

پویایی‌های الگوی آستانه‌ای خود محرک در تحلیل رفتار شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران

سیدیحیی ابطحی^۱

تاریخ دریافت: ۹۴/۹/۱۳ تاریخ پذیرش: ۹۴/۱۰/۲۰

چکیده

مدل‌های چرخش رژیم می‌تواند گرایش بازارهای مالی را در نتیجه تغییر ناگهانی رفتار سرمایه‌گذاران و پویایی قیمت‌ها، شناسایی نماید. در این مطالعه، رفتار چرخش رژیم بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از داده‌های روزانه نرخ بازده شاخص قیمت سهام طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۷۷ مورد بررسی قرار گرفته است. برای این منظور از الگوهای تک متغیره فرایندهای خود رگرسیونی با امکان ایجاد چرخش در رژیم از طریق روش‌های آستانه‌ای استفاده شده است. نتایج مطالعه با استفاده از یک مدل خود رگرسیون آستانه‌ای خود محرک (SETAR) نشان می‌دهد آستانه نرخ بازده سهام در ایران منفی است و عمده مشاهدات مورد بررسی در رژیم نرخ بازده بالا قرار می‌گیرند. همچنین، نتایج تعیین مقدار آستانه از پیش تعیین شده صفر، نشان دهنده آن است که فراوانی رژیم‌های رونق در بازار سهام در ایران از رژیم رکود بالاتر است و این موضوع صرف‌نظر از تعیین آستانه توسط الگوهای بهینه یابی یا ارائه یک آستانه از پیش تعیین شده صفر کاملاً صادق است. از طرف دیگر، در یک آستانه از پیش تعیین شده صفر، میانگین هر دو رژیم مقداری مثبت اما اندک برآورد می‌شود.

واژه‌های کلیدی: بازده سهام، چرخش رژیم، مدل‌های خود رگرسیون آستانه‌ای.

۱- استادیار دانشکده مدیریت، حسابداری و اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران. Abtahi@iauyazd.ac.ir

۱- مقدمه

پیامدهای وسیع در انتخاب پرتفوی بهینه سرمایه‌گذاران می‌گردد.

در این مطالعه، رفتار چرخش رژیم در نرخ بازده بورس اوراق بهادار تهران بر اساس یک مدل خود رگرسیون آستانه‌ای خود محرک (SETAR) مورد بررسی قرار گرفته است. برای این منظور از الگوهای تک متغیره فرایندهای خود رگرسیونی با امکان ایجاد چرخش در رژیم از طریق روش‌های آستانه‌ای استفاده شده است. از آنجا که به‌کارگیری چنین الگوهایی در قالب روش‌های رگرسیونی غیرخطی انجام می‌شود برای این منظور در این مطالعه، ابتدا آزمون متداول غیرخطی متغیرهای سری زمانی در خصوص متغیر نرخ بازده سهام مورد تحلیل قرار گرفته و سپس الگوهای خود رگرسیونی آستانه‌ای نرخ بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران ارائه شده است.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

بازارهای سهام در عمل روندهای رو به بالا و پائینی را در جهان شاهد بوده است. همین مسئله باعث به وجود آمدن اصطلاحات مشترک پیرامون وضعیت‌ها یا رژیم‌های مختلف در این نوع بازار شده است. در این بازارها، سهامداران در دو طبقه سرمایه‌گذاران مثبت‌نگر (رژیم گاو نر)^۱ و سرمایه‌گذاران منفی‌نگر (رژیم خرس)^۲ طبقه‌بندی شده است. در واقع "گاوها" نماد سرمایه‌گذارانی هستند که معتقدند قیمت سهام و شاخص بازار با رشد مواجه خواهد شد، در مقابل "خرس‌ها" بر این نکته اعتقاد دارند که ممکن است شاخص‌های تعریف شده بازار با افت مواجه شوند. با این حال نمی‌شود تصور کرد که یک "گاو" در بورس همیشه

رفتار سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی، بر اساس تغییراتی مثل تغییرات قیمت دارایی‌ها ممکن است به صورت کوتاه یا بلندمدت تغییر کند. درحالی‌که برخی از این تغییرات ممکن است گذرا باشد، در اغلب اوقات تغییر قیمت دارایی‌ها برای مدت زمان زیادی ادامه می‌یابد. برای مثال، میانگین، نوسانات و الگوهای همبستگی در بازارهای سهام با شروع این تغییرات به‌طور چشمگیری تغییر یافته و بحران‌های مالی نیز به ادامه آن منجر می‌شود. این تغییر رفتار ناگهانی در بازارهای مالی نظیر اوراق قرضه، سهام، نرخ ارز و ... متداول است. هم‌چنین بازارهای سهام در عمل روندهای رو به بالا و پائینی را شاهد بوده است که همین مسئله باعث به وجود آمدن رژیم‌های مختلف در این نوع بازارها شده است. مدل‌های چرخش رژیم می‌تواند این تغییر ناگهانی در رفتار سرمایه‌گذاران و اساس و پویایی قیمت‌ها برای چند دوره بعد از یک دوره تغییر را شناسایی نماید. به عبارت دیگر این مدل‌ها گرایش بازارهای مالی را که در نتیجه تغییر رفتار سرمایه‌گذاران به صورت ناگهانی تغییر وضعیت داده است را با اینکه این وضعیت جدید متغیرهای مالی چند دوره بعد از این تغییرات ادامه دارد را با هم تطبیق می‌دهد. رژیم‌های فوق توسط روش‌های اقتصادسنجی مالی شناسایی شده و به‌طور مستقیم با تغییرات مختلف اعم از اقتصادی، سیاسی، قانونی و ... منطبق است. در مدل‌های تعادلی، رژیم‌ها به‌طور چشمگیری بر ویژگی‌های پویایی قیمت‌های دارایی‌های مالی اثر گذاشته و منجر به رابطه جایگزینی غیرخطی ریسک - بازده می‌گردند. هم‌چنین انتقال رژیم و رفتار متنوعی از متغیرهای مرتبط با آن به‌طور بالقوه منجر به

یک "گاو" خواهد ماند و لذا پایداری رژیم‌ها در بازارهای مختلف به علت تفاوت ریسک‌های سیستماتیک و غیر سیستماتیک در این بازارها کاملاً متفاوت است. ممکن است ریسک‌های سیاسی و اقتصادی موجب تغییر دیدگاه او شود، بنابراین او به یک "خرس" تبدیل خواهد شد. عکس این موضوع هم کاملاً قابل تصور است. و رژیم‌ها در شرایط مختلف و با احتمالات متفاوتی دچار چرخش از یک وضعیت به وضعیت دیگری می‌شوند. الگوهای آستانه‌ای از این قابلیت برخوردارند که پویایی‌های غیرخطی متغیرهای مالی را با در نظر گرفتن تغییر در رژیم یا چرخش رژیم و در وضعیت‌های مختلفی از متغیر مورد بررسی قرار دهند. این تغییرات می‌تواند به وسیله رخداد حوادث مشخص در بازارهای مالی همچون اخبار، سیاست‌گذاری‌ها، نوسانات اقتصادی، تغییرات نرخ بهره و ... ایجاد شود. این الگوها فرض می‌کنند رژیم به وسیله متغیر مورد نظر نسبت به یک مقدار آستانه آن تعریف می‌شود. بنابراین رفتارهای متنوعی از متغیر در رژیم‌های مختلف قابل ارائه است.

برای نخستین بار همیلتون (۱۹۸۹)^۳ انتقال رژیم را در مدل گلدفلد و کوانت (۱۹۷۳)^۴ با استفاده از یک مدل خود رگرسیون چرخش رژیم (MS-AR) مورد استفاده قرار داد. از دیدگاه وی، رفتار بسیاری از متغیرهای اقتصادی در طول زمان در مواجهه با رویدادهای مختلف دستخوش تغییرات اساسی و بنیادی می‌شود و برای هر متغیر کلان اقتصادی و مالی امکان‌پذیر است. اسپالر و نوردن (۱۹۹۷)^۵ رفتار چرخش رژیم شدید را در رفتار بازدهی سهام مشاهده نمودند. آن‌ها شواهد بسیار قوی از رفتار تغییر در بازدهی بازار سهام را پیدا کردند. این شواهد شامل تغییر در میانگین، تغییر در واریانس و یا

تغییر هم در میانگین و هم در واریانس می‌باشد. آن‌ها نشان دادند که فرضیه عدم چرخش رژیم را می‌توان در دوره پس از جنگ جهانی دوم رد کرد.

مک کاردی و ماهئو (۲۰۰۰)^۶، نیز با استفاده از مدل چرخش رژیم، بازار سهام آمریکا را در دو رژیم مختلف بازدهی بالا و بازدهی کم مشخص نموده‌اند. در این مطالعه از مدل چرخشی مارکوف که دارای وابستگی زمانی است برای شناسایی ساختار غیرخطی در میانگین شرطی و واریانس بازده سهام استفاده گردیده است. اسماعیل و ایزا (۲۰۰۸)^۷، به توضیح رفتار انتقال رژیم برای ۴ شاخص بورس مالزی بین سال‌های ۱۹۷۴ تا ۲۰۰۳ پرداخته‌اند. این مدل موفق به کنترل زمان‌بندی انتقال رژیم در ۴ سری زمانی مورد نظر شده و علت وقوع این تغییر را در بحران‌های مالی و اقتصاد جهانی نظیر شوک‌های نفتی ۱۹۷۴، سقوط بازار سهام ۱۹۸۷ و بحران‌های مالی ۱۹۹۷ تشخیص داده است. کاسوانتا و سالاما (۲۰۰۹)، با استفاده از مدل چرخش رژیم می‌تواند منجر به پیش‌بینی بهتری از نوسانات بازار سهام در بازار بورس آلمان شود. عجمی و چارفدین (۲۰۱۱)^۸، با استفاده از مدل‌های چرخش رژیم به بررسی بازار سهام تونس پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که مجموعه مدل‌های چرخش رژیم برای مدل‌سازی بازار بورس نسبت به مدل‌های خطی مناسب‌تر است. وسیم و بندی (۲۰۱۲)^۹، انتقال رژیم در بازار سهام هند را با استفاده از مدل چرخشی مارکوف مورد بررسی قرار داده و این روش را برای شناسایی پویایی رفتار بازار بورس و تحلیل تحرکات این بازار در رژیم‌های مختلف بکار برده‌اند. هرنگ و همکاران (۲۰۱۵)^{۱۰} نیز از طریق مدل‌های آستانه‌ای تاثیر بازار سهام کشورهای کانادا، انگلستان و ژاپن را

متغیر مورد بررسی قرار دهند. در این مطالعه، رفتار بازار سهام از طریق یک مدل خود رگرسیون آستانه‌ای خود محرک (SETAR) مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای این منظور، ابتدا مدل خودرگرسیون آستانه‌ای با وجود دو رژیم بصورت زیر در نظر گرفته می‌شود.

(۱)

$$p_t = (\alpha_0 + \alpha_1 p_{t-1} + \dots + \alpha_p p_{t-p}) I_0(p_{t-d} \leq \tau) + (\phi_0 + \phi_1 p_{t-1} + \dots + \phi_p p_{t-p}) I_0(p_{t-d} > \tau) + \varepsilon_t$$

که در آن p_t سری زمانی مشاهده شده است و $I(0)$ تابع شاخص و τ پارامتر آستانه نامشخص است که بایستی برآورده شود. مشاهدات نمونه به دو رژیم مجزا تجزیه می‌شود و ضرایب مدل (شامل مقادیر $\alpha_i - \phi_i$) بسته به اینکه مشاهدات در بالا یعنی $(y_{t-d} > \tau)$ یا پایین $(y_{t-d} \leq \tau)$ مقدار برآورده شده پارامتر آستانه قرار گیرند تغییر می‌کنند با تعریف روابط زیر:

$$x_t = (1; y_{t-1} \dots y_{t-p});$$

$$x_t(\tau) = (x_t' I_0(y_{t-d} \leq \tau); x_t' I_0(y_{t-d} > \tau));$$

$$\alpha = (\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_p); \phi = (\phi_0, \phi_1, \dots, \phi_p); \text{ و}$$

$$\psi = (\alpha', \phi')$$

می‌توانیم مدل TAR را بصورت شکل ماتریسی زیر بازنویسی کنیم.

$$y_t = x_t(\tau)' \psi + \varepsilon_t$$

در اینجا با برآورد پارامتر آستانه α معادله (۳-۴) برحسب ψ خطی است و استفاده از برآورد کننده حداقل مربعات مناسب است و می‌توان آنرا بصورت زیر بیان نمود.

بر بازار سهام هنگ کنگ و تاثیر نامتقارن این بازارها را مورد تایید قرار داده اند.

هژبر کیانی و مرادی (۱۳۹۰)، به بررسی تعیین نقاط چرخش در ادوار تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از داده های فصلی در دوره زمانی (۲:۱۳۸۷-۱۳۶۷) پرداخته است. نتایج بدست آمده حکایت از آن دارد که در طی دوره یاد شده در سه مقطع زمانی، چهار رکود اتفاق افتاده است. و وقوع هر رکود، به طور متوسط ۱/۷۴ فصل تداوم داشته است. این در حالی است که بروز هر دوره رونق در دوره مورد بررسی در اقتصاد ایران ۶/۶۶ فصل ادامه یافته است. همچنین ابطحی (۱۳۹۲)، در مطالعه خود رفتار چرخش رژیم های مختلف بورس اوراق بهادار ایران را بر اساس مدل های رژیم چرخشی مارکوف مورد بررسی قرار داده است. نتایج این مطالعه در مجموع وجود سه وضعیت یا رژیم را برای بازده این بازار ارائه می‌دهد. یک رژیم دارای میانگین منفی و دو رژیم دارای میانگین مثبت. همچنین، بورس ایران در رژیم با میانگین بازدهی مثبت اما بسیار اندک دارای درجه پایداری بالایی است و انتقال سایر وضعیت‌ها به این وضعیت در بورس ایران از احتمال بالایی برخوردار است.

۳- روش شناسی پژوهش

تشخیص و تبیین رفتار متغیرهای سری زمانی همچون عوامل و متغیرهای مالی توسط الگوهای خطی می‌تواند به لحاظ تحلیلی محدود کننده باشد. چرا که این الگوها نمی‌توانند پویایی‌های رفتار بازارهای مالی را مد نظر قرار دهند. الگوهای آستانه‌ای از این قابلیت برخوردارند که پویایی‌های غیرخطی متغیرهای مالی را با در نظر گرفتن تغییر در رژیم یا چرخش رژیم و در وضعیت‌های مختلفی از

رگرسیون، نیازمند فرض وجود رفتارهای غیرخطی در این متغیر است. از این رو قبل از تحلیل رفتار در قالب یک مدل (SETAR) مطابق با آنچه در بخش ارائه شد، ابتدا فرض وجود رفتار غیرخطی در متغیر نرخ بازده سهام از طریق آزمونهای غیرخطی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۴-۱- آزمون‌های تحلیل رفتار غیرخطی متغیر نرخ

بازده

- آزمون براک، دیچرت و شینکمن (BDS)

این آزمون که از رایج‌ترین آزمون‌های غیرخطی به شمار می‌رود به منظور آزمون فرضیه صفر مبنی بر توزیع یکسان و مستقل متغیر نرخ بازده سهام انجام شده و نتایج آن در جدول (۱) آورده شده است. مطابق با نتایج جدول، فرضیه صفر مبنی بر اینکه داده‌ها i.i.d هستند برای تمامی ترکیبات m و e در سطوح معنی دار مرسوم رد شده است. بنابراین وجود ساختار خطی در داده‌های نرخ بازده سهام قابل تشخیص نیست و نتایج آزمون BDS اشاره می‌کند که وجود ساختار غیرخطی در این داده‌ها کاملاً امکانپذیر است.

$$\Psi(\tau) = \left(\sum_{t=1}^n x_t(\tau)x_t(\tau) \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^n x_t(\tau)y_t \right)$$

برای ارائه یک برآورده کننده سازگار از بردار Ψ لازم است آن مقداری از α که مجموع مجذور پسماندهای مدل را حداقل می‌کند شناسایی شود و دوباره مقادیر $\hat{\tau}$ و $\hat{\Psi}$ برآورد شود. بنابراین برآورد سازگار از مقدار آستانه واقعی $\hat{\tau}$ به وسیله حل مسئله زیر بدست می‌آید.

$$\hat{\tau} = \operatorname{argmin}_{\tau \in \Psi} Q_T(\tau)$$

۴- داده‌ها و نتایج تجربی

در این مطالعه، برای تحلیل رفتار شاخص کل قیمت سهام بازار بورس اوراق بهادار تهران، داده‌های روزانه نرخ بازده شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۷۷ بصورت زیر بکار برده شده است.

$$\operatorname{stre} = \log(\operatorname{stp}_t) - \log(\operatorname{stp}_{t-1})$$

که در آن stp_t شاخص کل قیمت سهام تهران (Tepix) در دوره t می‌باشد. از آنجا که تحلیل پویایی‌های رفتار نرخ بازده سهام از طریق به‌کارگیری الگوی خود محرک در مدل‌های خود

جدول (۱): نتایج آزمون براک، دیچرت و شینکمن (BDS) از متغیر نرخ بازده سهام (Str)

ابعاد	[2]	[3]	[4]	[5]
ε	۰/۱۶۹۲	۰/۳۳۸۵	۰/۵۰۷۷	۰/۶۷۷۰
آماره‌های آزمون	۰/۱۶۹۲	۰/۳۳۸۵	۰/۵۰۷۷	۰/۶۷۷۰
[2]	۲۰/۷۸	۱۸/۸۸	۱۷/۰۶	۱۵/۵۵
[3]	۲۶/۱۹	۲۱/۰۶	۱۸/۰۳	۱۵/۸۶
[4]	۳۳/۴۵	۲۳/۳۷	۱۹/۰۵	۱۶/۳۸
[5]	۴۲/۳۱	۲۰/۸۴	۱۹/۷۸	۱۶/۴۵
P-Value	۰/۱۶۹۲	۰/۳۳۸۵	۰/۵۰۷۷	۰/۶۷۷۰
[2]	0	0	0	0
[3]	0	0	0	0
[4]	0	0	0	0
[5]	0	0	0	0

ماخذ: محاسبات تحقیق



- آزمون تی سی (۱۹۸۶) و کینان (۱۹۸۵)

نتایج مربوط به آزمونهای تی سی و کینان در جدول (۲) آورده شده است. نتایج جدول نشان می‌دهد که باتوجه به مقادیر P-Value در هر دو آزمون، فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن متغیر نرخ بازده سهام به وضوح رد می‌شود.

جدول (۲): نتایج آزمون های غیرخطی تی سی و کینان از متغیر نرخ بازده سهام

مرتبۀ	p-Value	آمار آزمون	
۱۲	۰/۰۴۵	۱/۲۹۸	آزمون تی سی
۱۲	۰/۰۰۶۲	۷/۵۱۹	آزمون کینان

ماخذ: محاسبات تحقیق

مقادیر آماره های محاسباتی این دو آزمون هر دو براساس مقادیر وقفه های مختلف در فرایند های خود رگرسیونی این دو محاسبه شده و این آماره ها بر مبنای کمترین مقادیر AIC حاصل شده، بدست آمده است. همانگونه که نتایج جدول نشان می‌دهد در هر دو آزمون مرتبه فرایند خود رگرسیونی $P=12$ حاصل شده است. نتایج آزمونهای ارائه شده در این بخش در مجموع فرضیه صفر خطی بودن متغیر str را رد می‌کنند. بنابراین آزمونهای غیرخطی متداول، بر وجود شواهدی مبنی بر رفتار غیرخطی متغیر نرخ بازده سهام دلالت دارند.

۴-۲- آزمون ریشه واحد و رفتار غیرخطی

آستانه‌ای

اگرچه آزمونهای ارائه شده در بخش ۳-۱ شواهدی مبنی بر وجود رفتار غیرخطی در متغیر str را ارائه می‌دهند اما تشخیص نوع رفتار متغیر و تبیین آن از طریق کاربرد مدل آستانه‌ای از طریق این

آزمون ها وجود ندارد. به‌طور مشخص در حالیکه آزمونهای تی سی و کینان به منظور تعیین وجود رفتار غیرخطی از درجه دو در متغیرهای سری زمانی طراحی شده اند اما رفتار غیرخطی آستانه‌ای را تبیین نمی‌کنند. برای این منظور، آزمونهای رایج ویژه مدل‌های آستانه‌ای تک متغیره در خصوص تطبیق رفتار متغیر با ساختار این نوع مدل‌ها و وجود آستانه در رفتار متغیر سری زمانی همچون آزمون بک، بن سالم و کاراسکو (BBC) و نیز آزمون نسبت درست نمایی (LR) در مدل‌های SETAR مورد محاسبه قرار گرفته و نتایج آن در جداول ۳ و ۴ آورده شده است. نتایج آزمون BBC و مقایسه مقادیر محاسباتی آماره های والد، ضرایب لاگرانژ (LM) نسبت درست نمایی (LR) با مقادیر بحرانی مربوط به هر آزمون نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در متغیر مورد بررسی رد شده و فرضیه مقابل مبنی بر وجود یک فرایند SETAR ایستا در داده‌های مورد بررسی پذیرفته می‌شود.

جدول (۳): نتایج آزمون BBC در خصوص متغیر نرخ بازده سهام (str)

آزمون	آمار آزمون	مقادیر بحرانی		
		٪۹۰	٪۹۵	٪۹۹
Wald	۸۳/۴۲	۱۶/۱۸	۱۸/۴۰	۲۳/۰۱
LM	۷۹/۰۱	۱۵/۵۹	۱۷/۶۳	۲۱/۷۶
LR	۸۱/۱۸	۱۵/۷۷	۱۷/۹۰	۲۲/۲۳

ماخذ: محاسبات تحقیق

همچنین، نتایج آزمون نسبت درست نمایی (LR) در جدول ۵ که فرضیه صفر وجود یک فرایند AR(P) را در مقابل فرضیه وجود یک فرایند TAR با توزیع خطاها بصورت نرمال و همگن مورد آزمون

قرار می‌دهد براساس مقادیر $P=12$ و حداکثر مقدار پارامتر تاخیر $d=11$ و مقایر $a=0/25$ و $b=0/75$ نشان می‌دهد که باتوجه به مقادیر مختلف پارامتر تاخیر d ، حداکثر مقدار آماره آزمون در $d=1$ و با p -Value کمتر از 6% حاصل شده است. در نتیجه آماره آزمون نسبت درستی $d=1$ دارای حداکثر مقدار ممکن و معنی دار است و شواهدی از وجود ساختار آستانه‌ای در داده‌های نرخ بازده سهام را ارائه می‌دهد.

جدول (۴): آزمون LR از رفتار غیرخطی آستانه‌ای متغیر نرخ بازده str

d	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
آمار آزمون	۵۷/۴۸	۲۱/۹۴	۲۴/۵۴	۲۸/۶۳	۲۵/۳۷	۲۳/۸۲	۳۶/۴۸
P-Value	۰/۰۰۰	۰/۲۷۹	۰/۱۹۲	۰/۰۸۳	۰/۱۶۶	۰/۲۱۶	۰/۱۳۳
d	۸	۹	۱۰	۱۱			
آمار آزمون	۶۱/۷۹	۳۸/۵۸	۲۶/۸۳	۲۹/۱۱			
P-Value	۰/۰۳۸	۰/۰۰۵	۰/۱۲۵	۰/۰۷۴			

ماخذ: محاسبات تحقیق

۴-۳- برآورد مدل SETAR از متغیر نرخ بازده سهام در ایران

که در آن (ML, r, d) مقدار حداکثر درستی برحسب d, r در نظر گرفته شده است و تعداد پارامترها (براشتهای $d, r, 5, 6$) برابر است با $p_1 + p_2 + 2$. برآورد پارامترهای مدل SETAR از طریق حداقل کردن معیار AIC با توجه به این قید که جستجوی پارامتر آستانه برای فواصلی که تضمین کننده وجود داده‌های کافی برای برآورد باشد، تعیین می‌شود. با استفاده از چنین روشی و با جستجوی آستانه‌ای بین ۱۰ تا ۹۰ درصد (داده‌ها)، جدول (۵) مقادیر آماره AIC محاسبه شده را در فاصله $1 \leq d \leq 11$ نشان می‌دهد. حداکثر مرتبه خود رگرسیونی مدل SETAR در نرخ بازده سهام در این جدول مطابق با معیار اصلعاتی AIC برحسب یک مدل AR خطی جدول (۳-۴)، $P=12$ در نظر گرفته شده است.

کرایر و چان (۲۰۰۸) روش‌شناسی برآورد مدل‌های SETAR را بر پایه توابع لگاریتم درست‌نمایی یا روش حداقل مربعات شرطی ارائه نموده اند. از آنجائیکه مرتبه خود رگرسیونی هر رژیم در این نوع از مدل‌ها می‌تواند متفاوت باشد یک فرایند برآورد کارا لازم است مرتبه خود رگرسیونی را نیز تعیین کند. برای یک مدل ARMA خطی، مرتبه AR می‌تواند به وسیله حداقل آوردن معیارهای اطلاعاتی مانند AIC تعیین شود. برای مدل‌های SETAR نیز به ازای مقادیر ثابت r و d ، مرتبه‌های خود رگرسیونی p_1 و p_2 به ترتیب برای رژیم‌های یک و دو برحسب کمترین مقدار AIC به صورت زیر تعیین می‌شود.

$$AIC(p_1, p_2, r, d) = -2 \log(ML, r, d) + 2(p_1 + p_2 + 2)$$

جدول (۵): مقادیر AIC مدل SETAR از متغیر نرخ

بازده برحسب مقادیر مختلف P و d

d	AIC	\hat{r}	\hat{P}_1	\hat{P}_2
۱	-۳۵۵۷/۸	۰/۳۴	۱۲	۱
۲	-۳۵۶۱/۸	۰/۳۱	۱۲	۵
۳	-۳۵۶۲/۹	۰/۲۱	۱	۱۲
۴	-۳۵۵۸/۴	۰/۰۱۴	۱	۱۲
۵	-۳۵۵۴/۱	۰/۲۲	۱۰	۱
۶	-۳۵۶۵/۲	۰/۰۸۲	۱۲	۱
۷	-۳۵۶۶/۸	۰/۳۲	۳	۵
۸	-۳۵۶۶/۱	۰/۱۵	۱۰	۵
۹	-۳۵۶۸/۲	۰/۰۷۰	۲	۵
۱۰	-۳۵۵۹/۴	۰/۰۷۱	۱	۷
۱۱	-۳۵۵۹/۸	۰/۱۷	۱۱	۹

ماخذ: محاسبات تحقیق

شده از فرایند AR در هر دو رژیم (به استثنای از عرض از مبدا رژیم پایین و یک ضریب خود رگرسیونی از رژیم بالا) از نظر آماری معنی دار هستند، بنابراین به نظر می رسد مدل SETAR معرفی شده، برازش مناسبی از داده‌های نرخ بازده سهام (*str*) ارایه نموده است. فرایند خود رگرسیونی تعریف شده در هر رژیم به وسیله روش حداقل مربعات معمولی و با داده‌های قرار گرفته در هر رژیم برآورد شده است. واریانس بدون تورش جزء اخلاص $\tilde{\sigma}_i^2$ از رژیم i با حداکثر درستنمایی آن به وسیله فرمول زیر تعیین می شود:

$$\alpha_i^2 = \frac{n_i}{n_i - p_i - 1} \sigma_i^2$$

که در آن P_i مرتبه خود رگرسیونی زیر مدل یا رژیم i است. $\frac{(n_i - p_i - 1)\tilde{\sigma}_i^2}{\sigma_i^2}$ نیز به صورت تقریبی دارای توزیع χ^2 با $n_i - p_i - 1$ درجه آزادی است. مقادیر این واریانس در هر دو رژیم در جدول (۶) نشان داده شده است.

یکی از پرسشهای اساسی راجع به رفتار متغیر در مدل‌های چرخش رژیم آن است که باتوجه به تغییر رفتار متغیر در دوره های زمانی و شناسایی رژیم‌ها، هریک از مشاهدات در نمونه بکار گرفته شده از رفتار متغیر طی مدت دوره نظر در کدام رژیم واقع شده است؟ نمودار (۱) وضعیت قرار گرفتن هریک از مشاهدات نرخ بازده سهام طی دوره تحقیق را در دو رژیم شناسایی شده نشان می‌دهد. با در نظر گرفتن مقدار $\hat{r} = -0.07$ به عنوان آستانه، ۳۳ درصد از مقادیر نرخ بازده سهام در ایران طی دوره مورد بررسی کمتر از مقدار آستانه و ۶۷ درصد از مشاهدات نرخ بازده دارای مقداری بیش از مقدار آستانه بوده اند. بنابراین آستانه نرخ بازده سهام در

در جدول فوق d معرف پارامتر تاخیر است. \hat{r} مقدار برآورد شده پارامتر آستانه و \hat{P}_1 و \hat{P}_2 ترتیب مرتبه مدل AR برآورده شده به وسیله مدل است. باتوجه به نتایج جدول فوق، مقدار AIC محاسبه شده در $d=9$ و $\hat{P}_1 = 2$ و $\hat{P}_2 = 2$ به حداقل می رسد. بنابراین مدل SETAR (9,5,2) انتخاب می‌شود. جدول (۹-۸) نتایج برآورد چنین مدلی از نرخ بازده سهام را ارایه نموده است. مقدار آستانه برآورده شده $\hat{r} = -0.07$ بوده و در رژیم‌های پایین و بالا به ترتیب ۳۳٪ و ۹۷٪ از مشاهدات را شامل می‌شود. عموماً چنانچه در یک مدل SETAR برآورد شده، مقدار آستانه برآورد شده به مقدار حداقل یا حداکثر مشاهدات بسیار نزدیک باشد به دلیل حجم نمونه بسیار اندک یکی از رژیم‌ها، نتایج از اعتبار چندانی برخوردار نخواهد بود که در خصوص این مطالعه به دلیل کثرت مشاهدات چنین مشکلی وجود ندارد. باتوجه به نتایج جدول، تمامی ضرایب برآورد

مدل از طریق تحلیل جزء پسماند مدل برآورد شده مورد نیاز است. چنانچه پسماند های اولیه $\hat{\varepsilon}_t$ بصورت زیر ارائه می‌شود:

$$\hat{\varepsilon}_t = Y_t - \left\{ \hat{\phi}_{1,0} + \hat{\phi}_{1,1} Y_{t-1} + L + \hat{\phi}_{1,p} Y_{t-p} \right\} I(Y_{t-d} \leq \hat{r}) - \left\{ \hat{\phi}_{2,0} + \hat{\phi}_{2,1} Y_{t-1} + L + \hat{\phi}_{2,p} Y_{t-p} \right\} I(Y_{t-d} > \hat{r})$$

آنگاه پسماندهای استاندارد شده را می‌توان بصورت:

$$\hat{e} = \frac{\hat{\varepsilon}_t}{\hat{\sigma}_1 I(Y_{t-d} \leq \hat{r}) + \hat{\sigma}_2 I(Y_{t-d} > \hat{r})}$$

نشان داد. چنانچه مدل SETAR از تصریح مناسبی برخوردار باشد اجزاء پسماند استاندارد شده بایستی از توزیع تقریباً یکسان و مستقل برخوردار باشند.

به منظور بررسی فرض استقلال این اجزاء، نمودار پراکنش جملات پسماند استاندارد شده و تابع خود همبستگی (ACF) این اجزاء در نمودار (۲) نشان داده شده است.

بورس اوراق بهادار مقداری منفی برآورد شده است. گرچه عمده مشاهدات مورد بررسی در رژیم نرخ بازده بالا ($> -0.07 \hat{r}$) قرار می‌گیرند.

جدول (۶): برآورد مدل SETAR (۹,۲,۵) از متغیر نرخ

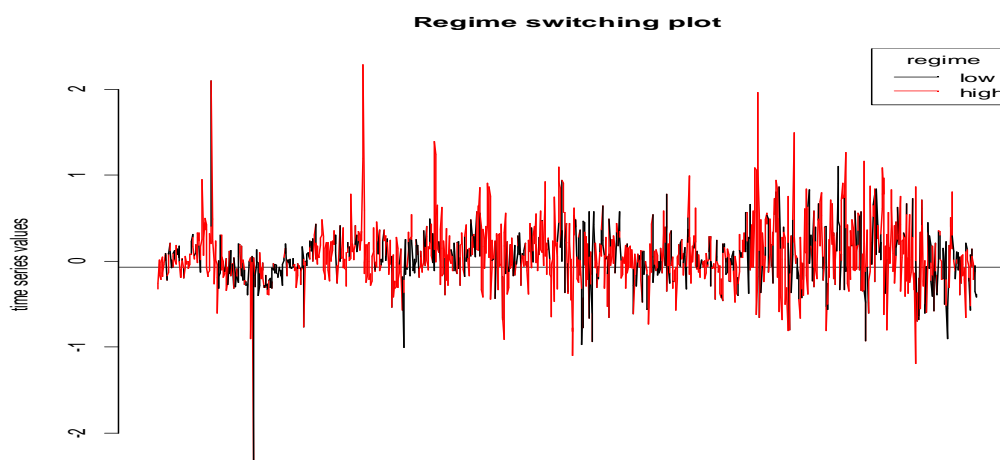
بازده سهام (str)

\hat{d} \hat{r}	انحراف معیار ضریب		P-Value
	9 -0.07		
رژیم پایین			
$\hat{\theta}_{1,0}$	-0.01107	0.013755	0.421226
$\hat{\theta}_{1,1}$	0.348398	0.04383	3.70E-15
$\hat{\theta}_{1,2}$	0.136161	0.044367	0.002186
رژیم بالا			
$\hat{\theta}_{2,0}$	0.046254	0.010273	7.24E-06
$\hat{\theta}_{2,1}$	0.407416	0.031352	0
$\hat{\theta}_{2,2}$	-0.132	0.033174	7.25E-05
$\hat{\theta}_{2,3}$	0.132184	0.032136	4.11E-05
$\hat{\theta}_{2,4}$	-0.0241	0.032184	0.454121
$\hat{\theta}_{2,5}$	0.105234	0.03052	0.00058
MAPE	3.56		
AIC	-3568		
BIC	-3514.8		
MSE	0.0924		

ماخذ: محاسبات تحقیق

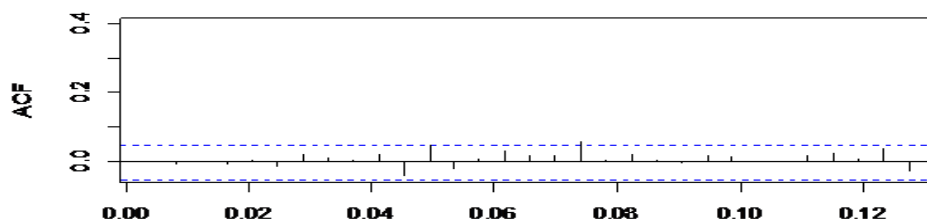
- آسیب شناسی مدل

با برآورد یک مدل SETAR از نرخ بازده سهام، برخی آزمون های آماری برای بررسی آسیب شناسی

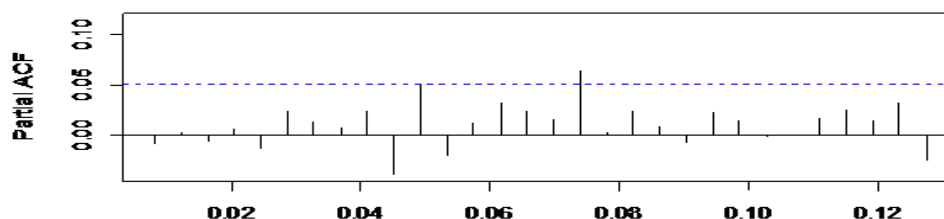


نمودار (۲): توابع همبستگی و همبستگی جزئی جملات پسماند مدل SETAR از نرخ بازده

ACF of Residuals



PACF of Residuals



نمودار (۲): توابع همبستگی و همبستگی جزئی جملات پسماند مدل SETAR از نرخ بازده

سهام در ایران از رژیم رکود بالاتر است و این موضوع صرف نظر از تعیین آستانه توسط الگوهای بهینه یابی یا ارائه یک آستانه از پیش تعیین شده صفر کاملاً صادق است. از طرف دیگر، در یک آستانه از پیش تعیین شده صفر، میانگین هر دو رژیم مقداری مثبت اما اندک برآورد می شود.

جدول (۶): برآورد مدل SETAR (۹,۵,۵) از متغیر نرخ بازده سهام (*str*) در آستانه صفر

P-Value	انحراف معیار	ضریب	$\hat{\alpha}$
۹			
۰			

رژیم پایین

$\hat{\theta}_{1,0}$	۰/۰۰۲۶	۰/۰۱۶۸	۰/۸۷۶۸
$\hat{\theta}_{1,1}$	۰/۳۳۲۳	۰/۰۳۹۸	۰
$\hat{\theta}_{1,2}$	-۰/۱۰۶۰	۰/۰۵۷۸	۰/۰۶۶۸
$\hat{\theta}_{1,3}$	۰/۱۰۲۱	۰/۰۴۴۳	۰/۰۲۱۴
$\hat{\theta}_{1,4}$	-۰/۰۲۸۸	۰/۰۴۵۷	۰/۵۱۶۱
$\hat{\theta}_{1,5}$	۰/۱۰۵۹	۰/۰۳۷۵	۰/۰۰۴۸

۴-۴- برآورد مدل SETAR با فرض وجود آستانه صفر

می توان مدل SETAR از رفتار نرخ بازده سهام را در مقدار آستانه مشخص و از پیش تعیین شده ای مانند صفر تعیین نمودند. مزیت آستانه صفر آن است که شناسایی رفتار بازار سهام را در نرخهای بازده مثبت (رژیم مثبت یا رونق) و بازده منفی (رژیم منفی یا رکود) امکانپذیر می کند. نتایج تعیین مقدار آستانه از پیش تعیین شده صفر در جدول (۷) آورده شده است. نتایج نشان دهنده آن است که ضرایب برآورد شده به استثنای یک ضریب در رژیم های رونق و رکود معنی دارند و بازار سهام ایران در ۴۵/۲ درصد موارد در رژیم رکود و ۵۴/۸ درصد موارد در رژیم رونق بسر برده است. همچنین میانگین رژیم رونق برابر با ۰/۰۸ و میانگین رژیم رکود برابر با ۰/۰۰۴ حاصل شده است. بنابراین نتایج جداول (۶) و (۷) نشان می دهد که فراوانی رژیم های رونق در بازار

از داده‌های نرخ بازده سهام، نتایج مدل برآورد شده حاکی از آن است که با برآورد مقدار $\hat{r} = -0.07$ ، آستانه نرخ بازده سهام در ایران منفی است. همچنین، ۳۳ درصد از مقادیر نرخ بازده سهام در ایران طی دوره مورد بررسی کمتر از مقدار آستانه و ۶۷ درصد از مشاهدات نرخ بازده دارای مقداری بیش از مقدار آستانه بوده اند. بنابراین عمده مشاهدات مورد بررسی در رژیم بالا ($\hat{r} > -0.07$) قرار می‌گیرند.

در بخش دیگری از تحقیق، مدل SETAR از رفتار نرخ بازده سهام در مقدار آستانه مشخص و از پیش تعیین شده صفر مورد برآورد قرار گرفته و نتایج نشان دهنده آن است که ضرایب برآورد شده به استثنای یک ضریب در رژیم‌های رونق و رکود معنی دارند و بازار سهام ایران در ۴۵/۲ درصد موارد در رژیم رکود و ۵۴/۸ درصد موارد در رژیم رونق بسر برده است. همچنین میانگین رژیم رونق برابر با ۰/۰۸ و میانگین رژیم رکود برابر با ۰/۰۰۴ حاصل شده است. بنابراین، فراوانی رژیم‌های رونق در بازار سهام در ایران از رژیم رکود بالاتر است و این موضوع صرف‌نظر از تعیین آستانه توسط الگوهای بهینه یابی یا ارائه یک آستانه از پیش تعیین شده صفر کاملاً صادق است. از طرف دیگر، در یک آستانه از پیش تعیین شده صفر، میانگین هر دو رژیم مقداری مثبت اما اندک برآورد می‌شود.

فهرست منابع

- * ابطیحی، س، ی و نیک فطرت، ح. (۱۳۹۱). شناسایی چرخش رژیم در بازده بازار اوراق بهادار ایران. فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی. دوره ۶، شماره ۲۰، زمستان ۱۳۹۱، صفحه ۴۱-۵۶.

	ضریب	انحراف معیار	P-Value
\hat{d}		9	
\hat{r}		۰	
رژیم بالا			
$\hat{\theta}_{2,0}$	۰/۰۳۶۳	۰/۰۱۵۶	۰/۰۱۹۷
$\hat{\theta}_{2,1}$	۰/۴۳۲۷	۰/۰۳۴۵	۰
$\hat{\theta}_{2,2}$	-۰/۰۹۳۷	۰/۰۴۶۱	۰/۰۴۲۳
$\hat{\theta}_{2,3}$	۰/۱۱۵۹	۰/۰۳۵۳	۰/۰۰۱۱
$\hat{\theta}_{2,4}$	۰/۰۰۲۵	۰/۰۳۵۶	۰/۹۴۳
$\hat{\theta}_{2,5}$	۰/۰۸۹۴	۰/۰۳۵۴	۰/۰۱۱۶
MAPE		۲/۷۶	
AIC		-۳۵۳۴	
BIC		-۳۵۱۴/۸	
MSE		۰/۰۹۲۴	

ماخذ: محاسبات تحقیق

۵- نتیجه‌گیری و بحث

در این مطالعه، رفتار چرخش رژیم در نرخ بازده بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۷۷-۱۳۹۳ و بر اساس یک مدل خود رگرسیون آستانه‌ای خود محرک (SETAR) مورد بررسی قرار گرفته است. در این مطالعه، فرض وجود رفتار غیرخطی در متغیر نرخ بازده سهام از طریق آزمون‌های مختلف مورد بررسی قرار گرفته است. و آزمون‌های غیرخطی متداول، در مجموع فرضیه صفر خطی بودن متغیر str را رد می‌کنند و بر وجود شواهدی مبنی بر رفتار غیرخطی متغیر نرخ بازده سهام دلالت دارند. همچنین، آزمون‌های مبتنی بر تطبیق رفتار متغیر نرخ بازده سهام با ساختار این نوع مدل‌ها و وجود آستانه در رفتار این متغیر نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در متغیر نرخ بازده سهام رد شده و فرضیه مقابل مبنی بر وجود یک فرایند SETAR ایستا در داده‌های مورد بررسی پذیرفته می‌شود. با برآورد یک مدل خود رگرسیونی آستانه‌ای

یادداشت‌ها

1 - Bull Regime

2 - Bear Regime

3-Hamilton, J.D

4-Goldfeld, S. M., &Quandt. R. E.

5-Schaller, H., and Norden, S.

6-Maheu, J. M., and Mccurdy, T. H.

7-Kuswanto, H., and Salamah, M.

8-Ajmi, A. N., and Charfeddine, L.

9-Wasim, A., andBandi, K.

10- Horng, Chen & Chang

* هژبر کیانی، ک و مرادی، ع.(۱۳۹۰). تعیین نقاط

چرخش در ادوار تجاری اقتصاد ایران با استفاده

از الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف.

فصلنامه مدلسازی اقتصادی، دوره ۵، شماره: ۲

- صفحه: ۱-۲۵.

- * Ajmi, A. N., and Charfeddine, L. (2011). The Tunisian stock market: a regime switching approach. *Asian Journal of Business and Management Sciences*, Vol. 1 No. 3, 43-53.
- * Horng, w., Chen,c., & Chang, j. (2015). Threshold Model of Japan, U.K. and Canada Stock Market Volatility in Asia Markets' Influence: Empirical Study of Hong Kong Market... *International Review of Management and Business Research*.. Vol. 4 Issue.3
- * Hamilton, J.D. (1989). A new approach to the economic analysis of non-stationary time series and the business cycle. *Econometrica*, Vol57, No 2, 357-384.
- * Ismail, T. M., and Isa, Z. (2008). Identifying regime shifts in Malaysian stock market returns. *International Research Journal of Finance and Economics*, Issue 15, 44-58.
- * Kuswanto, H.,and Salamah, M. (2009). Regime Switching Long Memory Model for German Stock Returns. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 15, 7-17.
- * Maheu, J. M.,and Mccurdy, T. H. (2000). Identifying Bull and Bear markets in stock returns. *Journal of Business and Economic Statistics*, 18, 100-112.
- * Nielsen, S.,and Olesen, O. (2000). Regime-Switching Stock Returns and Mean Reversion. Working paper 11.
- * Schaller, H.,and Norden, S. (1997). Regime Switching in Stock Market Returns. *Applied Financial Economics*, 7, 177-191.
- * Wasim, A.,andBandi, K. (2011). Identifying regime shifts in Indian stock market: A Markov switching approach. *MPRA Paper*, 37174, 1-22.