فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار
شماره سی و هشتم / بهار ۱۳۹۸

آزمون همجمعی آستانه‌ای بازده بازار سهام و بازارهای ارزو طلا درایران

سید یحیی ابطحی[۱]
علی آزادی نژاد[۲]

تاریخ دریافت مقاله :۹۶/۱۱/۲۹ تاریخ پذیرش مقاله :۹۷/۰۳/۲۲

چکیده

شناسایی رفتار بازده بازارهای مالی نیازمند توجه به پویایی های موجود در فرایند تعدیل به سمت تعادل بلندمدت در این بازارها می باشد و این موضوع برای سیاستگذاران و سرمایه گذاران بازار سرمایه با توجه به نوسانات سایر بازارها مانند بازار ارز و طلا در ایران از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در این مقاله، همجمعی آستانه‌ای بین بازده بازار سهام و بازده بازار ارزو همچنین بین بازده بازار سهام و بازار طلا درایران با استفاده از داده های روزانه قیمت طلا، ترخ ارز و شاخص قیمت سهام طی دوره۱۳۸۹/۱۰/۱ تا ۱۳۹۶/۴/۳۱ مورد مطالعه قرارگرفته است. نتایج الگوهای همجمعی آستانه ای پیرامون روابط بین این بازارها نشان می دهد که در معادله بازده سهام و طلا، رژیم بالا که شامل انحراف از تعادل بزرگتر از مقدار آستانه است در ایران رژیم غالب به شمار می‌رود. همچنین، در معادله بازده بازارهای سهام و ارز نیز انحراف از تعادل بلندمدت پایین‌تر از مقدار آستانه و در رژیم پایین، بیش از ۹۰ درصد از مشاهدات را دربر می گیرد. اما در ارتباط بین بازارها، سرعت تعدیل در هر دو رژیم از نظر آماری معنی دار است و این تعدیل برای انحرافات بزگتر از مقدار آستانه با سرعت بیشتری انجام می شود.

کلمات کلیدی

همجمعی غیر خطی، بازده بازارهای مالی، مدل های آستانه ای

۱- استادیارگروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران. (نویسنده مسئول) Abtahi@iauyazd.ac.ir
۲- استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه حایری، میبد، ایران. azadinejad@haeri.ac.ir

مقدمه

توانایی بازارهای مالی از جمله شروط لازم برای رشد اقتصادی بالاتر است و تغییرات پدیدار شده در سیستم های مالی و بین المللی در نتیجه پیدایش ابزارها و بازارهای مالی جدید اهمیت مطالعه بیشتر پیرامون ارتباط بین بازارهای مالی را آشکار نموده است.

رابطه بین نرخ مبادلات ارز، طلا و قیمت سهام به ویژه از نظر جابجایی منابع مالی بین بازارها وکشورها نتایج مهمی دارد و دروضعیت‌هایی که تصمیم گیرندگان اقتصادی با نرخ‌های تورم بالا مواجه هستند، برای حفظ ارزش پول خود تصمیم به سرمایه گذاری روی دارائی‌هایی می‌گیرند که همراه با تورم، افزایش ارزش داشته وقدرت خرید آنها را در طی زمان نه تنها حفظ می‌کند، بلکه افزایش نیز می‌دهد. ازاینرو، درایران نیز که تورم مزمن وجود داشته و طی دهه های اخیرتورم دو رقمی را تجربه می‌کند، چنین رویکردی در میان تصمیم گیرندگان اقتصادی می‌تواند وجود داشته باشد. از انواع دارائی‌هایی که این کارکرد را می‌توانند داشته باشند، می‌توان به مسکن، سهام، اوراق قرضه دولتی، سکه طلا و در برخی موارد به ارزهای خارجی اشاره کرد (کریم زاده، ۱۳۸۵).

از طرف دیگر، بروز بحران های مالی طی چند دهه اخیر و اصلاحات ایجاد شده در بازارهای مالی، ضرورت توجه به پیوندهای میان تغییرات نرخ ارز و تحولات بازار سرمایه را مورد تأکید قرار داده است. روند رو به رشد حجم نقدینگی و فشار ایجاد شده بر بازار ارز طی دهه های اخیر در اقتصاد ایران، بنگاه ها و سرمایه گذاران را به توجه بیشتر به نوسانات نرخ ارز و تأثیر آن بر بازار سهام هدایت نموده است. چرا که با وجود یک سیستم نرخ ارز شناور، افزایش نرخ ارز منجر به کاهش رقابت پذیری بنگاه ها در بازارهای صادراتی شده و تأثیر منفی بر بازار سهام داخلی ایجاد می‌کند. با وجود سیستم های نرخ ارز شناور مدیریت شده نیز زمانی که بانک مرکزی از قدرت مداخله کمتری برخوردار است این چنین شرایطی کاملا برقرار می شود. از طرف دیگر با توجه به ماهیت درآمدهای دولت و اقتصاد مبتنی بر صادرات نفت در ایران، نوسانات قیمت نفت نیز از کانال تغییرات ایجاد شده در بازارهای ارز منجر به اثرگذاری در تصمیمات سرمایه گذاران و نوسان در بازار سهام می شود.

در این مطالعه، همجمعی آستانه‌ای بین بازده بازار سهام و بازده بازار ارزو همچنین بین بازده بازار سهام و بازار طلا درایران با استفاده از مدل های تصحیح خطای برداری آستانه‌ای (TVECM) توسعه یافته توسط اندرز و گرنجر[۱](۱۹۹۸) و اندرز و سیکلوز[۲](۲۰۰۱) و داده های روزانه مورد بررسی قرار می گیرد. بر این اساس، ابتدا مبانی نظری موجود پیرامون موضوع و مطالعات تجربی

صورت گرفته در این خصوص با استفاده از الگوهای پویای آستانه‌ای مورد بررسی قرار می‌گیرد. سپس روش شناسی این مطالعه در استفاده از این الگوهای معرفی می شود. بخش چهارم و پنجم به معرفی داده ها، برآورد مدل و تحلیل یافته های تحقیق می پردازد. سرانجام، نتایج تحقیق در بخش ششم ارائه می شود.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه تحقیق

رابطه بین نرخ مبادلات ارز و قیمت سهام به ویژه از نظر جابجایی منابع مالی و سرمایه بین کشورها نتایج مهمی در بردارد. به لحاظ نظری، ارتباط بین نرخ‌های ارز و سایر دارائی‌های مالی، در قالب مدل‌های جریان محور[۳]و سهام محور[۴]تبیین می‌شود. مدل‌های جریان محور فرض می‌کنند حساب‌جاری یا عملکرد هر کشور در موازنه تجاری خود عمده ترین عامل تعیین نرخ ارز آن به شمار میرود. بر اساس این مدل‌ها، تغییرات نرخ ارز، رقابت پذیری بین المللی و موازنه تجاری را تحت تاثیر قرار می دهد و از این طریق بر متغیرهای حقیقی اقتصاد همچون تولید و درآمد حقیقی اثرگذار خواهد بود(دورنبوش و فیشر،۱۹۸۰). بر این اساس، نوسانات پول رایج وضعیت تراز تجاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد و بر تولید واقعی یک کشور که به نوبه‌ی خود بر جریان نقدی فعلی و آینده شرکت و قیمت سهام اثر می‌گذارد، تأثیرگذاراست(کاپورال و همکاران، ۲۰۰۲). همچنین از آنجا که دلار در قیمت گذاری طلا در بازارهای جهانی نقش غالب دارد و ارزش معاملات طلا بر حسب دلار و یا به صورت پول ملی کشور مزبور تعیین می‌شود در نتیجه قیمت طلا تحت تاثیر نوسانات نرخ های ارز قرار می گیرد.

از طرف دیگر، تغییرات قیمت سهام از طریق ثروت بر تقاضای کل اقتصاد و از کانال تغییرات حجم سرمایه‌گذاری‌ها بر نرخ های بهره اثر می گذارد و تغییرات نرخ های بهره از طریق تغییر در موازنه حساب سرمایه منجر به تغییر در نرخ های ارز می شود. در مدلهای سهام محور، نقش حسابهای مالی در تعیین نرخ های ارز مورد تاکید قرار می گیرد (فرانکل،۱۹۸۳). در این مدلها، تغییرات انتظاری در ارزش پول داخلی می تواند قیمت دارایی‌های مالی را تحت تاثیر قرار دهد. و تغییرات نرخ‌های ارز می توان منجر به تشویق سرمایه گذارن در جهت تغییر ترکیب پرتفوی دارایی‌های مالی خود و تغییرات قیمت سهام شود.

تغییرات قیمت سهام از کانال انتظارات افراد نیز بر سایر بازارهای مالی اثرگذار است. افزایش قیمت سهام نسبت به روند بلند مدت یا مورد انتظار آن باعث جذابیت بورس برای سرمایه گذاران می‌گردد. بر این اساس، با رونق بازار سهام و انتقال سرمایه سرمایه گذاران خارجی به داخل کشور،

عرضه ارزخارجی افزایش می یابد که باعث کاهش نرخ ارز می‌گردد. همینطور، سرمایه گذاران داخلی که در بازارهای موازی بازار ارز سرمایه گذاری کرده اند با رونق بازار سرمایه، سرمایه خود را به این بازار انتقال می دهند. برای این منظور آنها می بایست سرمایه خود را از شکل ارز خارج کنند، لذا عرضه ارز زیاد می شود و نرخ ارز کاهش می یابد (آپرگیس و همکاران[۵]، ۲۰۰۸).

استفاده از الگوهای غیرخطی آستانه ای به منظور تحلیل پویائی‌های قیمت در بازارها، در مطالعات مختلفی مورد بررسی قرار گرفته است. به عنوان نمونه، تحلیل و کاربرد مدل‌های همجمعی آستانه ای در مطالعه هنسن و سئو[۶] (۲۰۰۲) بر نرخ بهره اسناد خزانه داری آمریکا مورد بررسی قرار گرفته است. همینطور مبانی الگوهای همجمعی با وجود تعدیل آستانه ای در مطالعه اندرز و سیکلوز (۲۰۰۱) پیرامون ساختار بلندمدت نرخ بهره به تفصیل بحث شده است. تسی[۷] (۱۹۹۸) نیز این الگوها را در مدل های چند متغیره مورد بحث قرار داده است. بوری و همکاران[۸](۲۰۱۷) همجمعی و علیت غیر خطی بین بازارهای سهام، طلا و نفت را مورد مطالعه قرار داده است. گوریس[۹](۲۰۱۵) همجمعی و علیت گرنجر آستانه ای را بین قیمت های سهام و نرخ‌های ارز در ترکیه مورد مطالعه قرار داده اند. و شواهدی از وجود علیت دو طرفه بین بازارهای سهام و ارز ارائه نموده اند.یان یوا و چانگ نیه[۱۰] (۲۰۰۹) اثرات نرخ ارز دلار تایوان در مقایل ین ژاپن را بر قیمت‌های سهام ژاپن و اتیوان با استفاده از مدل تصحیح خطای آستانه‌ای مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می دهد که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین نرخ ارز و قیمت های سهام ژاپن و تایوان در دوره مورد بررسی وجود دارد، اما رابطه همجمعی آستانه ای نامتقارن تنها برای بازارهای مالی تایوان برقرار است. جن، فینی و لای[۱۱] (۲۰۰۵)شواهدی از تعدیل نامتقارن قیمت ها را با استفاده از الگوهای همجمعی آستانه ای ارائه نموده اند و سان[۱۲] (۲۰۱۱) نیز این الگوها را برای مطالعه پویائی‌های قیمت در واردات کالاها مورد مطالعه قرار داده است.

زارع و همکاران (۱۳۸۵) درمطالعه‌ای به بررسی تأثیر بازارهای ارز، سکه و طلا بر شاخص بازار سهام پرداختند. آنها دراین مطالعه با استفاده از یک الگوی تصحیح خطای برداری و با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۷۴ تا ۱۳۸۲ به این نتیجه رسیدند که متغیرهای شاخص قیمت مسکن و بهای سکه با شاخص قیمت سهام، رابطه‌ی مثبت و بین نرخ ارز و شاخص قیمت سهام، رابطه منفی و معنی دار وجود دارد. قالیباف اصل (۱۳۸۱) در مطالعه خود رابطه‌ی بازدهی سهام بورس اوراق بهادار تهران و نرخ ارز را بررسی کرده است. دراین تحقیق از متغیرهای بازدهی سهام (ناشی از تغییر شاخص قیمت سهام شرکت) درصد تغییرات نرخ ارز و بازدهی سهام شاخص بازار، استفاده

شده است. بر اساس نتایج این تحقیق، درصد تغییرات نرخ ارز بر بازدهی سهام دارای اثر منفی بوده است. هاشمی و کشاورزمهر(۱۳۹۴)در مطالعه خود از الگوهای آستانه ای برای بررسی عدم تقارن سرعت تعدیل ساختار سرمایه در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران استفاده نموده‌اند. همچنین، امام وردی، کریمی وصادقی(۱۳۹۶) این مدلها را در راستای بررسی اثر نامتقارن نسبت اهرمی بر سودآوری شرکت های فعال در بورس اوراق بهادار تهران بکار برده اند. همچنین قدمی کوهستانی، نیکوکار و دوراندیش (۱۳۸۹) و کاوسی و همکاران (۱۳۹۴) و یاوری و همکاران (۱۳۹۳) ، الگو های آستانه ای را برای بررسی تعدیل نامتقارن قیمت ها در بخش کشاورزی ایران مورد تحلیل قرار داده اند.

روش شناسی تحقیق

رابطه بین قیمت های سهام و نرخ های ارز در چارچوب یک مدل VAR همجمع خطی با یک وقفه بصورت زیر قابل ارائه است:

$$\begin{pmatrix}\Delta EXR_t\\ \Delta STR_t\end{pmatrix} = \mu + \alpha w_{t-1} + \Gamma\begin{pmatrix}\Delta EXR_{t-1}\\ \Delta STR_{t-1}\end{pmatrix} + \varepsilon_t$$

$$w_{t-1} = SP_{t-1} - \beta EX_{t-1}$$

که در آن فرآیند تعدیل متقارن است. الگوهای همجمعی آستانه‌ای نخستین بار توسط بالک و فومبای[۱۳](۱۹۹۷) برای حالت تک متغیره معرفی شد و سپس الگوی تصحیح خطای برداری آستانه‌ای چند متغیره توسط لو و زیوت ایجاد گردید، در حالیکه مبدأ اولیه‌ی مدل آنها الگوی خود رگرسیونی خود محرک معرفی شده توسط تانگ می‌باشد.

روش بالک و فومبای به عنوان ابزاری برای ترکیب فروض همجمعی و غیرخطی بودن معرفی گردید . بویژه اینکه این مدل، تعدیل غیرخطی نسبت به تعادل بلندمدت را اجازه می‌دهد. تعدیل نسبت به تعادل ممکن است فقط هنگامی صورت گیرد که انحراف از تعادل از یک حد آستانه‌ای ویژه‌ای عبورکند . ازجنبه‌ی تئوری اقتصادی فرض خطی بودن ممکن است در حضور هزینه‌های مبادله یا سیاست‌های خاصی اعتبارنداشته باشد؛ چرا که این عوامل ممکن است بازار را وقتی که انحرافات از یک آستانه‌ی ویژه عبور کردند، تحت تأثیر قرار دهند .در واقع همجمعی آستانه‌ای بیان می‌کند که وقتی انحراف از یک مقدار آستانه‌ای گذشت، قیمت‌ها به سمت تعادل بلندمدت خود تعدیل خواهند شد.

بر اساس مطالعه بالک و فومبی (۱۹۹۷) یک مدل تصحیح خطای برداری آستانه ای بصورت زیر بیان می شود:

$$\Delta x_t = \begin{cases} A_1' X_{t-1}(\beta) + u_t \text{اگر} w_{t-1}(\beta) \le \gamma \\ A_2' X_{t-1}(\beta) + u_t \text{اگر} w_{t-1}(\beta) \ge \gamma \end{cases}$$

که در آن

$$X_{t-1}(\beta) = \begin{pmatrix} 1 \\ w_{t-1}(\beta) \\ \Delta x_{t-1} \\ \Delta x_{t-2} \\ \vdots \\ \vdots \\ \Delta x_{t-l} \end{pmatrix}$$

و γ در آن پارامتر آستانه است. x_t سری های زمانی $I(1)$ هستند که با $p \times 1$ بردار β دارای رابطه هم انباشتگی هستند. $w_t(\beta) = \beta' x_t$ جمله تصحیح خطای $I(\cdot)$ و A_1 و A_2 ماتریس ضرایب هستند. u_t نیز جمله خطا می باشد.

مدل تصحیح خطای آستانه ای را می توان بصورت زیر نیز بیان نمود:

$$\Delta x_t = A'_1 X_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta,\gamma) + A'_2 X_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta,\gamma) + u_t$$

که در آن

$$d_1(\beta,\gamma) = 1(w_{t-1}(\beta) \le \gamma)$$
$$d_2(\beta,\gamma) = 1(w_{t-1}(\beta) > \gamma)$$

$1(.)$ تابع شاخص است. هنسن و سئو(۲۰۰۲) روشی را برای براورد مدل آستانه ای از طریق حداکثر درستنمایی ارائه نموده‌اند و آزمونی را برای وجود اثر آستانه ای تحت فرض صفر عدم وجود آستانه (یعنی تقلیل مدل به یک مدل تصحیح خطای برداری خطی متعارف) بصورت زیر پیشنهاد کرده اند:

$$\sup LM = \sup \quad LM(\tilde{\beta},\gamma)$$
$$\gamma_L \le \gamma \le \gamma_U$$

$\tilde{\beta}$ برآورد β و $[\gamma_L, \gamma_U]$ مجموعه ناحیه جستجو است بگونه ای که γ_L برابر با π_0 درصد و γ_U برابر با $(1-\pi_0)$ درصد از $\tilde{w}_{t-1}$ می باشد.

داده‌ها

در این مطالعه جهت بررسی رابطه هم انباشتگی بین بازارهای سهام، ارز و طلا در ایران از داده‌های روزانه قیمت طلا(قیمت سکه)(*Gold*)، ترخ ارز(*Ex*) و شاخص قیمت سهام(*Stp*) طی دوره۱۳۸۹/۱۰/۱تا ۱۳۹۶/۴/۳۱ استفاده شده و به منظور بررسی رابطه هم انباشتگی آستانه ای بین بازده بازارها از تفاضل لگاریتمی داده ها بصورت زیر بهره گرفته شده است:

$$Str_t = (\log(Stp_t) - \log(Stp_{t-1})) \times 100$$
$$Exr_t = (\log(Ex_t) - \log(Ex_{t-1})) \times 100$$
$$Goldr_t = (\log(Gold_t) - \log(Gold_{t-1})) \times 100$$

بررسی وضعیت ایستایی داده‌ها با استفاده از آماره دیکی فولر تعمیم یافته نیز نشان می دهد که متغیرهای*Gold*،*Ex*و *Stp* همگی $I(1)$ و متغیرهای بازده متناظر، همگی $I(0)$ هستند.

یافته ها ی پژوهش

آزمون وجود اثر آستانه‌ای

نخستین گام برای بررسی رابطه هم انباشتگی آستانه ای، آزمون وجود اثر آستانه در رابطه بین بازده بازارها می باشد. برای این منظور، مدل تصحیح خطای برداری آستانه ای(TVECM) را با دو آستانه در وقفه‌های مختلف برآورد کرده و با استفاده از معیار اطلاعاتی آکائیک(AIC)، وقفه بهینه انتخاب شده است. مقادیر AIC بدست آمده در وقفه های مختلف در جدول(۱) آورده شده است.

جدول (۱):مقادیر آماره اطلاعات AIC در مدل تصحیح خطای آستانه‌ای برای بازار بازده سهام و نرخ ارز

معادله بازده بازارهای سهام و طلا	معادله بازده بازارهای سهام و ارز	تعداد وقفه
-۳۱۳۶۳/۲	-۳۲۴۹۲/۰۵	۱
-۳۱۶۱۲/۵۳	-۳۲۵۸۲/۱۳	۲
-۳۱۶۹۵/۳۲	-۳۲۶۵۷/۹۹	۳
-۳۱۷۴۹/۲۲	-۳۲۶۹۷/۱۲	۴
-۳۱۷۳۱/۲۱	-۳۲۷۱۰/۳۹	۵
-	-۳۲۷۲۳/۶۱	۶
-	-۳۲۷۶۲/۵۱	۷
-	-۳۲۷۳۹/۹۸	۸
-	-۳۲۷۳۵/۹۲	۹
-	-۳۲۷۰۰/۶۷	۱۰

- مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به جدول (۱) ، حداقل مقدار معیار اطلاعاتی آکائیک، در مدل تصحیح خطای بازده بازارهای سهام و ارز در وقفه ۷ و در مدل تصحیح خطای بازده بازارهای سهام وطلا در وقفه ۴ حاصل شده است. بر این اساس، روابط همجمعی بین بازارها براورد می شود.

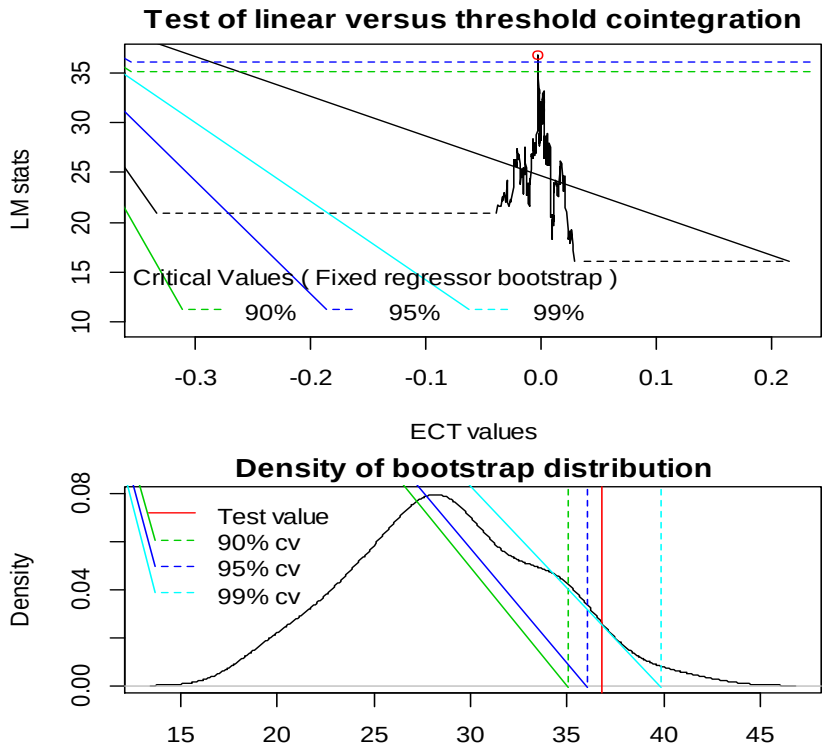
برای آزمون وجود اثر آستانه، آزمون $\sup LM$ هنسن و سئو(۲۰۰۲)، بکار گرفته شده و نتایج آن در جدول (۲) آورده شده است. این آزمون فرضیه صفر وجود هم انباشتگی خطی را در برابر فرضیه مقابل هم انباشتگی آستانه ای مورد بررسی قرار می دهد.

جدول(۲): نتایج آزمون وجود اثر آستانه هنسن و سئو

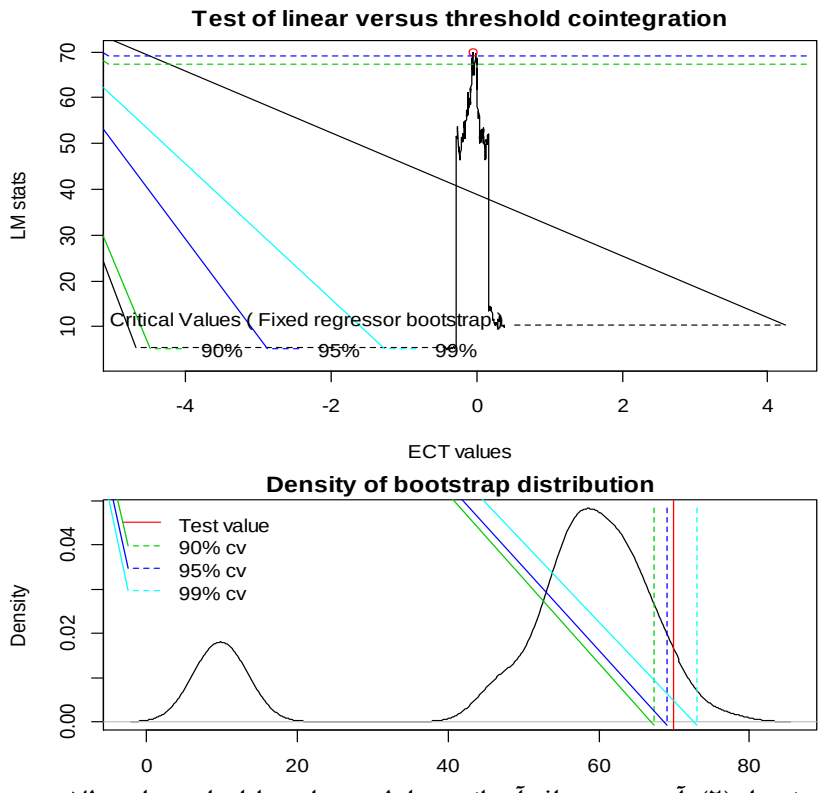
	معادله بازده بازارهای سهام و طلا	معادله بازده بازارهای سهام و ارز
آماره آزمون	۶۹/۸۴	36/78
p-value	۰/۰۴	۰/۰۵
تعداد تکرارهای بوت استراپ	۱۰۰۰	۱۰۰۰
مقادیر بحرانی	0.90% 0.95% 0.99% 67./37 69/10 72/96	0.90% 0.95% 0.99% 35/02 36/07 39/85

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج جدول (2) نشان می‌دهد با توجه به مقایسه آماره آزمون بدست آمده و مقادیر بحرانی برای هر دو معادله تصحیح خطای بین بازده بازارهای سهام و طلا و بازده بازارهای سهام و ارز، فرضیه صفر وجود هم انباشتگی خطی در سطح معنی داری ۵٪ رد می شود و وجود اثرات آستانه‌ای در هر دو معادله پذیرفته می شود. . نتایج مربوط به این آزمون در نمودارهای (۱) و (۲) نیز نشان داده شده است. مقادیر آماره های LM محاسباتی و چگالی توزیع بوت استراپ ها در هر دو نمودار نشان می دهد که مقادیر آماره بدست آمده از آزمون هنسن و سئو در هر دو مورد از مقادیر بحرانی سطوح اطمینان ۹۰٪ و ۹۵٪ بیشتر است. بنابراین فرضیه صفر وجود هم انباشتگی خطی در هر دو مورد در سطح اطمینان ۹۵٪ رد می شود.



نمودار(۱): آزمون وجود اثر آستانه در رابطه بین بازده بازارهای سهام و ارز



نمودار (۲): آزمون وجود اثر آستانه در رابطه بین بازده بازارهای سهام و طلا

برآورد مدل تصحیح خطای برداری آستانه‌ای (*TVECM*)

بر این اساس، مدل تصحیح خطای برداری آستانه‌ای در ارتباط بین بازده بازار سهام و بازده بازار ارزو همچنین بین بازده بازار سهام و بازار طلا و با لحاظ Str به عنوان متغیر آستانه، برآورد شده و نتایج در جداول (۳) و (۴) آورده شده است.

نتایج به دست آمده از برآورد مدل همجمعی آستانه ای (TVECM) درمعادله بازده سهام و طلا نشان می دهد که اکثر ضرایب در هر دو رژیم و وقفه‌های مختلف معنی دارهستند و با توجه به مقدار آستانه برآورد شده، زمانیکه انحراف از تعادل بلندمدت پایینتر از مقدار آستانه قرار دارد رژیم اول رخ می دهد اما این رژیم فقط ۱۱/۴٪ از مشاهدات را دربر می گیرد. رژیم دوم در مقادیر انحراف از تعادل بلندمدت بزرگتر از مقدار آستانه ایجاد شده و ۸۸/۶٪ از مشاهدات طی دوره مورد

بررسی را شامل می شود. بنابراین رژیم دوم که شامل انحراف از تعادل بزرگتر از مقدار آستانه است در ایران رژیم غالب به شمار میرود.

برای معادله بازده بازار سهام، پارامتر سرعت تعدیل در هر دو رژیم از نظر آماری معنی دار است. این موضوع موید آن است که وقتی قیمت‌ها افزایش یا کاهش می‌یابند، تعدیل انحرافات قیمتی به سمت تعادل بلند مدت صورت می‌گیرد. ولی این تعدیل برای انحرافات بزگتر از مقدار آستانه با سرعت بیشتری انجام می شود. به گونه ای که دوره تعدیل برای مقادیر انحرافات کوچکتر از مقدار آستانه، ۳,۸ است در حالیکه این دوره برای انحرافات بزرگتر از مقدار آستانه ۲,۷ است. بعبارت دیگر، با افزایش یا کاهش قیمت و تغییر نرخ بازده در بازارهای سهام و طلا و در نتیجه ایجاد انحراف در تعادل بلندمدت بین این دو بازار، چنانچه انحرافات ایجاد شده کمتر از مقدار آستانه (۰,۰۰۳- = γ) باشد ۳,۸ روز طول می کشدتا تعادل بلندمدت بین دو بازار مجددا برقرار شود. اما با وجود انحرافات بزرگتر از مقدار آستانه برآورد شده، برقراری تعادل بین دو بازار سهام و طلا با سرعت بیشتری (۲,۷ روز) صورت می گیرد و در نتیجه، انحرافات بزرگتر بین بازده دو بازار با سرعت بیشتری تعدیل می شود.

نتایج برآورد مدل در معادله بازده بازارهای سهام و ارز نیز نشان می دهد که در معادله بازار سهام، اکثر ضرایب مربوط به وقفه‌های مختلف در رژیم پایین معنی دارهستند و با توجه به مقدار آستانه برآورد شده، زمانیکه انحراف از تعادل بلندمدت پایینتر از مقدار آستانه قرار دارد رژیم اول رخ می‌دهد و این رژیم بیش از ۹۰ درصد از مشاهدات را نیز در بر می‌گیرد. بنابراین، انحرافات پایین‌تر از مقدار آستانه در تعادل بین بازده بازارهای سهام و ارز، وضعیت غالب ارتباط بین این دو بازار را تشکیل می‌دهد. اما برای رژیم دوم و در مقادیر انحراف از تعادل بلندمدت بزرگتر از مقدار آستانه ایجاد شده، اکثر ضرایب به لحاظ آماری معنی دار نیستند و این وضعیت، تنها ۸/۵ درصد از مشاهدات طی دوره مورد بررسی را شامل شده است. اگرچه پارامتر سرعت تعدیل در هر دو رژیم از نظر آماری معنی دار است و این تعدیل در ارتباط بازارهای سهام و ارز نیز برای انحرافات بزگتر از مقدار آستانه با سرعت بیشتری انجام می شود.

بنابراین ، با افزایش یا کاهش قیمت ها در دو بازار سهام و ارز و ایجاد انحراف در تعادل بلندمدت بین این دو بازار، چنانچه این انحراف کمتر از مقدار آستانه برآورد شده (۰,۰۰۴= γ)

باشد ۲,۳ روز طول می کشد تا تعادل بلندمدت بین دو بازار مجددا برقرار شود و چنین وضعیتی، البته وضعیت غالب در ارتباط بین این دو بازار در اقتصاد ایران به شمار می رود.

مقایسه سرعت تعدیل بازارها در دو جدول (۳) و (۴) نیز نشان می دهد که ضریب تعدیل معادله بازده دو بازار سهام و ارز بزرگتر از ضریب تعدیل معادله بازارهای سهام و طلا است. بنابراین، تعدیل انحرافات بازده بین بازار های سهام و ارز نسبت به تعدیل انحرافات بازده بین بازارهای سهام و طلا با سرعت بیشتری صورت می گیرد.

جدول (۳): نتایج برآورد مدل تصحیح خطای آستانه‌ای بازده بازارهای سهام و طلا

	ΔStr		$\Delta Goldr$	
متغیر	$w_{t-1} \leq \gamma$	$w_{t-1} > \gamma$	$w_{t-1} \leq \gamma$	$w_{t-1} > \gamma$
w_{t-1}	−۰/۲۶۳۷ (۰/۰۱۴۸) *	−۰/۳۶۸۸ (۸/۸ e −۲۲) ***	۲/۴۶۹۴ (۵/۵ e −۱۷)***	۰/۵۲۳۹ (۳/۲ e −۰۷)***
c	۲e−۰۵ (۰/۹۶۹۰)	۰/۰۱۳۲ (۲/۹ e −۲۱)***	۰/۰۰۰۱ (۰/۱۲۵۸)	−۰/۰۰۰۲ (۰/۵۰۴۰)
ΔStr_{t-1}	−۰/۵۲۰۴ (۹/۵ e −۰۸)***	−۰/۱۶۰۹ (۱/۶ e −۰۵)***	−۰/۵۶۳۷ (/۰۳۱۴)*	−۰/۳۹۵۵ (۸۰۲ e −۰۵)***
$\Delta Goldr_{t-1}$	−۰/۱۵۵۲ (۵/۴ e −۰۵)***	−۰/۱۰۹۰ (۶/۵ e −۱۳)***	−۰/۶۸۶۴ (۴۰۵ e −۱۱)***	−۰/۶۴۷۱ (۴۰۵ e −۵۳)***
ΔStr_{t-2}	−۰/۵۰۵۱ (۲/۲ e −۰۷)***	−۰/۲۱۲۲ (۱/۲ e −۰۹)***	−۰/۲۶۰۶ (۰/۳۱۹۲)	−۰/۴۳۸۴ (۳/۱ e −۰۶)***
$\Delta Goldr_{t-2}$	−۰/۱۶۳۵ (۰/۰۰۰۱)***	−۰/۰۷۸۳ (۱/۰ e −۰۷)***	−۰/۶۸۴۶ (۱/۷ e −۰۹)***	−۰/۵۶۰۸ (۴/۸ e −۴۳)***
ΔStr_{t-3}	−۰/۳۶۹۴ (۲/۶ e −۰۶)***	−۰/۰۸۱۴ (/۰۱۰۷)*	۰/۱۸۸۸ (۲/۶e−۰۶)	−۰/۱۹۸۲ (/۰۲۱۲(*
$\Delta Goldr_{t-3}$	−۰/۰۹۹۳ (۰/۰۰۷۸)**	−۰/۰۳۷۹ (۰/۰۰۵۱)**	−۰/۵۹۲۶ (۴/۷ e −۰۹)***	−۰/۳۲۵۶ (۱/۲ e −۱۸)***
ΔStr_{t-4}	−۰/۳۷۲۰ (۲/۵ e −۰۷)***	−۰/۷۵۹ (۰/۰۰۵۷)**	۰/۰۱۸۹ (۰/۹۲۲۳)	−۰/۰۸۵۸ (۰/۲۴۶۴)
$\Delta Goldr_{t-4}$	−۰/۰۲۱۸ (۰/۵۲۴۹)	−۰/۰۰۵۷ (۰/۵۴۶۴)	−۰/۴۹۸۹ (۷/۹ e −۰۸)***	−۰/۱۱۴۹ (۶/۸ e ۰۶)***
γ	−۰/۰۰۳	برآورد ضریب همجمعی	−۰/۳۸	
درصد مشاهدات در رژیم اول:	۱۱/۴	درصد مشاهدات در رژیم دوم:	۸۸/۶	

- **مأخذ: محاسبات تحقیق**
- *** ,**,***به ترتیب نشان دهنده معنی داری ضرایب در سطوح۱٪، ۵٪ و ۱۰٪می‌باشد.**

جدول (۴): نتایج برآورد مدل تصحیح خطای آستانه‌ای بازده بازارهای سهام و ارز				
ΔExr_t		ΔStr_t		
$w_{t-1} > \gamma$	$w_{t-1} \leq \gamma$	$w_{t-1} > \gamma$	$w_{t-1} \leq \gamma$	نام متغیر
−۰/۵۵٤۰ (۰/۰۵٤۵)	۰/۰۳۲۸ (۰/۷۲۹۷)	−۰/٦۲٤۳ (٤/٦ e −۰۵)***	−۰/٤٤۲۵ (۳/۷e−۱۸)***	w_{t-1}
۰/۰۰۳۷ (۰/۰۱۱٦)*	−۵/۹e−۰۵ (۰/۷۱٤۱)	۰/۰۰۱۸ (۰/۰۱۹۸)*	۰/۰۰۰۲ (۰/۰۲۳٦)*	c
۰/۱۰۸٦ (۰/٦۷۰٤)	−۰/۰۵۳۰ (۰/۵٤۸٤)	−۰/۰۹۲۷ (۰/٤۹۳٦)	−۰/۲۰٤٦ (۱/٤ e −۰۵)***	ΔStr_{t-1}
−۰/۷۸۲۱ (۷/٦e−۳۰)***	−۰/۸۵۸۸ (۹/۰e−۱۷٤)***	−۰/۷۸۲۱ (۷/٦ e −۳۰)***	−۰/۰۰۵۱ (۰/۷۱۸۵)	ΔExr_{t-1}
۰/۱۷۹۸ (۰/٤۸۹۱)	۰/۰۲۹۱ (۰/۷۲٦۸)	−۰/۱۵۷۰ (۰/۲۵۵۰)	−۰/۲٤۷٤ (۲/۷ e −۰۸)***	ΔStr_{t-2}
−۰/۱۵۹۱ (۰/۰۱۵٤)*	−۰/۹۱٦۰ (٤/٤e−۱۲٤)***	۰/۰٤۰٦ (۰/۲٤۳۲)	۰/۰۲٦۱ (۰/۱٦۰٤)	ΔExr_{t-2}
۰/۲۹۰٤ (۰/۲٤۳۵)	−۰/۱۰٤٦ (۰/۱۹۱۰)	−۰/۱٦۳۲ (۰/۲۱٦٦)	−۰/۱۱٤۳ (۰/۰۰۷۲)**	ΔStr_{t-3}
−۰/۰۵۷۹ (۰/٤۸۷۹)	−۰/۸۱۵٤ (٤/۳e−۹۰)***	۰/۰۲۷۱ (۰/۵٤۰۰)	۰/۰٤٤۳ (۰/۰۲۷۲)*	ΔExr_{t-3}
۰/۱۸٤۸ (۰/٤۵۷۷)	−۰/۰۲۱۹ (۰/۷٦۷۳)	−۰/۲٦۲٦ (۰/۰٤٦۹)*	−۰/۱۳۱۳ (۰/۰۰۰۹)***	ΔStr_{t-4}
۰/۰۵۵٦ (۰/۵٤۰۲)	−۰/٦۳۷۵ (۸/۱e−۵۷)***	−۰/۰۰۲۵ (۰/۹۵۸۵)	۰/۰٤۱٤ (۰/۰٤۲۵)*	ΔExr_{t-4}
۰/۵۰۰۳ (۰/۰۱٦٤)*	−۰/۰۰٦۵ (۰/۹۲۵۳)	−۰/۰۸۱۳ (۰/٤٦۱۹)	−۰/۰۳۸۲ (۰/۲۹۸۸)	ΔStr_{t-5}
−۰/۱٦٦۰ (۰/۰۷۹۱)	−۰/٤۵۱۵ (٤/۹e−۳٤)***	−۰/۰۵۹۵ (۰/۲۳۵۸)	۰/۰۵۲۸ (۰/۰۰٦۱)**	ΔExr_{t-5}
−۰/۱۷۳۹ (۰/٤۰۵۱)	−۰/۰۸۱۵ (۰/۱۷۳۳)	−۰/۱٤۰۷ (۰/۲۰٤۳)	−۰/۰٤۵٦ (۰/۱۵۰۹)	ΔStr_{t-6}
−۰/۲۰۵۲ (۰/۰۲۹۷)*	−۰/۳۱٤۳ (۵/۸e−۲۲)***	−۰/۰۸۷۹ (۰/۰۷۹۳)	۰/۰٤۷۳ (۰/۰۰۵٦)**	ΔExr_{t-6}

$\Delta Str_{t-۷}$	-۰/۰۲۹۵ (۰/۲۸۰۸)	۰/۱۷۰۳ (۰/۰۵۸۰)	-۰/۰۵٤۰ (۰/۲۹۵۳)	۰/۰۳۳٦ (۰/۸٤۲۸)
$\Delta Exr_{t-۷}$	۰/۰۳٦٥ (۰/۰۰٦٦)**	-۰/۰۵۸۷ (۰/۱٦۲۲)	-۰/۱۹۷٤ (۱/۱e-۱٤)***	-۰/۱۷۷٦ (۰/۰۲۵۰)*
γ	۰/۰۰٤	برآورد ضریب هم جمعی		۰/۰۲٦۷
درصدمشاهدات دررژیم اول:	۹۱/۵	درصدمشاهدات دررژیم دوم:		۸/۵
مأخذ: محاسبات تحقیق *** ,**,***,به ترتیب نشان دهنده معنی داری ضرایب در سطوح۱٪، ۵٪ و ۱۰٪می‌باشد.**				

نتیجه گیری

امروزه دستیابی به رشد اقتصادی بالاتر نیازمند توسعه بخش مالی و استفاده از ظرفیت ها و توانایی های بازارهای مالی است و تغییرات پدیدار شده در سیستم های مالی و بین المللی در نتیجه پیدایش ابزارها و بازارهای مالی جدید اهمیت مطالعه بیشتر پیرامون ارتباط بین بازارهای مالی را آشکار نموده است. اما شناسایی رفتار قیمت در بازارهای مالی نیازمند توجه به پویایی‌های موجود در فرایند تعدیل به سمت تعادل بلندمدت در این بازارها می باشد و توجه به این موضوع برای سیاست‌گذاران و سرمایه گذاران بازار سرمایه با توجه به نوسانات سایر بازارها مانند بازار ارز و طلا در ایران ضروری است. در این مقاله، همجمعی آستانه‌ای بین‌بازده بازار سهام و بازده بازار ارزو همچنین بین بازده بازار سهام و بازار طلا درایران با استفاده از مدل های تصحیح خطای برداری آستانه ای (TVECM) وداده های روزانه قیمت طلا، نرخ ارز و شاخص قیمت سهام طی دوره۱۳۸۹/۱۰/۱ تا ۱۳۹۶/۴/۳۱ مورد مطالعه قرارگرفته است.

نتایج به دست آمده از برآورد درمعادله بازده سهام و طلا نشان می دهد که اکثر ضرایب در هر دو رژیم و وقفه‌های مختلف معنی‌دار هستند و با توجه به مقدار آستانه برآوردشده، زمانی‌که انحراف از تعادل بلندمدت پایینتر از مقدار آستانه قرار دارد رژیم اول رخ می دهد اما این رژیم فقط ۱۱/۴٪ از مشاهدات را دربر می گیرد. رژیم دوم در مقادیر انحراف از تعادل بلندمدت بزرگتر از مقدار آستانه ایجاد شده و ۸۸/۶٪ از مشاهدات طی دوره مورد بررسی را شامل می شود. بنابراین رژیم دوم که شامل انحراف از تعادل بزرگتر از مقدار آستانه است در ایران رژیم غالب به شمار میرود. برای معادله بازده بازار سهام، پارامتر سرعت تعدیل در هر دو رژیم از نظر آماری معنی دار است. این موضوع

موید آن است که وقتی قیمت‌ها افزایش یا کاهش می‌یابند، تعدیل انحرافات قیمتی به سمت تعادل بلند مدت صورت می‌گیرد. ولی این تعدیل برای انحرافات بزگتر از مقدار آستانه با سرعت بیشتری انجام می شود.

نتایج برآورد مدل در معادله بازده بازارهای سهام و ارز نیز نشان می دهد که در معادله بازار سهام، اکثر ضرایب مربوط به وقفه‌های مختلف در رژیم پایین معنی دارهستند و با توجه به مقدار آستانه برآورد شده، زمانیکه انحراف از تعادل بلندمدت پایینتر از مقدار آستانه قرار دارد رژیم اول رخ می دهد و این رژیم بیش از ۹۰ درصد از مشاهدات را نیز دربر می گیرد. اما برای رژیم دوم و در مقادیر انحراف از تعادل بلندمدت بزرگتر از مقدار آستانه ایجاد شده، اکثر ضرایب به لحاظ آماری معنی‌دار نیستند و این وضعیت، تنها ۸/۵ درصد از مشاهدات طی دوره مورد بررسی را شامل شده است. اگرچه پارامتر سرعت تعدیل در هر دو رژیم از نظر آماری معنی‌دار است و این تعدیل در ارتباط بازارهای سهام و ارز نیز برای انحرافات بزگتر از مقدار آستانه با سرعت بیشتری انجام می‌شود.

فهرست منابع

۱) امام وردی قدرت اله، کریمی مجتبی و صادقی بناب هلن،(۱۳۹۶). بررسی اثر آستانه ای و نامتقارن نسبت اهرمی بر سودآوری شرکت های فعال در بورس اوراق بهادار تهران. اقتصاد مالی و توسعه. ۱۱(۳۹)،۸۲-۵۷.

۲) زارع هاشم و رضایی زینب،(۱۳۸۵). تاثیر بازارهای ارز، سکه و مسکن بر رفتار شاخص بازار بورس اوراق بهادار تهران: یک الگوی تصحیح خطای برداری. مجله پژوهشی علوم انسانی.۲۱، ۹۹-۱۱۲ .

۳) هاشمی سیدعباس و کشاورزمهر داود، (۱۳۹۴). بررسی عدم تقارن سرعت تعدیل ساختارسرمایه :مدل آستانه ای پویا. مهندسی مالی ومدیریت اوراق بهادار. شماره بیست وسوم.

٤) قالیباف اصل، حسن،(۱۳۸۱)، بررسی اثر نرخ ارز بر روی ارزش شرکت در ایران، پایانامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مدیریت دانشگاه تهران

٥) قدمی کوهستانی مرضیه، نیکوکار افسانه و دوراندیش آرش،(۱۳۸۹). الگوی آستانه ای انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران. اقتصاد و توسعه کشاورزی . دوره 24 شماره 3 از صفحه 384تا صفحه 392

٦) کاوسی کلاشمی محمد، خلیق خیاوی پریسا و اللهیاری محمد.(۱۳۹۴). انتقال قیمت، رفتار آستانه ای و تعدیل نامتقارن در بازار مرغ ایران. مجله کاربردی علوم دامی ایران.دوره 5 شماره 2 از صفحه 447تا صفحه . 452.

۷) یاوری فاطمه و همکاران، (۱۳۹۳). همگرایی آستانه ای و انتقال نامتقارن قیمت: کاربردی برای بازار گوشت گوساله در استان آذربایجان شرقی. اقتصاد کشاورزی. دوره 8 شماره 2 از صفحه 103تا صفحه ۱۱۹.

8) Aleem, Abdul and Lahiani, Amine,(2014). A threshold vector autoregression model of exchange rate pass-through in Mexico. Research in International Business and Finance, 30(C), pages 24-33.

9) Apergis, N. and Payne, J.E. (2008). Energy Consumption andEconomic Growth in Central America: Evidence from a panelcointegration and error correction model, Energy Economics, 31,211–216

10) Bouria, Elie. Jainb, Anshul. Biswalb, P.C. and Roubaud David.,(2017). Cointegration and nonlinear causality amongst gold, oil, and the Indian stock market: Evidence from implied volatility indices. Resources Policy 52 , 201–206

11) Caporale, G.M., Pittis, N., Spagnolo, N., (2002). Testing for causality-in-variance: anapplication to the East Asian markets, International Journal of Finance &Economics, 7, 235–245

12) Changyou Sun, (2011). Price dynamics in the import wooden bed market of the United States. Forest Policy and Economics 13 . 479–487.
13) Chen, Li-Hsueh. Finney, Miles and Lai Kon S., (2005). A threshold cointegration analysis of asymmetric price transmission from crude oil to gasoline prices. Department of Economics, California State University, CA 90032.
14) Enders, W., Siklos, P.L.,(2001). Cointegration and threshold adjustment. J. Bus. Econ. Stat. 19 (2), 166–176.
15) Evgenidis, Anastasios and Tsagkanos, Athanasios, (2017). Asymmetric effects of the international transmission of US financial stress. A threshold-VAR approach. International Review of Financial Analysis. II: S1057-5219(17)30041-8.
16) Güriş, Selahattin and Güriş, Burak, (2015). Testing Threshold Cointegration and Threshold Granger Causality between Stock Price and Exchange Rate in Turkey. International Journal of Economics and Finance; 7(10).
17) Hansen, B., Seo, B.,(2002). Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models. Journal of Econometrics. 110, 293–318.
18) Nakagawa, Hironobu,(2010). Investigating nonlinearities in real exchange rate adjustment: Threshold cointegration and the dynamics of exchange rates and relative prices . Journal of International Money and Finance .770-790
19) Tsay, Ruey S. (1998). Testing and Modeling Multivariate Threshold Models. Journal of the American Statistical Association,93(443), pp. 1188-1202.
20) Yun Yau, Hweyand ChungNieh, Chien,.(2009). Testing for cointegration with threshold effect between stock prices and exchange rates in Japan and Taiwan. Japan and the World Economy 21 . 292–300.

یادداشت ها

[1] Enders & Garenjer
[2] Enders & Siklos
[3] Flow- oriented models
[4] Stock- oriented models
[5] Apergis et al.
[6] Hansen & Seo
[7] Tsay
[8] Bouria et al.
[9] Güriş
[10] Yun Yau & ChungNieh
[11] Chen, Finney & Lai
[12] Sun
[13] Balke & Fomby