقایسه نمودارهای فوق نشان می‌دهد که انتقال برای انحرافات سالانه PPP کندتر از انتقال در انحرافات ماهانه است. به عبارت دیگر، سرعت انتقال بین رژیم‌ها برای سری زمانی سالانه کمتر از سری زمانی ماهانه است.

۱۱. نتیجه‌گیری

بیشتر مطالعات تجربی وجود انحرافات زیاد از PPP را همراه با توان اندک آزمون ریشه واحد نشان می‌دهند که درواقع این موضوع حاکی از شکست کامل آزمون‌های تجربی در حمایت از PPP بلندمدت است (Lothian and Taylor 1996). براساس نظریات موجود، این موضوع ناشی از درنظرنگرفتن هزینه‌های مبادله است. از این رو در این تحقیق ما براساس تحلیل‌های دوماس یک فرایند تعدیل غیرخطی درنظرگرفته‌ایم که اولاً اثر هزینه‌های مبادله را در خود دارد و از سوی دیگر، انحرافات بزرگتر تمایل بیشتری برای برگشت به تعادل دارند. با وجود زنجیره مبادلات، فرایندها واگرا شده از این رو نرخ ارز حقیقی بیشتر زمان را دور از برابری parity سپری خواهد کرد. اگر چه انحرافات از PPP گرایش به انحراف پایدار و بزرگ دارند، اما فرایند پویا برگشت به تعادل بلندمدت را تحمیل می‌کند.

ما در این تحقیق ابتدا یک مدل خطی را در مقابل مدل‌های LSTAR1 و LSTAR2 با استفاده از داده‌های ماهانه و سالانه برای دوره زمانی (۲۰۰۷-۱۹۷۶) مورد آزمون قرار دادیم. برای هر دو سری زمانی، خطی بودن به طور قوی رد شد. تخمین پارامترهای مدل حاکی از این است که برای انحرافات اندک از PPP رفتار گام تصادفی وجود دارد، اما برای انحرافات بزرگتر انطباق سریعتر متصور است. همچنین، توابع هزینه مبادله برای سری‌های ماهانه و سالانه حاکی از این است که سرعت انتقال رژیم در داده‌های ماهانه بیشتر است.

منابع

باقری، امیر (۱۳۷۶)، *برابری قدرت خرید و بررسی ارزش برابری ریال/دلار*، پایان نامه، دانشگاه شهید بهشتی.

سالواتوره، دومینیک (۱۳۷۲)، *نظریه وسیاست های اقتصاد بین الملل،مالیه بین الملل*، ترجمه حمیدرضا ارباب،تهران: نشر نی، جلد اول.

گسکری، حسن (۱۳۸۳)، "انحراف نرخ ارز واقعی و رشد اقتصادی درایران"، *پژوهش‌نامه اقتصادی*، شماره ۴، صص ۱۸۶-۱۶۷.

نصراللهی، خدیجه (۱۳۸۱)، "نظریه برابری قدرت خرید و ساختار بازار ارز در ایران"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره‌های ۵ و ۶.

لارنس، هینکل (۱۳۸۶)، *ناترازی نرخ ارز*، ترجمه رضا شیوا، خدیجه نصراللهی،تهران: پژوهشکده پولی و بانکی، جلد دوم.

یاوری، کاظم (۱۳۸۴)، "ویژگی‌های نظام‌های نرخ ارز:رویکرد سنتی وجدید"، *پژوهش‌نامه اقتصادی*، شماره ۶، بهار، صص ۱۳۱- ۱۰۱.

Frederique, Bec, M.B.S. & Marine Carrasco (2008), *Detecting Mean Reversion in Real Exchange Rates from a Multiple Regime STAR Model,* University of Rochester.

Gangadhar, Darbha, U.R.P. (2004), "Nonlinear Adjustment in Real Exchange Rates and Long Run Purchasing Power Parity – Further Evidence".

Mohamed, Boutahar, I.M., Anne Peguin-Feisslle (2008), "A Fractionally Integrated Exponentiel Star Model Applied Exchange Rate", Hautes Etudes en Sciences Sociales Universités d'Aix-Marseille, PP. 1-22.

Nedeljkovic, M. (2008), "Testing for Smooth Transition Nonlinearity in Adjustments of Cointegrating Systems", Department of Economics The University of Warwick.

Panos, Michael , A.R.N.& David A.Peel (1997), "Ttransactions Costs and Nonlinear Adjustments in Real Exchange Rates Empirical Investigation", *The Journal of Political Economy,* Vol. 105, PP. 862-879..

Papell, D.H. (2004), "The Panel Purchasing Power Parity Puzzle", Department of Economics University of Houston

Sarno, L. (2000), "Real Exchange Rate Behavior in the Middle East a Re-Examination", *Economics Letters,* Vol. 66, PP. 127–136.

Seo, B. (2004), "Testing for Nonlinear Adjustment in Smooth Transition Vector Error Correction Models", Department of Economics, College Station, PP. 1-30.

Sophie Béreau, A.L.V.A.V.M. (2008), "Nonlinear Adjustment of the Real Exchange Rate Towards its Equilibrium Value: A Panel Smooth Transition Error Correction Modeling".

Stephens, D. (2004), "The Equilibrium Exchange Rate According to (PPP) and (UIP) in Discussion Paper Series", Reserve Bank.

Terasvirta T. (2005), "Forecasting Economic Variables with Nonlinear Models Timo Terasvirta Department of Economic St", Department of Economic Statistics Stockholm School of Economics.

Terasvirta, T. (1994), "Secification, Estimation and Evaluation of Smooth Transition

Autoregressive Models", *Journal of the American Statistical Association,* Vol. 89, PP. 208-218.