[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]

[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]

«مقاله پژوهشی»

مدل‌سازی تلاطم بازده سهام با روش مدل‌های فضای حالت غیرخطی متقارن و نامتقارن:مطالعه موردی بورس تهران[1]

مجتبی رستمی[2]، سید نظام الدین مکیان[3]

تاریخ دریافت: ۹۸/۱۲/۱۶ تاریخ پذیرش: ۹۹/۹/۱

چکیده

تلاطم معیار اندازه‌گیری عدم قطعیت است که در نظریه‌های مالی، مدیریت ریسک و قیمت‌گذاری اختیارات نقشی اساسی دارد. تلاطم، واریانس شرطی تغییرات قیمت‌های دارایی است که به‌طور مستقیم قابل مشاهده نیست و متغیری پنهان تلقی می‌شود که با استفاده از برخی تقریب‌ها به طور غیرمستقیم محاسبه می‌شود. دو رویکرد عمومی در ادبیات اقتصاد مالی جهت مدل‌سازی و محاسبه تلاطم ارائه شده است. در رویکرد اول، واریانس شرطی به عنوان تابعی از مربع شوک‌های گذشته‌ی بازده دارایی مدل‌سازی می‌شود. مدل‌های نوع GARCH در این طبقه جای می‌گیرند. در رویکرد جایگزین، تلاطم همچون یک متغیر تصادفی فرض می‌شود که با استفاده از الگوهای غیرخطی فضای حالت گوسی تحول می‌یابد. این نوع از مدل‌ها با عنوان تلاطم تصادفی (SV) شناخته می‌شوند. به دلیل آنکه مدل‌های SV شامل دو نوع فرآیند نوفه، یکی برای مشاهدات و یکی برای تلاطم پنهان، هستند در محاسبه تلاطم نسبت به الگوهای GARCH واقعی‌تر و منعطف‌تر می‌باشند. پژوهش حاضر به مدل‌سازی تلاطم در بازده سهام ۵۰

---

۱ . مستخرج از رساله دکتری

۲.دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد

Email: mojtabarostami1364@yahoo.com

۳. دانشیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد (نویسنده مسئول)

Email: nmakiyan@yazd.ac.ir

شرکت فعال بورس تهران با استفاده از روش‌های متقارن و نامتقارن تلاطم تصادفی می‌پردازد که تفاوت آنها در وجود اثر اهرمی است. مقایسه تجربی این دو مدل با محاسبه احتمال پسین صحت هر مدل با استفاده از روش بیزی MCMC نشان دهنده برتری چشم‌گیر مدل نامتقارن ASV است. نتایج در هر دو مدل متقارن و نامتقارن نشان دهنده پایداری بسیار بالای امواج تلاطمی تولید شده توسط شوک‌های وارد آمده بر بازده سهام است. لذا، تغییرات بازده بازار بورس تهران به دلیل این پایداری بالا پیش‌بینی پذیر خواهد بود.

طبقه‌بندی JEL: C58 ، G1، C11.

واژه‌های کلیدی: فضای حالت غیرخطی متقارن و نامتقارن، تلاطم تصادفی، بازار سهام، شیوه بیزی.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]

[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]

۱. مقدمه

تلاطم مفهوم مرکزی در بررسی بازارهای مالی است که نقشی اساسی در اقتصاد کشورها دارد. تقریبا هیچ تئوری اقتصاد مالی نیست که متاثر از مفهوم تلاطم نباشد. برای مثال، قیمت‌های تعادلی که با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ایی به دست می‌آیند، تحت تاثیر تلاطم قرار دارد. مدیریت سرمایه گذاری در بازارهای مالی براساس تئوری میانگین - واریانس بنا شده است و ارزیابی مشتقات مالی براساس پیش‌بینی تلاطم صورت می‌گیرد. تنظیم‌کنندگان پورتفوی‌های حاوی ریسک و صاحبان شرکت‌های بزرگ به دقت روند تلاطم را دنبال می‌کنند، زیرا تغییرات در قیمت‌های اوراق مالی می‌تواند تاثیر زیادی بر سرمایه‌گذاری و تصمیمات مربوط به ریسک آنها داشته باشد. در بازارهای سهام، تغییر ارزیابی سرمایه‌گذاران از آینده‌ی سهام مورد نظرشان در نتیجه ورود اطلاعات جدید منجر به تغییرات سریع قیمت‌های دارایی می‌شود (ژانگ و همکاران[1]، ۲۰۰۳). در واقع با ورود اطلاعات جدید، سرمایه گذاران عدم قطعیت و در نتیجه ریسک[2] برآوردی خود را در طول زمان تعدیل می‌کنند. از آنجا که تصمیم سرمایه‌گذاران علاوه بر میانگین بازده تحت تاثیر عدم قطعیت بازده نیز قرار دارد نادیده انگاشتن این تغییر و تحولات سریع در مدل‌سازی منجر به نتیجه‌گیری‌های غلط می‌گردد که می‌تواند بر سیاست‌گذاری در حوزه‌ی بازارهای مالی نیز اثرگذار باشد. بنابراین، اندازه‌گیری عدم قطعیت در بازارهای سهام با وجود پیچیدگی‌های غیرقابل انکار از اهمیت فوق العاده‌ای برخوردار است. در این زمینه جدا از الگوهای مختلفی که ایجاد شده است نحوه تخمین پارامترها و تفسیر آنها نیز از اهمیت برخوردار است. بنابراین، ارزیابی صحیح از تلاطم در بازارهای مالی بسیار با اهمیت است. مشابه بسیاری از مفاهیم اقتصادی، تلاطم همچون انتظارات و عرضه و تقاضا به طور مستقیم قابل مشاهده نیست و به عنوان یک متغیر پنهان تلقی می‌شود و به طور غیرمستقیم با استفاده از برخی تقریب‌ها اندازه‌گیری می‌شود. در

1. Zhong and et al

۲ . در اقتصاد میان ریسک و عدم قطعیت تفاوت قائل می‌شوند. هر پیامد منفی احتمالی در آینده را ریسک می‌نامند.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]

ارزیابی تلاطم، توجه به متغیر بودن آن در طول زمان به عنوان یک واقعیت تجربی اساسی است. مندلبرات[1] (۱۹۶۳) و فاما[2] (۱۹۶۵) شواهدی از همراهی زمانی نوسانات بزرگ با نوسانات بزرگ و همچنین نوسانات کوچک با نوسانات کوچک در قیمت‌های یک دارایی را یافتند. این رفتار در قیمت‌های یک دارایی، در بسیاری از پژوهش‌های دیگر همچون بایلی، بالرسلیو و میکلسن[3] (۱۹۹۶)، چو[4] (۱۹۸۸) و شورت[5] (۱۹۸۹) گزارش گردید. این واقعیت به معنای آن است که شوک‌های تلاطمی امروز بر تلاطم انتظاری دوره‌های دیگر در آینده تاثیرگذار است. بنابراین، می‌توان از سوابق تاریخی داده‌ها در جهت پیش‌بینی مقادیر آتی استفاده کرد. فرض ثابت ماندن تلاطم در طول زمان به معنای نادیده گرفتن این است. باتوجه به این واقعیت تجربی، دو رویکرد عمومی برای مدلسازی تلاطم ارائه شده است. در رویکرد اول، براساس کار پیشگامانه انگل[6] (۱۹۸۲) و بالرسیلو[7] (۱۹۸۶)، واریانس شرطی به‌صورت تابعی قابل مشاهده از مربع شوک‌های گذشته‌ی تغییرات قیمت‌های دارایی مدل‌سازی می‌شود. مدل‌های GARCH به طور عمومی در این طبقه جای می‌گیرند. این مدل‌ها با فرض توزیع بازده دارایی و مشخص نمایی پویایی مدل تلاطم برآورد می‌گردند (ادبی فیروزجایی و همکاران، ۱۳۹۵). در رویکرد جایگزین، تایلر[8] (۱۹۸۲) مدلی احتمالی از تلاطم[9] معرفی می‌کند که برخلاف مدل‌های GARCH حتی اگر تمامی اطلاعات گذشته مورد استفاده قرار گیرد باز متغیری پنهان خواهد بود و مقدار دقیق آن معلوم نیست. تایلر (۱۹۸۲) با استفاده از یک مدل فضای حالت غیرخطی، فرض می‌کند که لگاریتم واریانس – همچون یک متغیر پنهان از یک فرآیند اتورگرسیو مرتبه اول تبعیت می‌کند. به عبارت دیگر در مدل وی تلاطم تابعی از مقادیر قابل مشاهده

1. Mandelbrot
2. Fama
3. Baillie, Bollerslev and Mikkelsen
4. Chou
5. Schwert
6. Engle
7. Bollerslev
8. Tayler
9. Volatility Probabilistically Model

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]

(اطلاعات گذشته فرآیند) نیست و خودش یک متغیر تصادفی تلقی می‌شود که برمبنای الگوهای فضا حالت تحول می‌یابد. به این دلیل این مدل‌ها تلاطم پنهان یا مدل‌های تلاطم تصادفی[1] نامیده می‌شوند و به طور اختصاری با علامت SV نشان داده می‌شوند.

هرچند مدل‌های GARCH ویژگی‌های غیرخطی بودن، پایداری و نامتقارن بودن فرآیندهای تلاطمی را که در بررسی‌های تجربی بازارهای مالی تایید شده‌اند، به خوبی بازتاب می‌دهند (انگل۲۰۰۴)، اما در طول بحران مالی سال ۲۰۰۸ هانسن، هوانگ و شک[2] (۲۰۱۲) عدم کارایی مدل‌های GARCH را در پیش‌بینی تلاطم در بازارهای مالی نشان دادند. ابعاد خسارت بار چنین بحرانی توجه بیش‌تر به رویکردهای جایگزین را در ارزیابی تلاطم روشن‌تر نمود. علاوه بر این، در مقایسه با مدل‌های GARCH مدل SV از روشی واقع بینانه‌تر و منعطف‌تر مدلسازی تلاطم را ارائه می‌دهد، زیرا SV شامل دو فرآیند اخلالی، یکی برای مشاهدات و دیگری برای تلاطم نامشهود است. فرآیند اخلالی مشاهدات تغییرپذیری در مشاهدات را در نتیجه وجود خطای اندازه‌گیری و خطای نمونه‌گیری نشان می‌دهد، در حالی که فرآیند اخلالی دیگر تغییرپذیری در پویایی تلاطم را ارزیابی می‌کند. همچنین در مدل‌های GARCH به خاطر وجود خوشه‌ایی بودن تلاطم توزیع غیرشرطی بازده دارایی از نوع دم پهن[3] است، در حالی‌که در مدل SV حتی اگر در مقطعی از زمان تلاطم خاصیت خوشه‌ایی نداشته باشد باز توزیع غیرشرطی داده‌های بازده دارایی دم پهن خواهد بود. از این رو در زمینه محاسبه تلاطم در مطالعات اقتصادکلان به سمت مدل SV تغییر مکان در حال شکل‌گیری است. موضوع دیگر در ارزیابی تلاطم توجه به اهمیت رابطه‌ی میان تلاطم و علامت شوک‌ها که در ادبیات اقتصاد مالی اثر اهرمی[4] نامیده می‌شود. بدین منظور جهت ارزیابی مناسب‌تر تلاطم، همانند مدل‌های نامتقارن GARCH الگوی SV را نیز می‌توان با استفاده از برخی تعدیلات به مدل نوسانات

1. Stochastic Volatility (SV)
2. Hansen, Huang, and Shek
3. Heavy Tailed
4. Leverage Effect

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]

تصادفی عدم تقارن [1] یا ASV تبدیل کرد (کیم، شفارد و چیب[2]، ۱۹۸۷ و جاکوایر و همکاران[3]، ۲۰۰۴ و اموری و دیگران[4]، ۲۰۰۷). این موضوع از آن نظر واجد اهمیت است که نادیده انگاشتن وجود چنین عدم تقارنی بر تلاطم منجر به تخمین اریب از تلاطم خواهد شد (هال و وایت[5]، ۱۹۸۷). بنابراین، در مطالعه حاضر علاوه بر مدل SV مدل ASV نیز مورد استفاده قرار گرفته است. برخلاف کلاس مدل‌سازی GARCH که تنها یک روش منفرد تخمین ضرایب آنها وجود دارد (روش حداکثر راستنمایی)، یکی از پیچیدگی‌های استفاده از شیوه مدل‌سازی تلاطم تصادفی روش‌های متعددی است که برای تخمین پارامترهای آنها وجود دارد. در سالیان اخیر مدل‌های تلاطم تصادفی یا SV در ادبیات اقتصادسنجی مالی و قیمت‌گذاری اختیارات[6] توجه زیادی را به خود جلب کرده‌اند. برای مثال ملینو و ترنبول[7] (۱۹۹۰) نشان داده‌اند که قیمت‌گذاری اختیارات برمبنای مدل پایه‌ایی SV از مدل بلک-شولز[8] دقیق‌تر است. کیم و دیگران (۱۹۹۸) شواهدی را ارائه کرده‌اند که مدل پایه‌ایی SV نسبت مدل‌های نوع GARCH برازش درون نمونه‌ایی بهتری دارند. لین، جیائو و لی (۲۰۲۰) در مقاله‌ایی به مقایسه انواع الگوهای مختلف GARCH در پیش‌بینی ریسک قیمت‌های دو نوع نفت خام داکویان و WTI با استفاده از ۱۲ معیار پیش‌بینی برون نمونه‌ای پرداختند. آنها در این مقاله نتیجه گرفتن که بهترین الگوی پیش‌بینی ریسک قیمت‌های نفت الگوی تک رژیمی HM-EGARCH است.

چن و همکاران (۲۰۱۹) در مقاله‌ایی به مقایسه برآوردهای مختلف SV و اثر آنها بر معیارهای VaR و CVaR پرداختند. آنها در این پژهش نتیجه می‌گیرند که مدل تلاطم

1. Asymmetric Stochastic Volatility (ASV)
2. Kim, Shephard, and Chib
3. Jacquier
4. Omori,
5. Hull and White
6. Options
7. Melino and Turnbull
8. Black–Scholes.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]

تصادفی نامتقارن با توزیع نرمال در پیش بینی ریسک نفت خام برنت و WTI بهترین عملکرد را دارد.

در پژوهش حاضر براساس پیشنهاد کاسنر و فروورث-اشناتر[1] (۲۰۱۴) از رویکرد بیزی با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلوی زنجیره‌های مارکفی[2] برای تخمین ضرایب و مقادیر تلاطم پنهان استفاده شده است. استفاده از اطلاعات پیشین در روش بیزی پیش‌بینی‌ها را بهبود می‌بخشد. ضمن اینکه مشکلات مربوط به وقفه زیاد و کمبود درجه آزادی در این روش مطرح نیست (بهرادمهر و همکاران، ۱۳۹۶). هر دو مدل SV و ASV را در چارچوب فرم فضای حالت غیرخطی گوسی[3] مورد استفاده قرار خواهیم داد و پارامترهای آنها را با روش بیزی MCMC برآورد خواهیم کرد. در ادبیات اقتصادی و اقتصادمالی ایران از چنین زاویه‌ایی تلاطم در بازار سهام مورد بررسی قرار نگرفته است، لذا نظر به اهمیت موضوع تلاطم و استفاده از روش‌های جدید در این حوزه، در مطالعه حاضر به مدل‌سازی تلاطم بازده سهام با استفاده از داده‌های سری زمانی ۵۰ شرکت فعال بورس تهران با تناوب روزانه و با استفاده از روش متقارن و نامتقارن فضای حالت غیرخطی گوسی پرداخته می‌شود. نتایج به دست آمده نشان دهنده برتری مدل ASV بر مدل SV در برآورد و پیش بینی تلاطم بازده سهام است.

۲. مبانی نظری

۲-۱. فرضیه بازارهای کارا و مدل تلاطم تصادفی متقارن و عدم تقارن

نقطه آغاز بررسی پدیده تلاطم در بازده سهام، توجه به چگونگی ماهیت تغییرات در قیمت‌های سهام است. مبانی تئوریک چنین تغییراتی در فرضیه بازارهای کارا[4]فراهم آمده است. این فرضیه بیان می‌دارد که همه‌ی اطلاعات در دسترس سرمایه‌گذاران بازارهای

1. Fruhwirth-Schnatter and Wagner
2. Markov Chain Mote Carol (MCMC)
3. Gaussian Nonlinear State Space
4. Efficient Market Hypothesis(EMH)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]

سهام که انتظاراتشان از نرخ‌های آتی بازده را براساس فرضیه انتظارات عقلایی[1] شکل می‌دهند در قیمت‌های سهام بازتاب یافته است (بادی[2]، ۲۰۱۸). براساس اینکه در این تعریف منظور از اطلاعات چیست سه فرم از فرضیه کارایی خواهیم داشت که در جدول شماره ۱ نشان داده شده است:

جدول ۱. فرم‌های مختلف فرضیه ی بازارهای کارا

فرم کارایی	مجموعه اطلاعاتی که در قیمت‌های سهام بازتاب می‌یابند
ضعیف	قیمت های گذشته سهام
نیمه قوی	همه اطلاعات موجود در دسترس عموم
قوی	همه اطلاعات اعم از عمومی و خصوصی

مأخذ: مدیریت سرمایه‌گذاری بادی و همکاران

اگر تمامی اطلاعات در دسترس در قیمت‌های سهام خود رانشان داده باشند، در این صورت تغییرات در قیمت سهام باید کاملا تصادفی باشد. بنابراین، قیمت‌های سهام ضرورتا باید از یک فرآیند گام تصادفی[3] تبعیت نمایند تا تغییرات در قیمت‌های سهام کاملا تصادفی باشد یا در اصطلاح اقتصادسنجی معادل یک فرآیند نوفه‌ی سفید[4]باشد. مدل آماری حرکت قیمت‌های سهام در طول زمان، که با P_t نشان داده می شود به‌صورت زیر خواهد بود:

$$P_t = \mu + P_{t-1} + \varepsilon_t, \qquad \varepsilon_t \sim IID\left(0,V\right) \qquad (۱)$$

در این رابطه، μ تغییر قیمت مورد انتظار یا جهش[5] و $IID\left(0,V\right)$ نشان دهنده مستقل و هم‌توزیع بودن جملات خطا یا ε_tها با میانگین صفر و واریانس V است. در رابطه فوق چنانچه ε_t به‌صورت نرمال توزیع شده باشد آنگاه رابطه (۱) معادل یک حرکت براونی[6] خواهد بود.

1. Rational Expectations
2. Bodie
3. Random Walk
4. White Noise
5. Drift
6 . Brownian Motion

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]

واقعیت‌های تجربی بیانگر آن است که فرضیه بازار کارا در صورت صحت تنها به معنای پیش‌بینی ناپذیر بودن میانگین تغییرات قیمت‌های سهام با توجه به سوابق تاریخی آن است و برای واریانس تغییرات قیمت، با توجه به سوابق تاریخی‌اش، برقرار نیست. برای آنکه در رابطه (۱) این واقعیت گنجانده شود باید فرض استقلال جملات خطای معادله میانگین رابطه (۱) به فرض ضعیف‌تر عدم خودهمبستگی تقلیل یابد. در این صورت جمله خطا ε_t باید از نوع تفاضل مارتینگل[1] باشد.

یک مارتینگل زمان گسسته با استفاده از امید در زمان t برای دوره t+1 مشروط به اطلاعات زمان t تعریف می‌شود. این تعریف معادل با نمو انتظاری برابر با صفر از دوره‌ی t تا دوره‌ی t+1 است. بنابراین، این مفهوم به طور مکرر در فرم تفاضلی بیان شده است. فرآیند $\{\varepsilon_t\}$ تفاضل مارتینگل نامیده می‌شود اگر امید شرطی آن (مشروط به گذشته‌ی خودش) برابر با صفر باشد یا:

$$E\left(\varepsilon_{t+1}\middle|\sigma\left(\varepsilon_t,\varepsilon_{t-1},...\right)\right)=0,$$

این شرط بیان می‌کند که گذشته تاثیری بر پیش‌بینی آینده (امید شرطی) ندارد و پیش‌بینی در این حالت همواره صفر خواهد بود. به رغم عدم خودهمبستگی سریالی، تفاضل مارتینگل‌ها به طور کلی در طول زمان مستقل محسوب نمی‌شوند. این موضوع، بررسی تلاطم را به صورت متغیر در طول زمان با استفاده از این فرآیندها ممکن ساخته است. براساس این توضیحات، رابطه‌ی (۱) را در فرم لگاریتمی باید به‌صورت زیر بازنویسی کرد:

$$Ln\left(P_t\right)=\mu+Ln\left(P_{t-1}\right)+\varepsilon_t,\quad \varepsilon_t\left|\Im_{t-1}\sim MD\left(0,V_t\right)\right. \qquad (۲)$$
$$P_t=P_{t-1}\exp\left[\mu+\varepsilon_t\right]$$

در رابطه‌ی فوق همانگونه که مشاهده می‌شود واریانس شرطی ε_t تابعی از زمان است و بنابراین فرض استقلال فرآیند نقض می‌شود. در عین حال به دلیل آنکه ε_t تفاضل

1. Martingale

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]

مارتینگل است فاقد خودهمبستگی است. لذا، می‌توان از رابطه‌ی زیر برای نشان دادن این موضوع در ε_t استفاده کرد:

$$\varepsilon_t = V_t^{0.5} \upsilon_t \qquad (۳)$$

در ادامه نحوه تنظیم عبارت $V_t^{0.5}$ در رابطه (۳) براساس الگوی تلاطم تصادفی متقارن و عدم تقارن یا SV و ASV تشریح خواهد شد.

۳. تصریح مدل

۳-۱. بررسی تلاطم بیزی در فضای حالت

در سالیان اخیر مدل‌های تلاطم تصادفی یا SV در ادبیات اقتصادسنجی مالی و قیمت‌گذاری اختیارات[1] توجه زیادی را به خود جلب کرده‌اند. برای مثال ملینو و ترنبول[2] (۱۹۹۰) نشان داده‌اند که قیمت‌گذاری اختیارات برمبنای مدل پایه‌ایی SV از مدل بلک شولز[3] دقیق‌تر است. کیم و دیگران (۱۹۹۸) شواهدی را ارائه کرده‌اند که مدل پایه‌ایی SV نسبت مدل‌های نوع GARCH برازش درون نمونه‌ایی بهتری دارند. همچنین تلقی تصادفی بودن تلاطم در مقابل قطعی بودن تلاطم سبب انعطاف بیش‌تر الگوی SV، نسبت به مدل‌های GARCH می‌شود. برای محاسبه تلاطم، الگوی SV را می‌توان به شکل یک مدل فضای حالت غیرخطی نوشت (هاروی، ۱۹۸۹).

در روش مدل‌سازی فضا حالت[4]، هرکدام از مولفه‌های سری زمانی از یک فرآیند تصادفی تبعیت می‌کنند. مدل‌های خطی فضا - حالت فرض می‌کنند که واریانس در معادله سیگنال و در معادلات حالت ثابت هستند، اما اغلب چنین واریانسی به خصوص در داده‌های اقتصاد مالی نامانایی وجود دارد (بروتو و رویز[5]، ۲۰۰۴). به عنوان مثال بسیاری از داده‌ها همچون نرخ ارز و بازده سهام به طور ویژه در بر دارنده اثرات خوشه‌ایی هستند که

1. Options
2. Melino and Turnbull
3. Black–Scholes
4. State Space
5. Brotoand Ruiz

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]

سبب نوسانات در واریانس شرطی آنها در طول زمان خواهد شد. در این شرایط دو گروه زمانی شامل دوره‌های زمانی تلاطم بالا و دوره‌های زمانی بل تلاطم پایین وجود دارد. این موضوع مشابه این است که گفته شود دو رژیم بر واریانس بازده دارایی حاکم است. الگوی SV فرض می‌کند که مکانیسم انتقال بین این دو رژیم برای واریانس نسبتا هموار است.

با تعریف نرخ بازده دارایی به صورت $y_t = \log\left(p_t / p_{t-1}\right)$ که به‌طور تقریبی دارای میانگینی نزدیک به صفر است آنگاه توزیع شرطی بازده سهام مشروط به واریانس نامشهود یا به بیانی دیگر تلاطم پنهان را می‌توان به شکل زیر بیان کرد:

$$y_t | V_t = \varepsilon_t = V_t^{0.5} \upsilon_t ,$$

که $\upsilon_t \sim N(0,1)$. در رابطه فوق واریانس V_t نامعلوم است. رابطه فوق همان رابطه (۳) می‌باشد. تکنیک‌های فضا حالتی که در مدل‌های SV برای مدل‌سازی تغییرات واریانس بسیار مورد استفاده قرار می‌گیرد شامل یک معادله حالت مارکفی مانا است[۱] (هاروی و دیگران، ۱۹۹۴؛ جاکوایر و دیگران، ۲۰۰۴). با قرار دادن $\theta_t = Log(V_t)$ و فرض تبعیت مقدار اولیه θ_1 از یک توزیع AR(1) مانا خواهیم داشت:

$$\begin{aligned}
&(i)\, y_t = V_t^{0.5} \upsilon_t = \exp\left(\frac{\theta_t}{2}\right) \upsilon_t \\
&(ii)\, \theta_t = \mu + \phi\left(\theta_{t-1} - \mu\right) + \sigma_\omega \omega_t \qquad t > 1 \rightarrow eq; state - space \\
&(iii)\, \theta_1 \sim N\left(\mu, \frac{\sigma_\omega}{1-\phi^2}\right) \\
&(v) \begin{pmatrix} \upsilon_t \\ \omega_t \end{pmatrix} \sim N\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}\right)
\end{aligned} \tag{۴}$$

۱. به این دلیل مدل فضای حالت تلاطم را مدل مارکفی پنهان (Hidden Markov Model) نیز می‌نامند.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]

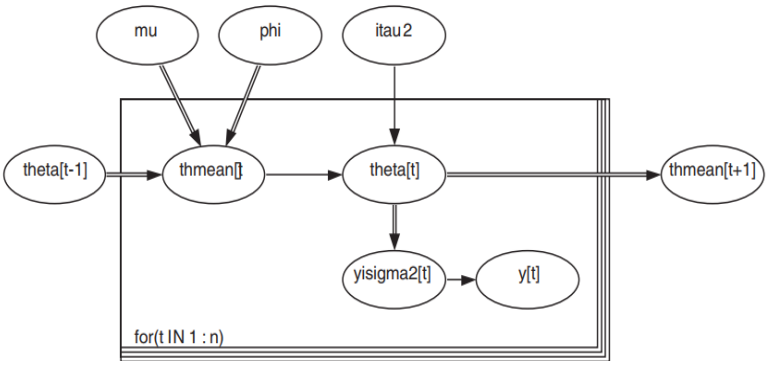
در این رابطه ضریب ϕ با محدودیت فنی $|\phi|<1$ در معادله (ii) یا معادله حالت تلاطم، پایداری در تلاطم را اندازه‌گیری می‌کند و υ_t و ω_t که در طول زمان می‌توانند مستقل یا غیر مستقل از همدیگر باشند دو نوع شوک در دینامیک بازده دارایی می‌باشند. فرآیند $\theta=\{\theta_1,\theta_2,...,\theta_n\}$ که در معادلات (ii) و (iii) ظاهر می‌شود غیر قابل مشاهده است. همچنین در رابطه فوق θ_1 (مقدار اولیه لگاریتم تلاطم) مطابق توزیع یک فرآیند AR(1) مانا توزیع شده است. بردار پارامترهای رابطه (۴) که باید برآورد شوند به صورت $\psi=(\mu,\phi,\sigma_\omega)$ تعریف می‌شود. شایان ذکر است که در معادله (ii) رابطه‌ی (۴) پارامتر[1] μ میانگین لگاریتم واریاتس و σ_ω انحراف استاندارد شوک وارد آمده بر لگاریتم تلاطم را نشان می‌دهند.

تصریح الگوی SV به شکل رابطه (۴) را می‌توان به صورت ساختاری سلسله مراتبی از سه توزیع شرطی $p(y|\theta)$، $p(\theta|\psi)$ و $p(\psi)$ توصیف کرد (جاکوایر و دیگران، ۲۰۱۴) که $p(y|\theta)$ توزیع داده‌های بازده دارایی (در این مطالعه بازده سهام ۵۰ شرکت فعال بورس تهران) را مشروط به لگاریتم تلاطم نشان می‌دهد. عبارت $p(\theta|\psi)$ باورها را درباره نحوه تغییرپذیری تلاطم براساس معادله حالت اتورگرسیو مرتبه اول (ii) در رابطه (۴) توصیف می‌کند. همچنین $p(\psi)$ باورهای محققین یا باورهای پیشین را درباره حوزه تغییرات پارامترهای مدل تلاطم SV بازتاب می‌دهد. شوک ω_t که در معادله اتورگرسیو تلاطم ظاهر می‌شود مدل SV را نسبت به مدل‌های GARCH انعطاف‌پذیر می‌کند با این حال بر پیچیدگی‌های مدل SV از نظر برآورد و تخمین تلاطم می‌افزاید. همچنین تعداد متغیرهای غیرقابل مشاهده $\theta=\{\theta_1,\theta_2,...,\theta_n\}$ به اندازه‌ی حجم مشاهدات است که پیچیدگی تخمین نسبت به مدل‌های کلاس GARCH را افزایش می‌دهد.

1. Hyper Parameter

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]

یـو و میـر[1] (۲۰۰۶) از گـراف بـدون دور جهـت‌دار (DGA) بـرای نمـایش رابطـه (۴) استفاده کرده‌اند. در نمودار (۱) روابط میان پارامترها و متغیر قابـل مشـاهده بـازده در قالـب یک گراف بدون دور جهت دار[2] (DGA) نشان داده شده است.



نمودار ۱: گراف بدون دور جهت دار (DAG) مدل نوسانات تصادفی

مأخذ: یو و میر، ۲۰۰۶

در این نمودار همه مقادیر غیرقابل مشاهده μ ϕ σ_ω^2، θ_t و مقادیر قابـل مشـاهده y_t در یک روز مشخص t با بیضی‌واری که گره نامیده می‌شـود، نشـان داده شـده اسـت. حرکـت پیکان‌های سیاه رنگ بین بیضی‌ها بر مبنای فرض استقلال شرطی انجام می‌گیرد. پیکان‌های با دو خط موازی بـه بیضـی‌های قطعـی کـه تـوابعی منطقـی از دیگـر بیضـی‌ها هسـتند وارد می‌شوند. میانگین شرطی θ_t، thmean[t] در نمودار فـوق، نمونـه‌ایی از یـک گـره قطعـی است که تابعی از گره‌های μ ϕ، و θ_{t-1} است. اگر همه‌ی گره‌ها در نمودار فـوق را بـا W نشـان دهـیم، اخـلاف مسـتقیم گـره $\omega \in W$ والـدین و اسـلاف مسـتقیم آن را، فرزنـدان می‌نامیم. پیکان‌های سیاه رنگ نشانگر مشروط به گره‌های والد است و هر گره ω از تمـام گره‌های دیگر (به جز اخلاف ω) مستقل است. برای مثال اگر در رزو t تلاطم در روز t-1 و مقادیر پارامترهای μ ϕ، و σ_ω^2 را بدانیم آنگاه باورهای ما در مورد مقدار تلاطـم همـین روز، θ_t، مستقل از تلاطم در روزهـای اول تـا t-2 و داده هـای روزهـای دیگـر جـز بـازده

1. Meyer and Yu
2. Directed Acyclic Graph

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]

امروز y_t است. در این حالت توصیف توزیع احتمال مشترک همه‌ی گره‌های تصادفی با استفاده از نمودار DAG بر مبنای فرض استقلال شرطی ساده و به صورت زیر خواهد بود:

$$P(W) = \prod_{\upsilon \in V} p\left\{\omega \middle| parents(\omega)\right\} \tag{۵}$$

رابطه (۵) برای مدل SV تصریح شده در رابطه (۴)، به صورت زیر خواهد بود:

$$p\left(\mu,\phi,\sigma_\omega,\theta_0,...,\theta_n \middle| y_1,y_2,...,y_n\right) = p(\mu)\,p(\phi)\,p(\sigma_\omega)\,p\left(\theta_0 \middle| \mu,\sigma_\omega\right)\times \prod_{t=1}^{n} p\left(\theta_t \middle| \theta_{t-1},\mu,\phi,\sigma_\omega\right)\times\prod_{t=1}^{n} p\left(y_t \middle| \theta_t\right) \tag{۶}$$

۳-۲. مدل تلاطم تصادفی با وجو اثر اهرمی (ASV)

از واقعیت‌های مشاهده شده بسیار مهم در بازارهای سهام عدم تقارن اثرگذاری شوک‌های منفی و مثبت بر تلاطم است. این عدم تقارن برخی اوقات تحت عنوان اثر اهرمی[1] و برخی اوقات دیگر تحت عنوان صرف ریسک[2] توصیف می‌شود. نلسون (۱۹۹۱)، گلستن، جاناتان و رانکل[3] (۱۹۹۳) و انگل و ان جی[4] (۱۹۹۳) شواهدی از وجود اثر اهرمی در بازده سهام ارائه کرده‌اند. هال و وایت (۱۹۸۷) شواهدی را ارائه کرده‌اند که نادیده انگاشتن اثر اهرمی زمانی که واقعا وجود دارد منجر به اریبی در تخمین قیمت‌گذاری اختیارات می‌شود. برهمین اساس هاروی و شفارد (۱۹۹۶) توصیفی از مدل SV فوق ارائه کرده‌اند که اثر اهرمی را با معرفی ضریب همبستگی میان توزیع اخلال‌های بازده سهام و لگاریتم تلاطم به صورت $corr\left(\upsilon_t,\omega_{t+1}\right)=\rho$ در بر می‌گیرد. در این شرایط رابطه (۴) به صورت زیر بازنویسی خواهد شد:

1. Leverage Effect
2. Risk Premium Effect
3. Glosten, Jagannathan and Runkle
4. Engle and Ng

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]

$$(a)\, y_t = V_t^{0.5}\upsilon_t = \exp(\frac{\theta_t}{2})\upsilon_t \qquad (۷)$$

$$(b)\, \theta_{t+1} = \mu + \phi(\theta_t - \mu) + \sigma_\omega \omega_t \qquad t > 1 \rightarrow eq; state - space$$

$$(c)\, \theta_1 \sim N\left(\mu, \frac{\sigma_\omega}{1-\phi^2}\right)$$

$$(d)\begin{pmatrix} \upsilon_t \\ \omega_{t+1} \end{pmatrix} \sim N\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}\right)$$

تمام اجزاء رابطه فوق مشابه رابطه (۴) است. رابطه فوق بیان می‌دارد که توزیع شرطی y_t و θ_{t+1} نرمال دو متغیره می‌باشد. بنابراین می‌توان آن را به فرم توزیعی زیر بازنویسی کرد (یو، ۲۰۰۵):

$$\theta_{t+1} | \theta_t, \mu, \phi, \sigma_\omega^2 \sim N\left(\mu + \phi(\theta_t - \mu), \sigma_\omega^2\right)$$

$$y_t | \theta_{t+1}, \theta_t, \mu, \phi, \sigma_\omega^2 \sim N\left(\frac{\rho}{\sigma_\omega} e^{\theta_t/2}\left(\theta_{t+1}\left(\mu + \phi(\theta_t - \mu)\right)\right), e^{\theta_t}\left(1-\rho^2\right)\right)$$

علاوه بر این، برخلاف تعریف جاکوایر و دیگران (۲۰۰۴) از اثر اهرمی در مدل SV، تعریف اثر اهرمی به صورت فوق با فرضیه بازارهای کارا سازگار است. زیرا فرآیند بازده دارایی در این تعریف از اثر اهرمی یک فرآیند تفاضل مارتینگل است یا

$$E\left(y_{t+1} | y_t, \theta_t\right) = e^{1/2(\mu + \phi(\theta_t - \mu))} E\left(e^{1/2\sigma_\omega \omega_{t+1}}\right) E\left(\varepsilon_{t+1} | y_t, \theta_t\right) = 0$$

۴. روش تخمین و نحوه گزینش مدل‌ها

۴-۱. روش شبیه‌سازی مونت کارلوی زنجیره‌های مارکفی

به دلیل وجود متغیرهای غیرقابل مشاهده θ_t (تلاطم در طول زمان) در روابط (۴) و (۷) تابع راستنمایی برای تخمین پارامترهای بردار $\psi = (\mu, \phi, \sigma_\omega, \rho)$ به صورت فرم غیر بسته‌ی زیر نوشته خواهد شد:

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]

$$L\left(\psi|y\right)=\prod_{t=1}^{n}\int f\left(y_t|\theta_1,\theta_2,...,\theta_n\right)f\left(\theta_1,\theta_2,...,\theta_n|\psi\right)d\theta_1..d\theta_n \qquad (۸)$$

در تابع فوق، هدف حداکثر سازی راستنمایی فرآیند $\{y_t\}$ است اما چگالی احتمال y به وسیله θ تعیین می شود که تابعی از ψ است. وجود فرم غیر بسته برای تابع راستنمایی تخمین مستقیم پارامترها را با تابع راستنمایی با روش‌های کلاسیک غیرممکن می‌سازد. برای این مشکل روش‌های تخمین بسیاری ارائه شده است که برمبنای نتایج ارائه شده در اندرسن و دیگران[1] (۱۹۹۹) روش شبیه‌سازی مونت کارلوی زنجیره های مارکفی که با MCMC نشان داده می شود کاراتر از سایر روش‌ها در این زمینه است. با فرض وجود توزیع پیشین بردار پارامترهای $\psi=\left(\mu,\phi,\sigma_\omega,\rho\right)$ روش MCMC چارچوبی را برای تخمین توزیع بردار پارامترهای ψ و مقادیر غیرقابل مشاهده θ_t در قالب رویکرد استنباط بیزی فراهم می‌آورد.[2] چیب[3] (۲۰۰۱) ادبیات غنی در مورد MCMC فراهم آورده است. به طور کلی، برمبنای روش MCMC برای تخمین پارامترهای مدل SV و ASV دو روش وجود دارد:

۱. الگوریتم متروپلیس هستینگز (MH)
۲. الگوریتم نمونه‌برداری گیبس

جاکوایر و دیگران (۱۹۹۴) از الگوریتم MH برای تخمین پارامترهای SV و ASV استفاده کرده‌اند. کیم و دیگران (۱۹۹۸) نشان داده‌اند که الگوریتم MH برای تخمین پارامترهای SV و ASV آنچنان که لازم است کارا نمی‌باشد. برای غلبه بر مشکل عدم

1. Andersen

۲ . در واقع در این روش به جای تخمین نقطه‌ایی یا فاصله‌ایی μ، ϕ، w و مقادیر θ_t توابع چگالی احتمال $f\left(\mu|y,\theta\right)$، $f\left(\phi|y,\theta\right)$، $f\left(\sigma_\omega|y,\psi,\theta\right)$ و $f\left(\theta|y,\psi\right)$ با استفاده از رویکرد بیزی و الگوریتم MCMC شبیه‌سازی می‌شوند و سپس نما یا مد (بیش‌ترین تکرار مقادیر هرکدام از پارامترها) این توابع چگالی احتمال به عنوان یک تخمین نقطه‌ایی از ψ و θ ارائه می‌شود. لازم به توضیح است که در صورتی که توزیع تک‌نمایی باشد از میانگین به عنوان تخمین پسین استفاده می گردد.

3. Chib

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]

کارایی شبیه‌سازی با الگوریتم MH، در این مطالعه از الگوریتم نمونه‌برداری گیبس[1] استفاده شده است.

گراف DAG (نمودار (۱)) به خوبی نحوه عملکرد روش MCMC را برای تخمین پارامترهای مدل SV را توضیح می‌دهد. اگر زیرمجموعه‌ی گروه‌های شامل متغیرهای غیرقابل مشاهده و قابل مشاهده را به ترتیب با W_u و W_o نشان دهیم، هنگامی که $p(W)$ را با استفاده از رابطه (۵) محاسبه نمودیم؛ آنگاه مشکل فنی عمومی که در کاربرد استنباط بیزی در محاسبه انتگرال‌های چندگانه با آن مواجه خواهیم شد یعنی ضرورت یافتن ثابت استاندارد ساز توزیع پسین متغیرهای غیرقابل مشاهده به ازای داده‌ها یا مخرج کسر رابطه ی زیر روی خواهد داد:

$$p(W_u|W_o)=\frac{p(W_u,W_o)}{p(W_o)}=\frac{p(W)}{\int p(W_u,W_o)dW_u} \qquad (۹)$$

این موضوع به ترتیب در مدل SV و مدل ASV نیازمند انتگرال گیری (N+3) بعدی و (N+4) بعدی است، چرا که انتگرال گیری بر فضای متغیرهای غیرقابل مشاهده $\theta_n,...,\theta_1,\mu,\phi,\sigma_\omega,\rho$ صورت می‌پذیرد. مسئله‌ای محاسبه توزیع پسین حاشیه‌ایی هر متغیر غیرقابل مشاهده نیز شامل یک انتگرال‌گیری (N+2) بعدی به صورت پی در پی خواهد بود. گیلکز و دیگران[2] (۱۹۹۶) نشان می‌دهند که انتگرال‌گیری با ابعاد بالا را با استفاده از MCMC می‌توان حل کرد. الگوریتم نمونه‌برداری گیبس نمونه‌هایی از توزیع رابطه (۵) را از هر توزیع پسین تمام شرطی[3] تک متغیره از متغیرهای غیرقابل مشاهده به صورت تکراری تولید می‌کند.

1. Gibbs Sampling
2. Gilks
3. Full conditional Distribution

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]

۴-۲. توزیع پیشین ψ، مقادیر θ_t و تابع راستنمایی

براساس مطالب فوق، به منظور کامل شدن تصریح معادلات روابط (۴) و (۷)، نیاز است که توزیع پیشین برای بردار پارامترهای ψ و مقادیر غیرقابل مشاهده مشخص شوند. تابع توزیع پیشین مشترک به صورت زیر خواهد بود

$$p\left(\mu,\phi,\sigma_\omega,\theta_0,...,\theta_n\right)=p\left(\mu,\phi,\sigma_\omega\right)p\left(\theta_0\left|\mu,\sigma_\omega\right.\right)\prod_{t=1}^{n}p\left(\theta_t\left|\theta_{t-1},\mu,\phi,\sigma_\omega\right.\right) \quad (۱۰)$$

به منظور ساده سازی بیش‌تر با تبعیت از کیم و همکاران[1] (۱۹۹۸) استقلال مولفه‌های بردار پارامترهای ψ را فرض می‌گیریم.[2] لذا، در این حالت توزیع ψ به‌صورت زیر به دست خواهد آمد:

$$p\left(\psi\right)=p\left(\mu\right)p\left(\phi\right)p\left(\sigma_\omega\right),$$

هرکدام از اجزاء رابطه‌ی احتمالی فوق فرض می‌شود دارای توابع توزیع احتمالی به صورت زیر می‌باشند:

$$(1)\,\mu\sim\sqrt{\frac{0.001}{2\pi}}\exp\left(-\frac{0.001}{2}\left(\mu\right)^2\right)=N\left(0,0.001\right) \quad (۱۱)$$

$$(2)\,\phi=2\phi^*-1;\phi^*\sim\frac{1}{2\Gamma\left(\alpha,\beta\right)}\left(\frac{1+\phi}{2}\right)^{\alpha-1}\left(\frac{1-\phi}{2}\right)^{\beta-1}$$

$$(3)\,\sigma_\omega\sim\frac{0.001e^{-0.001w}}{\Gamma\left(1\right)}=Gamma(1,0.001),$$

در روابط فوق توزیع پیشین پارامتر μ به‌صورت نرمال ناآگاهی بخش[1] تعریف شده است.[2] نکته مهم در مورد انتخاب توزیع پیشین μ وجود یا عدم

1. Kim

۲ . علت گزینش فرض استقلال پارامترها آن است که در غیر این‌صورت باید توزیع مشترک آنها به صورت $p\left(\psi\right)=p\left(\mu,\phi,\sigma_\omega\right)$ تعیین شود که استنباط بیزی را بیش از حد پیچیده می‌سازد و تعیین توابع توزیع پیشین به صورتی که در رابطه (۳) نشان داده شده است ممکن نمی‌بود.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]

وجود نقاط دورافتاده[۳] است. در صورت وجود نقاط دورافتاده در داده های بازده باید از توابع توزیع پیشین آگاهی بخش (که در آنها واریانس بیش‌تر از ۰/۰۱ است) استفاده کرد.

همچنین دلیل استفاده از ϕ^* با توزیع بتا، تضمین مانایی فرآیند تلاطم اتورگرسیو بوده است. میانگین و واریانس یک توزیع بتا به صورت زیر تعریف می شود:

$$E\left(\phi\right)=\frac{2\alpha}{\alpha+\beta}-1,$$

$$Var\left(\phi\right)=\frac{4\alpha\beta}{\left(\alpha+\beta\right)^2\left(\alpha+\beta+1\right)}.$$

انتخاب فوق پارامترهای α و β توزیع بتای پارامتر ϕ^* زمانی‌که حجم داده‌ها کمتر از ۱۰۰۰ باشد بر روی شکل توزیع پسین پارامتر ϕ تاثیرگذار خواهد بود. در مطالعه حاضر مقادیر این پارامترها براساس مقاله کیم و همکاران (۱۹۹۸) انتخاب شده است. کیم و همکاران (۱۹۹۸) مقادیر فوق پارامترها را به صورت α و β به ترتیب برابر با ۲۰ و ۱/۵ انتخاب کرده‌اند. در این صورت $E\left(\phi\right)$ و $Var\left(\phi\right)$ به ترتیب برابر با ۰/۸۶ و ۰/۱۱ خواهند بود و این موضوع به معنای آن است که مقادیر مثبت ϕ احتمال بسیار بیش‌تری برای وقوع خواهند داشت و این حالت با خوشه‌ایی بودن تلاطم سازگار است. به علت آنکه $\sigma_\omega \in \square^+$ (واریانس

---

۱. توزیع پارامتر μ به شکل $\mu \sim N\left(b_\mu, \mathrm{B}_\mu\right)$ نرمال ناآگاهی بخش نامیده می‌شود هرگاه $b_\mu = 0$ و $\mathrm{B}_\mu \leq 0.01$ باشد.

۲. در بازارهای مالی تابع راستنمایی حاوی اطلاعات کافی در مورد پارامتر μ می‌باشد، به این دلیل برای این پارامتر از تابع توزیع نرمال ناآگاهی بخش استفاده می‌شود.

3. Outliers

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]

همـواره مثبـت اسـت) مطـابق بـا پیشـنهاد فـروث اشـناتر و واگنـر (۲۰۱۰) از توزیـع گامای معکوس با مشخصات ذکر شده در معادله (۳) رابطه (۲) استفاده کرده‌ایم.[۱]

۴ -۳. گزینش مدل با استفاده فاکتور بیزی

یکی از موضوعات مهـم در بررسـی تلاطـم، انتخـاب مـدل مناسـب بـرای بـازده سـهام (انتخاب از میـان رابطـه (۴) و رابطـه (۷)) اسـت. روش‌شناسـی بیـزی ایـن امکـان را فـراهم می‌کند تا بـا اسـتفاده از مقایسـه نسـبت احتمال‌هـای پسـین مـدل‌های مختلـف، مشـروط بـه داده‌های معلوم، مدلی را که حداکثر احتمال تطابق با داده‌ها را داشته باشد انتخاب کنیم.

این عمل با فرض آنکـه تعـداد $\{M_j\}_{j=1}^{k}$ مـدل در دسـترس باشـد، بـا اسـتفاده از محاسـبه احتمال پسین j امین مدل به شرط داده‌ها به‌صورت زیر صورت می‌پذیرد:

$$p\left(M_j|y\right)=\frac{p\left(y|M_j\right)p\left(M_j\right)}{\int\limits_{k\in M} p\left(y|M_k\right)p\left(M_k\right)dM}, \qquad (۱۰)$$

با استفاده از تعریف نسبت R_{ji} که نسبت احتمالات پسین محاسبه شده مدل‌های رقیب i و j براساس رابطه‌ی فوق است، می‌توانیم معیاری احتمالی برای مقایسه مدل‌های رقیب بـه صورت زیر فراهم آوریم:

$$R_{ji}=\frac{p\left(M_j|y\right)}{p\left(M_i|y\right)}=\frac{p\left(M_j\right)}{p\left(M_i\right)}\frac{p\left(y|M_j\right)}{p\left(y|M_j\right)},$$

زمانی‌که $R_{ji}\geq 1$ نشان دهنـده آن اسـت کـه بـه‌ازای داده‌هـای معلـوم y و پیشـین‌های $p\left(M_j\right)$ و $p\left(M_i\right)$ مدل j با احتمال بیش‌تری به‌طور دقیق‌تری پدیده تحت بررسـی را نسبت به مدل i بررسی می‌کند. بنابراین، ایـن روش معیـاری از عمـل‌کرد مـدل‌ها را نسـبت

۱. معمولا در کاربردهای مالی پارامتر σ_ω^2 چندان تاثیرگذار نیست. تنها باید به این نکته دقت کرد که مقدار آن نباید بیش از حد کوچک باشد مگر آنکه دانش پیشین کافی در این مورد وجود داشته باشد.

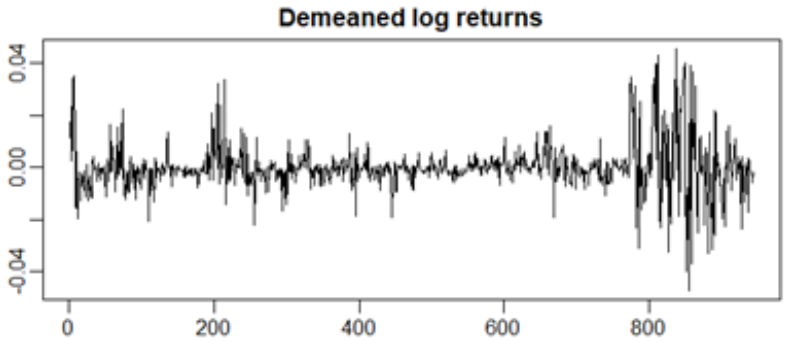
[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]

به‌هم به دست می‌دهد (اوسی ولسکی[1]، ۲۰۰۱، ۲۴-۲۰). در پژوهش حاضر برای مقایسه مدل‌ها از روش انتخاب مدل بیزی تحت عنوان فاکتور بیزی[2] استفاده شده است.

۵. تحلیل نتایج

۵-۱. بررسی توصیفی

نمودار ۲ داده‌های بازده سهام (نمودار پایین) ۵۰ شرکت فعال در بوروس تهران را در بازه زمانی سال ۱۳۹۴/۱/۵ تا ۱۳۹۷/۱۱/۲۹ نشان می‌دهد که به وضوح ویژگی خوشه‌ایی بودن تلاطم و تغییر پذیری نوسانات در بازده سهام را نشان می‌دهد. خوشه‌ایی بودن تلاطم دال بر وجود نوعی وابستگی در واریانس شرطی بازده سهام است. همین‌طور، مشاهده می‌شود که با وجود تغییرات تصادفی زیاد در بازده و وجود تلاطم‌های بزرگ، سری زمانی به میانگین سراسری (غیرشرطی) باز می‌گردد (خاصیت مانایی تلاطم).



نمودار۲. بازده شاخص سهام۵۰ شرکت فعالتر بورس تهران (پایین)

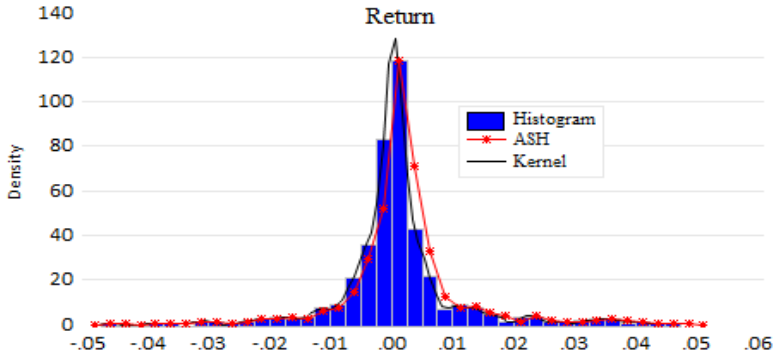
مأخذ:یافته‌های تحقیق

خاصیت برگشت‌پذیری سری زمانی داده‌های بازده به میانگین سبب می‌شود که توزیع حاشیه‌ای یا غیرشرطی بازده سهام در تمام نقاط زمانی یکسان و لذا با داده های موجود قابل ترسیم باشد. این توزیع با استفاده از نمودار هیستوگرام، هیستوگرام متوسط منتقل شده و کرنل آنها در نمودار ۳ نشان داده شده

1. Osiewalski
2. Bayesian Factor

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]

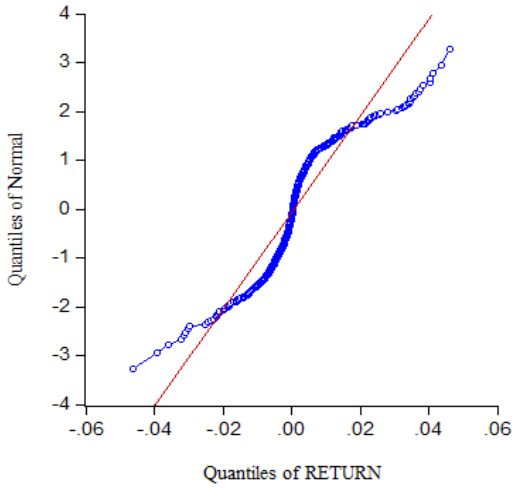
که براساس نمودار توزیع داده‌های بازده در فاصله زمانی یاد شده حول مقدار صفر متقارن، تک مدی و با کشیدگی بالاست.



نمودار۳. شاخص سهام (بالا) و بازده شاخص سهام۵۰ شرکت فعالتر بورس تهران

مأخذ: یافته‌های تحقیق

کوانتیل بازده در مقابل کوانتیل نرمال استاندارد در نمودار ۴ نشان داده شده است. شکل این نمودار به صورت محدب – مقعر می‌باشد که در داده‌های بازده بخاطر فروش‌های کوتاه مدت[1] یا کاهش کلی ذخایر سرمایه شرکت‌ها روی می‌دهد. این موضوع منجر به کشیدگی بالای داده‌های بازده نسبت به توزیع نرمال می‌شود زیرا بازده‌های مثبت بزرگ یا منفی بزرگ بیش‌تر از حالت نرمال روی می‌دهند.



نمودار ۴. کوانتیل بازده سهام ۵۰ شرکت در مقابل کوانتیل نرمال استاندارد

مأخذ یافته‌های تحقیق

1. Selling Short

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]

ویژگی‌های توصیفی داده‌های بازده در جدول ۲ نشان می‌دهد که میانگین بازده سهام عددی مثبت و بسیار نزدیک به صفر بوده است (تقریبا ۰/۰۱ درصد در ماه). همچنین این متغیر دارای چولگی مثبت است که نشان دهنده آن است که بازده مثبت محتمل‌تر از بازده منفی است. ضریب کشیدگی این متغیر ۹/۳ است که نشان دهنده کشیدگی بالای توزیع این مجموعه از داده‌ها نسبت به توزیع نرمال است. نتایج آزمون نرمالیتی JB نشان دهنده وجود شواهد قوی در رد نرمال بودن توزیع غیرشرطی بازده سهام است.

جدول۲. ویژگی‌های توصیفی متغیرها

آماره‌های توصیفی	بازده
میانگین	۰/۰۰۱۰۰۵
میانه	۰/۰۰۰۳۹۴
حداکثر داده	۰/۰۴۶۲۷۸
حداقل داده	-۰/۰۴۶۱۶۴
انحراف استاندارد	۰/۰۰۹۹۱۹۱
چولگی	۰/۸۳۱۰۱۴
ضریب کشیدگی	۹/۳۱۰۰۲۲
آماره جارکیو-برا	۱۶۷۱/۲۱۵
ارزش احتمال جارکیو-برا	۰/۰۰۰
تعداد مشاهدات	۹۴۲

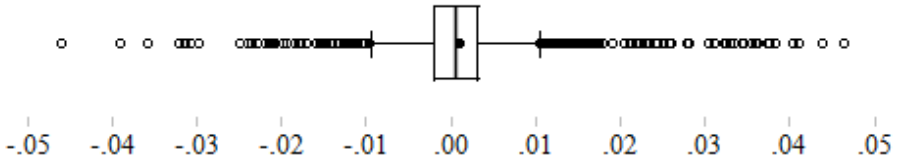
مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج توصیفی وجود خاصیت خوشه‌ایی در تلاطم و غیرخطی بودن کوانتیل داده‌های بازده را بخاطر کشیدگی بالای توزیع غیرشرطی آنها تایید می‌کند. نمودار شماره ۵ نمودار جعبه‌ایی داده‌های بازده سهام ۵۰ شرکت فعال بورس را نشان می‌دهد. نقاط مشخص شده در دو طرف نمودار جعبه ایی نشان دهنده نقاط پرت یا دور افتاده می باشند.[1] اهمیت این موضوع در آن است که در چنین شرایطی (همان‌طور که در بخش روش تحقیق گفته شد)

۱ . چنانچه داده‌ایی در فاصله بیش‌تر یا کمتر از ۱/۵ برابر فاصله میان چارکی (اختلاف بین چارک سوم و چارک اول) قرار گیرد دورافتاده تلقی می‌شود.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]

استفاده از توابع توزیع ناآگاهی بخش نرمال برای پارامتر μ استفاده کرد و براساس آنچه گفته شد باید از توابع توزیع آگاهی بخش استفاده کرد. براین اساس از توزیع آگاهی بخش معرفی شده توسط یو (۲۰۰۵) استفاده شده است.[۱]



نمودار ۵ . نمودار جعبه‌ایی بازده شاخص سهام ۵۰ شرکت فعال بورس

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵ -۲. تحلیل استنباطی

۵ -۱-۲. تخمین مدل SV

در جدول ۳ تخمین‌های میانگین پسین، $\hat{E}_p(\psi)$، انحراف استاندارد پسین، $\hat{V}_p^{0.5}(\psi)$، خطای شبیه‌سازی مونت کارلو، $MCSE$ و فاصله اعتبار ۹۵٪ بردار پارامترهای ψ مدل SV تصریح شده در رابطه (۴) نشان داده شده است. همان‌گونه که در بخش ۴ گفته شد برای محاسبه این آماره‌ها از الگوریتم نمونه‌برداری گیبس به تعداد ۱۰۰۰۰ تکرار برای تولید MCMC استفاده شده است. نتایج برای گشتاور مرتبه اول توزیع احتمال پسین این ضرایب در جدول شماره ۳ نشان داده شده است.

جدول ۳. تخمین بیزی تلاطم برساس فرآیند SV

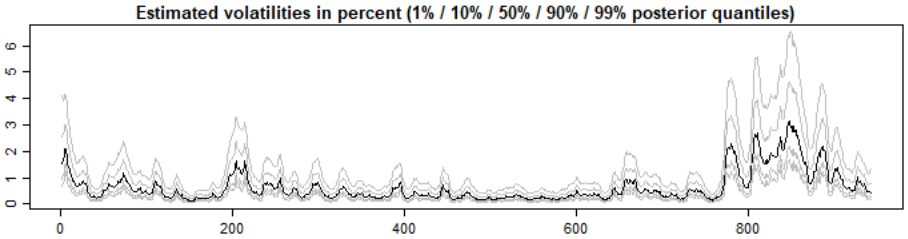
ضرایب	$\hat{E}_p(\psi)$	$\hat{V}_p^{0.5}(\psi)$	MCSE	فاصله اعتبار۹۵٪
σ_ω	۰/۳۰۶۶	۰/۰۷۱۳۳	۰/۰۰۱۹	۰/۲۰۵۸ - ۰/۴۳۲۵
μ	-۱۰/۵۶۷۴	۰/۳۲۱۷۳	۰/۰۴۶۹	-۱۱/۰۷۶۵ - ۱۰/۰۳۵۱
ϕ	۰/۹۴۰۳	۰/۰۱۶۷۹	۰/۰۰۶۶۷۶	۰/۹۱۰۸ - ۰/۹۶۵۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۱ . جان یو (۲۰۰۵) توزیع آگاهی بخش $N(0,5)$ را برای پارامتر μ معرفی می‌کند.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]

براساس یافته‌های ارائه شده در جدول فوق سطح تلاطم در بازده ۵۰ شرکت فعال بورس نسبتا پایین و معنی‌دار است (این مقدار با μ نشان داده شده است و برابر با ۱۰/۵۶۷ است). همانگونه که نمودار شماره ۴ تلاطم استخراج شده با استفاده از این الگو نسبت به نمودار سری زمانی بازده (نمودار شماره ۲) بسیار هموارتر است. همواری تلاطم نشانه‌ای از پایداری بالای تلاطم در بازار سهام ایران است (مقدار میانگین پسین ضریب ϕ برابر با ۰/۹۴ و واریانس پسین بسیار کم این متغیر نشان دهنده پایداری بالای تلاطم در بازار سهام است). همچنین انحراف استاندارد اندازه شوک‌های وارد بر لگاریتم تلاطم (σ_ω) برابر با ۰/۳۱ واحد است که نسبتا کم می‌باشد و بنابراین اندازه شوک‌ها کم و بیش مشابه است. این مورد نیز یکی از دلایل همواری نمودار ۶ است. خطای مونت کارلوی تمامی ضرایب این جدول کمتر از ۵٪ انحراف استاندارد پسین آنها می‌باشد که نشان دهنده پایداری تخمین‌ها در طول تکرارهای مختلف شبیه‌سازی مونت کارلو می‌باشد و بنابراین نیازی به افزودن حجم شبیه‌سازی نمی‌باشد.

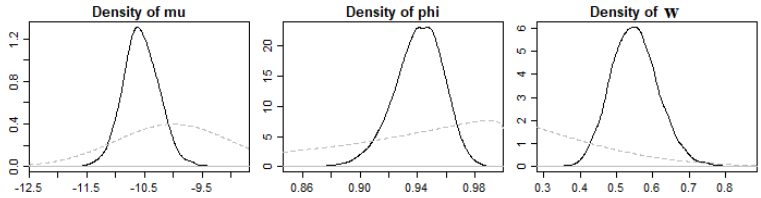


نمودار۶. تلاطم تخمین زده شده با SV (خط پررنگ) وفواصل اطمینان پسین(خطوط کمرنگ)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در نمودار شماره ۷ توزیع پیشین (نمودار کمرنگ) و توزیع پسین (نمودار پررنگ) ضرایب رابطه شماره ۲ را نشان می‌دهد. براساس یافته‌های ارائه شده در این نمودار توزیع پسین ضریب μ یا $p\left(\mu|y\right)$ و ضریب σ_ω یا $p\left(\sigma_\omega|y\right)$ متقارن است و توزیع پسین ضریب ϕ یا $p\left(\phi|y\right)$ تا حدودی چوله به سمت راست است. همچنین توزیع پسین تمامی ضرایب تک نمایی می‌باشد.

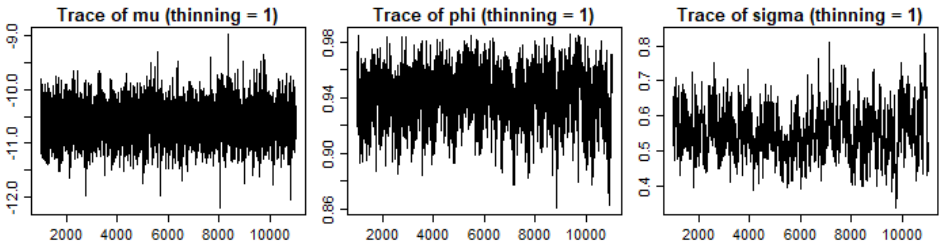
[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]



نمودار۷. توزیع پسین ضرایب (نمودار پررنگ) و
توزیع پیشین ضرایب(نمودار کم‌رنگ) در مدل SV

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در تخمین پارامترها و مقادیر نامشهود تلاطم، MCMC یک روش قدرتمند است اما این موضوع ما را از بررسی اینکه نمونه‌برداری به روش گیبس از توزیع پسین واقعی پارامترها صورت گرفته یا نه بی‌نیاز نمی‌کند. نمودار اثر[1] مسیر زمانی نمونه‌برداری از توزیع پسین پارامترها را نشان می‌دهد. شکل نمودار اثر برای بردار ψ مدل SV نشان می‌دهد که ۱۰۰۰۰ تکرار اول برای اهداف تفسیری و استنباطی کافی است و به نظر می رسد (این شکل مشابه الگوی گام تصادفی نیست لذا علامتی از دست یافتن الگوریتم MCMC به توزیع مانای پسین است). همچنین براساس این نمودارها به نظر نمی‌رسد که الگوریتم MCMC در هیچ نقطه‌ایی از توزیع گیر بیفتد و زنجیر به توزیع پسین همگرا نشود. علاوه بر بنابراین، با ۱۰۰۰۰ تکرار اول به طور کافی نمونه مناسب برای تخمین توزیع پسین بردار پارامترهای ψ به دست می‌آید.



نمودار۸. نمودار اثر بردار پارامترهای ψ در مدل SV

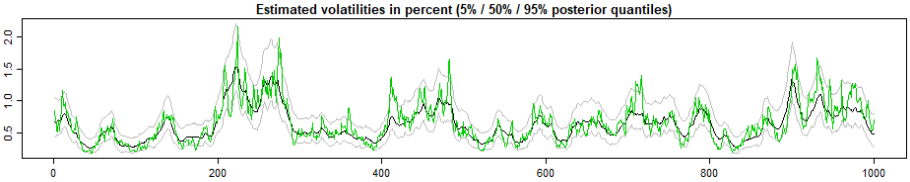
مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Trace

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]

۵ -۲-۲. تخمین مدل ASV

در جدول شماره ۴ نتایج تخمین بردار پارامترهای ψ با استفاده از مدل تلاطم تصادفی عدم تقارن یا ASV نشان داده شده است. ضریب اثر اهرمی ρ منفی و از لحاظ آماری معنی‌دار است وجود اثر اهرمی را در بازار سهام ایران برای ۵۰ شرکت فعال بورس تهران تایید می‌کند. بنابراین، اخبار منفی واکنش تلاطمی بزرگ‌تری را به نسبت اخبار مثبت ایجاد می‌کنند. فاصله اعتبار ۹۵ ٪ این ضریب [۰/۲۱۶۶ - ۰/۰۴۴۷-] است که محدوده تقریبا گسترده‌ای را شامل می‌شود. انحراف استاندارد شوک‌های وارد آمده بر لگاریتم تلاطم در مدل ASV نسبت به مدل SV بزرگتر است و فاصله اعتبار ۹۵٪ این ضریب[۰/۵۴۲۵ - ۰/۲۰۵۸] شواهدی از پراکندگی بیش‌تر شوک‌ها و لذا اندازه متفاوت شوک‌های وارد آمده بر تلاطم در طول زمان را نشان می‌دهد. این موضوع در نمودار شماره ۹ تلاطم تخمین زده با ASV خود را نشان می دهد که نسبت به مدل SV ناهمواری بیش‌تری را نشان می‌دهد.



نمودار۹. تلاطم تخمین زده شده با ASV (خط پررنگ) وفواصل اطمینان پسین(خطوط کمرنگ)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بنابراین، به نظر می‌رسد که عدم لحاظ کردن اثر اهرمی سبب تخمین‌های اریبی از تلاطم در مدل SV خواهد شد.

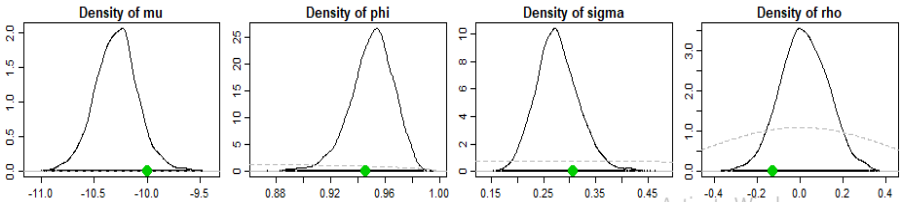
[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]

جدول ۴. تخمین بیزی تلاطم براساس فرآیند ASV

ضرایب	$\hat{E}_p(\psi)$	$\hat{V}_p^{0.5}(\psi)$	MCSE	فاصله اعتبار۹۵٪
σ_ω	۰/۳۷۳۵	۰/۰۷۴۹۹	۰/۰۰۶۸	۰/۵۴۲۸ ۰/۲۰۵۸ −
μ	−۱۰/۷۳۰۱	۰/۳۶۶۴۶	۰/۰۱۱۸	−۱۰/۱۳۰۹ −۱۱/۲۹۷۴
ρ	−۰/۱۲۸۹	۰/۰۵۲۲۴	۰/۰۰۳۰۸	−۰/۰۴۴۷ −۰/۲۱۶۶
ϕ	۰/۹۴۶۱	۰/۰۱۸۳۸	۰/۰۰۱۱۳	−۰/۹۷۵۹ ۰/۹۱۴۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار شماره (۱۰) توزیع پسین بردار پارامترهای ψ در رابطه (۷) را نشان می‌دهد. همانگونه که قابل مشاهده است توزیع پسین تمامی ضرایب (نمودار پررنگ) با توزیع پیشین آنها (نمودار کم رنگ) تفاوت دارد که نشان دهنده اثرگذاری داده‌های بازده بر باورهای پیشین (قبل از مشاهده داده‌ها) است. در مقایسه با نمودار ۷ روش SV به نظر می‌رسد اثرگذاری داده‌ها در چارچوب الگوی ASV شدیدتر از الگوی SV می‌باشد که این موضوع در نتیجه وجود اثر اهرمی در مدل ASV است. بنابراین، در شرایط عدم وجود اثر اهرمی نحوه اثرگذاری داده‌ها بر اطلاعات پیشین نسبت به حالتی که این اثر در مدل گنجانده شده است را کمتر از حد برآورد می‌نامید.



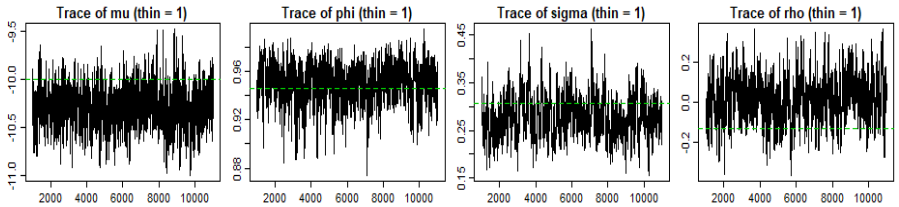
نمودار۱۰. توزیع پسین ضرایب (نمودار پررنگ)
و توزیع پیشین ضرایب(نمودار کم‌رنگ)در مدل ASV

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار اثر بردار پارامترهای $\psi = (\mu, \phi, \sigma_\omega, \rho)$ در نمودار شماره (۹) نشان داده شده است. براساس این نمودارها نمونه‌گیری از توزیع پسین تمام شرطی این ضرایب برای محاسبه $\hat{E}_p(\psi)$، $\hat{V}_p^{0.5}(\psi)$ و فاصله اعتبار به نحو مناسبی (به صورت تصادفی) در

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]

۸۰۰۰ تکرار بعدی صورت پذیرفته است و بنابراین برای تولید نتایج معتبر نیازی به افزایش حجم شبیه‌سازی یا تغییر مدل به دلیل وجود پارامترهای بیش اندازه[1] نمی‌باشد.



نمودار ۱۱: نمودار اثر بردار پارامترهای ψ در مدل ASV

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۳-۵. مقایسه مدل‌ها

به منظور مقایسه مدل تلاطم تصادفی با یکدیگر با استفاده از الگوریتم MCMC به تعداد ۱۰۰۰۰ تکرار احتمال پسین صحت هر مدل به دست آمده است و در جدول شماره ۷ نشان داده شده است. براساس این نتایج، بیش‌ترین احتمال پسین تناسب داده‌ها با مدل ASV که با $p\left(ASV \mid y_t\right)$ نشان داده شده است برابر با ۰/۲۴ است. از آنجاکه احتمال پیشین صحت هر مدل یا $p\left(M_i\right)$ برابر مقدار ۰/۲۰در نظر گرفته شده است، لذا نتایج انتحاب مدل تحت تاثیر توزیع پیشین انتخاب شده برای مدل‌ها قرار نمی‌گیرد.

جدول ۷. احتمال پسین تطابق مدل‌های مختلف تلاطم

مدل	کد	احتمال پسین $p\left(M_i \mid y_t\right)$
SV	M_2	۰/۱۹
ASV	M_3	۰/۲۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول فوق نشان می‌دهد که عدم لحاظ کردن وجود اثر اهرمی منجر به انتخاب مدل‌هایی خواهد شد که احتمال پسین صحت کمتری نسبت به مدل‌های نامتقارن دارند.

1. Over Parameterization

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]

۶. خلاصه و نتیجه گیری

در بسیاری از تحقیقات مالی، تلاطم در بازارهای مالی صرفا با استفاده از رویکرد GARCH بررسی شده است. نظر به اهمیتی که بازارهای مالی در رشد و توسعه کشورها دارند و مسائلی همچون بحران شدید بازارهای مالی در سال ۲۰۰۸ و عواقب خسارت بار آن بر اقتصاد جهان، استفاده از رویکردهای جایگزین برای اندازه‌گیری و پیش‌بینی تلاطم به عنوان یک واقعیت تجربی چنین بازارهایی، ضرورتی انکارناپذیر است. باتوجه به چنین ضرورتی، در این تحقیق تلاطم در بازده سهام بازار بورس تهران با استفاده از مدل‌های فضای حالت غیرخطی یا SV مورد بررسی قرار گرفته است. الگوی SV به دلیل آنکه شامل دو نوع فرآیند نوفه، یکی برای مشاهدات و یکی برای تلاطم پنهان، است نسبت به الگوهای GARCH الگوی واقعی‌تر و منعطف‌تر در مدلسازی تلاطم است. به دلیل وجود متغیرهای نامشهود تلاطم (به طور دقیق‌تر لگاریتم تلاطم) فرم تابع راستنمایی برای تخمین پارامترهای چنین الگویی غیر بسته است. بدین خاطر با روش های کلاسیک نمی‌توان پارامترها را برآورد کرد. در این تحقیق از روش بیزی MCMC برای تخمین استفاده شده است. نتایج تخمین الگوی SV و ASV نشان داد که ضریب پایداری تلاطم ϕ در معادله حالت لگاریتم تلاطم بسیار بزرگ و نزدیک به یک است. بنابراین، تلاطم در بازار سهام ایران پدیده ایی با پایداری بالاست و درنتیجه وقوع شوک‌های مختلف در این بازار دارای پیامدهای ماندگاری است. نتایج تجربی مقایسه مدل‌ها با استفاده از روش فاکتور بیزی نشان داد که مدل ASV با داده‌های بازده سهام سازگارتر از مدل SV و حتی مدل‌های نامتقارن EGARCH و GJR-GARCH است. این بدان معنی است که وقوع شوک‌های منفی نسبت به شوک‌های مثبت امواج تلاطمی بزرگ‌تری را تولید خواهد کرد. همچنین، معنای دیگر این موضوع آن است که نادیده انگاشتن اثرات اهرمی تخمین اریبی از تلاطم به دست خواهد داد. لذا، تصمیمات مربوط به سرمایه‌گذاری سهام‌داران و یا سیاست‌های سیاست‌گذاران مالی را دچار عواقب نامناسبی خواهد نمود.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]

منابع و مآخذ

- Adabi firouzjaee B, Mehrara M, Mohammadi S. Estimation and Evaluation of Tehran Stock Exchange Value at Risk Based on Window Simulation Method. jemr. 2016; 6 (23) :35-73(in Persian)
- Andersen, T. G., & Benzoni, L. (2009). Realized volatility. In T. G. Andersen, R. A. Davis, J.-P. Kreiss, & T. V. Mikosch (Eds.), Handbook of financial time series (pp. 555–576). Berlin, Heidelberg: Springer.
- Behradmehr N, mehrara M, mazraati M, dadafarid H. Forecasting Risk Premium in Crude Oil futures Market with BVAR. jemr. 2017; 8 (29) :7-35(in Persian)
- Bodie, Z., Kane, A., & Marcus, A. J. (2018). *Investments management*. Taipei: McGraw-Hill/Irwin.
- Bollerslev, T. (1986). *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*. Journal of Econometrics, 31(3), 307–327.
- Bollerslev, T., Engle, R.F. and Nelson, D.B. (1994). ARCH Models, in R.F. Engle and D. McFadden (Eds.), Handbook of Econometrics Vol. IV, Amsterdam: North-Holland, PP. 2959–3038.
- Chen, L., Zerilli, P., & Baum, C. F. (2019). Leverage effects and stochastic volatility in spot oil returns: A Bayesian approach with VaR and CVaR applications. *Energy Economics*, *79*, 111-129.
- Chou, R.Y. (1988). Volatility Persistence and Stock Valuations: Some Empirical Evidence Using GARCH, Journal of Applied Econometrics, **3**, 279–294.
- Engle RF (2004). *Risk and Volatility: Econometric Models and Financial Practice*. The American Economic Review, 94(3), and 405-420. DOI: 10.1257/0002828041464597.
- Engle, R.F. and Ng, V. (1993). Measuring and Testing the Impact of News on Volatility, Journal of Finance, **48**, 1749–1778.
- Engle, R.F., Ng, V.K. and Rothschild, M. (1990a). *Asset Pricing with a Factor-ARCH Covariance Structure*, Journal of Econometrics, 45, 235–237.
- Fama, E.F. (1965). The Behavior of Stock-Market Prices, Journal of Business, **38**, 34–105.
- Geweke, J. and Terui, N. (1993). *Bayesian Threshold Auto-Regressive Models for Nonlinear Time Series*, Journal of Time Series Analysis, 14, 441–454.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]

- Glosten LR, Jaganathan R, Runkle DE (1993). *On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks.* Journal of Finance, 48(5), 1779{1801.
- Hoeting, J. A., Madigan, D., Raftery, A. E., & Volinsky, C. T. (1999). *Bayesian Model Averaging: A Tutorial*. Statistical Science, 14 (4), 382–417.
- Hull, J., and White, A. (1987). The pricing of options on assets with stochastic volatilities. Journal of Finance, 42:281–300.
- Jacquier, E., Polson, N., and Rossi, P. (2004). Bayesian analysis of stochastic volatility models with fat-tails and correlated errors. Journal of Econometrics, (122):185–212.
- Jeffreys, H. (1939). Theory of Probability. Oxford: Oxford University Press.
- Kim, S., Shephard, N., & Chib, S. (1998). *Stochastic Volatility: Likelihood Inference and Comparison with ARCH Models*. Review of Economic Studies, 65, 361–393.
- Lee, S. W., & Hansen, B. E. (1994). *Asymptotic Theory for the GARCH (1, 1) Quasi-Maximum Likelihood Estimator*. Econometric Theory, 10, 29–52.
- Lin, Y., Xiao, Y., & Li, F. (2020). Forecasting crude oil price volatility via a HM-EGARCH model. *Energy Economics*, 104693.
- Mandelbrot, B. (1963). *The Variation of Certain Speculative Prices*, Journal of Business, 36, 394–419.
- Meyer, R. and Yu, J. (2000). BUGS for a Bayesian analysis of stochastic volatility models. Econometrics Journal, 3, 198–215.
- Nelson, D.B. (1991). *Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns: A New Approach*, Econometrica, 59, 347–370.
- Nelson, D.B. and Foster, D.P. (1994). *Asymptotic Filtering Theory for Univariate ARCH Models*, Econometrica, 62, 1–41.
- Osiewalski, J. (2001). Ekonometria Bayesowska w Zastosowaniach, [Bayesian Econometrics in Applications]. Cracow: Cracow University of Economics.
- Schwert, G.W. (1989). *Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?* Journal of Finance, 44, 1115–1153.
- Sims, C.A. (1988), *Bayesian Skepticism on Unit Root Econometrics*, Journal of Economic Dynamics and Control, 12, 463-474.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]

[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]

- Stock, J.H. and Richardson, M.P. (1989). *Drawing Inferences from Statistics Based on Multi-Year Asset Returns*, Journal of Financial Economics, 25, 323–348.
- Taylor, S.J (1986). Modelling Financial Time Series. John Wiley, New York.
- Withers, S. D. (2002). *Quantitative Methods: Bayesian Inference, Bayesian Thinking*, Progress in Human Geography, 26 (4), 553–566.
- Y Omori, S Chib, N Shephard, J Nakajima (2007). Stochastic volatility with leverage: Fast and efficient likelihood inference. Journal of Econometrics 140 (2), 425-449, 2007. 295, 2007.
- Yu, J. (2005). On leverage in a stochastic volatility model. Journal of Econometrics, 127(2), 165-178.
- Zhong, M., Darrat, A. F., & Anderson, D. C. (2003). Do US stock prices deviate from their fundamental values? Some new evidence. Journal of banking & finance, 27(4), 673-697.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]

[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.2.6]

[DOI: 10.21859/jemr.11.41.197]

Modeling Stock Return Volatility Using Symmetric and Asymmetric Nonlinear State Space Models: Case of Tehran Stock Market

Mojtaba Rostami[1], Seyed Nezamuddin Makiyan[2]

Received: 2019/03/6 Accepted: 2020/11/21

Abstract

Volatility is a measure of uncertainty that plays a central role in financial theory, risk management, and pricing authority. Turbulence is the conditional variance of changes in asset prices that is not directly observable and is considered a hidden variable that is indirectly calculated using some approximations. To do this, two general approaches are presented in the literature of financial economics for modeling and calculating volatility. In the first approach, conditional variance is modeled as a function of the square of the past shocks of return on assets. Models of the GARCH type fall into this category. In the alternative approach, volatility is assumed to be a random variable, which evolves using nonlinear patterns of Gaussian state space. This type of model is known as Stochastic Volatility (SV). Because, SV models include two kinds of noise processes, one for observations and another for hidden, volatility, thus, they are more realistic and more flexible in calculating volatility than GARCH type. This study attempts to analyze the volatility in stock returns of 50 companies, which are active in Tehran Stock Market using symmetric and asymmetric methods of Stochastic Volatility, which is different in the presence of leverage effect. The empirical comparison of these two models by calculating the posterior probability of accuracy of each model using the MCMC Bayesian method represents a significant advantage of the ASV model. The results in both symmetric and asymmetric methods represent the very high stability of the volatility generated by the shocks on stock returns; therefore, the Tehran Stock market changes in returns due to this high sustainability will be predictable.

Keywords: Symmetric and Asymmetric Nonlinear States, StochasticVolatility, Stock market, Bayesian Method .

JEL Classification: C ،G ، C

---

1. Ph.D of Economics, Yazd University Email: mojtabarostami1364@yahoo.com

2. Associate Professor in Economics, Yazd University Email: nmakiyan@yazd.ac.ir