

کاربرد مدل مدهای گذرا در برآورد ارزش بنیادی و موقتی بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران: تلفیق رهیافت فضا - حالت و انتقال رژیم مارکف^۱

تیمور محمدی^۲

عبدالساده نیسی^۳

مهنوش عبدالله میلانی^۴

سحر حواج^۵

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۴/۵

تاریخ ارسال: ۱۳۹۴/۱۰/۱۳

چکیده

در این مقاله، رفتار تصادفی بازده‌های روزانه شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران (TEDPIX) برای دوره ۱۳۸۹/۱/۱۷ تا ۱۳۹۴/۵/۱۲ مورد بررسی قرار گرفته است. با استفاده از مدل مؤلفه‌های مشاهده نشده، بازده سهام به دو مؤلفه دائمی و موقتی تجزیه می‌شوند. در مؤلفه موقتی، ناهمسانی واریانس از نوع انتقال مارکفی بوده که دارای سه وضعیت (واریانس پایین، متوسط و بالا) است. نتایج پژوهش، مناسب بودن مدل مدهای گذرا را نشان می‌دهد و مقدار پایین (کمتر از ۵۰) معیار RCM نشان‌دهنده طبقه‌بندی مناسب رژیم‌ها در مدل است. مجموع ضرایب خودرگرسیون در مؤلفه موقتی نشان می‌دهد، حدود ۴۰ درصد مقادیر جاری مؤلفه موقتی، توسط مقادیر دو دوره گذشته (دو روز گذشته) توضیح داده می‌شوند. دیرش مورد انتظار در وضعیت سه (واریانس بالا) دارای کمترین مقدار است، به این معنا که نوسانات بالا در بازده سهام سریعاً به سطح نرمال خود بازمی‌گردند. بررسی نمودار مقادیر احتمال بودن در وضعیت سه نشان می‌دهد، تعداد احتمالات با مقادیر یک برای وضعیت سه، در سال مربوط به انتخابات ریاست‌جمهوری، بسیار زیاد است.

واژگان کلیدی: مدل‌های فضا-حالت، زنجیره مارکف، مدل مدهای گذرا، مدل GARCH.

طبقه‌بندی JEL: C11, C15, C32, G17.

۱- این مقاله مستخرج از پایان‌نامه دکترای دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی است.

۲- دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی: atmohamadi@gmail.com

۳- دانشیار دانشکده علوم ریاضی و رایانه دانشگاه علامه طباطبائی، پست الکترونیکی: a_neisy@yahoo.com

۴- دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، پست الکترونیکی: milani@atu.ac.ir

۵- دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، پست الکترونیکی: saharhavaj@yahoo.com

۱- مقدمه

فرضیه بازار کارآ در اواخر دهه ۱۹۷۰ میلادی توسط فاما، فیشر، جنسن و رول^۱ مطرح شد. از دیدگاه آنها بازار کارآ به سرعت با اطلاعات جدید تطبیق می‌یابد و تغییر قیمت‌ها غیرقابل پیش‌بینی هستند؛ در این دیدگاه قیمت‌ها همه اطلاعات موجود در بازار را به‌طور کامل منعکس می‌کنند. براساس این فرضیه، قیمت جاری بهترین پیش‌بینی کننده قیمت آینده است. در این فرضیه، قیمت‌ها با یک فرآیند گام تصادفی توصیف می‌شوند و بازده‌های انتظاری ثابت در نظر گرفته می‌شوند. نقدهایی بر این فرضیه، از جمله «اثر ژانویه^۲»، مطرح است؛ براساس این نقدها، در بازار، الگوهای قابل پیش‌بینی برای تعیین قیمت سهام وجود دارند و تصادفی بودن تغییرات قیمت سهام را زیر سؤال می‌برند. سقوط بازار سهام در سال ۱۹۸۷، افزایش و کاهش ناگهانی ارزش سهام «دات-کام^۳» در سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۱ و بعد از آن، بحران مالی بزرگ سال ۲۰۰۸، زمینه‌ساز به چالش کشیده شدن دیدگاه‌های سنتی فاما راجع به فرضیه بازار سرمایه کارآ شد. این موضوع، مقدمه‌ای را برای پیدایش مدل مدهای گذرا^۴ ایجاد کرد. وجود این شوک‌های گذرا بازار سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهند. ویژگی اصلی این شوک‌ها، کاهش شدید قیمت سهام و افزایش نوسانات در بازار است. گرچه این شوک‌ها به سرعت به سطح نرمال خود بازمی‌گردند، اما اثرات قابل توجهی بر بازار خواهند داشت. بنابراین، تجزیه متغیرهای اقتصادی از جمله بازده سهام به اجزای موقتی و دائمی موضوع مهمی است، به‌علاوه، بررسی تأثیری که هر یک از این اجزا بر بازده کل سهام دارند و اثری که شوک‌های گذرا بر هر یک از این اجزا می‌گذارند، مسئله‌ای قابل توجه در بازارهای مالی است. در واقع، مدل شوک‌های گذرا، جایگزینی برای مدل‌های فرضیه بازار کارآ بود.

این احتمال وجود دارد که قیمت دارایی‌ها از ارزش بنیادی‌اشان^۵ دور شوند. این انحراف

1- Fama, Fischer, Jensen and Roll

۲- اثر ژانویه (January Effect): به‌طور معمول در ماه اول هر سال، سودی که نصیب سرمایه‌گذاران می‌شود، بالاتر است؛ این پدیده به اثر ژانویه معروف است.

3- Dot-com

4- Fad

5- Fundamental Value

از ارزش بنیادی به دلیل «حباب‌های سوداگرانه»^۱ یا شوک‌های «گذرا»^۲ به وجود می‌آیند. شیلر^۳ (۱۹۸۴)، عقیده دارد انحرافات قیمت سهام از ارزش بنیادی، به دلیل نیروهای اجتماعی و روانی است؛ این انحرافات از ارزش بنیادی می‌توانند در همه بازارها مانند بازار ماشین، غذا، خانه و... به وجود آیند. شیلر (۱۹۸۱) و له روی و پورتر^۳ (۱۹۸۱)، بیان کردند، نوسانات مشاهده شده در بازار سهام و اوراق قرضه آن قدر بالاست که اطلاعات موجود در ارزش بنیادی (مانند سودهای تقسیم شده) نمی‌تواند آنها را توضیح دهد. برای توضیح این نوسانات، شیلر بر نقش عکس‌العمل بیش از حد سرمایه‌گذاران^۴، سبک‌ها و شوک‌های گذرا در قیمت‌های سهام تأکید می‌کند. همچنین وست^۵ (۱۹۸۸)، در مطالعه خود نوسانات قیمت سهام را بررسی کرد و به این نتیجه رسید که مدل‌های «حباب‌های عقلایی» بازده‌های قیمت سهام را به خوبی توضیح نمی‌دهند؛ وی در مقاله خود، مدل مدهای گذرا را برای توضیح بازده‌های سهام پیشنهاد کرد. در بررسی و تحلیل این نوع مدل‌ها، ناهمسانی واریانس نیز نقش مهمی دارد. بیشتر پژوهشگران مدل GARCH^۶ را به عنوان مدلی مناسب برای داده‌های مالی پیشنهاد کردند. با این حال، کار با این گونه مدل‌ها مشکلاتی به همراه دارد (کامرر^۷، ۱۹۸۹)؛ مدل‌های GARCH، به طور ضمنی، به پایداری بیش از حد نوسانات اشاره می‌کنند، در حالی که در داده‌های سری زمانی پرش و تکانه‌هایی وجود دارد و مدل‌های GARCH نمی‌توانند این پرش‌ها را توضیح دهند. برای رفع این مشکل، همیلتون و سوسمل^۸ (۱۹۹۴)، بیان کردند، شوک‌های بسیار بزرگ به احتمال مربوط به وجود رژیم‌های مختلف است.

این پژوهش سعی دارد مدلی مناسب برای تجزیه ارزش بنیادی و شوک‌های گذرا در داده‌های مربوط به بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران، با استفاده از مدل مدهای گذرا بیان

1- Speculative Bubbles

2- Shiller

3- Le Roy and Porter

4- Overreaction

5- West

6- Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)

7- Camerer

8- Hamilton and Susmel

کند. همچنین برای رفع مشکل ناهمسانی واریانس، از مدل انتقال مارکوفی استفاده می‌شود. در ادامه، بعد از بیان مبانی نظری، پیشینه پژوهش ارایه می‌شود. به دنبال آن، مدل معرفی و روش تخمین مدل توضیح داده می‌شود. در بخش‌های بعدی، به ترتیب داده‌های آماری و نتایج تحقیق مطرح و در نهایت، بحث و نتیجه‌گیری حاصل از تخمین مدل ارایه می‌شود.

۲- مبانی نظری

سقوط بازار سهام در سال ۱۹۸۷، دیدگاه‌های سنتی فرضیه بازار سرمایه کارآ را به چالش کشید و زمینه‌ای برای پیدایش مدل مدهای گذرا و جانشینی برای مدل‌های فرضیه بازار کارآ به وجود آورد. چگونگی رفتار نوسانات قیمت سهام و برآورد ارزش ذاتی (که همان ارزش بنیادی سهام است)، از پرسش‌های اساسی در مباحث و تحلیل‌های مالی است. برای بررسی وجود مدل مدهای گذرا به‌طور معمول از آزمون نسبت واریانس استفاده می‌شود، اما سامرز^۱ (۱۹۸۶)، بیان می‌کند که این مدل‌ها، انحرافات از رفتار عقلایی را در بلندمدت به‌خوبی توضیح نمی‌دهند. به‌طور معمول، بیشتر کلاس مدل‌های GARCH، به پایداری بالای واریانس‌های شرطی اشاره می‌کنند، در صورتی که در داده‌های مالی، دنباله‌ای از نوسانات بالا و پایین همراه با پرش‌های چشمگیر در کوتاه‌مدت مشاهده می‌شود. با توجه به این موضوع، مدل‌های GARCH به تنهایی نمی‌توانند برای این نوع داده‌ها مناسب باشند. برای توضیح بهتر نوسانات سهام بعد از سقوط سال ۱۹۸۷، همیلتون و سوسمل (۱۹۹۴) و کیم و ام. کیم^۲ (۱۹۹۶)، در مطالعات خود فرض کردند، شوک‌های بسیار بزرگ مربوط به وجود چندین رژیم مختلف است.

مدل‌های فضاچاله ابتدا در رشته‌های مهندسی معرفی و استفاده شد و در اقتصاد نیز این مدل‌ها کاربردهای زیادی پیدا کرد. مدل‌های فضاچاله از دو معادله تشکیل شده است. معادله اندازه‌گیری بین متغیرهای مشاهده شده و متغیرهای مشاهده نشده ارتباط برقرار می‌کند. معادله انتقال پویایی‌های متغیرهای انتقال را توصیف می‌کند. معادله انتقال به شکل

1- Summers

2- Kim and M. Kim

معادله تفاضلی مرتبه اول در بردار وضعیت است:

$$y_t = H_t \beta_t + A z_t + e_t \quad (۱)$$

$$\beta_t = \tilde{\mu} + F \beta_{t-1} + v_t \quad (۲)$$

$$e_t \sim i.i.d. N(0, R) \quad (۳)$$

$$v_t \sim i.i.d. N(0, Q) \quad (۴)$$

$$E(e_t v_t') = 0 \quad (۵)$$

در روابط بالا، y_t برداری $n \times 1$ از متغیرهای مشاهده شده در زمان t و β_t بردار $k \times 1$ از متغیرهای انتقال مشاهده نشده هستند. H_t ماتریسی $n \times k$ است که بردار متغیرهای مشاهده شده y_t را به متغیرهای مشاهده نشده β_t مرتبط می‌کند؛ z_t بردار $r \times 1$ از متغیرهای برون‌زا یا مشاهده شده هستند؛ e_t و v_t نیز بردارهای $k \times 1$ هستند. مؤلفه‌های ماتریس F ممکن است داده‌های مربوط به متغیرهای برون‌زا یا پارامترهای ثابت باشند. در مدل‌های فضا حالت ممکن است ناهمسانی واریانس وجود داشته باشد و با تغییر واریانس‌ها در طول زمان، می‌توان دو نوع ناهمسانی واریانس را در نظر گرفت: ناهمسانی واریانس از نوع ARCH و ناهمسانی واریانس از نوع انتقال مارکوفی که این واریانس‌ها به‌طور اساسی متفاوت هستند. در ناهمسانی واریانس از نوع ARCH، واریانس‌های غیرشرطی ثابت هستند، اما در ناهمسانی واریانس از نوع انتقال مارکوفی، واریانس‌های غیرشرطی در معرض انتقال‌های سریع قرار دارند. به‌علاوه، همیلتون و سوسمل (۱۹۹۴)، بیان می‌کنند، دینامیک بلندمدت واریانس ممکن است توسط انتقال رژیم‌ها (یا انتقال مارکوفی) کنترل شود، در مقابل، دینامیک‌های واریانس کوتاه‌مدت، در داخل یک رژیم، می‌تواند توسط یک فرآیند از نوع ARCH کنترل شود. بنابراین، ناهمسانی واریانس از نوع انتقال مارکوفی ممکن است برای داده‌هایی با فرکانس پایین در طول یک دوره زمانی بلندمدت و ناهمسانی واریانس از نوع ARCH برای داده‌هایی با فرکانس بالا در یک دوره زمانی کوتاه‌مدت مناسب‌تر باشد. بسیاری از پژوهشگران، از جمله لسترپس^۱

(۱۹۸۹) و لامورکس و لسترپس^۱ (۱۹۹۰)، منظور نکردن تغییر رژیم‌ها را در تخمین، دلیلی بر پایداری بیش از حد واریانس‌ها می‌دانند. تفاوت‌های بارز در نتایج تخمین دو نوع ناهمسانی واریانس، انگیزه‌ای برای لحاظ ناهمسانی واریانس از نوع انتقال مارکفی ایجاد می‌کنند. مدل زیر که نخستین بار توسط سامرز (۱۹۸۶) و پوتربا و سامرز^۲ (۱۹۸۸)، معرفی شد، می‌تواند مدلی جایگزین برای مدل‌های فضاحالت با ناهمسانی واریانس از نوع ARCH باشد. این مدل، حالت خاصی از مدل‌هایی با مؤلفه‌های مشاهده نشده است که با عنوان «مدل مدهای گذرا» شناخته می‌شود:

$$p_t = p_t^* + z_t \quad (۶)$$

$$p_t^* = \mu + p_{t-1}^* + e_t \quad e_t \sim N(0, \sigma_{e_t}^2) \quad (۷)$$

$$z_t = \Psi(L)u_t \quad u_t \sim N(0, \sigma_{u_t}^2) \quad (۸)$$

در این معادلات، p_t لگاریتم طبیعی قیمت سهام و p_t^* ارزش بنیادی (یا ذاتی) سهام هستند که به آرامی طی زمان تغییر می‌کنند و z_t یک مؤلفه پایدار در نظر گرفته شده است. بازده سهام به صورت تفاضل لگاریتمی تعریف می‌شود:

$$y_t = p_t - p_{t-1} = \mu + e_t + (z_t - z_{t-1}) \quad (۹)$$

۳- پیشینه پژوهش

فاما و فرنچ^۳ (۱۹۸۸)، در مطالعه خود به بررسی قیمت‌های سهام برای دوره ۱۹۸۵-۱۹۲۶، با استفاده از یک مدل بازگشت به میانگین (خودرگرسیون $AR(1)$) پرداختند. آنها لگاریتم قیمت سهام را به صورت جمع یک فرآیند گام تصادفی و فرآیند مانا بیان کردند. به طور کلی، فرضیه آنها این بود که قیمت سهام فرآیندی ماناست و شوک قیمت سهام متشکل از یک شوک دائمی و شوک موقتی است. نتایج مطالعه آنها نشان می‌داد بازده‌های انتظاری تعادلی در طول زمان متغیر هستند.

1- Lamouroux and Lastrapes

2- Poterba and Summers

3- Fama and French

کیم و نلسون^۱ (۱۹۹۸)، مدل فاما و فرنچ (۱۹۸۸) را برای دوره ۱۹۹۵-۱۹۲۶، دوباره مورد بررسی قرار دادند. در مطالعه فاما و فرنچ، نتایج تحقیق نشان می‌داد ۴۰ درصد از نوسانات در بازده‌های سهام، برای دوره زمانی ۵-۳ ماهه قابل پیش‌بینی هستند. کیم و نلسون اشاره کردند در دوره مورد مطالعه فاما و فرنچ سال‌های جنگ و رکود اقتصادی اتفاق افتاده است و این رخدادها اثرات قابل ملاحظه‌ای بر نتایج تخمین دارند. در واقع، علت وجود بازده‌های بالا در این دوران، نامشخص و پرسش قابل بحث این بود که بازده‌ها در اثر مدهای گذرا به وجود آمده یا به علت اطلاعات جدید در داده‌هاست. کیم و نلسون با استفاده از نمونه‌گیری گیبس^۲، مشکل ناهمسانی واریانس را در تخمین مورد بررسی قرار دادند. آنها شواهد ضعیفی برای مدل بازگشت به میانگین یافتند.

همیلتون و سوسمل (۱۹۹۴)، در مقاله خود بیان کردند، مدل‌های ARCH به‌طور معمول ماندگاری بالایی در نوسانات سهام ایجاد می‌کنند و پیش‌بینی‌های نسبتاً ضعیفی ارائه می‌دهند. آنها برای توضیح شوک‌های بسیار بزرگ، مدل SWARCH را با سه رژیم متفاوت در نظر گرفتند: نوسانات بالا، نوسانات متوسط و نوسانات پایین که نوسانات بالا، مربوط به دوران رکود اقتصادی بود. نتایج تحقیق نشان می‌داد که مدل SWARCH پیش‌بینی‌های بهتری از قیمت‌های سهام ارائه می‌دهد.

کیم و ام. کیم (۱۹۹۶)، با استفاده از مدل مدهای گذرا و ناهمسانی واریانس از نوع انتقال مارکوفی (هم در مؤلفه دائمی و هم در مؤلفه موقتی) به بررسی سقوط بزرگ سال ۱۹۸۷ در بازار سهام آمریکا پرداختند. نتایج بررسی آنها نشان می‌داد مدهای گذرا بدینی‌هایی هستند که بازار نسبت به شوک‌های نفتی اوپک^۳ نشان داده است.

هاموده و چوی^۴ (۲۰۰۴)، در مطالعه خود به بررسی بازار سهام جی سی سی^۵ پرداختند. آنها دریافتند، بازده سهام GCC نسبت به اندازه و طول عمر نوسانات واکنش نشان می‌دهند.

1- Kim and Nelson

2- Gibbs Sampling

3- Organization of the Petroleum Exporting Countries (OPEC)

4- Hammoudeh and Choi

5- Gulf Cooperation Council (GCC)

در این مطالعه، از مدل مدهای گذرا استفاده شده است و هم مؤلفه دائمی و هم مؤلفه موقتی هر دو دارای ناهمسانی واریانس از نوع انتقال مارکفی هستند.

چن و شن^۱ (۲۰۱۲)، با استفاده از مدل مؤلفه مشاهده نشده^۲ انتقال مارکفی (UC-MS) به مطالعه و بررسی رفتار تصادفی بازدههای ودیعه‌های سرمایه‌گذاری در مسکن آمریکا^۳ (REIT)، پرداختند. در این مدل، نوسانات با تغییر تاریخ رژیم‌ها تغییر می‌کنند و بازدههای REIT به مؤلفه‌های دائمی و موقتی تجزیه می‌شوند. نتایج این تحقیق نشان داد، واریانس کل در مؤلفه موقتی به‌طور قابل توجهی کمتر از واریانس مؤلفه دائمی است. طول عمر رژیم واریانس بالا، برای هر دو نوع مؤلفه دائمی و موقتی کوتاه است و به‌سرعت به سطح نرمال خود برمی‌گردد.

سلیمانی، فلاحتی و رستمی (۱۳۹۵)، در مطالعه خود با عنوان «اجزای موقت و دائمی بازدهی سهام: کاربردی از مدل فضاحالت با واریانس ناهمسانی راه‌گزینی مارکف»، با استفاده از مدل ناهمسانی واریانس راه‌گزینی مارکف^۴ (MRSH) به بررسی رفتار بازدهی کل سهام بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. در این مطالعه، اجزای موقت و دائمی بازدهی سهام از هم تفکیک شدند، در جزء دائمی بازدهی سهام، حالت واریانس پایین و در جزء موقتی آن، حالت واریانس بالا (در طول دوره مورد بررسی) برقرار است.

نजारزاده، سحابی و سلیمانی (۱۳۹۲)، در مطالعه خود، با استفاده از مدل ناهمسانی واریانس انتقال مارکفی در قالب یک مدل فضاحالت به بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در اقتصاد ایران پرداختند. استفاده از ناهمسانی واریانس از نوع انتقال مارکفی، به آنها این امکان را داد تا تورم را به دو جزء دائمی و موقتی تقسیم و ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی را در کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی کنند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌داد افزایش در نااطمینانی بلندمدت به افزایش نرخ روند بلندمدت تورم و افزایش در نااطمینانی کوتاه‌مدت به کاهش نرخ تورم کوتاه‌مدت منجر می‌شود.

1- Chen and Shen

2- Unobserved Component (UC)

3- Real Estate Investment Trusts (REIT)

4- Markov Regime Switching Heteroskedasticity (MRSH)

۴- شرح مدل

انگل و کیم (۱۹۹۶)، برای بررسی نرخ واقعی ارز در بلندمدت، از یک مدل UC به همراه ناهمسانی واریانس از نوع انتقال مارکفی در مؤلفه موقتی استفاده کردند. در این مدل، برخلاف مدل کیم و ام. کیم (۱۹۹۶)، μ در طول زمان متغیر است. مدلی که در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفته، مدل انگل و کیم (۱۹۹۶) است و به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$y_t = \mu_t + z_t, \quad (10)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \omega_t, \quad \omega_t \sim N(0, \sigma_{\omega t}^2) \quad (11)$$

$$z_t = \phi_1 z_{t-1} + \phi_2 z_{t-2} + u_t, \quad u_t \sim N(0, \sigma_{u t}^2) \quad (12)$$

u_t و ω_t از یکدیگر مستقل هستند. شوک‌های مؤلفه دایمی ناهمسانی واریانس ندارد و شوک‌های مؤلفه گذرا دارای واریانس از نوع انتقال مارکفی با سه وضعیت هستند:

$$\sigma_{\omega, t}^2 = \sigma_{\omega}^2, \quad (13)$$

$$\sigma_{u, t}^2 = \sigma_{u,1}^2 S_{2,1t} + \sigma_{u,2}^2 S_{2,2t} + \sigma_{u,3}^2 S_{2,3t}, \quad (14)$$

مدل با استفاده از نمونه‌گیری گیبس و نرم‌افزار RATS8 تخمین زده می‌شود و به نظر می‌رسد نمونه‌گیر گیبس بعد از ۱۲ تکرار هم‌گرا می‌شود. نمونه‌گیر گیبس برای ۱۰ هزار مشاهده اجرا و برای اطمینان، ۲۰۰۰ مشاهده اول کنار گذاشته می‌شود.

۵- نمونه آماری

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش، داده‌های مربوط به شاخص بازده نقدی و شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران^۱ هستند که به صورت روزانه از تاریخ ۱۳۸۹/۱/۷ تا ۱۳۹۴/۵/۱۲، از کتابخانه بورس اوراق بهادار تهران جمع‌آوری شده است. این شاخص تغییرات قیمت و بازده نقدی سهام یا به عبارت دیگر، تغییرات بازده کل سرمایه‌گذاری را نشان می‌دهد. آماره‌های توصیفی مربوط به داده‌ها در جدول شماره ۱، آمده است. با توجه به بالا بودن ارزش احتمال آماره لیانگ-باکس^۲ فرضیه صفر مبنی بر نبود خودهمبستگی

1- Tehran Stock Exchange Price and Dividend Index

2- Ljung-Box

در سری را نمی توان رد کرد. آزمون ARCH یا Q^2 وجود اثر ARCH را در سری بررسی می کند؛ نتایج حاکی از وجود اثر ARCH در سری است که نشان می دهد در داده ها ناهمسانی واریانس وجود دارد.

جدول ۱- آماره های توصیفی سری زمانی

ARCH(4)	لیانگ- باکس	جارتک- برا	کشیدگی	چولگی	انحراف معیار	میانگین
۹۶/۱۳۰ (۰/۰۰۰)	۰/۰۳۲۷ (۰/۸۵۶)	۱۱۲۶۴۲/۲ (۰/۰۰۰)	۴۷/۶۳	۶/۸۲۷	۰/۱۴۰	۰/۰۲۲۷

مأخذ: یافته های تحقیق.

۶- نتایج تجربی مدل

برای بررسی اعتبار مدل انتقال مارکوفی، نیاز است آزمون غیرخطی^۱ انجام شود. از بین آزمون های غیرخطی، آزمون RESET رمزی^۲ انجام و نتایج در جدول شماره ۲، نشان داده شده است. پایین بودن ارزش احتمال نشان می دهد، مدل انتقال مارکوفی برای داده ها مناسب است.

جدول ۲- نتایج آزمون رمزی

نام آماره	مقدار آماره	درجه آزادی	ارزش احتمال
t-Statistic	۵/۸۶۶	۱۲۳۴	۰/۰۰۰
F-Statistic	۳۴/۴۱۰۱	(۱، ۱۲۳۴)	۰/۰۰۰
Likelihood Ratio	۳۴/۰۲۱۶۲	۱	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته های تحقیق.

-
- 1- Non-linear Tests
2- Ramsey Reset Test

جدول ۳- نتایج تخمین مدل

متغیرها	ضریب	انحراف معیار	آماره t	ارزش احتمال
σ_{u1}^2	—	۰/۰۰۱۴	۱۲/۱۱۷	۰/۰۰۰
σ_{u2}^2	—	۰/۰۰۰۶	۲۴/۵۸۸	۰/۰۰۰
σ_{u3}^2	—	۰/۰۰۱۴	۱۲/۱۱۷	۰/۰۰۰
σ_w^2	—	۰/۰۰۰۰	۱/۱۲۸	۰/۲۵۹
ϕ_1	۰/۲۵۱	۰/۰۲۹۷	۸/۴۶۵	۰/۰۰۰
ϕ_2	۰/۱۲۷	۰/۰۲۸۸	۴/۴۲۱	۰/۰۰۰
p_{11}	۰/۹۲۳	—	—	۰/۰۱۹
p_{21}	۰/۰۵۷	—	—	۰/۰۱۷
p_{31}	۰/۰۲۰	—	—	۰/۰۰۶
p_{12}	۰/۰۸۸	—	—	۰/۰۳۳
p_{22}	۰/۹۰۷	—	—	۰/۰۳۱
p_{32}	۰/۰۰۵	—	—	۰/۰۰۵
p_{13}	۰/۰۹۸	—	—	۰/۰۶۶
p_{23}	۰/۱۸۸	—	—	۰/۰۶۹
p_{33}	۰/۷۱۴	—	—	۰/۰۶۰
Log Likelihood = ۷۵۰/۸۷۸۵		مشاهدات قابل استفاده = ۱۲۴۲		

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

نتایج تخمین در جدول شماره ۳، نمایش داده شده‌اند. واریانس‌های مربوط به ۳ وضعیت مؤلفه موقتی از لحاظ آماری معنادار هستند، اما واریانس مربوط به مؤلفه دائمی از لحاظ آماری معنادار نیست؛ بی‌معنا بودن واریانس مؤلفه دائمی (σ_w^2) می‌تواند به این مفهوم باشد که واریانس در مؤلفه دائمی بسیار پایین و نزدیک به صفر است و تمام نوسانات در مؤلفه موقتی با سه رژیم (با توجه به معناداری هر سه واریانس بالا، متوسط و پایین) توضیح داده می‌شوند. مقادیر ϕ_1 و ϕ_2 به ترتیب برابر با ۰/۲۵ و ۰/۱۲ و مقادیر احتمال کمتر از ۵ درصد نشان می‌دهند که آماره‌ها از لحاظ آماری معنادار هستند. مقدار $\phi_2 + \phi_1$ برابر ۰/۳۷ است

که نشان می‌دهد حدوداً ۴۰ درصد مقادیر جاری مؤلفه موقتی، توسط مقادیر دو دوره گذشته تعریف می‌شوند. همچنین ارزش‌های احتمال مربوط به مقادیر احتمال‌های انتقالی، معناداری آنها را در سطح خطای ۵ و ۱۰ درصد نشان می‌دهند. وجود وضعیت‌های واریانس بالا و متوسط در مؤلفه موقتی هم برای سرمایه‌گذاران و هم برای سفته‌بازان بازار سهام بسیار مهم است و ریسک بالا، آنها را به دریافت بازده‌های بالاتر تشویق می‌کند.

برای بررسی کیفیت انتقال رژیم‌ها در مدل، می‌توان از مقدار طبقه‌بندی رژیم^۱ که توسط انگک و بکارت^۲ (۲۰۰۲)، معرفی شده است، استفاده کرد. این مقدار برای مدل با ۳ رژیم به صورت زیر تعریف می‌شود:

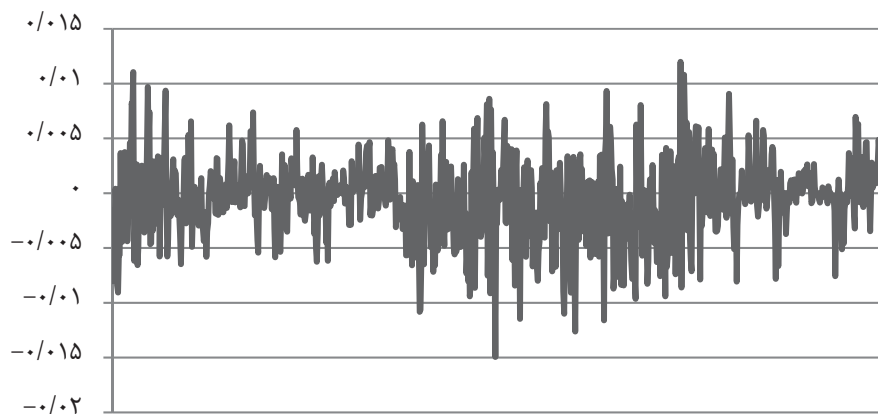
$$RCM = 900 \times \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\prod_{i=1}^3 p_{i,t} \right) \quad (15)$$

در این رابطه، $p_{i,t} = p(s_t = i)$ احتمال بودن در وضعیت i در زمان t است. در واقع، RCM تخمینی از واریانس سری‌های احتمالات است. این معیار می‌تواند مقادیری بین ۰ تا ۱۰۰ داشته باشد؛ طبقه‌بندی خوب رژیم‌ها با مقادیر آماري RCM پایین همراه است. مقدار صفر نشان‌دهنده طبقه‌بندی کامل رژیم‌هاست؛ در مقابل، مقدار ۱۰۰ آماره نشان می‌دهد، طبقه‌بندی رژیم‌ها در مدل به‌خوبی صورت نگرفته است و مدل نمی‌تواند از رفتار داده‌ها رژیم‌ها را تشخیص دهد. مقدار ۵۰ برای شاخص به‌عنوان معیار در نظر گرفته می‌شود (چان و همکاران^۳، ۲۰۱۱). در این پژوهش، شاخص RCM محاسبه شده برای مؤلفه موقتی برابر با ۲۵/۶۴ است که نشان می‌دهد مدل مورد استفاده در این پژوهش، مدلی مناسب در طبقه‌بندی رژیم‌هاست. نمودارهای مربوط به داده‌های واقعی یا همان بازده روزانه شاخص قیمت و بازده نقدی، مؤلفه دائمی و احتمال در وضعیت ۱، ۲ و ۳ ترسیم شده‌اند.

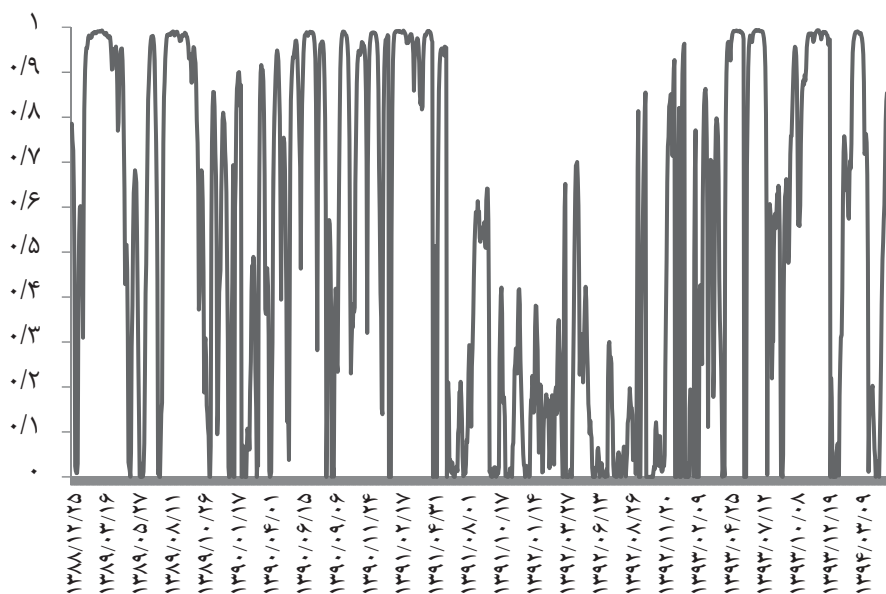
1- Regime Classification Measure (RCM)

2- Ang and Bekaert

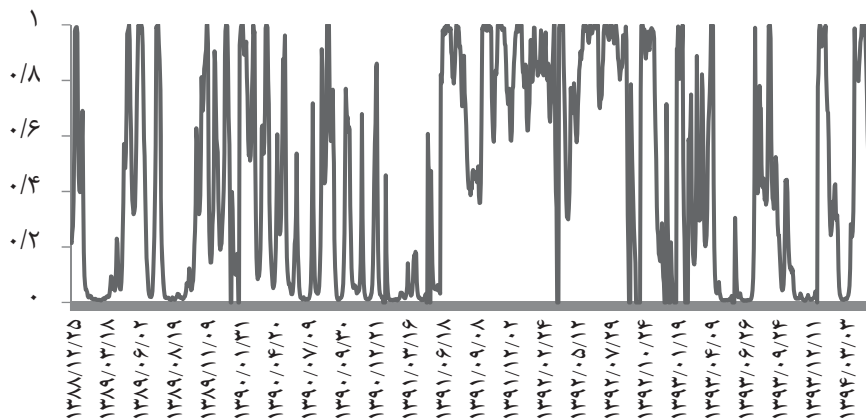
3- Chan et al.



نمودار ۱- بازده روزانه شاخص قیمت و بازده نقدی

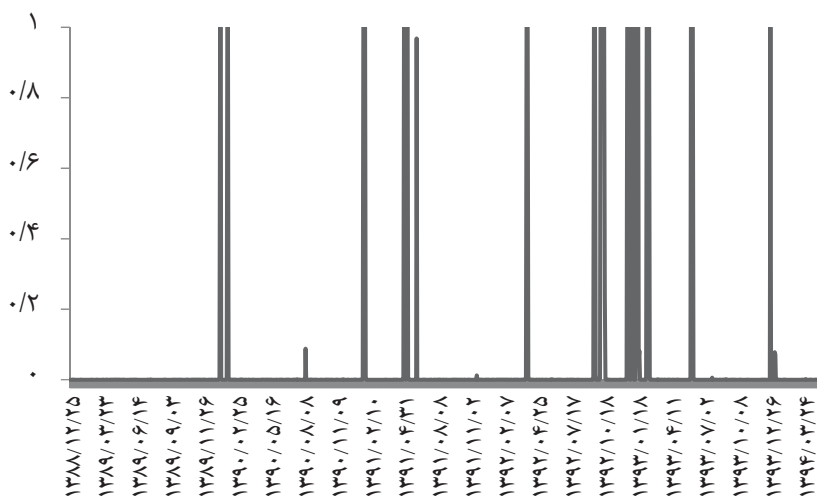


نمودار ۲- احتمال بودن در وضعیت ۱ یا واریانس پایین مؤلفه موقتی تخمین زده شده در مدل



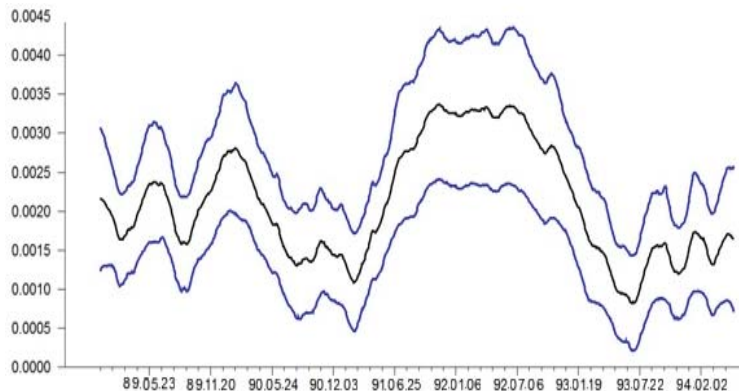
نمودار ۳- احتمال بودن در وضعیت ۲ یا واریانس متوسط مؤلفه موقتی

تخمین زده شده در مدل



نمودار ۴- احتمال بودن در وضعیت ۳ یا واریانس بالای مؤلفه موقتی

تخمین زده شده در مدل



نمودار ۵- مؤلفه دائمی تخمین زده شده در مدل با فاصله اطمینان ۹۵ درصدی

نمودار شماره ۱، داده‌های واقعی یا همان بازده‌های روزانه شاخص کل قیمت و بازده نقدی بورس اوراق بهادار را نشان می‌دهد که از تفاضل لگاریتمی بازده کل شاخص سهام به دست آمده است. نمودارهای شماره ۲، ۳ و ۴، به ترتیب مقادیر مربوط به احتمال بودن واریانس مؤلفه موقتی تخمین زده شده مدل در وضعیت واریانس پایین، متوسط و بالا (یا وضعیت‌های ۱، ۲ و ۳ برای مؤلفه موقتی) را نشان می‌دهند. نمودار شماره ۵، مقادیر مؤلفه دائمی (یا همان ارزش ذاتی سهام) بازده سهام تخمینی را که دارای فرآیند گام تصادفی با فواصل اطمینان ۹۵ درصدی است، نمایش می‌دهد.

مؤلفه دائمی همان ارزش ذاتی سهام را نشان می‌دهد و ارزش ذاتی سهام همان ارزش واقعی سهام یا شرکت بوده که براساس لحاظ تمام ابعاد بنیادین آن است. اگر ارزش ذاتی سهامی بالاتر از ارزش بازاری آن باشد، سرمایه‌گذاران اقدام به خرید و اگر ارزش ذاتی پایین‌تر از ارزش بازاری سهام باشد، سرمایه‌گذاران اقدام به فروش سهام می‌کنند. بنابراین، دانستن و محاسبه ارزش ذاتی سهام برای سرمایه‌گذاران بسیار مهم است. روش تعیین جریانات نقدی آتی سهام از جمله روش‌های متداول بورس‌های دنیا برای محاسبه ارزش ذاتی سهام است. در این روش، هم در محاسبه جریانات نقدی آتی و هم در نرخ تنزیل با نااطمینانی‌های بسیاری مواجه هستیم، اما در این مطالعه، می‌توان با استفاده از مدل ارائه شده

ارزش ذاتی سهام را بدون نااطمینانی درباره جریان نقدی آتی سهام و همچنین نرخ تنزیل مناسب محاسبه کرد. سرمایه گذاران می توانند بر مبنای ارزش ذاتی، برای خرید و فروش سهام خود تصمیم بگیرند. با توجه به مقادیر احتمال می توان دیرش مورد انتظار^۱ برای هر رژیم را محاسبه کرد. دیرش مورد انتظار بودن در وضعیت ۱ (یا واریانس پایین) $\frac{1}{1-p_{11}} \approx 13$ روز، دیرش مورد انتظار برای وضعیت ۲ (یا واریانس متوسط) $\frac{1}{1-p_{22}} \approx 11$ روز و برای وضعیت ۳ (یا واریانس بالا) $\frac{1}{1-p_{33}} \approx 4$ روز است. دیرش های مورد انتظار متفاوتی برای هر سه وضعیت ملاحظه می شود. دیرش وضعیت یک (یا واریانس پایین) طولانی تر از دیرش دو وضعیت دیگر است. واریانس های رژیم ۳، مطابق انتظار، کم عمر هستند و به سرعت به سطح نرمال خود بازمی گردند. در واقع، واریانس می تواند به عنوان شاخصی از ریسک در نظر گرفته شود؛ سرمایه گذاران برای توجیه سرمایه گذاری خود، باید در ریسک های بالاتر بازده های بالاتری را تقاضا کنند. همان طور که نتایج نشان می دهد، طول عمر وضعیت ۳ (ریسک بالا) تنها چهار روز است و سرمایه گذاران ریسک گریز باید این واقعیت را در استراتژی سرمایه گذاری خود در نظر بگیرند. به عبارت دیگر، بهتر است سرمایه گذاران استراتژی «خرید و نگهداری^۲» را به جای استراتژی «دنبال کردن باد^۳» به کار برند. بازده قیمت دارایی ها تحت تأثیر نوسانات و رخداد های دنیای واقعی قرار می گیرد؛ برای نمونه، بازده قیمت دارایی ها ممکن است تحت تأثیر بحران های مالی، سیاست های خارجی و روابط با کشورها، سیاست های پولی و مالی دولت، انتخابات و نوسانات و تکان ها در سایر بازارها مانند بازار نفت، طلا، ارز و مسکن باشد. در اسفند ۱۳۸۸ و فروردین ۱۳۸۹ ارزش شاخص کل برای نخستین بار به حداکثر میزان خود رسید. در این دوره، روند مؤلفه دائمی افزایشی است و همزمان واریانس وضعیت ۱ احتمالی نزدیک به یک دارد. بازده های بالاتر سهام در اوایل سال ۱۳۸۹ به اثر ژانویه و احتمال نزدیک به یک برای وضعیت ۱ به وجود اثر اهرمی^۴ اشاره می کند. از اواسط سال ۱۳۸۹

1- Expected Duration

2- Buy and Hold

3- Chasing the Wind

۴- اثر اهرمی یا Leverage Effect به این مفهوم است که کاهش قیمت سهام به افزایش بعدی نوسانات منجر

می شود، در صورتی که افزایش قیمت سهام به همان میزان باعث افزایش نوسانات به اندازه قبل نخواهد شد.

تا اوایل سال ۱۳۹۰ ارزش ذاتی (مؤلفه دایمی) روندی افزایشی و ریسک (واریانس) در سطح پایینی قرار دارد (احتمال بودن در واریانس وضعیت ۱ نزدیک به یک است). از اوایل سال ۱۳۹۰ تا یک سال آینده، روند کاهشی در ارزش بنیادی سهام مشاهده می‌شود؛ مقادیر احتمال واریانس‌های مؤلفه موقتی بین وضعیت ۱ و ۲ دارای نوسانات بالایی هستند. علت آن ممکن است به رونق سایر بازارهای رقیب مربوط باشد؛ در این دوره، بازارهای مسکن، ارز و طلا بازده‌های بالایی دارند و سرمایه را از بازار سهام به سمت فرصت‌های جذاب‌تر رهنمون می‌کنند. از سه‌ماهه دوم سال ۱۳۹۱ تا اواخر پاییز ۱۳۹۱، ارزش بنیادی روندی افزایشی را دنبال می‌کند و از سه‌ماهه آخر سال ۱۳۹۱ تا اواسط سال ۱۳۹۲، مؤلفه دایمی روندی باثبات دارد، اما احتمال بودن در وضعیت‌های ۲ و ۳ (واریانس‌های متوسط و بالا) در این دوران نزدیک به یک است. با افزایش نوسانات نرخ ارز و نگرانی‌ها در خصوص رشد بازارهای موازی بازار سهام نتوانست رشد قابل توجهی در این دوره داشته باشد؛ همچنین با نزدیک شدن به انتخابات ریاست‌جمهوری (۲۴ خرداد ۱۳۹۲)، به‌عنوان محرکی منفی، سرمایه‌گذاران و فعالان بورس با تردید و نااطمینانی در این بازار فعالیت داشتند. از اواخر سال ۱۳۹۲ تا اواسط سال ۱۳۹۳ کاهش سریعی در روند ارزش بنیادی سهام مشاهده می‌شود و همچنین تعداد احتمالات نزدیک به یک برای وضعیت ۳ بالاست. در این دوران، گزارش‌های بورس اوراق بهادار تهران نیز حاکی از سقوط بی‌سابقه فعالیت بورس در ۵ ساله اخیر هستند. این افت بی‌سابقه و وجود شرایط دل‌سردکننده برای سرمایه‌گذاران، ممکن است مربوط به چندین علت باشد: مذاکرات هسته‌ای و فضای روانی حاکم ناشی از اخبار رسیده از وین، فاز دوم هدف‌مندی‌سازی یارانه‌ها، پیش‌بینی افزایش تورم و همچنین افزایش نرخ بهره بانکی در اواخر سال ۱۳۹۲ (بین ۲۷ تا ۲۸ درصد). این واقعیت، دوباره، به وجود اثر اهرمی در بورس اوراق بهادار تهران اشاره می‌کند. با بررسی روند کلی ارزش بنیادی سهام، اثر ژانویه در کل دوره مورد مطالعه، به‌جز فروردین ۱۳۹۳، مشاهده می‌شود.

۷- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

به‌طور معمول در تجزیه بازده سهام به مؤلفه‌های دایمی و موقتی، مؤلفه دایمی، با یک فرآیند گام

تصادفی و مؤلفه موقتی، با یک فرآیند خودرگرسیون پایدار تعریف می‌شوند. اگر بازده سهام فرآیند گام تصادفی را دنبال کند، بازده سهام غیرقابل پیش‌بینی خواهد بود و اگر تنها فرآیند خودرگرسیونی وجود داشته باشد، بازده‌ها یک روند بازگشت به میانگین را نشان می‌دهند و به‌طور نسبی قابل پیش‌بینی خواهند بود، اما در دنیای واقعی، این دو حالت حدی وجود ندارد و بازده‌های سهام ترکیبی از هر دو فرآیند هستند. بنابراین، شناسایی و تفکیک هر یک از این فرآیندها کاری درخور توجه است. ممکن است در دوره‌ای فرآیند گام تصادفی و در دوره‌ای دیگر، فرآیند خودرگرسیونی بر داده‌ها مسلط باشد. بازده دارایی‌ها، به‌طور ویژه بازده سهام، تحت تأثیر نوسانات و رخدادهای دنیای واقعی و سایر بازارها قرار می‌گیرد؛ برای مثال، بحران‌های مالی، سیاست‌های خارجی و روابط با سایر کشورها، سیاست‌های پولی و مالی دولت، انتخابات، نوسانات قیمت نفت، مسکن، ارز و طلا، همگی ممکن است بر بازده‌های سهام تأثیر گذار باشند. پرسشی که ممکن است مطرح شود، این است که تغییرات مشاهده شده در بازده سهام ناشی از تغییرات ارزش بنیادی است یا ارزش موقتی سهام؟ از سوی دیگر، هر مؤلفه ممکن است نه تنها تحت تأثیر این نوسانات قرار گیرد، بلکه خود این نوسانات نیز می‌توانند در یک طبقه‌بندی دیگر قرار گیرند و به رژیم‌هایی با نوسانات بالا، متوسط و پایین طبقه‌بندی شوند. در این پژوهش، با استفاده از مدل مدهای گذرا، بازده سهام به دو مؤلفه دائمی و موقتی تجزیه می‌شود. مؤلفه موقتی دارای ناهمسانی واریانس از نوع انتقال مارکوفی با ۳ وضعیت است. مقدار کمتر از ۵۰ برای معیار RCM نشان می‌دهد، طبقه‌بندی رژیم‌ها به‌خوبی صورت گرفته است. در مؤلفه موقتی، در هر دوره، حدود ۴۰ درصد مقادیر جاری توسط مقادیر دو دوره گذشته تعریف می‌شوند. مطابق انتظار، دیرش واریانس وضعیت ۱ با ۱۳ روز بیشترین و دیرش واریانس وضعیت ۳ با ۴ روز کمترین مقدار را دارند، به این معنا که نوسانات بالا به‌سرعت به سطح نرمال خود بازمی‌گردند و به سرمایه‌گذاران استراتژی خرید و نگهداری پیشنهاد می‌شود. در تجزیه و تحلیل نتایج، اثر ژانویه در تمام ماه‌های ابتدایی دوره مورد مطالعه، به‌جز سال ۱۳۹۳، مشاهده می‌شود؛ همچنین اثر اهرمی در این ماه‌ها نیز مشهود است. در سال ۱۳۹۲ تعداد احتمالات با مقادیر یک برای وضعیت سه (واریانس بالا) بسیار زیاد است، اگرچه ارزش دائمی در این دوره از ثبات نسبی برخوردار است.

منابع

- سلیمانی، سیروس، علی فلاحتی و علیرضا رستمی (۱۳۹۵)، «اجزای موقت و دائمی بازدهی سهام: کاربردی از مدل فضاحالت با واریانس ناهمسانی راه‌گزینی مارکف»، *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۲۵، پاییز، صص ۶۹-۹۰.
- نجم‌زاده، رضا، بهرام سبحانی و سیروس سلیمانی (۱۳۹۲)، «بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت: کاربردی از مدل‌های فضاحالت با واریانس ناهمسانی راه‌گزینی مارکف»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال هجدهم، شماره ۵۴، بهار، صص ۱-۲۵.
- Ang, A., & Bekaert, G. (2002). Regime switches in interest rates. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(2), 163-182.
- Camerer, C. (1989). Bubbles and fads in asset prices. *Journal of Economic Surveys*, 3(1), 3-41.
- Carter, C. K., & Kohn, R. (1994). On Gibbs sampling for state space models. *Biometrika*, 81(3), 541-553.
- Chan, K. F., Treepongkaruna, S., Brooks, R., & Gray, S. (2011). Asset market linkages: Evidence from financial, commodity and real estate assets. *Journal of Banking & Finance*, 35(6), 1415-1426.
- Chen, S. W., & Shen, C. H. (2012). Examining the stochastic behavior of REIT returns: evidence from the regime switching approach. *Economic Modelling*, 29(2), 291-298.
- Engel, R., and Kim, Ch. (1996), The long-run US/UK real exchange rate , *Journal of Money, Credit and Banking*, 31(3), 335-356.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1988). Permanent and temporary components of stock prices. *Journal of political Economy*, 96(2), 246-273.
- Fama, E. F., Fisher, L., Jensen, M. C., & Roll, R. (1969). The adjustment of stock prices to new information. *International economic review*, 10(1), 1-21.
- Hamilton, J. D., & Susmel, R. (1994). Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime. *Journal of econometrics*, 64(1-2), 307-333.
- Hammoudeh, S., & Choi, K. (2007). Characteristics of permanent and transitory returns in oil-sensitive emerging stock markets: The case

- of GCC countries. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 17(3), 231-245.
- Kim, C. J., & Kim, M. J. (1996). Transient fads and the crash of '87. *Journal of Applied Econometrics*, 11(1), 41-58.
- Kim, C. J., & Nelson, C. R. (1998). Testing for mean reversion in heteroskedastic data II: Autoregression tests based on Gibbs-sampling-augmented randomization1. *Journal of Empirical Finance*, 5(4), 385-396.
- Lamoureux, C. G., & Lastrapes, W. D. (1990). Heteroskedasticity in stock return data: Volume versus GARCH effects. *The journal of finance*, 45(1), 221-229.
- Lastrapes, W. D. (1989). Exchange rate volatility and US monetary policy: an ARCH application. *Journal of Money, Credit and Banking*, 21(1), 66-77.
- LeRoy, S. F., & Porter, R. D. (1981). The present-value relation: Tests based on implied variance bounds. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 49(3), 555-574.
- Poterba, J. M., & Summers, L. H. (1988). Mean reversion in stock prices: Evidence and implications. *Journal of financial economics*, 22(1), 27-59.
- Shiller, R. (1981). Do Stock Prices Move too Much to Be Justified by Subsequent Changes in Dividends?. *The American Economic Review*, 71(3), 421-436.
- Shiller, R. (1984). Stock prices and social dynamics. *Brookings papers on Economic Activity*, 2, 457-498.
- Summers, L. H. (1986). Does the stock market rationally reflect fundamental values?. *The Journal of Finance*, 41(3), 591-601.
- West, K. D. (1988). Bubbles, fads and stock price volatility tests: a partial evaluation. *The Journal of Finance*, 43(3), 639-656.