[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.1.5]
[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.69]

اجزاء موقت و دائمی بازدهی سهام: کاربردی از مدل‌های فضا– حالت با واریانس ناهمسانی راه گزینی مارکف

سیروس سلیمانی[1]، علی فلاحتی[2]، علیرضا رستمی[3]

تاریخ دریافت: ۹٤/۰۲/۱۰ تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۸/۲٦

چکیده

در این مقاله رفتار بازدهی کل سهام با استفاده از مدل ناهمسانی واریانس راه گزینی مارکف (MRSH) در قالب یک مدل فضا–حالت مورد بررسی قرار گرفته است. این مدل تغییرات رژیمی داده‌ها را در نظر می‌گیرد و این امکان را فراهم می‌کند که اجزاء موقت و دائمی بازدهی سهام را از هم تفکیک نماییم. در این مطالعه از داده‌های ماهانه کل بازدهی سهام بازار بورس اوراق بهادار تهران از تیر ماه ۱۳۷۹ تا مهر ماه ۱۳۹۲ استفاده شده است. نتایج این مطالعه، نشان می‌دهد که استمرار رژیم واریانس بالا برای جزء دائمی ماهیتی کوتاه مدت دارد و به سرعت به سطح طبیعی بازگشت می‌نماید ولی برای جزء موقتی این موضوع برعکس می‌باشد، در جزء دائمی بازدهی سهام حالت واریانس پایین در طول دوره مورد بررسی حاکم می‌باشد ولی برای جزء موقتی حالت واریانس بالا صادق می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: نوسانات بازدهی سهام، اجزاء موقت و دائمی، راه گزینی مارکف، مدل فضا–حالت، احتمالات انتقال رژیم.

طبقه بندی JEL: G10: G14: G17

[1]. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه رازی، (نویسنده مسئول) solaymanisirous@gmail.com

[2]. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه رازی Alifalahati@yahoo.com

[3] دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه رازی Arrostami2020@gmail.com

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.1.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.69]

۱. مقدمه

فاد[1] یا هجوم سفته‌بازی پدیده‌ای کوتاه مدت است که بازار سهام جهانی را تحت تأثیر قرار می‌دهد مانند سقوط اکتبر ۱۹۹۷ بازار سهام آمریکا و سقوط ۱۹۸۲ بازار سهام کویت. در این سقوط‌ها بازار کاهش‌های شدید و نوسانات بسیار زیادی را در قیمت سهام تجربه می‌کند (دی لانگ و همکاران[2]؛ ۱۹۹۰). گرچه نوسانات فاد به سرعت به سطح طبیعی بازگشت می‌کند اما این نوسانات کوتاه مدت می‌تواند موجب خساراتی بزرگ در ثروت و رفاه جامعه شود. علاوه بر این افزایش ریسک موجب افزایش هزینه سرمایه می‌شود و ممکن است باعث کندی رشد اقتصادی شود. بنابراین در نظر گرفتن متغیرهای اقتصادی مانند بازدهی سهام بر حسب اجزاء موقتی و دائمی و تأثیر جداگانه‌ای که هر یک از این اجزاء بر بازدهی سهام دارند موضوع مهمی در مسائل مالی و اقتصادی می‌باشد

دیدگاه‌های زیادی در ادبیات اقتصادی پیشنهاد تجزیه سری‌های زمانی اقتصادی تک متغیره به اجزاء موقتی و دائم را داده‌اند. نلسون و پلاسیر[3] (۱۹۸۲) از توابع خود همبستگی یک مدل که شامل اجزاء موقتی و دائمی بود برای دستیابی به اندازه نسبی هر جزء استفاده کردند. محققان همچنین مدل‌های با اجزاء مشاهده نشده را برای تجزیه اجزاء تولید ناخالص ملی به دو جزء موقتی و دائم به کار بردند. به عنوان مثال می‌توان کارهای واتسون[4] (۱۹۸۶) و کلارک[5] (۱۹۸۷) را بیان کرد. کمپبل و منکیو[6] (۱۹۸۷) از مدل‌های ARMA برای بررسی تأثیر شوک‌ها بر پیش‌بینی‌های بلندمدت استفاده کرده‌اند این موضوع آن‌ها را قادر ساخت تا بر اساس اهمیت این دو جزء در نتیجه‌گیری‌های خود استفاده کنند.

گروهی دیگر از محققان بر موضوع بازگشت به میانگین تمرکز کرده‌اند. فاما و فرنچ[7] (۱۹۸۸) یک آزمون اتورگرسیو را در تحلیل بازگشت به میانگین به کار بردند و نشان دادند که قیمت سهام در کشور آمریکا یک جزء بازگشت به میانگین موقتی همراه با یک

1. Fad
2. De Long et al
3. Nelson and Plosser
4. Watson
5. Clark Clark
6. Campbell and Mankiw
7. Fama and French

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.1.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.69]

جزء دائمی دارد. پورتیبرا و سامیرز[1] (۱۹۸۸)، لو و ماکینالی[2] (۱۹۸۸)، کیم، نلسون و استارتز[3] (۱۹۹۱) روش نسبت واریانس کوکران[4] (۱۹۸۸) را برای بررسی بازگشت به میانگین در قیمت‌های سهام به کار بردند. مطالعات آن‌ها نتایج مختلفی در بررسی موضوع بازگشت به میانگین را نشان دادند.

روش‌های تجزیه دیگر مثل استفاده از مدل‌های پیش‌بینی تفاضل مرتبه اول سری‌های زمانی به وسیله محققان دیگری مثل بیوریدگی[5] و نلسون (۱۹۸۱) به‌کاربرده شده است که یک روش مناسب برای تخمین عناصر موقتی و دائم سری‌های زمانی است. مورلی[6] نشان داد که کاربرد این استراتژی به دلیل نیاز به تخمین جمع‌های نامحدود تا حدی مشکل می‌باشند. وی سپس یک روش جایگزین را با استفاده از مدل‌های فضا–حالت پیشنهاد داد. مدلی که در ارتباط با مدل‌سازی عناصر غیرقابل مشاهده است و بسیار راحت‌تر می‌باشد.

کیم و کیم (۱۹۹۶) و کیم و نلسون (۱۹۹۹) با استفاده از مدل‌های واریانس ناهمسانی راه گزینی مارکف در قالب مدل‌های فضا–حالت اهمیت تجزیه اجزاء موقتی و دائمی بازدهی سهام را نشان دادند. مدل آن‌ها پویایی کوتاه مدت را نیز در نظر می‌گیرد به طوری که مدل‌های دیگر مانند آزمون اتورگرسیو فاما و فرنچ (۱۹۸۸) و مدل‌های با اجزاء غیرقابل مشاهده متعارف واتسون (۱۹۸۶) و کلارک (۱۹۸۷) از چنین ویژگی‌ای برخوردار نیستند. در این مقاله ما مدل کیم و کیم (۱۹۹۶) را برای تجزیه اجزاء موقتی و دائمی و تحلیل تغییرات بازدهی سهام ایران را به کار می‌بریم. این مدل ما را قادر می‌سازد تا با استفاده از مدل‌های فضا–حالت اجزاء موقتی و دائمی شوک‌های وارده بر بازدهی سهام را از هم تفکیک نماییم و تأثیرات جداگانه آن‌ها را بررسی کنیم.

در سال‌های اخیر مطالعات تجربی زیادی درباره تغییرات رفتاری یا شکست‌های ساختاری در نوسانات بازار سهام انجام شده است. در حقیقت، قیمت‌های سهام در

1. Porterba and Summers
2. Lo and MacKinlay
3. Kim, Nelson and Startz
4. Cochrane
5. Beveridge
6. Morley

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.1.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.69]

دوره‌های مختلفی به نظر می‌رسد که تغییرات چشمگیری را در رفتار خود تجربه کرده است. افزایش قیمت نفت خام در سال‌های ۱۹۷۴-۱۹۳، سقوط بازار سهام در سال ۱۹۸۷، حمله عراق به کویت در اواخر ۱۹۹۰، بحران پولی در کشورهای آسیای شرقی، رویدادهای ۱۱ سپتامبر، افزایش اخیر قیمت نفت در سال‌های ۲۰۰۸-۲۰۰۷، و دو بحران مالی اخیر در ۲۰۰۷ و ۲۰۰۸ نمونه‌هایی از این تجربیات است. همه این رویدادها فرآیند پویایی سری‌های زمانی مالی را تغییر می‌دهند و دلالتی بر استفاده از مدل‌های تغییر رژیم برای بررسی رفتار این سری‌های زمانی است.

از جمله مزیت‌های مدل‌های فضا-حالت با واریانس ناهمسانی راه گزینی مارکف این است که بر خلاف مدل‌هایی ARCH و GARCH (که اکثراً مورد استفاده قرار می‌گیرند) که در آن‌ها واریانس غیرشرطی ثابت است در این مدل‌ها واریانس غیرشرطی با توجه به حالتی که اقتصاد در آن قرار دارد تغییر می‌کند و دیگر ثابت نیست. در حالت عمومی این روش دارای سه برتری کلی نسبت به روش‌های ARCH و GARCH می‌باشد.

۱- این مدل‌ها بازدهی سهام را بر اساس واریانس‌های غیرشرطی و با توجه به اثرات ناشی از شوک‌های پیش‌بینی نشده منبعث از انتقال رژیم محاسبه می‌کند.

۲- اجزاء بازدهی سهام را به دو جزء دائم و موقت تفکیک می‌کند و تأثیر آن‌ها بر واریانس بازدهی سهام را به صورت مجزا نشان می‌دهد.

تأثیر شکست‌های ساختاری و تغییرات رژیم را اعمال می‌نماید (بهار و هامری[1]، ۲۰۰۴).

مدل‌های راه گزینی مارکف بر خلاف روش‌های گذشته توانایی لحاظ کردن شکست‌های ساختاری، تغییرات رژیم و تفکیک شوک‌های دائمی و موقتی را دارا می‌باشند (ساسمل[2]، ۱۹۹۸). این مدل‌ها در فرآیند بررسی تغییرات رژیم به نحوی عمل می‌کنند که گویی مقادیر داده‌های اقتصادی تغییر یافته‌اند. به عنوان مثال می‌توان به تغییرات دوره‌ای تولید ملی از رونق به رکود و بالعکس و تفاوت دینامیکی این دو رژیم اشاره کرد

1. Bhar and Hamori
2. Sasmel

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.1.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.69]

(کیم و نلسون[1]، ۱۹۹۳). از مهم‌ترین مزیت این مدل‌ها می‌توان به توانایی آن‌ها در مدل‌سازی روابط غیرخطی اشاره نمود.

۲. پیشینه تحقیق

ایده تجزیه نوسانات بازدهی سهام در ادبیات مالی و اقتصادی گسترش زیادی یافته است. مطالعه تاوچن[2] (۲۰۰۴) نشان داد که نوسانات بازار سهام از یک ساختار دو عاملی پیروی می‌کند یک جزء آن به آرامی تغییر می‌یابد و نوسانات کمتری دارد و تغییرات جزء دیگر آن زیاد و به سرعت به مقدار میانگین بازگشت می‌کند. فریدمن و لابسون[3] (۱۹۸۹) یک مطالعه تجربی برای حمایت از وجود دو جزء دائمی و موقت بازدهی سهام را انجام دادند. انگل و لی[4] (۱۹۹۳) با ارائه یک مدل Component-GARCH واریانس شرطی را به دو جزء موقتی و دائمی تجزیه کردند. در این مدل جزء موقتی و دائمی به ترتیب نشان دهنده اثر شوک‌های کوتاه مدت و بلندمدت هستند

تجزیه نوسانات بازدهی سهام به اجزاء موقتی و دائمی می‌تواند منجر به مطالعه عوامل و منابع ایجاد کننده آن‌ها شود. پارک و همکاران[5] (۲۰۰۷) نشان دادند که اطلاعاتی که تمام بازار را تحت تأثیر قرار می‌دهد به طور پیوسته و ثابت در جزء دائمی واریانس شرطی منعکس می‌شود. این اطلاعات در درجه اول مربوط به متغیرهای اساسی اقتصاد کلان و وابسته به سهام تشکیل دهنده در بازار است. از سوی دیگر، جزء موقتی واریانس شرطی به طور عمده از اختلالات در معاملات معامله‌گران یا اختلالات بازار بر اساس تأثیرات اقتصاد خرد ساختار بازار مالی نشئت می‌گیرد. فریدمن و لابسون (۱۹۸۹) و ماهیو و مک کوردی[6] (۲۰۰۴) نشان دادند که تغییر شدید در بازار سهام باعث تغییر در جزء موقتی واریانس شرطی می‌شود.

1. Kim and Nelson
2. Tauchen
3. Friedman and Laibson
4. Engle and Lee
5. Park et al
6. Maheu and McCurdy

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.1.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.69]

ضمن وجود مطالعاتی درباره وجود جزء موقتی و دائمی در نوسانات بازدهی سهام، مطالعاتی نیز درباره عوامل که ممکن است موجب جزء موقتی نوسانات بازدهی سهام شوند وجود دارد. اندرسون و بولیرسلیو[1] (۱۹۹۷) نشان دادند که اثرات کوتاه مدت عموماً در مقایسه با اجزاء بازدهی سهامی که اطلاعاتی در خصوص تغییر در نوسانات بلندمدت را مهیا می‌کند بزرگ‌تر است. آن‌ها اثبات کردند که فرآیند نوسانات کل ممکن است به واسطه پیدایش ترکیب تعداد زیادی از اطلاعات کوتاه مدت ناهمگن نشان دهنده ویژگی‌های حافظه بلندمدت نوسانات باشد. مولر و دیگران[2] (۱۹۹۷) بیان می‌کنند که واکنش کوتاه مدت سوداگران به نوسانات جزء موقتی با افزایش فعالیت سوداگری موجب افزایش نوسانات کل می‌شود. لایسنفیلد[3] (۲۰۰۱) نشان داد که تعداد اطلاعاتی که به بازار وارد می‌شوند و حساسیت به اخبار جدید عامل مهمی برای توضیح نوسانات تغییرات قیمت سهام است. وی نشان داد که نوسانات کوتاه مدت در ابتدا به وسیله فرآیند رسیدن اطلاعات تحت تأثیر قرار می‌گیرد و نوسانات بلندمدت به وسیله حساسیت به اطلاعات جدید تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

کیم و کیم (۱۹۹۶) با استفاده از داده‌های ماهانه شاخص S&P500 برای دوره ۱۹۵۲:۱ تا ۱۹۹۲:۱۲ اهمیت نسبی اجزاء دائمی و موقتی بازدهی سهام را مورد بررسی قرار داد. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که در طول دوره مورد بررسی تنها دو مورد از جزء موقتی بازدهی سهام از لحاظ آماری معناداری زیادی دارد، یکی مربوطه به شوک نفتیOPEC و دیگری مربوطه به سقوط بازار سهام در سال ۱۹۸۷ است. نتیجه‌ای که آن‌ها می‌گیرند این است که اگر قیمت سهام دارای جزء موقتی باشد این جزء حالتی کاملاً گذرا دارد. بهار و هاموری (۲۰۰۴) برای کشورهای G-7، هامودہ و چوی[4] (۲۰۰۷) برای کشورهای GCC[5] و چن و شن[6] (۲۰۱۲) برای کشور تایوان مدل اقتصادسنجی کیم و کیم (۱۹۹۶) را استفاده

1. Anderson and Bollerslev
2. Muller et al
3. Lisenfeld
4. Hammoudeh and Choi
5. Gulf Co-operation Council
6. Chen and Shen

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.1.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.69]

کرده‌اند. مهم‌ترین نتیجه‌ای که این مطالعات نشان می‌دهند این است که اولاً استفاده از این مدل در این مطالعات نه تنها معتبر می‌باشد بلکه در مقایسه با مدل‌های دیگر قدرت توضیح دهندگی بیشتری را دارد. ثانیاً جز در مواردی برای اکثر کشورها واریانس جزء موقتی در مقایسه با واریانس جزء دائمی کوچک‌تر می‌باشد و نهایتاً وجود تغییرات رژیمی در همه کشورها مشاهده می‌شود.

شادکام (۱۳۸۰) در پایان‌نامه خود فرضیه وجود خاصیت بازگشت به میانگین را از طریق روش‌های نسبت واریانس، دیکی فولر افزوده، فیلیپس پرون و نقطه شکست ساختاری و نیز روش رگرسیون لگاریتم پریودگرام برای بازار بورس ۱۴ کشور در حال توسعه از جمله ایران، در دوره زمانی ۱۹۸۸ تا ۲۰۰ آزمون کرده است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که سری زمانی بازده بورس کشورهای در حال توسعه به صورت فرآیند گام تصادفی نیست و از فرآیند بازگشت به میانگین پیروی می‌کند (فدایی نژاد و پیشداد؛ ۱۳۸۸).

تهرانی و همکاران (۱۳۸۷) وجود پدیده بازگشت به میانگین در بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار دادند. به این منظور با استفاده از آزمون نسبت واریانس، بازگشت به میانگین در سه شاخص قیمت، بازده نقدی و قیمت و شاخص پنجاه شرکت فعال‌تر در دوره زمانی متفاوت مورد بررسی قرار گرفت. نتایج مطالعه آن‌ها وجود بازگشت به میانگین را در دو شاخص قیمت و شاخص بازده نقدی و قیمت در بیشتر دوره‌های زمانی تأیید می‌نامید؛ اما شاخص پنجاه شرکت فعال‌تر در دوره زمانی ۸۷-۸۴ و در بیشتر فواصل زمانی از فرآیند گام تصادفی پیروی کرده است.

فتاحی و همکاران (۱۳۹۱) به منظور بررسی فرضیه گام تصادفی در بورس اوراق بهادار تهران از آزمون نسبت واریانس یگتنه لو و مکینل (LOMAC)، چندگانه چاو و دنینگ (CD)، ریچارد و اسمیت، بلیر-فرنچ و کانتریراس و بوت استرپ کیم بهره گرفته‌اند. در این مطالعه از چهار شاخص قیمتی تیپکس (TEDPIX)، صنعت، مالی، قیمت و بازده نقدی (TEPIX) در فاصله ابتدای ۱۳۸۶ تا انتهای ۱۳۸۹ به صورت روزانه استفاده شده است.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.1.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.69]

نتایج حاکی از رد گام تصادفی و در نتیجه عدم کارایی بازار بود. بخشی از نتایج این مطالعه همچنین حاکی از رفتار بازگشت به میانگین در شاخص قیمت و بازده نقدی بود.

۳. روش اقتصادسنجی

۳-۱. مدل‌های فضا-حالت

خاستگاه اولیه مدل‌های فضا-حالت در رشته‌های مهندسی، به ویژه مهندسی کنترل و مسائل مربوط به ناوبری است. این مدل‌ها نوعاً با مدل‌های سری‌های زمانی پویایی سر و کار دارند که شامل متغیرهای مشاهده نشده است. فضا-حالت کاربردهای وسیعی در اقتصادسنجی دارد، زیرا نظریه‌های اقتصادی اغلب شامل متغیرهای مشاهده نشده مانند انتظارات عقلایی[۱]، خطاهای اندازه‌گیری[۲]، مشاهدات از دست رفته[۳]، درآمد دائمی، اجزاء غیر قابل مشاهده (در دوره‌ها و روندها) و ... است. انگل و واستون[۴] (۱۹۸۱) برای مدل‌سازی رفتار نرخ‌های دستمزد، گاربراد و واکتل[۵] (۱۹۸۷) و آنتوکیک[۶] (۱۹۸۶) برای مدل‌سازی رفتار نرخ‌های بهره واقعی پیش‌بینی شده[۷]؛ بورمیستر و وال[۸] (۱۹۸۲) و بورمیستر، وال و همیلتون[۹] (۱۹۸۶) برای تخمین تورم انتظاری و کیم و نلسون[۱۰] (۱۹۸۹) برای مدل‌سازی کردن تابع عکس‌العمل پولی بانک مرکزی از مدل‌های فضا-حالت استفاده کرده‌اند. جهت مطالعه بیشتر می‌توانید به مقاله انگل و واستون (۱۹۸۷)، هاروی[۱۱] (۱۹۸۵،۱۹۸۹،۱۹۹۰) و همیلتون (۱۹۹۴) نگاه کنید. به طور کلی در تصریح مدل‌ها در فضا-حالت دو مزیت عمده وجود دارد. اولاً، در این روش قابلیت تخمین متغیرهای

1.Rational Expectation
2. Measurement Errors
3 .Missing Observations
4. Engle and Watson
5. Garbade and Wachtel
6. Antoncic
7. Ex Ante Real Interest Rates
8. Burmeister and Wall
9. Hamilton
10. Kim and Nelson
11. Harvey

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.1.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.69]

مشاهده نشده، در کنار سایر متغیرها وجود دارد. ثانیاً، در این حالت امکان تخمین متغیرهای مذکور به روش فیلترکالمن[1] که یک روش قوی به روز شونده می‌باشد، میسر است.

مدل‌های فضا–حالت شامل دو معادله است: یکی معادله حالت[2] (بعضی وقت‌ها معادله انتقال[3] نیز نامیده می‌شود) و دیگری معادله اندازه‌گیری[4]. معادله اندازه‌گیری، معادله‌ای است که ارتباط بین متغیرهای مشاهده شده (داده) و متغیرهای مشاهده نشده را توصیف می‌کند و معادله حالت پویای متغیرهای حالت را نشان می‌دهد. مجموع این دو معادله همان مدل فضا–حالت نامیده می‌شود. مدل فضا–حالت زیر را در نظر بگیرید:

معادله اندازه‌گیری $$y_t = H_t\beta_t + Az_t + e_t$$

معادله حالت $$\beta_t = \tilde{\mu} + F\beta_{t-1} + \upsilon_t$$

$$e_t \sim i.i.d.\, N(0, R)$$
$$\upsilon_t \sim i.i.d.\, N(0, Q)$$
$$E(e_t \acute{\upsilon}_s) = 0$$

در اینجا y_t بردار $n \times 1$ متغیرهاست که در زمان t مشاهده شده، β_t بردار $k \times 1$ متغیرهای غیرقابل مشاهده، H_t ماتریسی $n \times k$ است که بردار مشاهده شده y_t را به β_t ربط می‌دهد، z_t برداری $r \times 1$ متغیرهای مشاهده شده بیرونی یا قابل پیش‌بینی است، $\tilde{\mu}$ و υ_t بردارهایی با ابعاد $k \times 1$ می‌باشند. عناصر ماتریس H_t ممکن است داده متغیرهای بیرونی و یا پارامترهای ثابت باشد. همان طور که از نام متغیر غیرقابل مشاهده (β_t) معلوم است این متغیر به صورت مستقیم قابل اندازه‌گیری نبوده و مقادیر مربوط به آن از قبل مشخص نیست. برای پی بردن به ماهیت این متغیر از مقادیر مربوط به متغیر قابل مشاهده (y_t) استفاده می‌شود. در سیستم معادلات مدل‌های فضا–حالت متغیر حالت با استفاده از

1. Kalman Filter
2. State Equation
3. Transition Equation
4. Measurement Equation

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.1.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.69]

فیلترکالمن و پارامترهای تصریح شده الگو به وسیله روش حداکثر راستنمایی[1] تخمین زده می‌شوند.

۳-۲. فیلترکالمن و تخمین β_t

فیلترکالمن، در مدل فضا-حالت به کار گرفته می‌شود. این الگوریتم یک راه حل بازگشتی[2] برای به روز شونده‌گی یا به هنگام سازی[3] سیستم توصیف شده در مدل فضا-حالت می‌باشد. این فیلتر هم در داده‌های مانا و هم در داده‌های نا مانا قابل استفاده است. این راه حل، از داده‌های موجود برای بهینه کردن داده‌های قبلی استفاده می‌کند. همچنین فیلترکالمن روشی است که در آن به جای این که از ذخیره تمام داده‌های قبلی به برای بدست آوردن داده بعدی و تصریح مدل استفاده شود، به صورت مستقیم از مدل‌های ریاضی برای تصریح مدل استفاده می‌کند. این روش به صورت هم زمان معادلات حالت و اندازه‌گیری را برای به دست آوردن حالات مشاهده نشده به صورت بهینه حل می‌کند؛ به عبارت دیگر، این روش به منظور استفاده از تمام متغیرهای مشاهده شده که شامل y_1، y_2، y_3، ... y_T می‌شوند، برای به دست آوردن حالت β_t به صورت حداقل خطا استفاده می‌کند. در صورتی که $i = T$ باشد، به این عمل فیلترینگ[4] و در صورتی که $i > T$ باشد، به این عمل پیش‌بینی[5] گفته می‌شود و بالاخره در صورتی که $i < T$ باشد، این عمل را هموارسازی[6] می‌نامند (گودرزی، ۱۳۸۷). در حقیقت در ابتدا عمل فیلترینگ انجام می‌گیرد، به طوری که از اطلاعات مربوط به هر دوره برای محاسبه متغیر مشاهده نشده در همان دوره استفاده می‌شود و سپس عمل پیش‌بینی انجام می‌گیرد که در این جا با استفاده

1. Maximum Likelihood
2. Recursive Solution
3. Updating
4. Filtering
5. Forecasting
6. Smoothing

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.1.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.69]

از داده‌های حاصل از مرحله فیلترینگ، مقادیر آینده متغیر حالت محاسبه می‌شود و در نهایت عمل هموارسازی انجام می‌گیرد، که در آن مرحله متغیر حالت با استفاده از داده‌های محاسبه شده در کل فرآیند فیلترینگ و پیش‌بینی، محاسبه می‌شود.

۳-۳. مدل‌های فضا-حالت با واریانس ناهمسانی راه گزینی مارکف

در مدل‌های MRSH پارامترهای یکی یا هردوی معادلات اندازه‌گیری و حالت می‌تواند از یک فرآیند راه گزینی مارکف پیروی کند. جهت درک این موضوع مدل فضا-حالت با راه گزینی در معادلات اندازه‌گیری و انتقال زیر را در نظر بگیرید:

$$Y_t = \mathrm{H}_{\mathrm{S}_t}\beta_t + \mathrm{A}_{\mathrm{S}_t}\mathrm{Z}_t + \mathrm{e}_t \qquad (۱)$$

$$\beta_t = \tilde{\mu}_{\mathrm{S}_t} + F_{\mathrm{S}_t}\beta_{t-1} + G_{\mathrm{S}_t}\upsilon_t \qquad (۲)$$

$$\begin{pmatrix} e_t \\ \upsilon_t \end{pmatrix} \sim N\left(0,\ \begin{pmatrix} R_{\mathrm{S}_t} & 0 \\ 0 & Q^*_{\mathrm{S}_t} \end{pmatrix}\right) \qquad (۳)$$

که در اینجا معادله اندازه‌گیری (۱) بیان کننده یک بردار $N \times 1$ سری‌های زمانی مشاهده شده به عنوان تابعی از یک بردار $J \times 1$ متغیرهای β_t غیرقابل مشاهده و یک بردار $K \times 1$ متغیرهای مستقل یا وقفه داده شده است. معادله انتقال (۲) نشان دهنده پویایی بردار حالت غیرقابل مشاهده β_t به عنوان تابعی از یک بردار $L \times 1$ از شوک‌ها (υ_t) است. در اینجا ابعاد بردارهای H_{S_t}، A_{S_t}، F_{S_t} و G_{S_t} به ترتیب برابر با $N \times J$، $N \times K$، $J \times J$ و $J \times L$.

زیرنویس‌ها در H_{S_t}، A_{S_t}، F_{S_t}، G_{S_t}، R_{S_t}، $\tilde{\mu}_{\mathrm{S}_t}$ و $Q^*_{\mathrm{S}_t}$ دلالت به این دارد که بعضی از پارامترها در این ماتریس‌ها وابسته به یک متغیر راه گزینی مارکف M حالته با مقادیر مجزا و مشاهده نشده است که دارای احتمالات انتقال معین زیر است:

$$ {}^{1}\mathrm{r} = \begin{pmatrix} \mathrm{p}_{11} & \mathrm{p}_{21} & \dots & \mathrm{p}_{\mathrm{M1}} \\ \mathrm{p}_{12} & \mathrm{p}_{22} & \dots & \mathrm{p}_{\mathrm{M2}} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathrm{p}_{1\mathrm{M}} & \mathrm{p}_{2\mathrm{M}} & \cdots & \mathrm{p}_{\mathrm{MM}} \end{pmatrix} \qquad (۴) $$

در اینجا $\mathrm{P_{ij}} = Pr[S_t = j|S_{t-1} = i]$ با $\sum_{\mathrm{J=1}}^{\mathrm{M}} \mathrm{P_{ij}} = 1$ برای همه iها است. زمانی که ماتریس $F_{\mathrm{s_t}}$ تحت حالت‌های مختلف معلوم باشد، F_m $(m = 1.2, \dots, M)$ نشان دهنده ماتریس پارامتر معین است زمانی که حالت یا رژیم m غالب است. زمانی که مقادیر زمانی ماتریس $F_{\mathrm{s_t}}$ از یک حالت به حالت دیگر تغییر می‌کنند و زمانی که مقادیر عناصر ماتریس حالت‌های مختلف مشخص نیست می‌توان آن را به طریق زیر مدل‌سازی کرد. با فرض اینکه متغیر حالت S_{t}می‌تواند مقادیر $1.2, \dots, M$ را اتخاذ نماید، عناصر (b, a)ام ماتریس $F_{\mathrm{s_t}}$ می‌تواند به شکل زیر تعیین شود:

$$ f_{\mathrm{a,bS_t}} = f_{\mathrm{a,b1S_{1t}}} + \cdots + f_{\mathrm{a,bMS_{Mt}}} \qquad (۵) $$

در اینجا زمانی که s_{t} برابر با m است s_{mt} برابر با یک می‌باشد و در غیر این صورت صفر است. در اصل $f_{\mathrm{i,j,m_s}}(m = 1,2,..,M)$ قسمت پارامترهایی است که باید تخمین زده شوند. هاریسون و استیونز[1] (۱۹۷۶) پیشنهاد کرده‌اند که استفاده از شبکه مقادیر مجزا، دامنه احتمالاتی را پوشش می‌دهد که احتمالاً شامل مقادیری برای واریانس‌ها است زمانی که فرض شده واریانس‌های معادلات انتقال و اندازه‌گیری دارای واریانس ناهمسانی است. جهت محاسبه معادله حالت (۱) از فیلترکالمنی که توسط کیم (۱۹۹۶) ارائه شده استفاده می‌کنیم[2].

همان‌طور که اشاره شد ما از مدل واریانس ناهمسانی راه گزینی مارکف در قالب مدل‌های فضا–حالت استفاده می‌کنیم. کیم (۱۹۹۳) برای بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورمی از این مدل استفاده کرده است. وی فرض کرد که تورم شامل یک جزء

1. Harrison and Stevens

۲. جهت مطالعه بیشتر رجوع کنید به فصل شش کتاب کیم و نلسون (۱۹۹۹).

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.1.5]
[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.69]

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.1.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.69]

موقتی و یک جزء دائمی می‌باشد. کیم و کیم (۱۹۹۶) از همین مدل برای بازدهی سهام نیز استفاده کردند. مدل آن‌ها به شکل زیر می‌باشد:

$$P_t = P_t^* + Z_t \quad (۶)$$

$$P_t^* = \mu + P_{t-1}^* + e_t, \qquad e_t \sim N\left(0, \sigma_e^2\right) \quad (۷)$$

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-1} + \upsilon_t, \qquad \upsilon_t \sim N\left(0, \sigma_\upsilon^2\right) \quad (۸)$$

که P_t لگاریتم طبیعی قیمت سهام، P_t^* جزء دائم و Z_t جزء موقت است. بازدهی سهام نیز به شکل زیر تعیین می شود:

$$r_t = P_t - P_{t-1} = \mu + e_t + \left(Z_t - Z_{t-1}\right) \quad (۹)$$

معادله (۹) بیان می‌کند که بازدهی سهام شامل یک میانگین ثابت به اضافه یک نویز و جزء موقتی Z_t است. کیم و کیم (۱۹۹۶) فرض می‌کنند که Z_t از یک فرآیند $AR(2)$ پیروی می‌کند و مدل را در یک قالب فضا–حالت به شکل زیر باز نویسی می‌کنند:

$$r_t = \mu + \begin{bmatrix} 1 & -1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_t \\ Z_{t-1} \end{bmatrix} + e_t \quad (۱۰)$$

$$\begin{bmatrix} Z_t \\ Z_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_1 & \phi_2 \\ 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{t-1} \\ Z_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \upsilon_t \\ 0 \end{bmatrix} \quad (۱۱)$$

معادله (۱۰) و (۱۱) به ترتیب معادلات اندازه‌گیری و انتقال می‌باشند و می‌توان آن‌ها را به شکل ماتریس زیر نوشت:

$$Y_t = \mu + H\beta_t + e_t \quad (۱۲)$$

$$\beta_t = F\beta_{t-1} + \nu_t \quad (۱۳)$$

فاما و فرنچ (۱۹۹۸) فرض می‌کنند که اجزاء اخلال e_t و ν_t بدون تغییرات رژیمی می‌باشند ولی در این مطالعه فرض می‌شود که این اجزاء اخلال دارای واریانس راه گزینی

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.1.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.69]

مارکف می‌باشد. واریانس جزء دائمی (σ_e^2) و دیگری واریانس جزء موقتی (σ_v^2) که به صورت زیر می‌باشند:

$$\sigma_{et}^2 = (1-S_{1t})\sigma_{e0}^2 + S_{1t}\sigma_{e1}^2 \quad (۱۴)$$

$$\sigma_{vt}^2 = (1-S_{2t})\sigma_{v0}^2 + S_{2t}\sigma_{v1}^2 \quad (۱۵)$$

در روابط فوق، S_{1t} و S_{2t} متغیرهای حالت مشاهده نشده می‌باشد و فرض می‌شود که یک فرآیند مرتبه اول راه گزینی مارکف و حالت پیروی می‌کند. به منظور داشتن یک دینامیک کامل از متغیرها، توزیع احتمال چگونگی حرکت S_{2t}, S_{1t} از یک وضعیت به وضعیت دیگر مورد نیاز است. بر این اساس در مدل راه‌گزینی مارکف انتقال بین رژیم‌ها می‌تواند با استفاده از ماتریس احتمال انتقال نشان داده شود. این ماتریس به صورت رابطه زیر است:

$$P = \begin{bmatrix} \Pr(s_{1,t}=0 | S_{1,t-1}=0 & \Pr(S_{1,t}=1 | S_{1,t-1}=1 \\ \Pr(s_{2,t}=0 | S_{2,t-1}=0 & \Pr(S_{2,t}=1 | S_{2,t-1}=0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{00} & p_{11} \\ q_{00} & q_{11} \end{bmatrix}$$

p_{00} و p_{11} احتمالات انتقال برای رژیم با واریانس پایین و بالای جزء دائمی بوده و q_{00} و q_{11} نیز احتمالات انتقال برای رژیم با واریانس پایین و بالای جزء موقتی می‌باشند. به منظور تعیین اجزاء موقتی و دائمی در بازدهی سهام مطابق بهار و هاموری (۲۰۰۴) و هامودہ و چوی (۲۰۰۷) مدل را به شکل زیر تنظیم می‌کنیم:

$$r_t = \tau_t + c_t \quad (۱۶)$$

$$\tau_t = \mu + (Q_0 + Q_1 S_{1t}) e_t \quad (۱۷)$$

$$c_t = \phi c_{t-1} + (h_0 + h_1 S_{2t}) v_t \quad (۱۸)$$

که در اینجا τ_t جزء دائمی و c_t جزء موقتی بازدهی سهام می‌باشد و فرض می‌کنیم که از یک فرآیند $AR(1)$ پیروی می‌کند. پارامتر h_1 و Q_1 به ترتیب نشان دهنده تغییرات واریانس جزء موقتی و دائمی در طول دوره با رژیم واریانس بالا و پارامتر h_0 و Q_0 نشان دهنده تغییرات

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.1.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.69]

واریانس جزء موقتی و دائمی در طول دوره با رژیم واریانس پایین می‌باشند. ده پارامتر این مدل را باید تخمین زده شوند عبارتند از $P_{11}, P_{00}, Q_0, Q_1, \mu, q_{11}, q_{00}, h_0, h_1, \phi$.

٤. داده‌ها و نتایج تجربی

در این مطالعه، از داده‌های ماهانه شاخص کل قیمت در دوره زمانی ۱۳۷۹:۰۴ تا ۱۳۹۲:۰۷ شامل ۱۶۰ مشاهده استفاده شده است. این داده‌ها از گزارش‌های ماهانه و سایت بورس اوراق بهادار تهران و بانک مرکزی تهیه شده است. منظور از بازده کل مجموعه مزایای است که در طول سال به سهم تعلق می گیرد،مجموعه این مزایا شامل موارد ذیل است:

۱- افزایش قیمت سهام درآخر سال مالی نسبت به ابتدای سال مالی مورد محاسبه (تفاوت نرخ اول و آخر سال مالی سهم شرکت).

۲- سود نقدی ناخالص هر سهم طبق مصوبه مجمع عمومی صاحبان سهام که بعد از کسر مالیات پرداخت می گردد.

۳- مزایای ناشی ازحق تقدم خرید سهام که قابل تقویم به ارزش است .

٤- مزایای ناشی از سود سهمی یا سهام جایزه. (لشگری و جدیدی؛ ۱۳۸۹).

در این پژوهش، نرخ بازدهی سهام را از رابطه زیر محاسبه کرده‌ایم:

$$r_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \times 100$$

در رابطه فوق، P_t شاخص کل قیمت در زمان t می‌باشد. نرم افزاری که برای تخمین مدل استفاده شده است نرم افزار GAUSS10 می‌باشد. نتایج تخمین پارامترهای مدل MRSH در جدول (۱) نشان داده شده است:

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.1.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.69]

جدول ۱. نتایج تخمین پارامترهای مدل MRSH

پارامترها	تخمین	انحراف معیار
p_{11}	۰/۵۷۲۵	۰/۳۰۳
p_{00}	۰/۹۸۹۳	۰/۰۱۱
q_{11}	۰/۹۸۳٦	۰/۰۱۳
q_{00}	۰/۹٦۳۷	۰/۰۳۱
Q_0	۰/۰۰۲۷	۰/۰۱۱
h_0	۰/۰۱۰۵	۰/۰۰۳
Q_1	۰/۰۷۸۷	۰/۰۳۷
h_1	۰/۰۲۳٤	۰/۰۰۲
μ	۰/۰۰۸۰	۰/۰۰۲۵
ϕ	۰/٤٤۵۰	۰/۱۰٦
مقدار حداکثر راستنمایی:۳۸٤/۳-		

مأخذ: محاسبات محقق

نتایج نشان می‌دهد که تخمین واریانس پایین جزء موقتی بازدهی سهام یعنی h_0 معنی‌دار می‌باشد بعلاوه اندازه واریانس بالای تخمین زده این جزء h_1نیز در سطح بالایی معنی‌دار می‌باشد. این نتیجه نشان می‌دهد که زمانی که بازار وارد رژیم با واریانس بالا می‌شود، واریانس جزء موقتی بازدهی سهام افزایش می‌یابد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که تخمین واریانس بالای جزء دائمی (Q_1) بازدهی سهام از نظر آماری معنادار می‌باشد ولی واریانس پایین (Q_0) این جزء از نظر آماری معنادار نمی‌باشد. این نتیجه نیز نشان می‌دهد زمانی که بازار وارد حالت واریانس بالا می‌شود، واریانس جزء دائمی بازدهی سهام افزایش می‌یابد.

می‌توان اندازه کل واریانس جزء دائمی $(Q_0 + Q_1)$ و جزء موقت $(h_0 + h_1)$ بازده سهام را نیز باهم مقایسه کرد. همان طور که از جدول شماره یک پیداست اندازه واریانس کل جزء موقتی بیشتر از جزء دائمی می‌باشد. این نتیجه برخلاف مطالعه هاموده و چوی (۲۰۰۷) می‌باشد که انتظار داشتند مقدار واریانس کل جزء موقتی (برای کشورهای صادر کننده نفت که اکثراً نوسانات زیادی را تجربه می‌کنند) بیشتر از واریانس کل جزء دائمی باشد.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.1.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.69]

وجود حالت واریانس بالا برای اجزاء دائمی و موقت برای سرمایه‌گذاران و سفته بازان اهمیت زیادی دارد. از آنجایی که نتایج نشان دهنده احتمال وجود واریانس بالا در هر دو جزء بازدهی سهام است، سرمایه‌گذاران ریسک گریز زمانی که اقتصاد ایران وارد رژیم با واریانس بالا می‌شود جبران بالایی را درخواست می‌کنند بدون توجه به اینکه این افزایش در واریانس ناشی از شوک در جزء موقتی است یا دائمی.

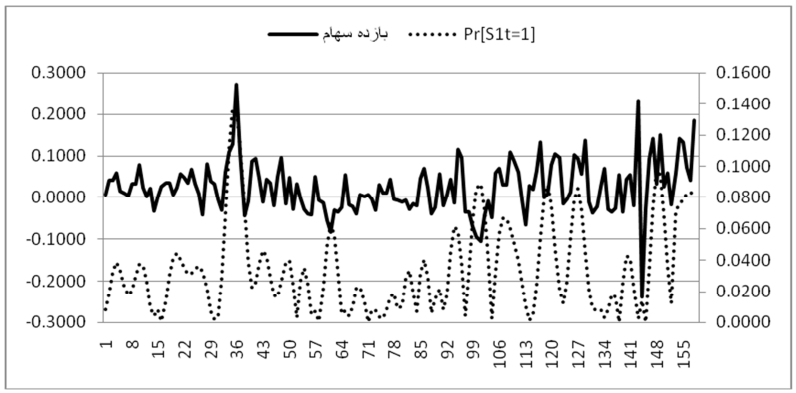
تخمین احتمالات انتقال P_{11}(حالت واریانس بالای جزء دائمی) از نظر آماری معنادار می‌باشد همچنین احتمال انتقال P_{00} (حالت واریانس پایین جزء دائمی) در سطح بسیار بالایی معنی‌دار می‌باشند. چنین معناداری نیز برای تخمین احتمالات انتقال حالت واریانس بالا (q_{11}) و واریانس پایین (q_{00}) جزء موقتی نیز صادق است. مقدار احتمال حالت واریانس پایین جزء دائمی P_{00} بیشتر از مقدار حالت بالای واریانس آن است که این نشان می‌دهد که حالت واریانس پایین در طول دوره مورد مطالعه بر حالت واریانس بالا غالب می‌باشد. این نتیجه نشان می‌دهد که حالت واریانس بالا برای یک شوک دائمی زیاد ماندگار نیست. همچنین مقدار بیشتر احتمال انتقال حالت با واریانس بالا جزء موقتی نسب به حالت با واریانس پایین این جزء دلالت بر این دارد که در طول دوره مورد بررسی حالت واریانس بالا حکم‌فرما می‌باشد. به عبارتی حالت واریانس بالا برای شوک‌های موقتی ماندگاری زیادی دارد.

شکل (۱) نرخ بازدهی کل سهام و احتمال قرار گرفتن در حالت واریانس بالا را برای جزء دائمی نشان می‌دهد. از شکل می‌توان مشاهده کرد که اولاً، احتمال حالات واریانس بالا برای جزء دائمی بازدهی سهام در طول دوره مورد بررسی اکثراً کمتر از ۰/۰۸ (که مقدار ناچیزی می‌باشد) است. همان طور که بیان شد این احتمال دلالت بر این دارد که حالت واریانس بالا برای جزء دائمی بازدهی سهام نمی‌تواند زیاد دوام داشته باشد و به سرعت محو می‌شود. ثانیاً، با توجه به شکل می‌توان مشاهده کرد که بین بازدهی سهام و احتمال حالت واریانس بالای جزء دائمی رابطه مستقیمی وجود دارد. به این معنا که تغییرات آن‌ها برای اکثر مشاهدات هم جهت می‌باشد.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]

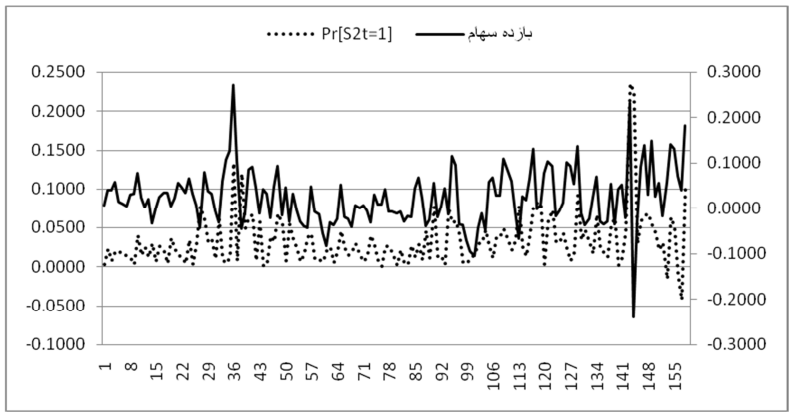
[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.1.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.69]



شکل ۱. بازدهی سهام و احتمال حالت واریانس بالا مربوط به جزء دائمی

شکل (۲) بازدهی سهام و احتمال قرار گرفتن در حالت واریانس بالا را برای جزء موقتی بازدهی سهام نشان می‌دهد. از شکل (۲) می‌توان مشاهده کرد که احتمال حالت واریانس بالا جزء در چند مورد تقریباً برای کل دوره کمتر از ۰/۱ می‌باشد. همچنین می‌توان مشاهده کرد که تغییرات واریانس زیاد می‌باشد.



شکل ۲. بازدهی سهام و احتمال حالت واریانس بالا مربوط به جزء موقتی

جدول (۲) مدت زمان استمرار واریانس بالا و پایین اجزاء موقت و دائمی بازدهی سهام را نشان می‌دهد. نتایجی که از این جدول می‌توان مشاهده کرد این است که اولاً، استمرار کلی

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.1.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.69]

جزء دائمی بیشتر از جزء موقتی است. ثانیاً، طول زمان استمرار حالت واریانس بالا برای جزء موقت بیشتر از ماندگاری واریانس پایین برای این جزء می‌باشد ولی برای جزء دائمی برعکس می‌باشد. این نتایج به طور کلی بیانگر این موضوع است که رژیم واریانس بالا برای جزء دائمی عمر کوتاهی دارد و به سرعت به سطح نرمال بازگشت می‌کند لکن واریانس بالای جزء موقتی به نظر دیگر پدیده‌ای گذرا نیست و ماندگاری بالایی دارد. دلالت سرمایه‌گذاری که این نتیجه دارد این است که سرمایه‌گذاران ریسک گریز و سفته بازان باید استراتژی خرید و نگهداری را انتخاب کنند تا ریسک را کاهش دهند. پیشنهادی که مطرح می‌شود این است که در این شرایط مقامات و سیاست‌گذاران مالی ایجاد و استفاده از ابزارهای مالی جدید مثل بازار آتی و اختیار معامله و... را برای کاهش ریسک و نوسانات تشویق نمایند.

جدول ۲. استمرار نوسانات اجزاء موقت و دائمی بازدهی سهام

جزء دائمی		جزء موقتی	
واریانس پایین:	۹۳/٤٥	واریانس پایین:	۲۷/۵۵
واریانس بالا:	۲/۳۵	واریانس بالا:	٦۰/۹۷

استمرار واریانس اجزاء به صورت $\left(1/1-\text{احتمالات انتقال}\right)$

مأخذ: محاسبات محقق

۵. نتیجه‌گیری

از آنجایی که تشخیص اجزاء موقت و دائمی بازدهی سهام و تأثیرات جداگانه‌ای که شوک‌های وارده بر بازار بر هر یک از این اجزاء دارند برای سرمایه‌گذاران ایرانی اهمیت زیادی دارد. در این مطالعه سعی شده با استفاده از مدل واریانس ناهمسانی راه گزینی مارکف در قالب مدل‌های فضا–حالت به تجزیه بازدهی کل سهام ایران به دو جزء موقت و دائمی پرداخته و تأثیر و ماندگاری هر یک از این اجزاء را بررسی کنیم.

نتایج به طور کلی نشان می‌دهد که حالت واریانس بالا در جزء دائمی بازدهی سهام پدیده‌های کوتاه مدت می‌باشد و ماندگاری زیادی ندارد و نوسانات آن سریع به سطح طبیعی بازگشت می‌نماید ما برای جزء موقتی موضوع عکس می‌باشد. از آنجایی که این

مطالعه دو رژیم مختلف را در اجزاء بازدهی کل سهام ایران را نشان داده است، سرمایه‌گذاران ریسک گریز ایرانی بسته به اینکه اقتصاد در کدام یک از رژیم‌ها قرار گیرد و یا شوک به کدامیک از اجزاء بازدهی سهام وارد شود جبران متفاوتی را درخواست می‌نمایند. سرمایه‌گذاران در حالت نوسانات بالا بدون توجه به اینکه شوک وارده به جزء دائمی بازدهی سهام بوده یا جزء موقتی، جبران بالایی را درخواست می‌کنند. علاوه بر این، بدون توجه به رژیمی که بازدهی سهام در آن قرار دارد حساسیت نوسانات بازدهی سهام جزء موقتی بیشتر از جزء دائمی می‌باشد. به نظر می‌رسد در زمان افزایش در جزء موقتی بازدهی سهام سفته بازان تغییرات غیره منتظره‌ای را در قیمت سهام تجربه می‌کنند که افزایش قابل توجه‌ای در ریسک بازار سهام ایران ایجاد می‌کند. در نتیجه سرمایه‌گذاران در طول دوره‌ای که جزء موقتی بازدهی سهام وجود دارد جبران بالایی را درخواست می‌کنند.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.1.5]
[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.69]

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.1.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.69]

منابع و مآخذ

- Andersen, T.G. and Bollerslev, T., 1997, Heterogeneous information arrivals and return volatility dynamics: uncovering the long-run in high frequency returns, Journal of Finance 52, 3, 975–1005.
- Bhar, R. and Hamori, S. 2004. Empirical characteristics of the permanent and transitory components of stock returns: Analysis in a Markov - switching heteroscedasticity framework. Economic letters, forthcoming.
- Campbell, J. Y and Mankiew, N. G. 1987.Are output fluctuation transitory? Quarterly Journal of Economics102, 857- 880.
- Chen, S-W, and Shen, C-H. 2012. Examining the stochastic behavior of REIT returns: Evidence from the regime switching approach. Economic Modelling 29 (2012) 291–298.
- Clark, P. K. 1987.The cyclical component of the US economic activity, Quarterly Journal of conomics102, 797- 814.
- De L ond, J. B., Shleifer, A. , L. H., Summes, L. H. and Waldmann, R. J., 1990. Noise trader risk in financial markets. Journal of political economy , 98, 703- 738.
- Engle, R. F., and Lee, G., 1993, A Permanent and Transitory Component Model of Stock Return Volatility, Discussion Paper 92-44, University of California, San Diego, Dept. of Economics.
- Fama, E. F. and French, K. R. 1988. Permanent and temporary components of stock prices. Journal of political economy , 96, 246- 273.
- Fattahi, Sh. et al., (2012), "Reviewing Random Walk Hypothesis in Tehran Stock Exchange variance ratio test-based approach " , Journal of Accounting and Auditing Reviews, Vol 19, Issue 3, pp 98-79.
- Fadaei, N., I. et al., (2009), "Non-linear mean reversion in stock prices", Journal of Management perspective , No 33, pp. 158-143.
- Goudarzi, A.,H., (2008), “Using the Kalman filter to predict the currency market”, master's thesis, Tehran University, Faculty of Economics.
- Friedman, B., Laibson, D., 1989, Economic implications of extraordinary movements in stock prices, Brookings Paperson Economic Activity, 2, 137–189.
- Lashgari, Z. & Jadidi, A.,Sh (2010), "Investigation the relationship between accounting variables and stock returns based on classify of industry in companies listed on Tehran Stock Exchange ", Financial Accounting and Auditing Journal, Vol 2, Issue 5, pp. 40-1.
- Hammoudeh, S., Choi, K., 2007. Characteristics of permanent and transitory returns in oil-senstitive emerging stock markets: the case of GCC countries. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money 17, 231–245.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.1.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.69]

- Karunaratne, N.D., Bhar, R. 2011.Regime-shifts and post-float inflation dynamics of Australia. Economic Modelling28 , 1941–1949
- Kim, C. J. 1993. Unobserved- component time series models with Markov - switching: Changes in regime and the link between inflation rates and inflation uncertainty. Journal of Business and Economic Statistics 11, 341- 349.
- Kim, C.J., and Kim, M. J. 1996.Transient fads and the crash of ’87. Journal of Applied Econometrics 11, 41- 58.
- Kim, C. J., and Nelson, C. R. 1999. State Space Models with Regime Switching, Classical and Gibbs Sampling Approach with Application. The MIT Press, Cambridge, MA.
- Maheu, J.M. and McCurdy, T.H, 2004, News Arrival, Jump Dynamics, and Volatility Components for Individual Stock Returns, Journal of Finance, American Finance Association, 59, 2, 755-793.
- Muller U. A., Dacorogna M. M., Dave R. D., Olsen R. B., Pictet O. V. and von Weizsacker J. E., 1997, Volatilities of different time: Resolutions-analyzing the dynamics of market components, Journal of Empirical Finance, 4, 213-239.
- Nelsson, C. R., and Plosser, C. I. 1982.Trends and Random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. Journal of Monetary Economics 10, 139-162.
- Park, J-H, Nam, S-K, and Eom, K S, 2007, Market efficiency in KOSDAQ: A volatility comparison between main boards and new markets using a permanent and transitory component model, Asia-Pacific Journal of Financial Studies
- Tauchen, G., 2004, Stochastic Volatility in General Equilibrium, Working Paper, Duke University.
- Tehrani, R. et al., (2008), "Reviewing the existence of mean-reversion phenomenon in TSE using the variance ratio test”, Journal of Accounting and Auditing Reviews, Vol 54, pp 17-32.