Archive of SID

فصلنامــه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گــذاری
سال نهم/ شماره سی‌وچهارم/ تابستان ۱۳۹۹

پویایی‌های آستانه‌ای و تعدیل نامتقارن بازده بازارهای سهام و ارز در ایران

سیدیحیی ابطحی
استادیارگروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران.(نویسنده مسوول)
Abtahi@iauyazd.ac.ir

حمید خواجه محمودآبادی
استادیارگروه مدیریت مالی، واحد اردکان، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران
khajeh.h@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۶/۱۱/۱۵ تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۵/۰۲

چکیده

شناسایی رفتار قیمت ها 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 سیاستگذاران بازار سرمایه با توجه به نوسانات بازار ارز در ایران ضروری است. در این مقاله، تعدیل نامتقارن و رفتار پویای بازارهای ارز و سهام مورد مطالعه قرارگرفته است. نتایج الگوهای خود رگرسیون های برداری و همجمعی آستانه ای پیرامون روابط بین این بازارها نشان می دهد که بازده بازارهای سهام و ارز دارای همجمعی با تعدیل آستانه ای هستند و فرایند تعدیل زمانیکه بازارهای سهام و ارز به سمت تعادل بلندمدت تعدیل می شوند نامتقارن است. همچنین، همگرایی بسیار پایین تری برای انحرافات مثبت (بالای آستانه) از تعادل بلندمدت نسبت به انحرافات منفی (پایین آستانه) وجود دارد و انحرافات بازده از تعادل بلند مدت در بازار سهام در خطاهای منفی با سرعت بالاتری نسبت به خطاهای مثبت تعدیل می شود. و این تعدیل کاملا نامتقارن و معنی دار است.

واژه‌های کلیدی: همجمعی آستانه ای، تعدیل نامتقارن، قیمت سهام، نرخ ارز

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

توانایی بازار سرمایه از شروط لازم برای رشد بخش مالی و در نتیجه 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.

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 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، پویائیهای موجود در ارتباط بین بازارهای ارز و سهام و تعدیل نامتقارن بین قیمت ها در این دو بازار از طریق الگوهای همجمعی آستانه ای مورد تحلیل قرار می گیرد. بر این اساس، ابتدا مبانی نظری موجود پیرامون ارتباط بازارهای ارز و سهام و مطالعات تجربی صورت گرفته در این خصوص با استفاده از الگوهای پویای آستانه ای مورد بررسی قرار می گیرد. سپس روش شناسی این مطالعه در استفاده از این الگوهای معرفی می شود. بخش چهارم به معرفی داده ها، برآورد مدل و تحلیل یافته های تحقیق می پردازد. سرانجام، نتایج تحقیق در بخش پنجم ارائه می شود.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه تحقیق

به لحاظ نظری، ارتباط بین قیمت های سهام و نرخهای ارز در قالب مدلهای جریان محور[۱] و سهام محور[۲] تبیین می شود. مدلهای جریان محور فرض می کنند 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 راتحت 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، تغییرات قیمت سهام از طریق ثروت بر تقاضای کل اقتصاد و از کانال تغییرات حجم سرمایه گذاریها 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، تغییرت انتظاری در ارزش پول داخلی می تواند قیمت داراییهای مالی را تحت تاثیر قرار دهد. و تغییرات نرخهای ارز می تواند منجر به تشویق سرمایه گذاران در جهت تغییر ترکیب پرتفوی داراییهای مالی خود و تغییرات قیمت سهام

www.SID.ir

Archive of SID

شود.اما ادبیات موجود، بر اثرات متقارن چنین تغییراتی متمرکز است به گونه ای که افزایش یا کاهش قیمت در بازار ارز و وارد آمدن شوک های مثبت و منفی به بازار سهام موجب تغییرات یکسان (به لحاظ اندازه) و متقارنی در قیمت های سهام می شود. بر این اساس، با فرض وجود یک رابطه مثبت بین تغییرات نرخ ارز و قیمت سهام، کاهش نرخ ارز موجب افت قیمت های سهام و افزایش نرخ ارز موجب تقویت قیمت های سهام می شود اما اندازه این تغییر در هر دو حالت افزایش یا کاهش یکسان باقی می ماند. اما چنین فرضی ممکن است همواره صحیح نباشد و تغییرات نرخ ارز اثرات مشابهی از نظر اندازه یا جهت بر تغییرات قیمت های سهام نداشته باشد. بنابراین، عدم تقارن در رابطه نرخ ارز و قیمت های سهام بر این نکته تاکید می کند که تغییرات نرخ ارز بسته به اینکه نرخ های ارز کاهش یا افزایش یابند اثرات متفاوتی بر قیمت های سهام به جای می گذارند. با وجود چنین اثراتی، بکارگیری الگوهای خطی و در نتیجه فرض وجود تقارن در تحلیل روابط بین بازارهای سهام و ارز می تواند به دلالت های نادرست و نتایج گمراه کننده ای منجر شود.بنابراین، روش شناسی مرسوم در سری های زمانی خطی نمی تواند مکانیسم اثرگذاری قیمت بین بازارهای مالی را به خوبی توصیف کند و مدل های بکار گرفته شده در این حالت می تواند منجر به برآوردهای ناکارا و ارائه آزمونهایی شود که از قدرت چندانی برخوردار نیستند. بر این اساس، روش کاربردی همجمعی آستانه ای پیشنهاد شده توسط بالک و فومبای[۳](۱۹۹۷) که روابط همجمعی را با تکنیک های غیرخطی ترکیب می کند این امکان را فراهم می کند تا بتوان مسیر تعدیل غیرخطی به سمت تعادل بلندمدت را در اثرگذاری قیمت بین بازارها مورد تحلیل قرار داد. این روش در مطالعات بعدی همچون اندرز و فالک[۴](۱۹۹۸)، اندرز و گرنجر[۵] (۱۹۹۸) ، اندرز و سیکلوس[۶](۲۰۰۱)، لو و زیوت[۷] (۲۰۰۱) و هنسن و سئو[۸] (۲۰۰۲) توسعه داده شده است.

تعدیل نامتقارن با استفاده از الگوهای غیرخطی آستانه ای و به منظور تحلیل پویائیهای قیمت در بازارها، در مطالعات مختلفی مورد بررسی قرار گرفته است. یان یوا و چانگ نیه[۹] (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[۱۰] (۲۰۰۵)شواهدی از تعدیل نامتقارن قیمت ها را با استفاده از الگوهای همجمعی آستانه ای ارائه نموده اند و سان[۱۱] (۲۰۱۱) نیز این الگوها را برای مطالعه پویائیهای قیمت در واردات کالاها مورد مطالعه قرار داده است.

تحلیل تعادل بلندمدت نامتقارن با استفاده از الگوهای تصحیح خطای برداری آستانه ای در مطالعه اگنیدیس و همکاران[۱۲] (۲۰۱۷) نیز برای رابطه بین تفاوت نرخ بهره، عوامل اقتصاد کلان و نوسانات بازار سهام مورد مطالعه قرار گرفته است. همچنین، ساگانوس و سیریپولوس[۱۳] (۲۰۱۵) رفتار تعدیل نامتقارن بین قیمت های سهام و تولید صنعتی را با استفاده از رهیافت همجمعی آستانه ای مورد بررسی قرار داده اند و شواهدی از فرایند تعدیل متقارن را برای کشورهای حوزه شمال اروپا و تعدیل نامتقارن را برای کشورهای حوزه جنوب اروپا ارائه نموده اند. هاشمی و کشاورزمهر(۱۳۹۴)در مطالعه خود از الگوهای آستانهای برایبررسیعدمتقارنسرعتتعدیلساختارسرمایه در

www.SID.ir

Archive of SID

شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهراناستفاده نموده اند. 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.

تحلیل پویائیهای آستانه ای در رفتار بازارهای مالی در مطالعات متعددی مورد بررسی قرار گرفته است.آگنیدیس و ساگانوس[۱۴] (۲۰۱۷) در مطالعه خود از این تحلیل ها برای شرکت های ناشی از اثرگذاری تنش مالی بر فعالیت های اقتصادی استفاده نموده است.ناکاگاوا[۱۵] (۲۰۱۰) رفتارهای غیرخطی و پویائیهای آستانه ای نرخ های ارز اسمی و قیمت های نسبی را مورد مطالعه قرار داده است و شواهدی از همجمعی آستانه ای و تعدیل های غیرخطی بین بازار ارز و قیمت ها ارائه نموده است. همچنین، عالم و لاهیانی[۱۶] (۲۰۱۴) یک مدل خودرگرسیون برداری آستانه ای را برای بررسی فرایند غیرخطی در عبور نرخ ارز در مکزیک بکار برده اند. نتایج این مطالعه نشان می دهد که قیمت های داخلی در مکزیک بطور قابل ملاحظه ای به شوک نرخ ارز فقط در بالای سطح آستانه نرخ تورم عکس العمل نشان می دهد. در ایران نیز، غلامی و هژبرکیانی (۱۳۹۵)پویاییهای آستانه ای را برای بررسیکارایی سیاست های مالی انبساطیدر ایرانبکار گرفته اند. و واکنش تولید به درآمدهای مالیاتی و مخارج دولت در رژیم های مختلف را مورد ارزیابی قرار داده اند.

۳- روش شناسی

در این مطالعه برای تحلیل پویاییهای آستانه ای بازده بازارهای سهام و ارز، یک الگوی خودرگرسیون برداری آستانه ای[۱۷](*TVAR*) به صورت زیر بکار برده شده است:

$$y_t = \Gamma_1 X_t + \Gamma_2 X_t I_0[Z_{t-d} \geq Z^*] + u_t \qquad (۱)$$

که در آن $X_t = (1, y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$ و Z_{t-d} متغیرآستانه با وقفه ممکنd است که تعیین کننده رژیمهای سیستم است و ماتریس های ضرایب Γ_1, Γ_2 می تواند در رژیم ها متفاوت باشند. جهت تحلیل پویاییهای آستانه ای بازده بازارهای سهام و ارز، ماتریس متغیرهای درونزای$y = (str_t, exr_t)$ در معادله *TVAR* بکار برده می شود. اما مطابق با روش دو مرحله ای انگل- گرنجر، از آنجا که همجمعی بین متغیرها، به ویژگیهای سری زمانی پسماندهای حاصل از رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها مبتنی است (انگل و گرنجر، ۱۹۸۷). بر این اساس در رابطه بین بازده بازارهای سهام و ارز، رابطه همجمعی را می توان بصورت زیر ارائه نمود:

$$str_t = \alpha_0 + \alpha_1 + exr_t + \xi_t \qquad (۲)$$

$$\Delta\hat{\xi}_t = \rho\hat{\xi}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_i \Delta\hat{\xi}_{t-i} + u_t \qquad (۳)$$

www.SID.ir

Archive of SID

که در آن α_0، α_1، ρ و ϕ_iضرایب هستند و ξ_t جمله خطا است. $\hat{\xi}_t$ پسماندهای برآورد شده است. و عملگر Δ به تفاضل مرتبه اول اشاره دارد. u_t جمله اخلال نوفه سفید و p تعداد وقفه ها به شمار می رود. با برآورد رابطه بلندمدت (۲)، پسماندهای برآورد شده $\hat{\xi}_t$ برای آزمودن ریشه واحد در معادله (۳) بکار برده می شود. چنانچه فرضیه صفر ρ=۰ شود آنگاه پسماندهای حاصل از معادله تعادلی بلندمدت ایستا است و دو متغیر str_t و exr_t همجمع هستند و این آزمون همجمعی بر فرض رابطه متقارن بین دو بازار استوار است.

اندرز و سیکلوس[۱۸] (۲۰۰۱) روش همجمعی آستانه ای دو رژیمی را به گونه ای که قادر باشد تعدیل نامتقارن در تحلیل های همجمعی را در برگیرد پیشنهاد کرده اند. در این روش معادله (۲) به گونه زیر اصلاح می شود:

$$\Delta\hat{\xi}_t=\rho_1 I_1\hat{\xi}_{t-1}+\rho_2(1-I_t)\hat{\xi}_{t-1}+\sum_{i=1}^{p}\phi_i\ \Delta\hat{\xi}_{t-1}+\upsilon_t \qquad (۴)$$

در رابطه فوق I_t تابع شاخص است و $I_t=1$ اگر $\hat{\xi}_{t-1}\geq\tau$ در غیر این صورت $I_t=0$. همچنین $I_t=1$ اگر $\Delta\hat{\xi}_{t-1}\geq\tau$ در غیر این صورت $I_t=0$ است. ρ تعداد وقفه ها، ρ_1، ρ_2 و ϕ_i ضرایب و τ مقدار آستانه است. در رابطه فوق شاخص I_t را می توان با دو تعریف مختلف از متغیر آستانه مشخص نمود. چنانچه متغیر آستانه مقدار با وقفه پسماند های مدل در نظر گرفته شود ($\hat{\xi}_{t-1}$) آنگاه معادله (۴) مدل خودرگرسیون آستانه ای (TAR) را تشکیل می دهند. چنانچه متغیر آستانه تغییرات مقدار باوقفه پسماند ها در نظر گرفته شود آنگاه معادله به مدل خودرگرسیون آستانه ای مومنتوم (MTAR) اشاره می کند.

گرنجر و لی[۱۹] (۱۹۸۹) مدل های تصحیح خطای استاندارد را به گونه ای توسعه دارند که تعدیل های نامتقارن را در برگیرد. در مدل آنها جملات تصحیح خطا و تفاضل مرتبه اول متغیرها به اجزای مثبت و منفی تجزیه شده است تا تأثیر نامتقارن تفاضل مثبت و منفی قیمت ها بر رفتار پویایی قیمت مورد بررسی قرار گیرد. بر همین اساس در مطالعه حاضر، مدل تصحیح خطای نامتقارن زیر بر اساس همجمعی آستانه ای در نظر گرفته شده است:

$$\Delta str_t=\alpha_s+\delta_s^{+}E_{t-1}^{+}+\delta_s^{-}\bar{E}_{t-1}+\sum_{j=1}^{J}\alpha_S^{+}\ \Delta exr_{t-j}^{+}+\sum_{j=1}^{J}\alpha_S^{-}\ \Delta exr_{t-j}^{-}+\sum_{j=1}^{J}\beta_S^{+}\ \Delta str_{t-j}^{+}+\sum_{j=1}^{J}\beta_S^{-}\ \Delta str_{t-j}^{-}+\vartheta_s \qquad (۵)$$

$$\Delta exr_t=\alpha_e+\delta_e^{+}E_{t-1}^{+}+\delta_e^{-}\bar{E}_{t-1}+\sum_{j=1}^{J}\alpha_S^{+}\ \Delta exr_{t-j}^{+}+\sum_{j=1}^{J}\alpha_S^{-}\ \Delta exr_{t-j}^{-}+\sum_{j=1}^{J}\beta_S^{+}\ \Delta str_{t-j}^{+}+\sum_{j=1}^{J}\beta_S^{-}\ \Delta str_{t-j}^{-}+\vartheta_s \qquad (۶)$$

که در آن str و exr متغیرهای بازده بازار سهام و بازده بازار ارز هستند و θ، δ، α و βضرایب، υ جمله خطا و Δ عملگر تفاضل مرتبه اول هستند. تمام مقادیر با وقفه تفاضل مرتبه اول متغیرها به صورت اجزای مثبت و منفی در نظر گرفته شده اند . بگونه ای که Δexr^{+} برابر است با $exr_{t-1}-exr_{t-2}$ اگر $exr_{t-1}>exr_{t-2}$ و در غیر اینصورت برابر با صفر است. همینطور Δexr^{-} برابر با $exr_{t-1}-exr_{t-2}$ است اگر $exr_{t-1}<exr_{t-2}$ و در

www.SID.ir

Archive of SID

غیر اینصورت برابر با صفر است. حداکثر مقدار وقفه J نیز از طریق معیار اطلاعاتی AIC حاصل می شود. سرانجام جمله تصحیح خطای Eنیز که بصورت

$E_{t-1}^{+} = I_t \xi_{t-1}$ و $E_{t-1}^{-} = (1 - I_t)\xi_{t-1}$

تعریف می شود. از رگرسیون همجمعی آستانه ای معادلات(۲) تا (۴) بدست می آید.

۳-۱- داده ها و آزمون های ایستایی

در این مطالعه، داده‌های روزانه متغیرهای شاخص قیمت سهام (*Stprice*)، و نرخ ارز(*Exrate*) طی دوره زمانی ۲۰۰۹:۱:۱-۲۰۱۷:۵:۱۶ بکار برده شده و به منظور اجتناب از مشکل نا ایستایی متغیرها، از تفاضل لگاریتمی متغیرها، به صورت زیر، بهره گرفته شده است.

$$Str_t = \left(log(St\ price_t) - log(St\ price_{t-1})\right) * 100$$

$$Exr_t = (log(Exrate_t) - log(Exrate_{t-1}) * 100)$$

قبل از آنکه به تجزیه و تحلیل ارتباط بین بازار سهام و بازار ارز بپردازیم، لازم است ایستایی سری‌های زمانی مورد بررسی قرار گیرد. چرا که نا ایستایی ممکن است منجر به نتایج جعلی در سیستم برآورد مدلهای غیر خطی شود به ویژه وقتی نا ایستایی، متغیر آستانه یا متغیرهای تشکیل دهنده شاخص آستانه را تحت تاثیر قرار دهد. همچنین، نا ایستایی می تواند شرایط لازم برای فرآیند شبیه سازی لازم در آزمون ها و برآوردهای مورد نیاز در مدلهای غیر خطی مانند آزمون هنسن(۱۹۹۶) را متاثر کند.برای بررسی ایستایی سری‌های زمانی، روش‌های بسیاری وجود دارد که انتخاب روش به ماهیت داده‌ها و متغیرهای مورد بررسی بستگی دارد. در این مطالعه، جهت بررسی ایستایی سری‌های زمانی از آزمون های ADF و KPSS استفاده شده و نتایج در جدول (۴-۲) نشان داده شده است.نتایج جدول (۱)، در خصوص آزمونهای ADF و KPSS نشان می دهد که متغیرهای Str و Exrدر سطح ۵٪ ایستا هستند.

جدول (۱): آزمونهای ریشه واحد متغیرها

	آزمون *KPSS*	آزمون *ADF*
Exrate	5.69	-0.28
exr	0.02	-19.43
Stprice	5.71	-0.57
str	0.21	-20
مقادیر بحرانی در سطح۵٪	۰,۴۶	-۲,۸۶

ماخذ: محاسبات تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

۴- برآورد مدل و تحلیل یافته ها

۴-۱- آزمون‌های غیرخطی و آستانه ای

به منظور دستیابی به روابط بلندمدت و علیت غیرخطی بازارهای ارز و سهام نخست با استفاده از آزمون‌های غیرخطی کینان (Keenan) و تی‌سی (Tsay)، به بررسی رفتار غیر خطی متغیرهای Str و Exrپرداخته شده است. نتایج حاصل از این آزمون‌ها در جدول (۲) نشان داده شده است.

جدول(۲): آزمون‌های غیرخطی کینان و تی‌سی

	آزمون	آماره آزمون	*p-value*	مرتبه خودرگرسیونی
Str	کینان	۱/۸۶	۰	۱۴
	تی‌سی	۲۷/۶۸	۰	۱۴
Exr	کینان	۸/۱۹	۰	۲۸
	تی‌سی	۱۴/۵۲	۰/۰۰۰۱	۲۸

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۴-۴)، مقادیر *p-value* مربوط به آزمون های کینان و تی‌سی با رد فرضیه‌ی صفر بیان می‌کند که متغیرهای مورد مطالعه از یک الگوی غیرخطی پیروی می‌کند. غیرخطی بودن سری‌های زمانی بیانگر وجود چند رژیم در سری زمانی می‌باشد.

۴-۲- تعیین تعداد رژیم

در این بخش، با بهره‌گیری از یک آزمون غیرخطی، رفتار مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (*TVAR*) مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای این منظور، یک آزمون غیر خطی برای مدل *VAR* آستانه ای در مقابل یک *VAR* خطی، با استفاده از نرخ بازده و مقادیر میانگین متحرک آن به عنوان متغیر آستانه، اجرا می شود. نرخ بازده و مقادیر میانگین متحرک آن در سطحی پایینتر از مقدار آستانه به عنوان رژیم پایین نرخ بازده و در سطحی بالاتر از مقدار آستانه، رژیم بالای نرخ بازده را تشکیل می دهند.

برای آزمون فرضیه‌ی صفر که بیانگر رفتار خطی تورم با وجود یک رژیم ($m= 1$) می‌باشد در مقابل فرضیه‌ی وجود انواع رفتارهای غیرخطی با وجود دو یا سه رژیم ($m= 2, 3$)، از بسط چند متغیره‌ی آزمون هانسن[۲۰] (۱۹۹۹) و لو و زیووت[۲۱] (۲۰۰۱) استفاده شده است؛ این آزمون ماتریس کوواریانس دو مدل (مدل صفر و یک) را بکار می گیرد که در آن مدل صفر، مدل *VAR*ساده (تحت فرضیه صفر خطی بودن مدل) و مدل یک مدل *TVAR* با یک یا دو آستانه تعریف می شود. آنگاه آماره آزمون *LR*بصورت زیر نوشته می شود:

$$LR = T(\ln(det\hat{\Sigma}_0) - \ln(det\hat{\Sigma}_1))$$

www.SID.ir

Archive of SID

که در آن $\hat{\Sigma}_0$ و $\hat{\Sigma}_1$ به ترتیب ماتریس کوواریانس برآورد شده با توجه به فرضیه صفر و فرضیه آلترناتیو است و محاسبات *p-value* بوسیله شبیه سازی انجام می شود.توزیع بوت استراپ که بر پایه بازنمونه گیری پسماندها از مدل در فرضیه صفر انجام می شود مقدار آستانه و آزمون را محاسبه می کند. نتایج مربوط به آزمون *LR* در جدول (۳) نشان داده شده است.

با آزمون یک مدل *VAR* خطی در مقابل مدل *VAR* آستانه‌ای و با در نظر گرفتن مقدار احتمال آزمون، فرضیه‌ی صفر که بیان‌کننده‌ی رفتار خطی مدل می‌باشد رد می‌شود. به عبارتی دیگر، نتیجه حاصل از آزمون یک مدل *VAR* خطی در مقابل مدل *VAR* آستانه‌ای دو رژیمی نشان می‌دهد که رابطه موردنظر از یک مدل آستانه‌ای دو رژیمی تبعیت می‌کنند.همچنین، با انجام آزمون *VAR* یک رژیمی در برابر *VAR* آستانه‌ای سه رژیمی، وجود مدل *VAR* خطی رد می شود.به عبارتی دیگر نتایج حاصل از انجام آزمون هانسن استفاده از یک مدل *VAR* خطی در مقابل یک مدل *VAR*با حداقل یک آستانه را رد می کند. برای تعیین تعداد رژیم هابه انجام آزمون *VAR* آستانه‌ای دو رژیمی در برابر *VAR* آستانه‌ای سه رژیمی، پرداخته می‌شود. نتیجه این آزمون نیز حاکی از رد فرضیه صفر و وجود دو آستانه در مدل بکار گرفته شده می باشد.

جدول (۳): نتایج آزمون LR

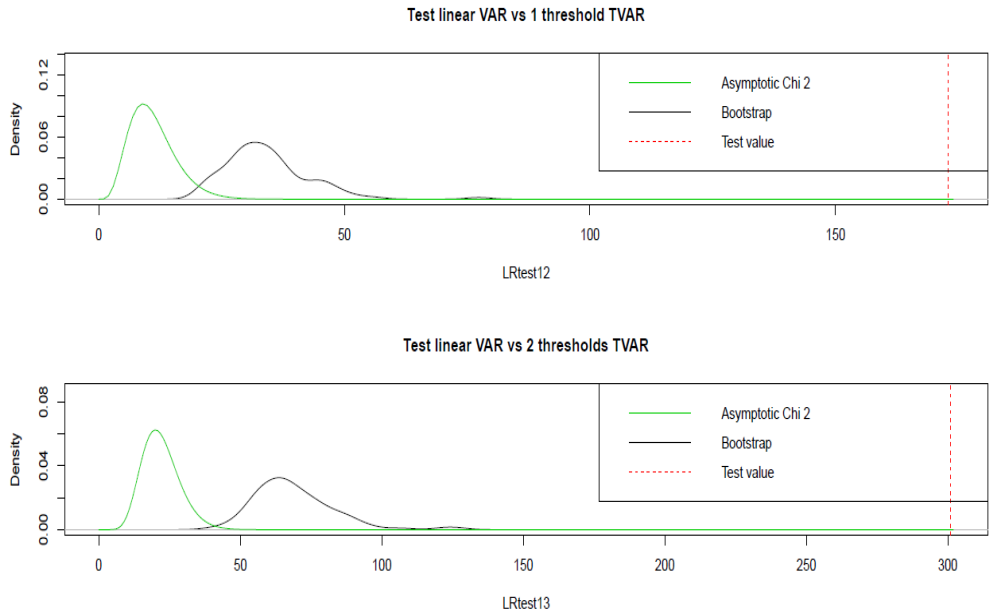
آزمون *LR*	
***VAR* خطی در مقابل *VAR*آستانه‌ای دو رژیمی**	
آماره *LR*	۲۴۹,۳۶۶۴
p-value	[۰,۰۰۰۰]
Bootstrap critical values: ٪۹۰ ٪۹۵ ٪۹۷,۵ ٪۹۹ ۴۳,۹۳۱ ۴۴,۳۳۶ ۴۴,۵۳۹ ۴۴,۶۶	
***VAR* خطی در مقابل *VAR*آستانه‌ای سه رژیمی**	
آماره LR	۳۵۵,۴۵۹۴
p-value	[۰,۰۰۰۰]
Bootstrap critical values: ٪۹۰ ٪۹۵ ٪۹۷,۵ ٪۹۹ ۷۴,۹۹ ۷۵,۱۲ ۷۵,۱۸ ۷۵,۲۲	
***VAR* آستانه‌ای دو رژیمی در مقابل *VAR* آستانه‌ای سه رژیمی**	
آماره *LR*	۱۲۷,۹۹۱۹
p-value	[۰,۰۰۰۰]

مأخذ: محاسبات تحقیق

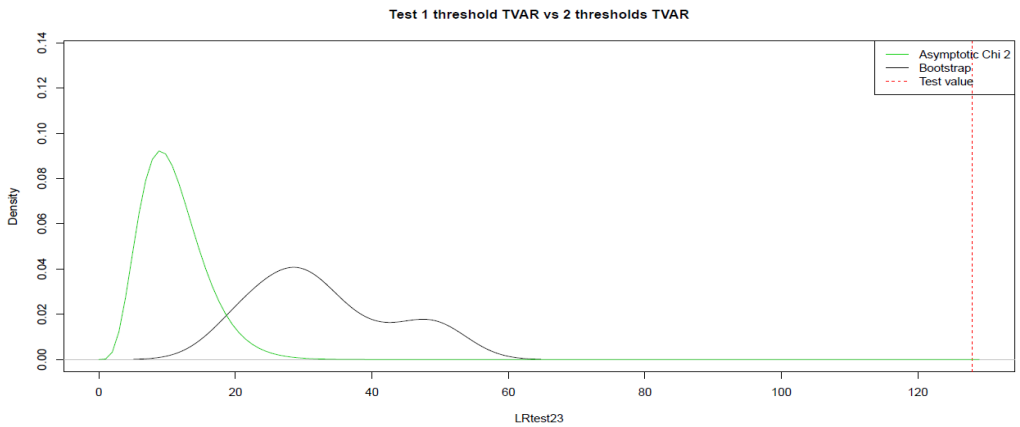
www.SID.ir

Archive of SID

نتایج آزمون *LR* جهت بررسی وجود یک آستانه (مدل دو رژیمی) یا دو آستانه (مدل سه رژیمی) در مدل *VAR* تصریح شده در دو نمودار (۱) و (۲) ارائه شده است.



نمودار(۱): آزمون *LR* جهت بررسی *VAR* خطی در مقابل *TVAR* با یک آستانه و دو آستانه



نمودار(۲): آزمون *LR* جهت بررسی *TVAR* یک آستانه‌ای در مقابل *TVAR* دو آستانه‌ای

www.SID.ir

Archive of SID

۴-۳- تعیین طول وقفه‌ی بهینه

ازآنجا که این مطالعه به دنبال جستجوی یک رابطه غیر خطی بین بازده سهام و نرخ ارز در وضعیت های مختلف بازار سهام است میانگین متحرک مراتب مختلف متغیر *str* به عنوان متغیر آستانه انتخاب شده است. مقدار بهینه طول میانگین متحرک به همراه تاخیر متغیر آستانه و ساختار وقفه مدل *VAR* با بکارگیری معیار اطلاعاتی آکائیک محاسبه شده است. برای این منظور، مدل خودرگرسیون برداری آستانه ای در مقادیر مختلف متغیر آستانه(تا تاخیر $d=3$) در وقفه های مختلف برآورد شده است.

۴-۴- برآورد مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای

با توجه به جدول، مدل *VAR* آستانه‌ای سهرژیمی با ۵ وقفه و با در نظر گرفتن میانگین متحرک مرتبه ۴ متغیر *str* به عنوان متغیر آستانه، برآورد شده است. نتایج حاصل از تخمین مدل در جدول(۴) آورده شده است.

جدول(۴): نتایج برآورد مدل *TVAR* **برای معادله** *str*

	str≤0.123	**0.123≤str≤0.253**	**str≥0.253**
Intercept	0.014(0.008) *	-0.187(0.081)**	0.099(0.046)**
str(-1)	0.405(0.028)***	0.395(0.055)***	0.261(0.042)***
exr(-1)	-0.023(0.017)	0.006(0.034)	0.048(0.024)*
str(-2)	-0.104(0.031)***	0.289(0.129)**	-0.078(0.047) *
exr(-2)	0.026(0.016)	0.018(0.037)	0.010(0.024)
str(-3)	0.161(0.031)***	0.488(0.122)***	0.010(0.047)
exr(-3)	-0.008(0.016)	0.059(0.029)**	0.044(0.030)
str(-4)	-0.023(0.031)	0.296(0.125)**	0.032(0.048)
exr(-4)	-0.034(0.016)**	-0.002(0.028)	0.066(0.026)**
str(-5)	0.071(0.030)**	0.330(0.124)***	0.022(0.048)
exr(-5)	0.010(0.016)	0.020(0.027)	-0.030(0.025)
درصد مشاهدات	٪۷۲,۲	٪۱۴,۴	٪۱۳,۵
AIC= - ۸۶۹۷,۷۲ ,BIC= -۸۳۱۰,۵۴ ,SSR=۶۶۰,۱۴۱			

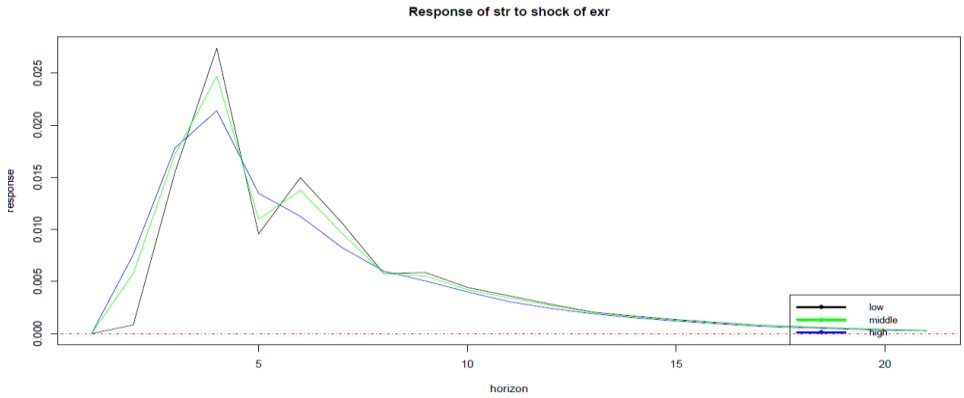
*** ، ** ، * به ترتیب بیانگر معنی‌داری ضرایب در سطح ۱٪ ، ۵٪ و ۱۰٪ می باشند.
مقادیر داخل پرانتز بیانگر انحراف معیار می‌باشند.

با توجه به نتایج تخمین مدل *TVAR*، مقدار متغیر آستانه در رژیم پایین ۰,۱۲۳ و در رژیم بالا ۰,۲۵۳ برآورد شده است. بر این اساس، ۷۲,۲٪ مشاهدات در رژیم پایین،۱۴,۴٪ مشاهدات در رژیم میانی و ۱۳,۵٪ از مشاهدات در رژیم بالا قرار گرفته‌اند.

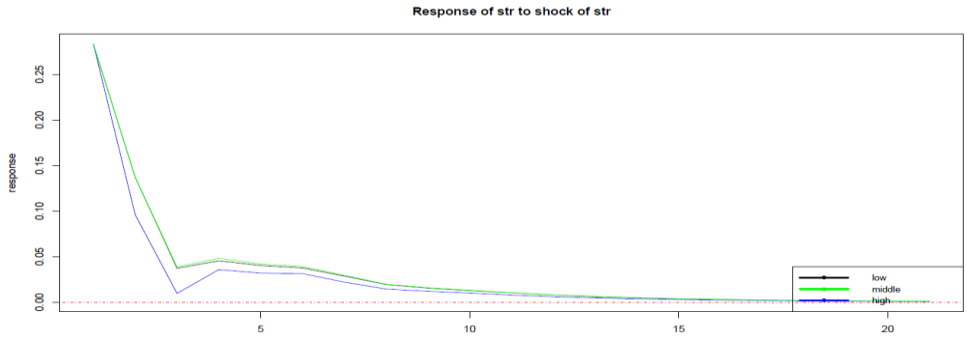
www.SID.ir

Archive of SID

بر اساس مدل برآورد شده، مقادیر ضربه واکنش مربوط به متغیر *str* در رژیم های سه گانه در نمودار(۳) آورده شده است. این الگو نشان دهنده آن است که با تغییر نرخ ارز، واکنش بازده بازار در رژیم بالا سریعتر و در رژیم های میانی و پایین کندتر است اگر چه مقدار این واکنش در رژیم های بالاتر زودتر فروکش می کند.



(الف)



(ب)

نمودار(۳): واکنش متغیر بازده بازار سهام به شوک وارد شده به متغیرهای بازده بازار ارز (الف) و بازده بازار سهام (ب)

۴-۵- نتایج تحلیل همجمعی آستانه ای

در این بخش، تحلیل های همجمعی غیرخطی با استفاده از مدل های خودرگرسیونی آستانه ای ارائه شده است. برای این منظور چهار مدل *TAR*، *MTAR* (مومنتم *TAR*) و مدل های سازگار و متناظر با این دو مدل بررسی شده و نتایج برآورد آنها در جدول (۵) گزارش شده است. برای انتخاب وقفه مناسب به منظور تصحیح همبستگی پیاپی سری های پسماندها، حداکثر وقفه ۲۰ تعیین شده و بر اساس تحلیل های عارضه یابی مدل

www.SID.ir

Archive of SID

های برآورد شده و معیارهای AIC و BIC مدلها ، وقفه ۱۳ در برآورد مدلها انتخاب شده است. برای برآورد مقادیر آستانه در مدل های *TAR* و *MTAR* سازگار، روش معرفی شده به وسیله چان(۱۹۹۳) دنبال شده است.

جدول(۵): نتایج آزمون های همجمعی آستانه ای

item	TAR	Consistent TAR	MTAR	Consistent MTAR
Thresh	0	-0.249	0	-0.275
ρ_1	-0.342 (-7.774)	-0.34 (-7.882)	-0.314 (-6.984)	-0.346 (-8.187)
ρ_2	-0.473 (-9.593)	-0.526 (-10.189)	-0.488 (-10.248)	-0.607 (-10.956)
AIC	803.547	793.478	794.808	778.312
BIC	894.584	884.515	885.845	869.35
LB (4)	1	1	1	0.995
LB (8)	1	1	1	1
LB (12)	1	1	1	1
آزمون فرضیه ها:				
$\psi(H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0)$	48.098***	53.332***	52.639***	61.26***
$F(H_0: \rho_1 = \rho_2)$	11.032***	21.105***	19.772***	36.366***

باغ توجه به حداقل مجموع مجذور خطاها برای مدل *MTAR* سازگار، مقدار آستانه ۰,۲۷۵ و برای مدل *TAR* سازگار، مقدار آستانه ۰,۲۴۹ برآورد شده است. در حالیکه هر چهار مدل همجمعی آستانه ای غیرخطی نتایج مشابهی دارندمدل *MTAR* سازگار دارای حداقل مقدار *AIC* برابر با ۷۱۸,۳ و حداقل معیار *BIC* برابر با ۸۶۹,۴ است. بر اساس نتایج مدل *MTAR* سازگار، آزمون F برای فرضیه صفر عدم وجود همجمعی دارای آماره ۶۱,۲۶ و در سطح ۱٪ از معنی داری بالایی برخوردار است. بنابراین بازده بازارهای سهام و ارز دارای همجمعی با تعدیل آستانه ای هستند. علاوه بر این آماره F برای فرضیه صفر اثرگذاری نامتقارن قیمت (دربازارهای سهام و ارز) برابر با ۳۶,۲۷ در سطح ۱٪ معنی دار است. بنابراین فرایند تعدیل زمانیکه بازارهای سهام و ارز به سمت تعادل بلندمدت تعدیل می شوند نامتقارن است.

برآورد نقطه ای تعدیل بازده برای شوک های مثبت ۰,۳۴۶ و برای شوک های منفی ۰,۶۰۷ است. انحرافات مثبت از تعادل بلندمدت که در نتیجه افزایش در بازده بازار ارز یا کاهش در بازده بازار سهام($\Delta\hat{\xi}_{t-1} \geq -0/275$) رخ میدهد در نرخ ۳۴,۶٪ درهر دوره حذف می شود. انحرافات منفی از تعادل بلندمدت که در نتیجه کاهش در بازده بازار ارز یا افزایش در بازده سهام ($\Delta\hat{\xi}_{t-1} < -0/275$) ایجاد می شود با نرخ ۶۰/۷ ٪ در هر دوره حذف می شود. به عبارت دیگر، شوک های مثبت ۲,۹ و شوک های منفی ۱,۶ دوره طول می کشد تا بطور کامل هضم شود. بنابراین همگرایی بسیار پایین تری برای انحرافات مثبت (بالای آستانه) از تعادل بلندمدت نسبت به انحرافات منفی (پایین آستانه) وجود دارد.

www.SID.ir

Archive of SID

۴-۶- نتایج مدل تصحیح خطا

با توجه به برآورد مدل *MTAR* سازگار، جملات تصحیح خطا با استفاده از معادلات (۵) و (۶) ایجاد شده است. مدل تصحیح خطای نامتقارن با وجود همجمعی آستانه ای برآورد شده و نتایج در جدول (۶) گزارش شده است. در معادله مربوط به بازده بازار از، ضرایب مربوط به شوک های مثبت و منفی خود بازار در سطح ۱٪ معنی دار هستند اما ضرایب مربوط به شوک های مثبت بازده سهام معنی دار نیستند و تنها چهار ضریب از ضرایب شوک های منفی بازده سهام در این معادله معنیدارند. اما در معادله بازده سهام، بیشتر ضرایب مربوط به شوک های مثبت و منفی بازده بازار ارز معنی دارند. آماره R^2 مربوط به معادلات بازده ارز و سهام به ترتیب ۴۶,۸ و ۳۷,۵ درصد برآورد شده است و مقادیر آماره های اطلاعاتی *AIC* و *BIC* نشان می دهد که این مدل در معادله بازده سهام برازش بهتری نسبت به معادله بازده بازار ارز دارد.

فرضیه علیت گرنجر بین بازده بازارهای سهام و ارز با آماره آزمون Fنیز در جدول (۶) آورده شده است. آماره F برابر با ۲,۱۶۶ و ارزش احتمال صفر نشان می دهد که بازده بازار ارز علیت گرنجری بازده بازار سهام است و مقدار آماره F برابر با ۱,۴۶ نشان می دهد که در سطح معنی داری بالایی، بازار سهام نیز علت گرنجری بازده بازار ارز است. همچنین مقادیر ۶۶,۸۸۶ و۴,۲۲۴ آماره F نشان می دهد که مقادیر باوقفه بازده بازارها اثر معنی داری بر بازده آن بازار دارند.

چند نوع آزمون فرضیه نیز مربوط به اثرگذاری نامتقارن بازده دو بازار بر یکدیگر در جدول (۶) مورد بررسی قرار گرفته است. نخستین فرضیه، بر اثر نامتقارن وقفه توزیع شده در هر معادله مربوط می شود. در اینجا برابری ضرایب مثبت و منفی در چند وقفه منتخب آزمون شده است و این برابری به استثنای وقفه ۲، در بقیه وقفه های ۸ و ۱۰ رد شده است. سرانجام در آزمون آخرفرضیه عدم تقارن مسیر تعدیل تعادلی برای دو معادله مورد بررسی قرار گرفته است.

برای معادله بازده بازار ارز، برآورد نقطه ای ضریب تصحیح خطای مثبت و منفی ۰,۰۳۳- و ۰,۰۲۲- برآورد شده اما این ضرایب معنی دار نیستند. اما برای معادله بازده بازار سهام، ضرایب تصحیح خطای مثبت و منفی به ترتیب ۰,۳۵۶- و ۰,۵۸۸- برآورد شده و در سطح ۱٪ معنی دار هستند و این نشان می دهد که انحرافات بازده از تعادل بلند مدت در بازار سهام در خطاهای منفی با سرعت بالاتری نسبت به خطاهای مثبت تعدیل می شود. در نتیجه آزمون $H_{06}: \delta^+ = \delta^-$ نشان می دهد که این تعدیل کاملا نامتقارن و معنی دار است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول (۶): نتایج مدل تصحیح خطای نامتقارن با وجود همجمعی آستانه ای

ضرایب	*exr*	*str*		*exr*	*str*
θ	0.032	-0.019.	β_2^+	0.072	-0.313***
α_1^+	-0.857***	0.054***	β_3^+	0.056	-0.192***
α_2^+	-0.839***	0.075***	β_4^+	0.098	-0.168***
α_3^+	-0.774***	0.073***	β_5^+	0.117	-0.039
α_4^+	-0.761***	0.076***	β_6^+	0.055	-0.147***
α_5^+	-0.777***	0.056**	β_7^+	0.047	-0.144***
α_6^+	-0.436***	0.044.	β_8^+	0.085	-0.085*
α_7^+	-0.567***	0.1***	β_9^+	0.028	-0.037
α_8^+	-0.266***	-0.019	β_{10}^+	0.07	-0.075*
α_9^+	-0.388***	0.035	β_{11}^+	0.052	-0.096**
α_{10}^+	-0.17***	-0.034	β_{12}^+	-0.064	0.029
α_{11}^+	-0.08*	0.022	β_{13}^+	0.012	-0.034
α_{12}^+	-0.163***	0	β_1^-	-0.073	-0.248***
α_{13}^+	-0.016	-0.019	β_2^-	0.189**	-0.271***
α_1^-	-0.829***	-0.011	β_3^-	0.024	-0.122**
α_2^-	-0.795***	0.046**	β_4^-	0.202**	-0.179***
α_3^-	-0.771***	0.068***	β_5^-	0.215**	-0.169***
α_4^-	-0.622***	0.058**	β_6^-	0.023	-0.115**
α_5^-	-0.542***	0.075***	β_7^-	0.029	-0.055
α_6^-	-0.685***	0.081***	β_8^-	0.02	-0.097**
α_7^-	-0.448***	0.01	β_9^-	0.132*	-0.155***
α_8^-	-0.449***	0.062**	β_{10}^-	0.004	0.035
α_9^-	-0.243***	-0.024	β_{11}^-	0.007	-0.016
α_{10}^-	-0.273***	0.025	β_{12}^-	0.074	-0.009
α_{11}^-	-0.231***	-0.012	β_{13}^-	-0.036	-0.018
α_{12}^-	0.016	0.007	δ^+	-0.033	-0.356***
α_{13}^-	-0.094***	0.006	δ^-	-0.022	-0.588***
β_1^+	0.105	-0.142***			
R^2	0.468	0.375			
AIC	3316.136	790.105	*BIC*	3634.766	1108.735
LB(4)	0.82	0.998	*LB(8)*	0.025	1
$H_{01}: \alpha_i^+ = \alpha_i^- = 0$	66.886***[0]	2.166***[0]	$H_{02}: \beta_i^+ = \beta_i^- = 0$	1.546**[0.04]	4.234***[0]
$H_{03}: \alpha_2^+ = \alpha_2^- = 0$	0.745[0.39]	1.018[0.31]	$H_{04}: \alpha_8^+ = \alpha_8^- = 0$	13.004***[0]	7.957***[0]
$H_{05}: \alpha_{10}^+ = \alpha_{10}^- = 0$	4.055**[0.04]	4.164**[0.04]	$H_{06}: \delta^+ = \delta^-$	0.015[0.9]	20.102***[0]

ماخذ: محاسبات تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

۵- نتیجه گیری

در این مطالعه، پویائیهای موجود در ارتباط بین بازارهای ارز و سهام و تعدیل نامتقارن در این بازارها مورد تحلیل قرار گرفته است. بر این اساس، ابتدا پویائیهای آستانهای در ارتباط تغییرات نرخ ارز و بازده سهام در ایران با استفاده از یک الگوی خودرگرسیون برداری آستانه ای با وجود سه آستانه بررسی شده است. با توجه به نتایج تخمین مدل *TVAR*، مقدار متغیر آستانه در رژیم پایین ۰,۱۲۳ و در رژیم بالا ۰,۲۵۳ برآورد شده است. بر این اساس، ۷۲,۲٪ مشاهدات در رژیم پایین، ۱۴,۴٪ مشاهدات در رژیم میانی و ۱۳,۵٪ از مشاهدات در رژیم بالا قرار گرفته‌اند و مقادیر الگوی ضربه واکنش در رژیم های سه گانه نشان دهنده آن است که با تغییر نرخ ارز، واکنش بازده بازار در رژیم بالا سریعتر و در رژیم های میانی و پایین کندتر است اگر چه مقدار این واکنش در رژیم های بالاتر زودتر فروکش می کند.

نتایج تحلیل های همجمعی غیرخطی با استفاده از مدل های خودرگرسونی آستانه ای بر اساس نتایج مدل *MTAR* سازگار، نیز نشان دهنده آن است که بازده بازارهای سهام و ارز دارای همجمعی با تعدیل آستانه ای هستند. علاوه بر این، فرایند تعدیل زمانیکه بازارهای سهام و ارز به سمت تعادل بلندمدت تعدیل می شوند نامتقارن است. بر این اساس، انحرافات مثبت از تعادل بلندمدت که در نتیجه افزایش در بازده بازار ارز یا کاهش در بازده بازار سهام رخ میدهد با نرخ ۳۴,۶٪ درهر دوره حذف می شود. به عبارت دیگر، شوک های مثبت ۲,۹ و شوک های منفی ۱,۶ دوره طول می کشد تا بطور کامل هضم شود و همگرایی بسیار پایین تری برای انحرافات مثبت (بالای آستانه) از تعادل بلندمدت نسبت به انحرافات منفی (پایین آستانه) وجود دارد. از اینرو، شوک های مثبت بازار ارز از اثرات ماندگارتری در بازار سهام برخوردار هستند و در مقابل، شوک های منفی بازار ارز با سرعت بیشتری توسط بازار سهام جذب می شوند. همچنین بر اساس یافته های مطالعه بر پایه مدل های همجمعی آستانه ای، شوک های مثبت بازار سهام تاثیر معنی داری در بازار ارز ایجاد نمی کنند اما شوک های منفی بازار سهام در برخی از وقفه های خود تاثیر معنی داری بر بازار سهام دارند و لذا چنین اثراتی کاملا نامتقارن است. اما در مورد اثر تغییرات بازده بازار ارز بر بازار سهام، نتایج این مطالعه نشان می دهد که تغییرات مثبت و منفی بازار ارز در عمده وقفه های خود اثر معنی داری بر بازار سهام بر جای می گذارند اما در مجموع اثرگذاری چنین تغییراتی نامتقارن است.

فرضیه علیت گرنجر بین بازده بازارهای سهام و ارز نشان می دهد که بازده بازار ارز علت گرنجری بازده بازار سهام است و در سطح معنی داری بالایی، بازار سهام نیز علت گرنجری بازده بازار ارز است. همچنین مقادیر باوقفه بازده بازارها اثر معنی داری بر بازده آن بازار دارند و این نشان می دهد که انحرافات بازده از تعادل بلند مدت در بازار سهام در خطاهای منفی با سرعت بالاتری نسبت به خطاهای مثبت تعدیل می شود و این تعدیل کاملا نامتقارن و معنی دار است.

www.SID.ir

Archive of SID

فهرست منابع

* 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.
* غلامی الهام وهژبرکیانی کامبیز(۱۳۹۵)." بررسی کارایی سیاست های مالی انبساطی در ایران: مقایسه تطبیقی الگوی VAR خطی و آستانه ای". اقتصاد مالی (اقتصاد مالی و توسعه. دوره 10 شماره 35از صفحه 1 تا صفحه
* قالیباف اصل، حسن(۱۳۸۱)، بررسی اثر نرخ ارز بر روی ارزش شرکت در ایران، پایانامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مدیریت دانشگاه تهران
* 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
* کاوسی کلاشمی م.,*خلیق خیاوی پ.,اللهیاری م.ص.(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.
* هاشمی، سیدعباس و کشاورزمهر، داود، (۱۳۹۴). بررسی عدم تقارن سرعت تعدیل ساختارسرمایه :مدل آستانه ای پویا. مهندسی مالی ومدیریت اوراق بهادار. شماره بیست وسوم.
* یاوری فاطمه,قهرمان زاده محمد,*دشتی قادر,فلسفیان آزاده(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 . 119

* 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.
* 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
* 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
* 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.
* Enders, W., Siklos, P.L.,(2001). "Cointegration and threshold adjustment. J. Bus. Econ. Stat. 19 (2), 166–176.
* Evgenidisa, Anastasios. Tsagkanosb, AthanasiosandSiriopoulos, Costas .,(2009). "towards an asymmetric long run equilibrium between stock market uncertainty and the yield spread. A threshold vector error correction approach ". Research in International Business and Finance 39 (2017) .267–279.
* 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.

www.SID.ir

Archive of SID

* 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).
* Hansen, B., Seo, B.,(2002). Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models. Journal of Econometrics. 110, 293–318.
* 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
* Sun Changyou, (2011). Price dynamics in the import wooden bed market of the United States. Forest Policy and Economics 13 . 479–487.
* Tsay, Ruey S. (1998). Testing and Modeling Multivariate Threshold Models. Journal of the American Statistical Association,93(443), pp. 1188-1202.
* Yun Yau, HweyandChungNieh, 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.
* Tsagkanos, Athanasios. AndSiriopoulos, Costas.,(2015). "Stock markets and industrial production in northand south of Euro- zone: Asymmetric effects via threshold cointegrationapproach".The Journal of Economic Asymmetries.12,162–172.

یادداشت‌ها

[1] Flow- oriented models
[2] Stock- oriented models
[3] Balke and Fomby (1997)
[4] Enders and Falk (1998)
[5] Enders and Granger (1998)
[6] Enders and Siklos (2001)
[7] Lo and Zivot (2001)
[8] Hansen and Seo (2002)
[9] Yun Yau, and ChungNieh(2009)
[10] Chen, Finney and Lai(2005)
[11] Sun(2011)
[12] Evgenidisa et al(2017)
[13] Tsagkanos andSiriopoulos(2015)
[14] Evgenidisa and Tsagkanos(2017)
[15] Nakagawa(2010)
[16] Aleemand Lahiani(2014)
[17] Threshold VAR
[18] Enders and Siklos (2001)
[19] Granjer and Lee (1989)
[20] Hansen
[21] Lo and Zivot

www.SID.ir