



آزمون همجمعی آستانه‌ای بازده بازار سهام و بازارهای ارز و طلا در ایران

سید یحیی ابطحی^۱

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

علی آزادی نژاد^۲

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 ارز و همچنین بین بازده بازار سهام و بازار طلا در ایران با استفاده از داده های روزانه قیمت طلا، نرخ ارز و شاخص قیمت سهام طی دوره ۱۳۸۹/۱۰/۱ تا ۱۳۹۶/۴/۳۱ مورد مطالعه قرار گرفته 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 می رود. همچنین، در معادله بازده بازارهای سهام و ارز نیز انحراف از تعادل بلندمدت پایین تر 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 بزرگتر از مقدار آستانه با سرعت بیشتری انجام می شود.

کلمات کلیدی

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

۱- استادیار گروه 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 و کشورها نتایج مهمی دارد و در وضعیت هایی که تصمیم گیرندگان اقتصادی با نرخ های تورم بالا مواجه هستند، برای حفظ ارزش پول خود تصمیم به سرمایه گذاری روی دارائی هایی می گیرند که همراه با تورم، افزایش ارزش داشته و قدرت خرید آنها را در طی زمان نه تنها حفظ می کند، بلکه افزایش نیز می دهد. از اینرو، درایران نیز که تورم مزمن وجود داشته و طی دهه های اخیر تورم دو رقمی را تجربه می کند، چنین رویکردی در میان تصمیم گیرندگان اقتصادی می تواند وجود داشته باشد. از انواع دارائی هایی که این کارکرد را می توانند داشته باشند، می توان 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 می کند. با وجود سیستم های نرخ ارز شناور مدیریت شده نیز زمانی که بانک مرکزی از قدرت مداخله کمتری برخوردار است این چنین شرایطی کاملاً 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 آستانه ای بین بازده بازار سهام و بازده بازار ارزو همچنین بین بازده بازار سهام و بازار طلا در ایران با استفاده از مدل های تصحیح خطای برداری آستانه ای (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

آزمون همجمعی آستانه‌ای بازده بازار سهام و بازارهای ارز و طلا در ایران / ابطحی و آزادی نژاد

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 می‌شود. بخش چهارم و پنجم به معرفی داده‌ها، برآورد مدل و تحلیل یافته‌های تحقیق می‌پردازد. سرانجام، نتایج تحقیق در بخش ششم ارائه می‌شود.

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 دارایی‌های مالی، در قالب مدل‌های جریان محور^۳ و سهام محور^۴ تبیین می‌شود. مدل‌های جریان محور فرض می‌کنند حساب جاری 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 می‌دهد 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 تاثیر قرار می‌دهد و بر تولید واقعی یک کشور که به نوبه‌ی خود بر جریان نقدی فعلی و آینده شرکت و قیمت سهام اثر می‌گذارد، تأثیرگذار است (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 نرخ‌های ارز قرار می‌گیرد.

از طرف دیگر، تغییرات قیمت سهام از طریق ثروت بر تقاضای کل اقتصاد و از کانال تغییرات حجم سرمایه‌گذاری‌ها بر نرخ‌های بهره اثر می‌گذارد و تغییرات نرخ‌های بهره از طریق تغییر در موازنه حساب سرمایه منجر به تغییر در نرخ‌های ارز می‌شود. در مدل‌های سهام محور، نقش حسابهای مالی در تعیین نرخ‌های ارز مورد تاکید قرار می‌گیرد (فرانکل، ۱۹۸۳). در این مدل‌ها، تغییرات انتظاری در ارزش پول داخلی می‌تواند قیمت دارایی‌های مالی را تحت تاثیر قرار دهد. و تغییرات نرخ‌های ارز می‌توان منجر به تشویق سرمایه‌گذاران 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 سرمایه‌گذاران می‌گردد. بر این اساس، با رونق بازار سهام و انتقال سرمایه‌گذاران خارجی به داخل کشور،

عرضه ارزش خارجی افزایش می یابد که باعث کاهش نرخ ارز می گردد. 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 پویائی های قیمت در بازارها، در مطالعات مختلفی مورد بررسی قرار گرفته است. به عنوان نمونه، تحلیل و کاربرد مدل های 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 نرخ های 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 مقابل ین ژاپن را بر قیمت های سهام ژاپن و تایوان با استفاده از مدل تصحیح خطای آستانه ای مورد بررسی قرار داده اند. 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 پویائی های قیمت در واردات کالاها مورد مطالعه قرار داده است.

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

آزمون همجمعی آستانه‌ای بازده بازار سهام و بازارهای ارز و طلا در ایران / ابطحی و آزادی نژاد

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 آستانه‌ای برای بررسی عدم تقارن سرعت تعدیل ساختار سرمایه در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران استفاده نموده‌اند. همچنین، امام وردی، کریمی و صادقی (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 یآوری و همکاران (۱۳۹۳)، الگوهای آستانه‌ای 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 رگرسیون 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 عبور کند. از جنبه‌ی تئوری اقتصادی فرض خطی بودن ممکن است در حضور هزینه‌های مبادله یا سیاست‌های خاصی اعتبار نداشته 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:

$$\Delta x_t = \begin{cases} A'_1 X_{t-1}(\beta) + u_{t-1} w_{t-1}(\beta) \leq \gamma \\ A'_1 X_{t-1}(\beta) + u_{t-1} w_{t-1}(\beta) \geq \gamma \end{cases}$$

که در آن

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

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 $I(0)$ 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

$$d_1(\beta, \gamma) = 1(w_{t-1}(\beta) \leq \gamma)$$

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

(.) تابع شاخص است. هنسن و سئو (۲۰۰۲) روشی را برای برآورد مدل آستانه ای از طریق حداکثر درست‌نمایی ارائه نموده‌اند و آزمون‌های 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:

$$\sup LM = \sup_{\gamma_L \leq \gamma \leq \gamma_U} LM(\tilde{\beta}, \gamma)$$

$$\gamma_L \leq \gamma \leq \gamma_U$$

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

آزمون همجمعی آستانه‌ای بازده بازار سهام و بازارهای ارز و طلا در ایران / ابطحی و آزادی نژاد

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*)، نرخ ارز (*Ex*) و شاخص قیمت سهام (*Stp*) طی دوره ۱۳۸۹/۱۰/۱ تا ۱۳۹۶/۴/۳۱ استفاده شده و به منظور بررسی رابطه هم انباشتگی آستانه‌ای بین بازده بازارها از تفاضل لگاریتمی داده‌ها 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 می‌دهد که متغیرهای *Gold*، *Ex* و *Stp* همگی $I(1)$ و متغیرهای بازده متناظر، همگی $I(0)$ هستند.

یافته‌های پژوهش

آزمون وجود اثر آستانه‌ای

نخستین گام برای بررسی رابطه هم انباشتگی آستانه‌ای، آزمون وجود اثر آستانه در رابطه بین بازده بازارها می‌باشد. برای این منظور، مدل تصحیح خطای برداری آستانه‌ای (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 وقفه‌های 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

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

- مأخذ: محاسبات تحقیق

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

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 و طلا در وقفه ۴ حاصل شده است. بر این اساس، روابط همجمعی بین بازارها برآورد می شود.

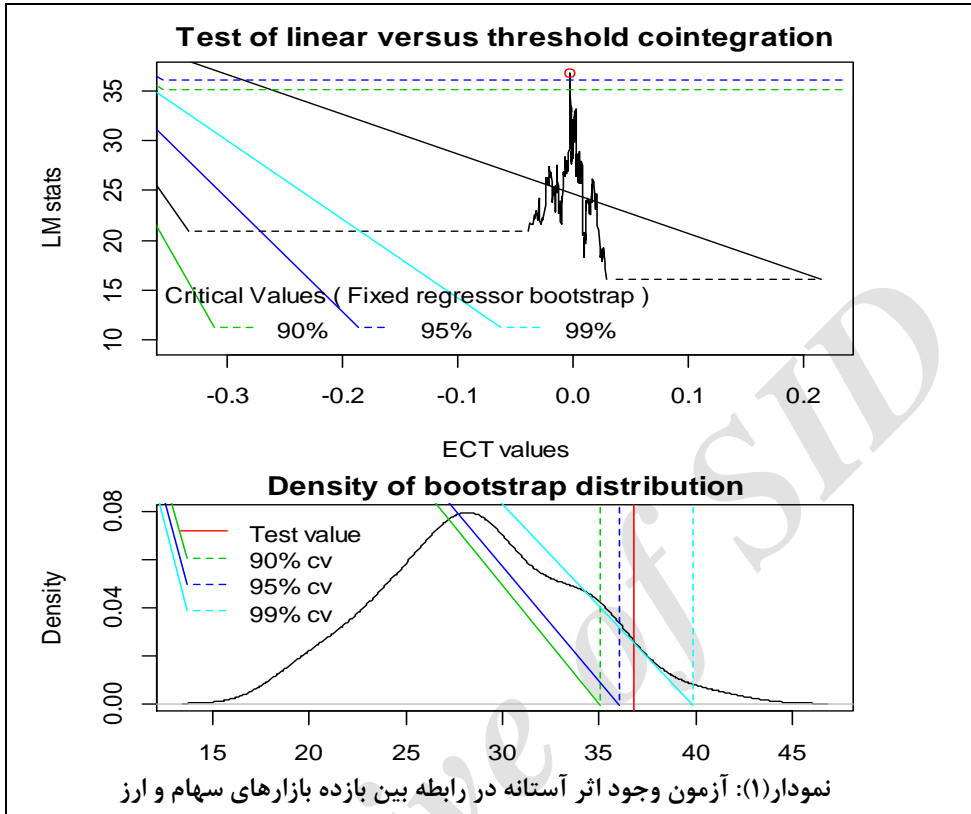
برای آزمون وجود اثر آستانه، آزمون $sup LM$ هنسن و سنو (۲۰۰۲)، بکار گرفته شده و نتایج آن در جدول (۲) آورده شده است. این آزمون فرضیه صفر وجود هم انباشتگی خطی را در برابر فرضیه مقابل هم انباشتگی آستانه ای مورد بررسی قرار می دهد.

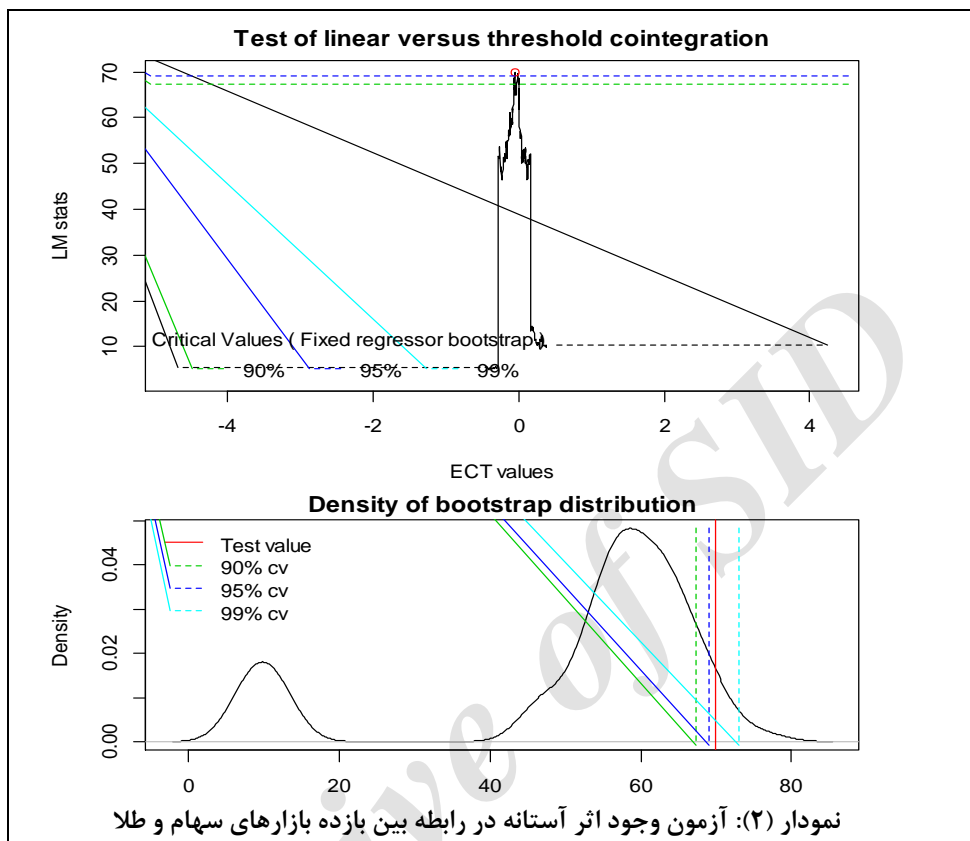
جدول (۲): نتایج آزمون وجود اثر آستانه هنسن و سنو

	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 استرپ	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 (۲) نشان می دهد 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 آستانه ای 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 استرپ ها در هر دو نمودار نشان می دهد که مقادیر آماره بدست آمده از آزمون هنسن و سنو 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.





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 آستانه‌ای (TVECM) در معادله بازده سهام و طلا نشان می‌دهد که اکثر ضرایب در هر دو رژیم و وقفه‌های مختلف معنی دار هستند و با توجه به مقدار آستانه برآورد شده، زمانیکه انحراف از تعادل بلندمدت پایینتر از مقدار آستانه قرار دارد رژیم اول رخ می‌دهد اما این رژیم فقط ۱۱/۴٪ از مشاهدات را دربر می‌گیرد. رژیم دوم در مقادیر انحراف از تعادل بلندمدت بزرگتر از مقدار آستانه ایجاد شده و ۸۸/۶٪ از مشاهدات طی دوره مورد

آزمون همجمعی آستانه‌ای بازده بازار سهام و بازارهای ارز و طلا در ایران / ابطحی و آزادی نژاد

بررسی را شامل می‌شود. 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 بزرگتر از مقدار آستانه با سرعت بیشتری انجام می‌شود. به گونه‌ای 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. عبارت 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 ($\gamma = -0,003$) باشد ۳,۸ روز طول می‌کشد تا تعادل بلندمدت بین دو بازار مجدداً 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 می‌گیرد و در نتیجه، انحرافات بزرگتر بین بازده دو بازار با سرعت بیشتری تعدیل می‌شود.

نتایج برآورد مدل در معادله بازده بازارهای سهام و ارز نیز نشان می‌دهد که در معادله بازار سهام، اکثر ضرایب مربوط به وقفه‌های مختلف در رژیم پایین معنی دار هستند 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 بزرگتر از مقدار آستانه با سرعت بیشتری انجام می‌شود.

بنابراین، با افزایش یا کاهش قیمت‌ها 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 ($\gamma = 0,004$)

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

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

$\Delta Goldr$		ΔStr		متغیر
$w_{t-1} > \gamma$	$w_{t-1} \leq \gamma$	$w_{t-1} > \gamma$	$w_{t-1} \leq \gamma$	
۰/۵۲۳۹ (۳/۲ e -۰۷)***	۲/۴۶۹۴ (۵/۵ e -۱۷)***	-۰/۳۶۸۸ (۸/۸ e -۲۲)***	-۰/۲۶۳۷ (۰/۰۱۴۸) *	w_{t-1}
-۰/۰۰۰۲ (۰/۵۰۴۰)	۰/۰۰۰۱ (۰/۱۲۵۸)	۰/۰۱۳۲ (۲/۹ e -۲۱)***	۲e-۰۵ (۰/۹۶۹۰)	c
-۰/۳۹۵۵ (۸۰۲ e -۰۵)***	-۰/۵۶۳۷ (۰/۳۱۴) *	-۰/۱۶۰۹ (۱/۶ e -۰۵)***	-۰/۵۲۰۴ (۹/۵ e -۰۸)***	ΔStr_{t-1}
-۰/۶۴۷۱ (۴۰۵ e -۰۳)***	-۰/۶۸۶۴ (۴۰۵ e -۱۱)***	-۰/۱۰۹۰ (۶/۵ e -۱۳)***	-۰/۱۵۵۲ (۵/۴ e -۰۵)***	$\Delta Goldr_{t-1}$
-۰/۴۳۸۴ (۳/۱ e -۰۶)***	-۰/۲۶۰۶ (۰/۳۱۹۲)	-۰/۲۱۲۲ (۱/۲ e -۰۹)***	-۰/۵۰۵۱ (۲/۲ e -۰۷)***	ΔStr_{t-2}
-۰/۵۶۰۸ (۴/۸ e -۴۳)***	-۰/۶۸۴۶ (۱/۷ e -۰۹)***	-۰/۰۷۸۳ (۱/۰ e -۰۷)***	-۰/۱۶۳۵ (۰/۰۰۱)***	$\Delta Goldr_{t-2}$
-۰/۱۹۸۲ (۰/۲۱۲) *	۰/۱۸۸۸ (۲/۶ e -۰۶)	-۰/۰۸۱۴ (۰/۰۱۷) *	-۰/۳۶۹۴ (۲/۶ e -۰۶)***	ΔStr_{t-3}
-۰/۳۲۵۶ (۱/۲ e -۱۸)***	-۰/۵۹۲۶ (۴/۷ e -۰۹)***	-۰/۰۳۷۹ (۰/۰۰۵۱)***	-۰/۰۹۹۳ (۰/۰۰۷۸)***	$\Delta Goldr_{t-3}$
-۰/۰۸۵۸ (۰/۲۴۶۴)	۰/۰۱۸۹ (۰/۹۲۲۳)	-۰/۷۵۹ (۰/۰۰۵۷)***	-۰/۳۷۲۰ (۲/۵ e -۰۷)***	ΔStr_{t-4}
-۰/۱۱۴۹ (۶/۸ e ۰۶)***	-۰/۴۹۸۹ (۷/۹ e -۰۸)***	-۰/۰۰۵۷ (۰/۵۴۶۴)	-۰/۰۲۱۸ (۰/۵۲۴۹)	$\Delta Goldr_{t-4}$
	-۰/۳۸	برآورد ضریب همجمعی	-۰/۰۰۳	γ
	۸۸/۶	درصد مشاهدات در رژیم دوم:	۱۱/۴	درصد مشاهدات در رژیم اول:

- مأخذ: محاسبات تحقیق

- *, **, *** به ترتیب نشان دهنده معنی داری ضرایب در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ می باشد.

آزمون همجمعی آستانه‌ای بازده بازار سهام و بازارهای ارز و طلا در ایران / ابطحی و آزادی نژاد

جدول (۴): نتایج برآورد مدل تصحیح خطای آستانه‌ای بازده بازارهای سهام و ارز				
ΔExr_t		ΔStr_t		نام متغیر
$w_{t-1} > \gamma$	$w_{t-1} \leq \gamma$	$w_{t-1} > \gamma$	$w_{t-1} \leq \gamma$	
-۰/۵۵۴۰ (۰/۰۵۴۵)	۰/۰۳۲۸ (۰/۰۷۲۹۷)	-۰/۶۲۴۳ (۴/۶e-۰۵)***	-۰/۴۴۲۵ (۳/۷e-۱۸)***	w_{t-1}
۰/۰۰۳۷ (۰/۰۱۱۶)*	-۵/۹e-۰۵ (۰/۰۷۱۴۱)	۰/۰۰۱۸ (۰/۰۱۹۸)*	۰/۰۰۰۲ (۰/۰۲۳۶)*	c
۰/۱۰۸۶ (۰/۶۷۰۴)	-۰/۰۵۳۰ (۰/۵۴۸۴)	-۰/۰۹۲۷ (۰/۴۹۳۶)	-۰/۲۰۴۶ (۱/۴e-۰۵)***	ΔStr_{t-1}
-۰/۷۸۲۱ (۷/۶e-۳۰)***	-۰/۸۵۸۸ (۹/۰e-۱۷۴)***	-۰/۷۸۲۱ (۷/۶e-۳۰)***	-۰/۰۰۵۱ (۰/۰۷۱۸۵)	ΔExr_{t-1}
۰/۱۷۹۸ (۰/۴۸۹۱)	۰/۰۲۹۱ (۰/۰۷۲۶۸)	-۰/۱۵۷۰ (۰/۲۵۵۰)	-۰/۲۴۷۴ (۲/۷e-۰۸)***	ΔStr_{t-2}
-۰/۱۵۹۱ (۰/۰۱۵۴)*	-۰/۹۱۶۰ (۴/۴e-۱۲۴)***	۰/۰۴۰۶ (۰/۲۴۳۲)	۰/۰۲۶۱ (۰/۱۶۰۴)	ΔExr_{t-2}
۰/۲۹۰۴ (۰/۲۴۳۵)	-۰/۱۰۴۶ (۰/۱۹۱۰)	-۰/۱۶۳۲ (۰/۳۱۶۶)	-۰/۱۱۴۳ (۰/۰۰۷۲)**	ΔStr_{t-2}
-۰/۰۵۷۹ (۰/۴۸۷۹)	-۰/۸۱۵۴ (۴/۳e-۹۰)***	۰/۰۲۷۱ (۰/۵۴۰۰)	۰/۰۴۴۳ (۰/۰۲۷۲)*	ΔExr_{t-2}
۰/۱۸۴۸ (۰/۴۵۷۷)	-۰/۰۲۱۹ (۰/۰۷۶۷۳)	-۰/۲۶۲۶ (۰/۰۴۶۹)*	-۰/۱۳۱۳ (۰/۰۰۰۹)***	ΔStr_{t-3}
۰/۰۵۵۶ (۰/۰۵۴۰۲)	-۰/۶۳۷۵ (۸/۱e-۵۷)***	-۰/۰۰۲۵ (۰/۹۵۸۵)	۰/۰۴۱۴ (۰/۰۴۲۵)*	ΔExr_{t-3}
۰/۵۰۰۳ (۰/۰۱۶۴)*	-۰/۰۰۶۵ (۰/۹۲۵۳)	-۰/۰۸۱۳ (۰/۴۶۱۹)	-۰/۰۳۸۲ (۰/۲۹۸۸)	ΔStr_{t-3}
-۰/۱۶۶۰ (۰/۰۷۹۱)	-۰/۴۵۱۵ (۴/۹e-۳۴)***	-۰/۰۵۹۵ (۰/۲۳۵۸)	۰/۰۵۲۸ (۰/۰۰۶۱)**	ΔExr_{t-3}
-۰/۱۷۳۹ (۰/۴۰۵۱)	-۰/۰۸۱۵ (۰/۱۷۳۳)	-۰/۱۴۰۷ (۰/۲۰۴۳)	-۰/۰۴۵۶ (۰/۱۵۰۹)	ΔStr_{t-4}
-۰/۲۰۵۲ (۰/۰۲۹۷)*	-۰/۳۱۴۳ (۵/۸e-۲۲)***	-۰/۰۸۷۹ (۰/۰۷۹۳)	۰/۰۴۷۳ (۰/۰۰۵۶)**	ΔExr_{t-4}

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

۰/۰۳۳۶ (۰/۸۴۲۸)	-۰/۰۵۴۰ (۰/۲۹۵۳)	۰/۱۷۰۳ (۰/۰۵۸۰)	-۰/۰۲۹۵ (۰/۲۸۰۸)	ΔStr_{t-v}
-۰/۱۷۷۶ (۰/۰۲۵۰)*	-۰/۱۹۷۴ (۱/۱۴-۱۴)***	-۰/۰۵۸۷ (۰/۱۶۲۲)	۰/۰۳۶۵ (۰/۰۰۶۶)**	ΔExr_{t-v}
۰/۰۲۶۷	برآورد ضریب هم جمعی		۰/۰۰۴	γ
۸/۵	درصدمشاهدات در رژیم دوم:		۹۱/۵	درصدمشاهدات در رژیم اول:
مأخذ: محاسبات تحقیق * , ** , *** به ترتیب نشان دهنده معنی داری ضرایب در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ می باشد.				

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 پویایی های موجود در فرایند تعدیل به سمت تعادل بلندمدت در این بازارها می باشد و توجه به این موضوع برای سیاست گذاران و سرمایه گذاران بازار سرمایه با توجه به نوسانات سایر بازارها مانند بازار ارز و طلا در ایران ضروری است. در این مقاله، همجمعی آستانه ای بین بازده بازار سهام و بازده بازار ارز و همچنین بین بازده بازار سهام و بازار طلا در ایران با استفاده از مدل های تصحیح خطای برداری آستانه ای (TVECM) و داده های روزانه قیمت طلا، نرخ ارز و شاخص قیمت سهام طی دوره ۱۳۸۹/۱۰/۱ تا ۱۳۹۶/۴/۳۱ مورد مطالعه قرار گرفته است.

نتایج به دست آمده از برآورد در معادله بازده سهام و طلا نشان می دهد که اکثر ضرایب در هر دو رژیم و وقفه های مختلف معنی دار هستند و با توجه به مقدار آستانه برآورد شده، زمانی که 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 می رود. برای معادله بازده بازار سهام، پارامتر سرعت تعدیل در هر دو رژیم از نظر آماری معنی دار است. این موضوع

آزمون همجمعی آستانه‌ای بازده بازار سهام و بازارهای ارز و طلا در ایران / ابطحی و آزادی نژاد

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

نتایج برآورد مدل در معادله بازده بازارهای سهام و ارز نیز نشان می‌دهد که در معادله بازار سهام، اکثر ضرایب مربوط به وقفه‌های مختلف در رژیم پایین معنی دار هستند 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 دربر می‌گیرد. 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 بزرگتر 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)، ۵۷-۸۲.
- 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 ساختار سرمایه: مدل آستانه ای پویا. مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار. شماره بیست و سوم.
- ۴) قالیباف اصل، حسن، (۱۳۸۱)، بررسی اثر نرخ ارز بر روی ارزش شرکت در ایران، پایانامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مدیریت دانشگاه تهران
- ۵) قدمی کوهستانی مرضیه، نیکوکار افسانه و دوراندیش آرش، (۱۳۸۹). الگوی آستانه ای انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران. اقتصاد و توسعه کشاورزی. دوره ۲۴ شماره ۳ از صفحه ۳۸۴ تا صفحه ۳۹۲
- ۶) کاوسی کلاشمی محمد، خلیق خیابوی پریسا و اللهیاری محمد. (۱۳۹۴). انتقال قیمت، رفتار آستانه ای و تعدیل نامتقارن در بازار مرغ ایران. مجله کاربردی علوم دامی ایران. دوره ۵ شماره ۲ از صفحه ۴۴۷ تا صفحه ۴۵۲.
- ۷) یآوری فاطمه و همکاران، (۱۳۹۳). همگرایی آستانه ای و انتقال نامتقارن قیمت: کاربردی برای بازار گوشت گوساله در استان آذربایجان شرقی. اقتصاد کشاورزی. دوره ۸ شماره ۲ از صفحه ۱۰۳ تا 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 and Economic Growth in Central America: Evidence from a panel cointegration 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-invariance: an application 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.

- 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

Archive of SID