فصلنامه علمی- پژوهشی اقتصاد و مدیریت شهری، ۶(۳(پیاپی ۲۳))، ۵۳-۳۵
www.iueam.ir
نمایه در ISC، EconLit، Econbiz، EBZ، GateWay-Bayern، SID، Google Scholar، Noormags، Magiran، Ensani، RICeST، Civilica
شاپا: ۲۳۴۵-۲۸۷۰

فصلنامه علمی- پژوهشی
اقتصاد و مدیریت شهری

استخراج و تحلیل ریسک بازدهی صنعت انبوه‌سازی، املاک و مستغلات (براساس روش ارزش در معرض ریسک مبتنی بر رهیافت مارکوف)

مهدی ذوالفقاری* استادیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران
فاطمه فقیهیان کارشناسی‌ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، تهران، ایران

دریافت: ۱۳۹۶/۰۸/۲۷ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۲/۲۲

چکیده: امروزه هر اقدامی جهت سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های اقتصادی، نیازمند آگاهی و دسترسی به برخی مؤلفه‌های مربوط به آن فعالیت می‌باشد. یکی از مؤلفه‌های مهم در سرمایه گذاری، آگاهی از میزان ریسک بازدهی سرمایه‌گذاری با توجه به بازدهی انتظاری در آن فعالیت می‌باشد. یکی از مهم‌ترین حوزه‌های سرمایه‌گذاری در کشور، سرمایه‌گذاری در بخش مسکن است که می‌تواند به صورت مستقیم یا غیرمستقیم (از طریق بازارهای مالی) صورت گیرد. در این رابطه، اهمیت آگاهی از میزان ریسک در سرمایه‌گذاری غیرمستقیم در بخش مسکن با توجه به ماهیت بازارهای مالی، بیش از پیش ضروری می‌باشد. علی‌رغم اهمیت آگاهی از میزان ریسک، در سال‌های گذشته، روش‌های ارائه شده برای اندازه‌گیری کمی آن توسعه چندانی نداشته است؛ ازاین‌رو در این پژوهش تلاش شده الگوی جدیدی برای اندازه‌گیری ریسک بازدهی سهام شرکت‌های فعال در صنعت انبوه‌سازی، املاک و مستغلات ارائه گردد که نه تنها قادر است بخش عمده‌ای از نواقص روش‌های جاری را پوشش دهد، بلکه می‌تواند ریسک بازدهی سهام شرکت‌ها را در حالت‌های مختلف به صورت کمی استخراج کند. الگوی حاضر براساس روش ارزش در معرض ریسک و با بهره‌گیری از فرایند رژیمی مارکوف بر اساس روش‌های پارامتریک طراحی شده است. این سازوکار علاوه‌بر در نظر گرفتن انتقالات رژیمی ریسک، براساس مجموعه‌ای از مدل‌ها طراحی شده است که انواع مختلفی از توابع توزیع نرمال و غیرنرمال را بر پایه رفتارهای متقارن و نامتقارن در نظر می‌گیرد. نتایج تحقیق نشان دادند که بازدهی سهام شرکت‌های فعال در حوزه مسکن، از انتقالات رژیمی تبعیت می‌کنند و از توزیع GED بر پایه مدل‌های نامتقارنی برخوردار است.

واژگان کلیدی: ریسک، خانواده GARCH، فرایند زنجیره مارکوف، صنعت انبوه‌سازی، املاک و مستغلات
طبقه‌بندی JEL : R31, R39, O33, R32

* نویسنده مسئول: M.zolfaghari@modares.ac.ir

۱- مقدمه

امروزه یکی از حوزه‌های مهم سرمایه‌گذاری در کشور، سرمایه‌گذاری در بخش مسکن می‌باشد. این سرمایه‌گذاری می‌تواند به صورت مستقیم از طریق مشارکت فردی یا جمعی (به‌صورت تجمیع منابع مالی در یک شرکت تعاونی، صندوق سرمایه‌گذاری یا هر نهاد حقوقی) برای خرید و احداث ساختمان صورت گیرد. همچنین، اشخاصی که تمایل به سرمایه‌گذاری در این صنعت جهت کسب منفعت از آن دارند می‌توانند از طریق واسطه‌های مالی نظیر بورس اوراق بهادار، اقدام به سرمایه‌گذاری در دارایی‌های شرکت‌های فعال در حوزه انبوه‌سازی، املاک و مستغلات با خرید سهام آنها کنند یا از طریق عرضه اولیه، افزایش سهام یا خریدوفروش، دارای سهام این شرکت‌ها شده و از منافع سرمایه‌گذاری آنها منتفع شوند.

سرمایه‌گذاری در هر حوزه (اعم از املاک، تولیدات صنعتی، بازرگانی، خدمات و ...) نیازمند آگاهی از مؤلفه‌های عمده حوزه مربوط است تا با شناخت این مؤلفه‌ها، استراتژی سرمایه‌گذاری مناسبی اتخاذ کرد. از عمده‌ترین مؤلفه‌های مورد نیاز برای سرمایه‌گذاری می‌توان به هزینه‌های ثابت و جاری طرح، درآمدهای آتی، وضعیت بازار، رقبا، فضای کسب‌وکار، ریسک‌های مختلف و ... اشاره کرد (ذوالفقاری، ۱۳۹۴). یکی از مؤلفه‌های مهم در جهت‌دهی سرمایه‌گذاری، آگاهی از میزان ریسک سرمایه‌گذاری در هر صنعت برحسب بازده انتظاری از آن است. سرمایه‌گذاران، تمایل به سرمایه‌گذاری در طرح‌هایی دارند که حداقل ریسک را برحسب بازده انتظاری مشخص داشته باشد. ازاین‌رو اولین گام در اتخاذ استراتژی سرمایه‌گذاری در میان فعالیت‌های مختلف، آگاهی از میزان کمّی ریسک‌های عمده صنعت مربوط می‌باشد (Beaubrun-Diant & Maury, 2016). با توجه به اهمیت موضوع ریسک از دیدگاه سرمایه‌گذاران در سال‌های اخیر، روش‌های مختلف اندازه‌گیری ریسک در حوزه‌های مختلف (اعم از ریسک بازار، ریسک اعتباری، ریسک عملیاتی و ...) توسط محققان برحسب اهمیت هر یک از ریسک‌ها در صنعت مربوطه ارائه شده است.

در حوزه سرمایه‌گذاری غیرمستقیم در صنعت انبوه‌سازی، املاک و مستغلات که از طریق بازارهای بورس و فرابورس صورت می‌گیرد، مهم‌ترین ریسک این نوع سرمایه‌گذاری، ریسک نوسانات قیمت سهام یا ریسک بازدهی سهام شرکت‌های فعال در صنعت انبوه‌سازی، املاک و مستغلات می‌باشد (سحابی و همکاران، ۱۳۹۴). با توجه به نوع ریسک مربوطه، در سال‌های اخیر، برخی روش‌های اندازه‌گیری آن ارائه شده است. با این وجود از دیدگاه صاحب‌نظران اقتصادی و مالی، بسیاری از این روش‌ها دارای نواقص قابل‌توجهی هستند؛ از جمله این نواقص می‌توان موارد ذیل را نام برد: تکیه صرف بر روش‌های آماری، عدم توجه به نوع توابع توزیع سری‌های زمانی (که در بیشتر موارد فرض بر نرمال بودن آنها شده است)، بی‌توجهی به وجود واکنش‌های نامتقارن قیمت سهام به اخبار خوب و بد و بی‌توجهی به رفتارهای رژیمی قیمت سهام شرکت‌ها (Barzegar, 2014). ازاین‌رو با توجه به اهمیت مسئله، آگاهی از میزان کمّی ریسک از یک‌سو و نواقص مطرح شده در خصوص روش‌های جاری، در پژوهش حاضر تلاش گردیده است تا با ارائه الگوی جدیدی بتوان نه تنها کلیه نواقص مطرح شده را برطرف کرد بلکه ویژگی‌هایی نظیر: در نظر گرفتن اثرات بازخورد، اثرات اهرمی، انتقالات رژیمی و ... را در اندازه گیری ریسک بازدهی شاخص سهام شرکت‌های فعال در صنعت انبوه‌سازی، املاک و مستغلات در نظر گرفت. این سازوکار با استفاده از روش ارزش در معرض ریسک (VaR)[1] و با بهره‌گیری از رهیافت مارکوف[2] در مدل‌سازی خانواده GARCH[3] طراحی گردید.

1- Value at Risk
2- Markov Chains
3- Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

داده‌های شاخص‌های مورد مطالعه از پایگاه اطلاعاتی شرکت بورس اوراق بهادار تهران، استخراج شده‌اند و شامل یک دوره شش‌ساله از ابتدای سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴/۴/۳۱ می‌باشد. مطالعه حاضر، اولین مطالعه‌ای است که اقدام به استخراج ریسک بازدهی شاخص صنعت انبوه‌سازی، املاک و مستغلات بر پایه انتقالات رژیمی و برحسب طیفی از توزیع‌های نرمال و غیرنرمال کرده و در آن، اثرات بازخورد و اهرمی، در نظر گرفته شده است که می‌توان موارد بیان شده را به عنوان نوآوری تحقیق حاضر، در نظر گرفت.

۲- پیشینه تحقیق

بررسی مطالعات داخلی و خارجی نشان داد که مطالعات محدودی در خصوص اندازه‌گیری ریسک با استفاده از مدل‌های پارامتریک براساس معیار ارزش در معرض ریسک در بازارهای مالی با استفاده از رهیافت سوئیچینگ مارکوف صورت گرفته که در حوزه‌های غیر از حوزه صنعت انبوه‌سازی، املاک و مستغلات بوده است؛ با این وجود در ادامه به برخی از مطالعات نزدیک به موضوع تحقیق حاضر در خصوص اندازه‌گیری ریسک پرداخته شده است.

الف) پژوهش‌های خارجی

بینای کومار[1] (۲۰۰۳) ارزش در معرض ریسک را برای بازده روزانه با انتخاب مدل GARCH(1,1) و توزیع تی- استیودنت به عنوان مدل ترجیح داده شده، انتخاب کرد. برخی از مطالعات به این نتیجه رسیدند که استفاده از توزیع‌های نامتقارن به جای توزیع‌های متقارن برای باقی‌مانده های استاندارد شده، پیش‌بینی‌های بهتری از VaR را تولید می‌کند؛ برای مثال گیوت و لورنت[2] (۲۰۰۳) در مطالعات خود به این نتیجه دست یافتند که مدل‌های نامتقارن با توزیع t نسبت به سایر روش‌ها، نتایج بهتری در تخمین VaR داخل نمونه و خارج از نمونه ارائه می‌دهند.

آندرو و گایسلز[3] (۲۰۰۶) در مطالعه‌ای به این نتیجه دست یافتند که توزیع t و t چوله، ارزش در معرض ریسک بیش از حدی را تخمین می‌زنند و در نتیجه، ممکن است برای باقی‌مانده‌های استاندارد شده، سایر توزیع‌ها؛ نظیر توزیع نرمال، مناسب‌تر باشد.

آردیا و هوگرهید[4] (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای با بررسی تأثیر نوسانات VaR بر بازدهی سهام بورس آمریکا با استفاده از مدل‌های GARCH در بازه‌های یک روزه، هفتگی، ماهانه و فصلی، به این نتیجه دست یافتند که تأثیر نوسانات روزانه و هفتگی، با تأثیر نوسانات ماهانه و فصلی تا حدودی متفاوت است.

عاصف[5] (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای، به اندازه‌گیری ارزش در معرض ریسک بازارهای سهام کشورهای منا (MENA) با استفاده از توزیع‌های نامتقارن شرطی ARCH و دم‌پهن پرداخت. نتایج این مدل‌سازی نشان دادند که تخمین VaR براساس مدل‌های خانواده GARCH، نتایج مناسبی را دربر دارد. با این وجود، افزوده مدل‌های خانواده سوئیچینگ در ترکیب مدل‌های خانواده GARCH می‌توانست نتایج مطالعه وی را تقویت کند.

بناویدس[6] (۲۰۰۷) با استفاده از مدل MS-GARCH به بررسی نوسانات قیمت سهام در بازارهای بورس آمریکا و اروپا بر مبنای تابع توزیع t پرداخت. نتایج مطالعه وی، حاکی از وجود اثرات رژیمی در رفتار قیمتی سهام در بازارهای مختلف می‌باشد.

ب) پژوهش‌های داخلی

برزگر[7] (۲۰۱۴) در رساله دکتری خود، بر اهمیت در نظر گرفتن انتقالات رژیمی در مدل‌سازی مدل‌های سری زمانی GARCH و مدل‌های ساختاری VAR

1- Binay Kumar
2- Giot and Laurent

3- Andreou and Ghysels
4- Ardia and Hoogerheid
5- Assaf
6- Benavides
7- Barzegar

تأکید نمود و با بررسی انتقالات قیمت سهام شرکت‌های پتروشیمی ادعا کرد که شاخص سهام بسیاری از صنایع در بازار مالی کشور از انتقالات رژیمی تبعیت می‌کند.

فقیهیان[1] (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای با بررسی وضعیت سهام شرکت‌های فعال در حوزه صنایع غذایی و مقایسه شاخص این صنعت با شاخص کل بازار با استفاده از مدل ARCH بر این مسئله تأکید کرد که رفتار نوسانات شاخص بازار و شاخص صنایع غذایی، از الگوی سوئیچینگی هامیلتون[2] تبعیت می‌کند.

با بررسی دو مطالعه اخیر که با استفاده از رهیافت سوئیچینگی انجام شده است، نویسندگان از مدل‌های متقارن GARCH براساس توزیع نرمال استفاده کرده‌اند. این در صورتی است که در مطالعه حاضر، شش مدل متقارن و نامتقارن GARCH برحسب سه توزیع نرمال، t و GED (که مجموعاً ۳۶ مدل می‌باشد) برای استخراج ریسک بازدهی شاخص صنعت انبوه‌سازی، املاک و مستغلات به کار گرفته شده است. همچنین اثرات بازخورد و اثرات اهرمی به همراه احتمال انتقالات بین دوره‌ای نیز در نظر گرفته شده است.

سحابی و همکارانش (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای به محاسبه ارزش در معرض ریسک دو صنعت استخراج کانه‌های فلزی و دارو، با استفاده از دو رویکرد مدل‌های GARCH ساده و مدل آنالیز موجک -GARCH پرداختند. نتایج مطالعه نشان دادند که مدل آنالیز موجک-GARCH، عملکرد بهتر و کاراتری نسبت به مدل رقیب خود دارد. در واقع رویکرد شبه‌پارامتریک ارائه‌شده از نظر دقت و اطمینان در مقایسه با روش پارامتریک GARCH، در سطوح اطمینان بالا، میانگین مجذور خطا و نرخ شکست کمتر و واقعی‌تری را نشان می‌دهد.

۳- مبانی نظری

در مطالعات اقتصادی، هر سرمایه‌گذاری با درجه‌ای از ریسک برخوردار است که برخی از آنها در کنترل و برخی دیگر خارج از کنترل سرمایه‌گذار است. در تصمیمات مربوط به سرمایه‌گذاری، دو گزاره ریسک و بازدهی انتظاری در مقابل یکدیگر قرار می‌گیرند. در یک تعریف کلی، ریسک، زیان بالقوه قابل‌اندازه‌گیری سرمایه‌گذاری است که می‌تواند بر روی یک دارایی یا سبدی از دارایی‌ها محاسبه شود اما بازدهی انتظاری، بیانگر عایدی یا درآمد انتظاری حاصل از سرمایه‌گذاری است (Marty, 2015). اقتصاددانان متعددی، ریسک سرمایه‌گذاری را پراکندگی بازده تعریف کرده‌اند. کینز[3]، ریسک سرمایه‌گذاری را احتمال انحراف از میانگین بازده تعریف کرده است. براساس نظر کینز، شخصی که در یک دارایی، سرمایه‌گذاری می‌کند که بازده آن به میزان زیادی از پراکندگی برخوردار است باید بابت ریسکی که متحمل می‌شود مابه‌ازایی دریافت کند (شیخ، ۱۳۹۴). دو دیدگاه مجزا در رابطه با ریسک سرمایه‌گذاری وجود دارد: در دیدگاه اول، ریسک به عنوان هر گونه نوسان احتمالی بازده اقتصادی در آینده تلقی می‌گردد و در دیدگاه دوم، ریسک به عنوان نوسانات احتمالی منفی بازده اقتصادی در آینده به کار می‌رود. در این راستا یکی از مشهورترین نظریه مالی در خصوص ریسک سرمایه‌گذاری، نظریه مدرن پرتفوی است که مارکویتز[4] (۱۹۵۹) ارائه کرده است. در این نظریه، ریسک منطبق بر دیدگاه اول و به عنوان انحراف از میانگین بازدهی تعریف می‌شود. به عبارت دیگر، نوسانات بالا و پایین، هم‌ارزش هستند و واریانس و انحراف معیار، شاخص‌های عددی برای اندازه‌گیری ریسک تلقی می‌شود. در این دیدگاه، پیش‌فرض استفاده از واریانس و انحراف معیار، وجود توزیع نرمال برای متغیر است. در ادامه، مفروضات مدل مارکویتز، بیان شده است:

1- Faghihian
2- Hamilton
3- Keynes
4- Markowitz

- سرمایه‌گذاران، ریسک‌گریزند و دارای مطلوبیت مورد انتظار افزایشی می‌باشند و منحنی مطلوبیت نهایی ثروت آنها کاهنده است.

- سرمایه‌گذاران سبد سرمایه خود را بر مبنای میانگین- واریانس مورد انتظار بازدهی انتخاب می‌کنند؛ بنابراین منحنی‌های بی‌تفاوتی آنها تابعی از نرخ بازده و واریانس مورد انتظار می‌باشد.

- هر گزینه سرمایه‌گذاری تا بی‌نهایت بار، قابل‌تقسیم است. سرمایه‌گذاران، افق زمانی (یک دوره‌ای) دارند و این برای همه سرمایه‌گذاران، مشابه است.

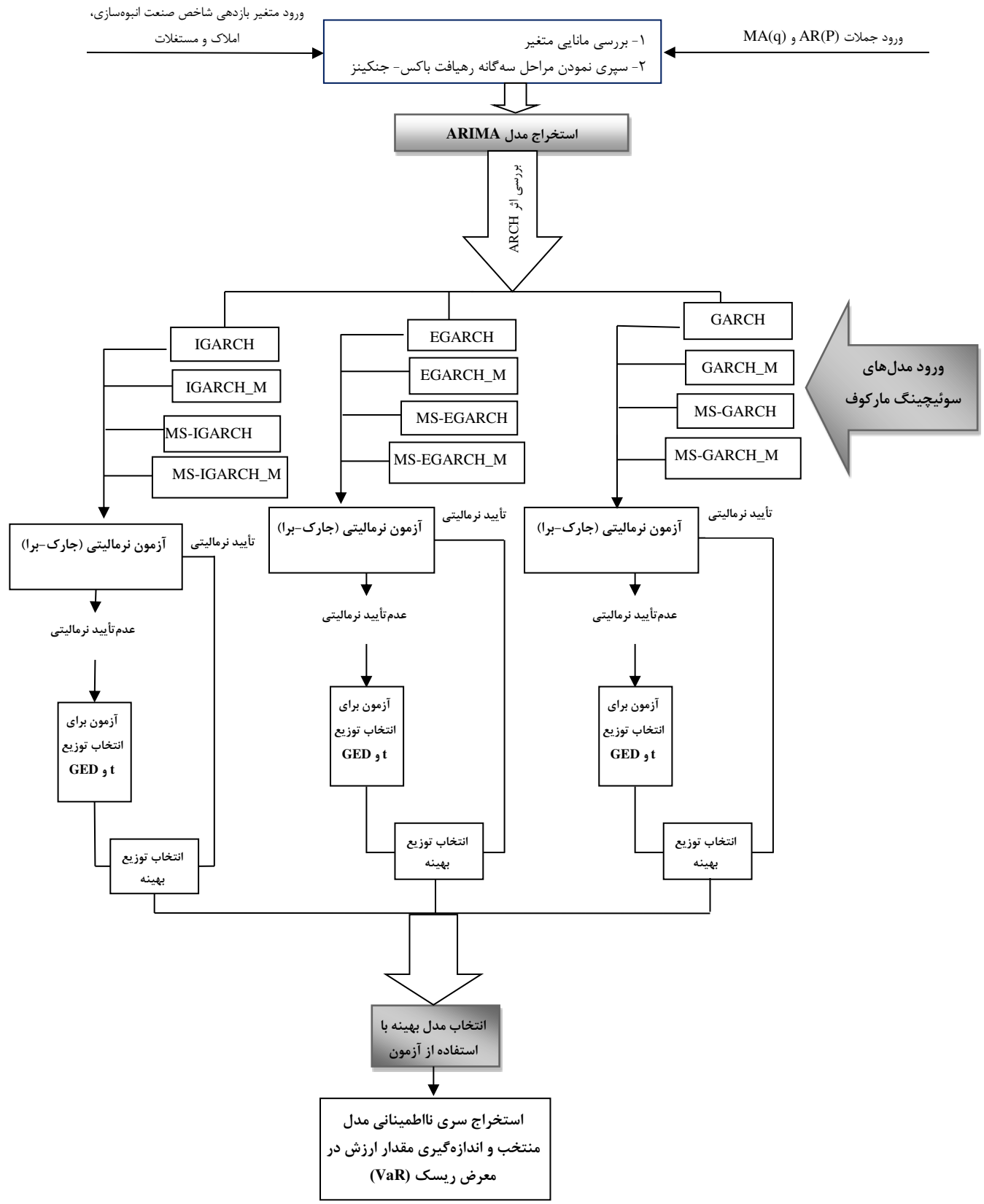
- سرمایه‌گذاران در سطح مشخصی از ریسک، بازده بالاتری را ترجیح می‌دهند و بالعکس، سرمایه‌گذاران در انتخاب خود به دو عامل توجه می‌کنند: ۱- بازده مورد انتظار بالا که عامل مطلوب است. ۲- عدم اطمینان بازده که عامل نامطلوب است.

در مقابل نظریه مدرن پرتفوی، نظریه فرامدرن پرتفوی مطرح شده است که برخلاف نظریه قبلی، فرض را به غیرنرمال بودن توزیع احتمال بازدهی قرار می دهد. مفهوم ریسک در این نظریه تغییر می‌کند، ریسک، انحرافات نامطلوب و نامساعد نسبت به میانگین یا نرخ بازدهی هدف تعریف می‌شود؛ به‌گونه‌ای که نوسانات بالاتر از میانگین (یا نرخ بازدهی هدف) مساعد است و تنها نوسانات پایین تر از میانگین (یا نرخ بازدهی هدف) نامطلوب است. ریسک نامطلوب به عنوان شاخص اندازه‌گیری ریسک، نوسانات منفی بازدهی اقتصادی در آینده را دربر می‌گیرد (منطبق بر دیدگاه دوم ارائه شده از ریسک) (Marty, 2015).

مسئله ریسک سرمایه‌گذاری و بهینه‌سازی مارکویتز، زمانی که تعداد دارایی‌های قابل سرمایه‌گذاری و محدودیت‌های موجود در بازار کم باشد، توسط مدل‌های ریاضیات حل‌شدنی است اما هنگامی که شرایط و محدودیت‌های دنیای واقعی در نظرگرفته شود، مسئله پیچیده و مشکل خواهد بود، سال‌هاست که در حل چنین مسائل پیچیده‌ای، ریاضیات پیشرفته و کامپیوترها به کمک انسان شتافته تا هرچه بیشتر وی را در بیرون آوردن از شرایط عدم اطمینان محیطی و ابهام کمک کند (بیات و اسدی، ۱۳۹۶). شکست های ساختاری پی درپی در علم آمار که بیانگر وجود انتقالات رژیمی در رفتار متغیرها است، قابل‌محاسبه در مدل‌های ساده اندازه‌گیری ریسک نیست و نیاز به محاسبات پیچیده و لحاظ آن در مدل‌های پارامتریک اندازه‌گیری ریسک است. در این بین ارزش در معرض خطر به عنوان یک رویکرد استاندارد برای اندازه‌گیری ریسک سرمایه‌گذار، توانایی لحاظ رفتارهای انتقالی متغیرها را در خود دارد. این روش به عنوان یکی از شاخص‌های ریسک نامطلوب، معیاری برای اندازه‌گیری حداکثر زیان احتمالی سبد دارایی است که وتر استون[1] در سال ۱۹۹۴ ارائه کرد. ارزش در معرض خطر، ریسک را به طور کمّی اندازه‌گیری می‌کند و در حال حاضر، یکی از ابزارهای کلیدی و متداول در بحث مدیریت ریسک است. طبق تعریف، ارزش در معرض خطر، حداکثر زیانی است که کاهش ارزش سبد دارایی برای دوره معینی در آینده با ضریب اطمینان مشخصی، از آن بیشتر نمی‌شود (اصغرپور و همکاران، ۱۳۹۲). با ترکیب مدل‌های سوئیچینگ مارکوف و مدل‌های پارامتریک (که نیاز به پردازش نسبتاً پیچیده‌ای دارد) می‌توان ارزش در معرض ریسک سری زمانی را در رژیم های مختلف، استخراج کرد. در این مقاله، ریسک سرمایه‌گذاری در سهام صنعت منتخب براساس این الگو استخراج شده است.

مراحل استخراج ریسک بازدهی شاخص صنعت انبوه‌سازی، املاک و مستغلات در شکل ۱ نشان داده شده است.

1- Weather Stone



شکل ۱- مراحل استخراج ریسک بازدهی شاخص صنعت انبوه‌سازی، املاک و مستغلات

۴- روش تحقیق

روش تحقیق حاضر، از لحاظ هدف، کاربردی و از نظر ماهیت انجام تحقیق، تحلیلی- توصیفی و همبستگی است. همچنین برای رسیدن به هدف تحقیق و امکان آزمون فرضیات، از اطلاعات مربوط به داده‌های روزانه شاخص صنعت بیمه استفاده شده که از پایگاه اطلاعاتی شرکت بورس اوراق بهادار تهران، استخراج شده‌اند و شامل یک دوره شش‌ساله از ابتدای سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴/۴/۳۱ می‌باشد. در پژوهش حاضر، اندازه‌گیری ریسک بازده صنعت انبوه سازی، املاک و مستغلات، براساس مراحل شش‌گانه زیر انجام گرفته است:

- تخمین مدل میانگین ARIMA
- تخمین مدل‌های خانواده GARCH
- تخمین مدل‌های خانواده سوئیچینگ مارکوف
- انتخاب مدل‌های بهینه (سوئیچینگ و غیرسوئیچینگ)
- آزمون نرمالیتی
- انتخاب مدل بهینه و اندازه‌گیری ارزش در معرض خطر (VaR).

۵- یافته‌های تحقیق

فرایند استخراج سری زمانی ریسک بازده شاخص صنعت انبوه‌سازی، املاک و مستغلات، شامل مراحل زیر می‌باشد:

استخراج مدل میانگین و واریانس شرطی بازدهی شاخص صنعت انبوه‌سازی، املاک و مستغلات

ابتدا پس از استخراج سری زمانی بازدهی شاخص انبوه‌سازی، املاک و مستغلات، مانایی آن، براساس آماره دیکی فولر تعمیم‌یافته[1] و فلیپس‌پرون[2] بررسی شد. نتایج این دو آماره نشان دادند که سری زمانی مورد نظر، در سطح مانایی است. پس از بررسی مانایی، تعداد جملات خود رگرسیو (p) و تعداد جملات میانگین متحرک (q)، با استفاده از توابع خودهمبستگی (AC) و خودهمبستگی‌جزئی (PAC) براساس مراحل باکس- جنکینز، محاسبه گردید. سپس براساس معیار حنان‌کوئین[3] بازبینی شد. مدل میانگین نهایی برای صنعت انبوه‌سازی، املاک و مستغلات به صورت معادله ARMA(1,0) زیر می‌باشد:

$$y_t = ۰/۰۰۱ + ۰/۴۱ y_{t-۱} \qquad (۱)$$

(۱/۷۲) (۱۵/۴۷)

معادله ۱ نشان می‌دهد که بازدهی شاخص صنعت انبوه‌سازی، املاک و مستغلات، صرفاً تابعی از مقدار روز گذشته خود می‌باشد که تأثیر مثبت و معناداری دارد.

پس از استخراج معادله میانگین با استفاده از آزمون اثرات ARCH، به بررسی آزمون ناهمسانی واریانس جزء اخلال پرداخته شد. نتایج آزمون ناهمسانی واریانس جزء اخلال نشان می‌دهد که مقدار ارقام آماره F و χ^2 بازده شاخص صنعت انبوه‌سازی، املاک و مستغلات، کمتر از مقدار جدول ۱ می‌باشد (احتمال آنها کمتر از ۵ درصد است) و دارای اثر ARCH می باشند. بنابراین نتیجه این آزمون را می‌توان این‌گونه تفسیر کرد که سری زمانی این صنعت، دارای واریانس همسان نمی‌باشند اما از آنجایی‌که مدل‌های سری‌زمانی، عموماً بر پایه فرض همسانی واریانس‌ها بنا شده‌اند، به‌منظور برآورد روند سری‌های زمانی دارای واریانس ناهمسان باید از مدل‌هایی استفاده شود که شروط ناهمسانی را در برازش این نوع سری‌های زمانی در نظر بگیرند (ابراهیمی، ۱۳۸۵). معروف‌ترین این مدل‌ها، مدل‌های خانواده GARCH می‌باشند. بنابراین در ادامه، شاخص صنعت انبوه‌سازی، املاک و مستغلات براساس شش مدل از خانواده GARCH شامل: GARCH ساده، GARCH میانگین، EGARCH ساده، EGARCH میانگین براساس سه توزیع نرمال، t و GED برآورد گردید که در مجموع ۱۸ مدل به صورت جدول ۱ برآورد شده است.

1- Augmented Dickey-Fuller test statistic
2- Phillips Perron
3- Hannan-Quinn Criter

جدول ۱- مدل‌های میانگین و واریانس شرطی شاخص صنعت انبوه‌سازی، املاک و مستغلات

مدل	توزیع	میانگین شرطی	واریانس شرطی
GARCH	نرمال	$y_t = 0/001 + 0/38y_{t-1}$ (۲/۴) (۱۴/۵)	$\sigma_t^2 = 0/001 + 0/11\varepsilon_{t-1}^2 + 0/88\sigma_{t-1}^2$ (۶/۲) (۴/۶) (۵/۵)
	t	$y_t = 0/001 + 0/38y_{t-1}$ (۰/۸۹) (۱۴/۸)	$\sigma_t^2 = 0/001 + 0/13\varepsilon_{t-1}^2 + 0/88\sigma_{t-1}^2$ (۲/۱) (۵/۵) (۴۷/۲)
	GED	$y_t = 0/001 + 0/38y_{t-1}$ (۰/۸۶) (۱۵/۱)	$\sigma_t^2 = 0/001 + 0/12\varepsilon_{t-1}^2 + 0/88\sigma_{t-1}^2$ (۲/۴) (۵/۳) (۴۴/۴)
GARCH-M	نرمال	$y_t = 0/001 + 0/36y_{t-1} - 0/002\sigma$ (۱/۴۴) (۱۴/۵) (-۰/۰۲)	$\sigma_t^2 = 0/001 + 0/11\varepsilon_{t-1}^2 + 0/88\sigma_{t-1}^2$ (۴/۱) (۷/۱) (۵۸/۱)
	t	$y_t = 0/001 + 0/38y_{t-1} - 0/03\sigma$ (۰/۹) (۱۴/۹) (-۰/۴۱)	$\sigma_t^2 = 0/001 + 0/13\varepsilon_{t-1}^2 + 0/88\sigma_{t-1}^2$ (۲/۰۶) (۵/۴) (۴۸/۲)
	GED	$y_t = 0/001 + 0/38y_{t-1} - 0/05\sigma$ (۰/۹) (۱۵/۳) (-۰/۶۴)	$\sigma_t^2 = 0/001 + 0/11\varepsilon_{t-1}^2 + 0/88\sigma_{t-1}^2$ (۲/۳) (۵/۳) (۴۵/۹)
EGARCH	نرمال	$y_t = 0/001 + 0/37y_{t-1}$ (۳/۳) (۱۴/۵)	$ln\sigma_t^2 = -0/42 + 0/21\left\|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\| + 0/03\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/097ln\sigma_{t-1}^2$ (-۶/۸) (۷/۹) (۲/۱) (۱۹۳/۷)
	t	$y_t = 0/001 + 0/38y_{t-1}$ (۱/۴۱) (۱۵/۲)	$ln\sigma_t^2 = -0/27 + 0/21\left\|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\| + 0/04\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/99ln\sigma_{t-1}^2$ (-۴/۱) (۶/۰۵) (۲/۱) (۱۹۰/۱)
	GED	$y_t = 0/001 + 0/38y_{t-1}$ (۱/۰۵) (۱۵/۲)	$ln\sigma_t^2 = -0/34 + 0/21\left\|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\| + 0/03\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/98ln\sigma_{t-1}^2$ (-۴/۴) (۶/۱) (۱/۵۳) (۱۵۷/۷)
EGARCH-M	نرمال	$y_t = 0/001 + 0/37y_{t-1} - 0/05\sigma$ (۲۲,۶/۶) (۱۴/۵) (-۰/۶۱)	$ln\sigma_t^2 = -0/41 + 0/21\left\|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\| + 0/02\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/97ln\sigma_{t-1}^2$ (-۶/۷) (۷/۶۵) (۲/۰۳) (۱۹۰/۳)
	t	$y_t = 0/001 + 0/38y_{t-1} - 0/05\sigma$ (۱/۵) (۱۵/۳) (-۰/۷۲)	$ln\sigma_t^2 = -0/27 + 0/2\left\|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\| + 0/04\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/99ln\sigma_{t-1}^2$ (-۴/۱) (۵/۹) (۲/۰۷) (۱۹۷/۹)
	GED	$y_t = 0/001 + 0/38y_{t-1} - 0/07\sigma$ (۱/۴) (۱۵/۵) (-۰/۹۷)	$ln\sigma_t^2 = -0/32 + 0/2\left\|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\| + 0/03\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/98ln\sigma_{t-1}^2$ (-۴/۴) (۵/۸) (۱/۴۶) (۱۶۶/۱)
IGARCH	نرمال	$y_t = 0/001 + 0/39y_{t-1}$ (۴/۹) (۱۹/۶)	$\sigma_t^2 = 0/07\varepsilon_{t-1}^2 + 0/93\sigma_{t-1}^2$ (۱۲/۱) (۱۴۴/۱)
	t	$y_t = 0/001 + 0/38y_{t-1}$ (۰/۹۵) (۱۷/۰۲)	$\sigma_t^2 = 0/09\varepsilon_{t-1}^2 + 0/91\sigma_{t-1}^2$ (۸/۵) (۹۰/۹)
	GED	$y_t = 0/001 + 0/4y_{t-1}$ (۰/۹۱) (۱۷/۷)	$\sigma_t^2 = 0/09\varepsilon_{t-1}^2 + 0/91\sigma_{t-1}^2$ (۸/۳) (۹۵/۲)
IGARCH-M	نرمال	$y_t = 0/001 + 0/39y_{t-1} - 0/1\sigma$ (۶/۱۱) (۱۹/۳) (-۱/۹۸)	$\sigma_t^2 = 0/08\varepsilon_{t-1}^2 + 0/92\sigma_{t-1}^2$ (۱۱/۴) (۱۳۹/۱)
	t	$y_t = 0/001 + 0/38y_{t-1} - 0/06\sigma$ (۱/۴) (۱۷/۱) (-۱/۰۳)	$\sigma_t^2 = 0/08\varepsilon_{t-1}^2 + 0/92\sigma_{t-1}^2$ (۸/۲) (۹۱/۳)
	GED	$y_t = 0/001 + 0/39y_{t-1} - 0/09\sigma$ (۱/۵) (۱۸/۱) (-۱/۶۴)	$\sigma_t^2 = 0/08\varepsilon_{t-1}^2 + 0/92\sigma_{t-1}^2$ (۷/۹) (۹۵/۱)

اعداد داخل پرانتز، آماره t-statistic می‌باشد.

با بررسی ضرایب میانگین شرطی مشاهده می‌شود که بازده شاخص صنعت انبوه‌سازی، املاک و مستغلات صرفاً از بازده دوره گذشته خود تأثیر می‌پذیرد و نوسانات بازده که بیانگر اثر بازخورد است در هیچ یک از مدل‌های GARCH-M، EGARCH-M، IGARCH-M معنی‌دار نمی‌باشد. در واقع ساختار میانگین شرطی بازده شاخص صنعت مذکور، از ساختار AR(1) تبعیت می‌کند.

با نگاهی به مدل‌های برآورد شده براساس شش مدل از خانواده GARCH برحسب توابع توزیع نرمال، t و GED بازده شاخص صنعت انبوه سازی، املاک و مستغلات مشاهده می گردد که واریانس شرطی کلیه صنایع، از ساختار GARCH تبعیت می‌کنند. در واقع با توجه به وجود اثر ARCH در بازده شاخص، تأثیرپذیری واریانس شرطی بازده از مقادیر گذشته خود و مربع مقادیر با وقفه جزء اخلال خود تأیید می‌شود. در ادامه، نتایج برآورد مدل‌های بیان شده، به طور خلاصه توضیح داده می‌شود.

GARCH: تفاوت زیادی بین ضرایب مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورد شده براساس سه توزیع نرمال، t و GED مشاهده نمی‌گردد و کلیه ضرایب معنادار می‌باشند.

GARCH-M: کلیه ضرایب مدل‌های میانگین و واریانس شرطی (به جز ضریب انحراف‌معیار) معنی‌دار می‌باشند. غیرمعنی‌دار بودن ضریب انحراف معیار بدان معنا است که اثر بازخورد[1] مشاهده نمی‌شود.

EGARCH: اکثر ضرایب مدل‌ها براساس توابع توزیع، معنادار می‌باشند. همچنین با توجه به معناداری ضریب ($\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$) صنعت انبوه‌سازی، املاک و مستغلات، واکنش نامتقارنی به شوک‌های خارجی نشان می دهد و دارای اثر اهرمی[2] می‌باشد.

EGARCH-M: اکثر ضرایب مدل‌ها معنادار می‌باشند. ضریب انحراف معیار برای مدل میانگین شرطی معنی‌دار نمی‌باشد و این بدان معنا است که اثر بازخورد مشاهده نمی‌شود اما براساس کلیه توابع، توزیع اثر اهرمی وجود دارد.

تخمین مدل‌های خانواده سوئیچینگ مارکوف

پیش از برآورد مدل برحسب رهیافت سوئیچینگ مارکوف لازم است توضیحات مختصری در خصوص ساختار این مدل و ماهیت رژیم های انتخاب شده در آن ارائه گردد.

زنجیره مارکوف، سیستم ریاضی است که در آن، انتقالات، از یک حالت به حالت دیگر به‌صورت زنجیره‌وار صورت می‌گیرد و تعداد حالات ممکن، قابل‌شمارش و محدود است. ویژگی مارکوف بیان می‌کند که توزیع احتمالات شرطی سیستم در مرحله بعد (و در واقع در تمامی مراحل آتی) با توجه به حالت فعالیتش، تنها به حالت جاری سیستم و نه به حالت سیستم در مراحل قبلی وابسته می‌باشد. از آنجایی‌که سیستم به‌طور تصادفی تغییر می‌کند، به‌طور کلی غیرممکن است که حالت دقیق سیستم در آینده پیش‌بینی گردد. با وجود این، ویژگی‌های آماری سیستم در آینده را می‌توان پیش بینی کرد. مجموعه‌ای از همه حالات و احتمالات انتقال به طور کامل، زنجیره مارکوف را مشخص می‌کند. طبق قرارداد فرض می‌شود که همه حالات ممکن و انتقالات، در تعریف فرایندها

۱- اثر بازخورد (Feedback Effect) توسط پیندیک (۱۹۸۴) معرفی شد. طبق اثر بازخور، نوسانات بازده، تأثیر معناداری بر بازده سهام دارد. در مورد توضیح اثر بازخورد می‌توان گفت که طبق تئوری مارکویتز بین ریسک و بازدهی، رابطه مستقیمی وجود دارد، به طوری که با افزایش ریسک، بازدهی افزایش می‌یابد.

۲- اثر اهرمی (Leverage Effect) بیانگر این مطلب است که بازدهی شاخص، واکنش‌های متفاوتی به اخبار خوب و بد نشان می‌دهد. در صورتی که ضریب متغیر مربوطه معنادار و مثبت باشد، اثر اخبار بد بیشتر از اخبار خوب بر بازدهی شاخص تأثیرگذار است و در صورتی که ضریب این متغیر معنادار و منفی باشد، اثر اخبار خوب بیشتر از اخبار بد بر بازدهی شاخص تأثیرگذار است.

وارد شده و بنابراین همیشه مرحله بعدی وجود دارد و همواره، فرایند ادامه می‌یابد.

بر این اساس، سری زمانی y_t تابعی از کلیه اطلاعات دوره‌های گذشته و نوع رژیم (تا مرتبه m) به ترتیب معادله (۲) می‌باشد.

$$f(y_t|s_t, S_{t-1}, Y_{t-1})), \quad Y_{t-1} = y_{t-1}, y_{t-2}\ldots\ldots, \quad S_{t-1} = s_{t-1}, s_{t-2}\ldots\ldots, s_{t-m} \qquad (۲)$$

در معادله بالا، S_i برابر است با رژیم‌های مختلف که براساس یک متغیر نامشخص پنهان در نظر گرفته می‌شود. در زنجیره مارکوف، احتمال رفتن از رژیم یا حالتی به رژیم یا حالت دیگر، احتمال انتقال نامیده می شود. فرض می کنیم که دو حالت، i که با متغیر پنهان S_t نشان داده می‌شود، وجود دارد. این متغیر، دو ارزش را بسته به حالت اقتصاد انتخاب می‌کند که عبارتند از: ۱و ۲. انتقال میان حالت‌ها، تحت فرایند مارکوف مرتبه اول[1] به شرح زیر قابل‌تبیین است:

$$\begin{aligned} &P(s_t = 1 / s_{t-1} = 1) = p_{11} \\ &P(s_t = 1 / s_{t-1} = 2) = 1 - p_{22} \\ &P(s_t = 2 / s_{t-1} = 1) = 1 - p_{11} \\ &P(s_t = 2 / s_{t-1} = 2) = p_{22} \end{aligned} \qquad (۳)$$

P، احتمالی است که اقتصاد در زمان t از حالت ۱ (یا ۲) به حالت ۲ (یا ۱) سوئیچ می‌کند. مرسوم است که این احتمالات انتقال را در ماتریس زیر خلاصه نماییم:

$$\begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{11} & 1 - p_{22} \\ 1 - p_{12} & p_{22} \end{bmatrix} \qquad (۴)$$

برای تعریف احتمال انتقال رژیمی، از تابع لجستیک استفاده می‌شود که به صورت زیر می‌باشد:

$$p_{11}^t = \mathrm{pr}(s = 1) = \frac{\exp(\theta_0 + \sum_{i=1}^{\alpha} \theta_i x_{it-1})}{1 + \exp(\theta_0 + \sum_{i=1}^{\alpha} \theta_i x_{it-1})} \qquad (۵)$$

$$p_{22}^t = \mathrm{pr}(s = 2) = \frac{\exp(\partial_0 + \sum_{i=1}^{\alpha} \theta_i x_{it-1})}{1 + \exp(\partial_0 + \sum_{i=1}^{\alpha} \theta_i x_{it-1})}$$

در مدل‌سازی انتقالات رژیمی تحت رهیافت مارکوف در بازار سرمایه، معمولاً دو رژیم (S_i) متمایز، شناسایی می‌شوند. رژیم اول، با بازده مورد انتظار پایین و نوسان‌پذیری بالا موسوم به حالت رکودی سهام و رژیم دوم، با بازده مورد انتظار بالا و نوسان‌پذیری پایین، موسوم به حالت رونق سهام است. در بسیاری از مطالعات و تحقیقات مالی؛ نظیر سارنج (۱۳۹۳) و ذوالفقاری (۱۳۹۴)، این دو رژیم تحت عنوان رژیم رکودی و رونق یا رژیم ۱ و ۲ به‌کار گرفته شده‌اند. از این رو در مطالعه حاضر نیز حالت‌هایی که نوسانات شاخص بالا و بازدهی آنها پایین است، در گروه رژیم رکودی (رژیم ۱) و حالت‌هایی که نوسانات شاخص کم و بازدهی آن بالا است در گروه رژیم رونق (رژیم ۲)، طبقه‌بندی می‌شوند.

پس از تخمین مدل‌های خانواده GARCH، هر یک از مدل‌های شاخص بیان شده، توسط رژیم سوئیچینگ مارکوف برآورد گردیدند. جدول ۲، مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورد شده شاخص صنعت انبوه‌سازی، املاک و مستغلات را برحسب رژیم سوئیچینگ مارکوف نشان می‌دهد.

۱- به این معنی است که رژیم جاری (S_t) فقط به رژیم دوره قبل (S_{t-1}) وابسته است.

جدول ۲- مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورده شده شاخص صنعت انبوه‌سازی، املاک و مستغلات با احتساب اثر سوئیچینگ

مدل	نوع	توزیع	μ_1	μ_2	λ_1	λ_2	b_{01}	b_{02}	b_{11}	b_{12}	b_{21}	b_{22}	b_{31}	b_{32}	p_{11}	p_{22}	Log_like
GARCH	ساده	نرمال	۰/۷۳۳۸	-۰/۰۶۴۸	□	□	۰/۰۳۶۹	۰/۰۰۱۰	۰/۰۲۳۷	۰/۲۵۸۲	۰/۹۷۶۳	۰/۶۷۸۴	□	□	۰/۸۲	۰/۸۱	-۱۵۱۵/۴۸۷۲
		t	۰/۹۳۵۲	-۰/۰۵۱۰	□	□	۰/۰۲۲۵	۰/۰۰۶۰	۰/۰۶۰۷	۰/۲۶۳۰	۰/۹۲۲۸	۰/۶۷۹۴	□	□	۰/۸۴	۰/۸۳	-۱۵۰۷/۰۴۸۱
		GED	-۰/۰۳۰۲	-۱/۲۰۴۳	□	□	۰/۰۱۳۴	۰/۰۰۰۱	۰/۲۰۲۵	۰/۰۳۵۵	۰/۷۴۳۴	۹۳۷۳	□	□	۰/۸۶	۰/۸۹	-۱۵۰۹/۸۸۸۳۹
	میانگین	نرمال	-۰/۱۱۰۷	۰/۲۲۷۲	۰/۱۶۳۷	۱/۰۴۴۲	۰/۰۰۹۷	۰/۰۰۷۹	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۵۱۱۴	*۱	□	□	□	□	-۱۵۲۸/۰۸۴۹
		t	-۰/۵۲۲۰	۰/۰۷۲۵	۱/۸۱۱۱	-۰/۲۷۴۸	۰/۲۰۷۵	۰/۰۰۰۱	۰/۲۵۰۴	۰/۲۱۵۲	۰/۳۰۷۹	۰/۷۸۳۲	□	□	۰/۸۷	۰/۹۱	-۱۴۸۶/۸۴۶۶
		GED	۰/۱۲۸۳	-۱/۱۹۲۷	-۰/۳۷۸۲	۲/۳۸۷۲	۰/۰۰۲۲	۰/۳۰۰۸	۰/۱۵۰۱	۰/۲۳۵۷	۰/۸۱۶۲	۰/۲۱۱۴	□	□	۰/۷۹	۰/۸۰	-۱۴۸۸/۷۳۶۸
EGARCH	ساده	نرمال	۰/۳۴۷۳	-۰/۰۵۴۷	□	□	۰/۲۰۰۳	۰/۴۶۳۲	-۰/۰۷۵	۰/۰۱۵۳	۰/۹۸۸۵	۰/۹۹۲۳	۰/۵۱۹۵	۰/۸۰۰۱	۰/۷۸	۰/۷۴	-۱۵۲۲/۷۹۴۷
		t	۰/۹۶۶۱	-۰/۰۵۷۹	□	□	۰/۵۰۹۶	۰/۵۰۰۱	-۰/۲۹۲	-۰/۰۷۵	۰/۹۷۶۵	۰/۹۹۰۰	۰/۷۳۰۲	۰/۹۴۸۷	۰/۹۱	۰/۷۲	-۱۵۱۵/۴۶۷۸
		GED	۱/۱۷۶۴	-/۰۳۸۱	□	□	۰/۴۰۹۳	۰/۴۶۹۶	-۰/۲۱۵	-۰/۰۷۳	۰/۹۸۶۵	۰/۹۷۶۵	۰/۷۲۱۵	۰/۹۶۵۷	۰/۸۷	۰/۷۶	-۱۵۱۵/۲۸۸۹
	میانگین	نرمال	۲/۷۵۲۱	-۱/۳۴۰۷	-۲/۸۱۳۹	۲/۹۰۷۷	۰/۰۷۶۹	-۰/۲۷۹	-/۱۰۲	-۰/۱۷۵	-۰/۲۴۷	۰/۴۹۹۷	۰/۷۵۱۳	۰/۹۶۵۹	۰/۸۲	۰/۸۴	-۱۴۸۹/۹۸۵۵
		t	-۱/۲۰۸۳	۰/۳۳۲۰	۲/۳۶۵۲	-۰/۷۶۳۸	-۰/۲۸۷۶	-۰/۱۷۵	۰/۲۱۲۵	۰/۰۴۴۹	۰/۲۸۱۴	-۰/۲۲۴	۰/۶۳۸۸	۰/۹۳۷۱	۰/۷۱	۰/۸۷	-۱۴۷۸/۴۷۱۳
		GED	-۳/۶۷۸۵	-۱/۴۸۵۴	۱۳/۶۶۲۹	۲/۴۶۵۱	۰/۷۱۲۲	-۰/۶۶۶	۰/۰۱۶۶	۰/۱۵۳۱	۰/۰۳۷۸	۰/۴۰۱۷	۰/۰۵۳۴	۰/۴۰۳۹	۰/۹۸	۰/۹۹	-۱۴۷۰/۲۴۴۲
IGARCH	ساده	نرمال	-۰/۰۳۴۵	۰/۲۹۸۷	□	□	۰/۱۲۹۸	۰/۲۳۵۴	۰/۳۹۸۱	۰/۰۷۶۸	۰/۶۰۱۹	۰/۹۲۳۲	□	□	۰/۹۱	۰/۸۳	-۱۵۷۶/۲۳۴۵
		t	۰/۲۱۳۴	۰/۱۳۵۴	□	□	۰/۰۴۵۷	۰/۱۳۷۶	۰/۵۴۲۹	۰/۱۲۴۵	۰/۴۵۷۱	۰/۸۷۵۵	□	□	۰/۹۲	۰/۸۱	-۱۴۹۹/۳۴۵۲
		GED	۰/۰۹۸۷	۰/۰۸۹۶	□	□	۰/۰۹۴۸	۰/۰۲۳۸	۰/۶۲۳۴	۰/۲۵۷۶	۰/۳۷۶۶	۰/۷۴۲۴	□	□	۰/۸۶	۰/۸۵	-۱۴۹۶/۳۲۴۱
	میانگین	نرمال	-۰/۰۸۷۱	۰/۲۷۲۰	۰/۰۹۸۶	-۱/۳۰۵۹	۰/۰۰۹۵	۰/۱۶۲۶	۰/۴۸۸۳	۰/۰۴۸۵	۰/۵۱۱۷	۰/۹۵۱۵	□	□	۰/۹۴	۰/۷۹	-۱۵۱۹/۱۴۴۵
		t	-۰/۱۵۴۵	۰/۰۷۶۵	۱/۰۳۲۶	-۰/۲۷۴۴	۰/۰۷۴۸	۰/۰۰۴۵	۰/۴۲۵۴	۰/۱۷۶۹	۰/۵۷۴۶	۰/۸۲۳۱	□	□	۰/۹۷	۰/۸۷	-۱۴۹۱/۴۷۴۶
		GED	-۰/۰۱۰۲	۰/۰۷۰۳	۰/۸۷۷۴	-۰/۲۴۳۰	۰/۰۴۲۸	۰/۰۰۶۸	۰/۴۳۰۸	۰/۲۳۹۱	۰/۵۶۹۲	۰/۷۶۰۹	□	□	۰/۸۷	۰/۷۶	-۱۵۰۱/۲۰۵۶

* با توجه به ضریب متغیر واریانس شرطی دوره گذشته، مدل مذکور قابل دفاع نمی‌باشد.

در جدول ۲، ستون‌های مربوط به μ_1 و μ_2، معادله میانگین بازده را برحسب رژیم ۱ و ۲ نشان می‌دهند. ستون‌های مربوط به λ_1 و λ_2 بیانگر وجود اثر بازخورد در مدل‌های GARCH-M, EGARCH-M, IGARCH-M می باشد. در این مدل‌ها تمام ضرایب این دو پارامتر، معنادار می‌باشند. با توجه به فشردگی گنجایش ضرایب در دو رژیم، امکان اضافه کردن آماره t_statistic در جدول وجود نداشت. با تأیید وجود اثر بازخورد می‌توان گفت که یکی از عوامل تأثیرگذار بر بازده شاخص، نوسانات بازده شاخص است که براساس تئوری مارکوئیتز، تقریب ساده‌ای از ریسک می‌باشد. به بیانی دیگر، رابطه مستقیم آن، بیانگر این نکته است که با افزایش ریسک، انتظار افزایش بازدهی انتظاری متناسب با پذیرش ریسک وجود دارد. البته در برخی موارد، این رابطه معکوس است که نظریه مذکور را تأیید نمی‌کند. پارامترهای مربوط به b_{01} و b_{02} مربوط به مقادیر عرض از مبدأ مدل واریانس شرطی در دو رژیم ۱ و ۲ می‌باشد. همچنین پارامترهای مربوط به b_{11} و b_{12} در چهار مدل (GARCH, GARCH-M IGARCH, IGARCH-M) مربوط به مقادیر مجذور جمله اخلال دوره قبل (ε_{t-1}^2) مدل واریانس شرطی در دو رژیم ۱ و ۲ می‌باشد. این پارامترها در دو مدل (EGARCH, EGARCH-M) برابر با ضرایب متغیر $\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right|$ هستند. همچنین پارامترهای مربوط به b_{21} و b_{22} در چهار مدل (GARCH, GARCH-M IGARCH, IGARCH-M) مربوط به مقادیر واریانس شرطی دوره قبل (σ_{t-1}^2) مدل واریانس شرطی در دو رژیم ۱ و ۲ می‌باشد. این پارامترها در دو مدل (EGARCH, EGARCH-M) برابر با ضرایب متغیر $\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$ می‌باشند که بیانگر اثر اهرمی می‌باشد. با توجه به معنی‌داری ضرایب این متغیر می‌توان استدلال نمود که انتشار اخبار خوب و بد، اثرات متفاوت و نامتقارنی بر بازده شاخص دارد. براساس نتایج جدول ۲ و معنی‌داری b_{21}، b_{22}، b_{11} و b_{12}، اخبار بد، تأثیر منفی بیشتری نسبت به تأثیرات مثبت اخبار خوب دارند. در پایان نیز پارامترهای مربوط به b_{31} و b_{32} مربوط به مقادیر لگاریتم واریانس شرطی دوره قبل ($ln\sigma_{t-1}^2$) مدل واریانس شرطی در دو رژیم ۱ و ۲ می‌باشد. این امر نشان‌دهنده تأثیرپذیری واریانس جزء اخلال از واریانس جزء اخلال دوره قبلی خود و بیانگر همبستگی سریالی در واریانس مدل‌ها می‌باشد. ستون‌های p_{11} و p_{22} مربوط به احتمال انتقال بازده شاخص، از رژیمی به رژیم دیگر هستند. در صورتی که فضای حالت (رژیم) شامل i,j=1,2 باشد، احتمال انتقال یک مرحله‌ای تخمین زده شده از مدل فوق به‌صورت زیر می‌باشد:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix}$$

آزمون نرمالیتی وانتخاب مدل بهینه

پس از تخمین مدل‌های خانواده GARCH و خانواده سوئیچینگ مارکوف (در مجموع ۳۶ مدل)، در این مرحله با استفاده از آزمون جارک- برا، نرمال بودن توزیع متغیر بازدهی شاخص در هر یک از مدل‌های برآورد شده، آزمون می‌شوند. در صورت تأیید تبعیت سری زمانی بازدهی شاخص از توزیع نرمال در مدل‌های برآورد شده، این مدل‌ها به گام بعدی منتقل می‌شوند. در غیر این صورت، توزیع مناسب (بین t و GED) بازده شاخص در مدل‌ها برحسب آزمون نسبت درست‌نمایی گارسیا و پرون (LR_{PG}) انتخاب می‌شوند. نتایج آزمون جارک- برا، نرمال بودن پسماندهای مدل های برآوردی برحسب توزیع نرمال برای بازدهی شاخص در هر ۶ مدل با فرض توزیع نرمال را رد نمود. نتایج آزمون مدل‌های با احتساب اثر سوئیچینگ نیز این موضوع را تأیید نمود. بنابراین در ادامه، برای انتخاب مدل بهینه، از آزمون درست‌نمایی (LR_{PG}) پیشنهادی گارسیا و پرون[1] (۱۹۹۶) استفاده شد. آنها برای آزمون پیشنهادی خود از رویکرد حد بالایی داویس[2] (۱۹۸۷) استفاده کردند و با تعریف L_0 به عنوان ارزش لگاریتم درست‌نمایی تحت فرضیه صفر و L_1 به عنوان ارزش لگاریتم درست نمایی تحت فرضیه جایگزین، آماره آزمون خود را به صورت $LR_{PG} = 2 \times (L_1 - L_0)$ تعریف نمودند.

1- Garcia and Perron
2- Davies

جدول ۳- نتایج آزمون نسبت درست‌نمایی گارسیا و پرون در مدل‌های خانواده GARCH

مدل‌های خانواده GARCH فاقد اثر سوئیچینگ	GARCH						EGARCH						IGARCH					
	ساده			میانگین			ساده			میانگین			ساده			میانگین		
	t	GED	آماره آزمون	t	GED	آماره آزمون	t	GED	آماره آزمون	t	GED	آماره آزمون	t	GED	آماره آزمون	t	GED	آماره آزمون
	۴۰۸۹/۸۳۹	۴۰۹۰/۷۲	۱/۷۷۸	۴۰۸۹/۹۲	۴۰۹۰/۹۵	۲/۰۵	۴۰۹۲/۶۵	۴۰۹۱/۸۷	۱/۵۶۲	۴۰۹۲/۵۹	۴۰۹۲/۲۵	۰/۶۷	۴۰۸۲/۵۶	۴۰۸۲/۰۲	۱/۰۸۶	۴۰۸۲/۹۹	۴۰۸۳/۰۴	۰/۱
مدل‌های خانواده GARCH دارای اثر سوئیچینگ	MSGARCH						MSEGARCH						MSIGARCH					
	ساده			میانگین			ساده			میانگین			ساده			میانگین		
	t	GED	آماره آزمون	t	GED	آماره آزمون	t	GED	آماره آزمون	t	GED	آماره آزمون	t	GED	آماره آزمون	t	GED	آماره آزمون
	-۱۵۷۰	-۱۵۰۹/۹	۵/۷	-۱۴۸۶/۸	-۱۴۸۸/۷	۳/۸	-۱۵۱۵/۵	-۱۵۱۵/۳	۰/۴	-۱۴۷۸/۵	-۱۴۷۰/۲	۱۶/۴	-۱۴۹۹/۳۵	-۱۴۹۶/۳۲	۳/۰۳	-۱۴۹۱/۵	-۱۵۰۱/۲	۱۹/۴

با توجه به جدول ۳ مشاهده می‌گردد که مدل منتخب در هر دو گروه مربوط به مدل نامتقارن EGARCH می‌باشد، با این تفاوت که در گروه فاقد اثر سوئیچینگ، مدل EGARCH ساده با توزیع t می‌باشد که صرفاً بیانگر اثر اهرمی می‌باشد. در حالی که در گروه دارای اثر سوئیچینگ، مدل منتخب، مدل EGARCH میانگین با توزیع GED می‌باشد که هر دو اثر بازخورد و اثر اهرمی را نشان می‌دهد. بنابراین در یک تفسیر کلی می‌توان بیان کرد که در دو حالت سوئیچینگ و بدون سوئیچینگ، بازده شاخص مذکور، تأثیرات نامتقارنی از اخبار خوب و بد می‌پذیرد.

پس از برآورد مدل‌های خانواده GARCH و خانواده سوئیچینگ مارکوف و همچنین انتخاب مدل بهینه در هر یک از گروه‌ها، در این مرحله با استفاده از آزمون نسبت درست‌نمایی گارسیا و پرون (LR_{PG})، مدل نهایی شاخص از میان مدل‌های منتخب سوئیچینگ و فاقد سوئیچینگ انتخاب گردید. نتایج آزمون نسبت درست‌نمایی گارسیا و پرون در جدول ۴ ارائه شده‌اند.

جدول ۴- نتایج آزمون نسبت درست‌نمایی گارسیا و پرون برای انتخاب مدل بهینه

شاخص	بدون سوئیچینگ		FH سوئیچینگ		
	مدل واریانس شرطی/ توزیع	L_0	مدل واریانس شرطی/ توزیع	L_1	LR_{PG}
شاخص کل	EGARCH / t	۴۰۹۲/۶۵	EGARCH-M / GED	-۱۴۷۰/۲	-۱۱۱۲۵/۷

همان‌گونه که در جدول ۴ مشاهده می‌گردد L_1 به عنوان ارزش لگاریتم درست‌نمایی مدل‌های واریانس شرطی منتخب با در نظر گرفتن اثر سوئیچینگ و L_0 به عنوان ارزش لگاریتم درست‌نمایی مدل‌های واریانس شرطی منتخب بدون در نظر گرفتن اثر سوئیچینگ لحاظ شده است. ستون پایانی، آماره آزمون LR_{PG} را نشان می‌دهد که مقدار آن برای هر دو شاخص، کمتر از آماره χ^2 در سطح ۵ درصد می‌باشد؛ لذا مدل واریانس شرطی با در نظر گرفتن اثر سوئیچینگ به عنوان مدل بهینه انتخاب گردید. بنابراین مدل نهایی بازده شاخص صنعت انبوه‌سازی، املاک و مستغلات، به صورت زیر می‌باشد:

رژیم ۱)
$$y_t = -\frac{3}{67} + \frac{13}{66\sigma}$$
$$ln\sigma_t^2 = 0.71 + 0.02\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| + 0.04\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.05ln\sigma_{t-1}^2$$

رژیم ۲)
$$y_t = -\frac{1}{48} + \frac{2}{46\sigma}$$
$$\ln\sigma_t^2 = 0.66 + 0.15\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| + 0.41\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.417\ln\sigma_{t-1}^2$$

در این معادله در صورت قرار گرفتن در رژیم ۱، اثر بازخورد، مثبت و معنی‌دار و همچنین و در رژیم ۲ اثر بازخورد، مثبت و معنی‌دار می‌باشد. اثر اهرمی در هر دو رژیم بیانگر تأثیرپذیری نامتقارن بازده شاخص کل از اخبار خوب و بد می باشد؛ به گونه‌ای که اثر اخبار بد (حاصل جمع ضرایب $\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right|$ و $\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$) بیشتر از اخبار خوب (ضریب $\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right|$) است. ماتریس احتمال انتقالات نیز به‌صورت زیر می‌باشد:

$$P = \begin{bmatrix} 0.98 & 0.01 \\ 0.02 & 0.99 \end{bmatrix}$$

- در صورتی که بازده صنعت انبوه سازی، املاک و مستغلات در رژیم ۱ قرار داشته باشد، به احتمال ۹۸ درصد (p_{11}) در دوره بعدی نیز در رژیم ۱ قرار خواهد داشت. همچنین مدت زمان مورد انتظار برای اولین انتقال از رژیم ۱ به ۲ به شرط اینکه سیستم از رژیم ۱ آغاز شده باشد برابر است با:

$$\varphi_2 = \frac{1}{1-p_{11}} = 50\ days$$

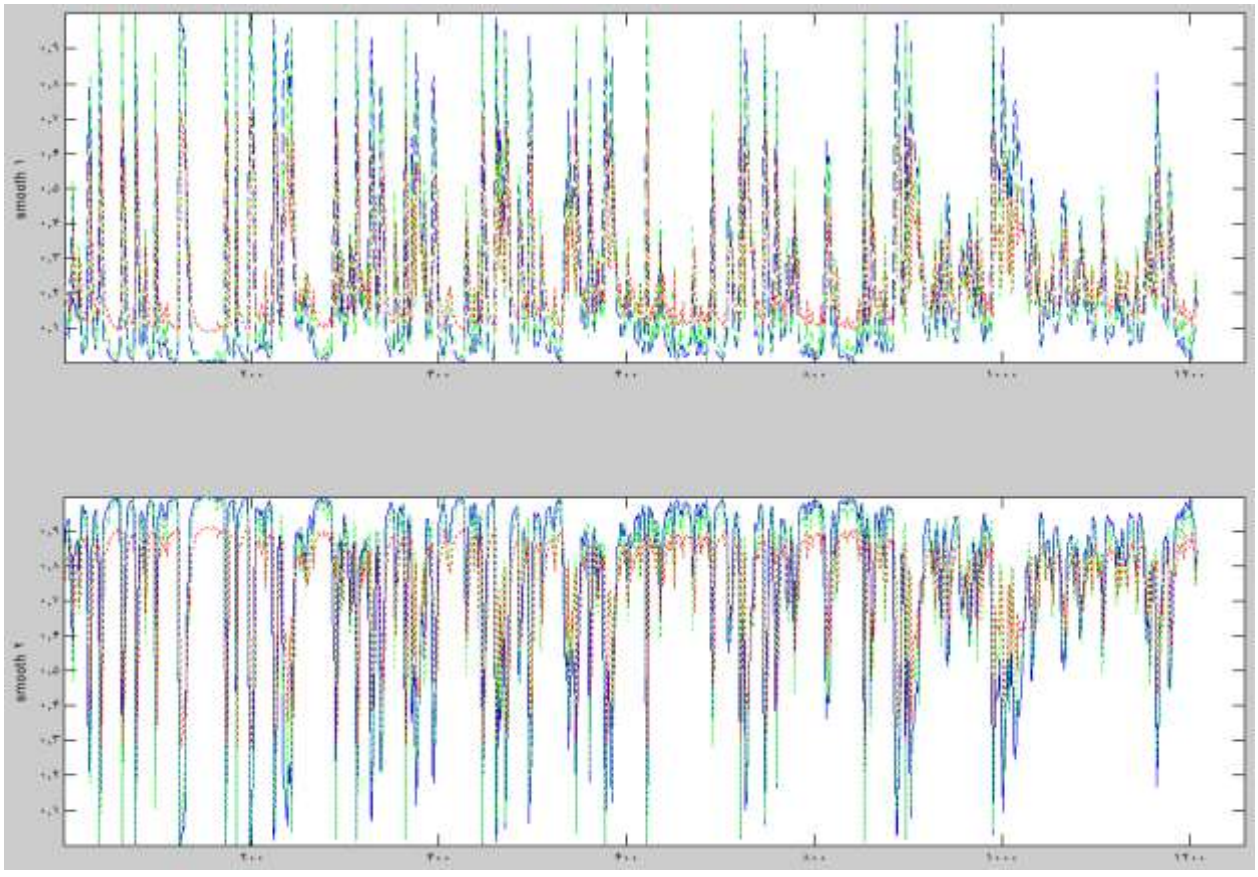
یعنی مدت زمان مورد انتظار ماندگاری در رژیم ۱ (حالت رکود) برابر با ۵۰ روز می‌باشد.

- در صورتی که بازده صنعت انبوه‌سازی، املاک و مستغلات در رژیم ۲ قرار داشته باشد، به احتمال ۹۷ درصد (p_{22}) در دوره بعدی نیز در رژیم ۲ قرار خواهد داشت. همچنین مدت زمان مورد انتظار برای اولین انتقال از رژیم ۲ به ۱ به شرط اینکه سیستم از رژیم ۲ آغاز شده باشد برابر است با:

$$\varphi_2 = \frac{1}{1-p_{22}} = 100\ days$$

یعنی مدت زمان مورد انتظار ماندگاری در رژیم ۲ (حالت رونق) برابر با ۱۰۰ روز می‌باشد.

مزیت دیگر استفاده از مدل‌های سوئیچینگ این است که این مدل‌ها، احتمالات شرطی رژیمی بودن در رژیم ۱ و ۲ در زمان (t) را فراهم می‌سازد. در این مدل، احتمال هموار شده در تعیین این که آیا انتقال رژیمی رخ خواهد داد یا خیر و در چه زمانی مدنظر می‌باشد، نقش مؤثری دارد. به عبارت دیگر احتمالات هموار شده برای شناسایی رژیمی که با بیشترین احتمال در هر نقطه زمانی در کل دوره نمونه رخ می‌دهد، مورد استفاده قرار می‌گیرد. احتمال هموار شده در کمک به درک بیشتر تفسیر اقتصادی که قبلاً با استفاده از پارامترهای تخمینی ایجاد می‌گردد، بسیار با ارزش است. بنابراین برای حمایت بیشتر تفسیر این دو رژیم، احتمال انتقال هموار شده ایجاد شده از مدل فوق (EGARCH-M_GED) برای سری زمانی بازدهی شاخص انبوه سازی، املاک و مستغلات در نمودار ۱ ارائه شده است. همان‌طور که در نمودار ۱ مشاهده می‌گردد، احتمال همواره شده‌ای که بازده صنعت در رژیم ۱ باشد تصویر آینده‌ای از احتمال هموار شده‌ای است که بازده صنعت در رژیم ۲ باشد.



نمودار ۱- احتمال هموار شده بازده شاخص صنعت انبوه‌سازی، املاک و مستغلات (به ترتیب رژیم ۱ و ۲)

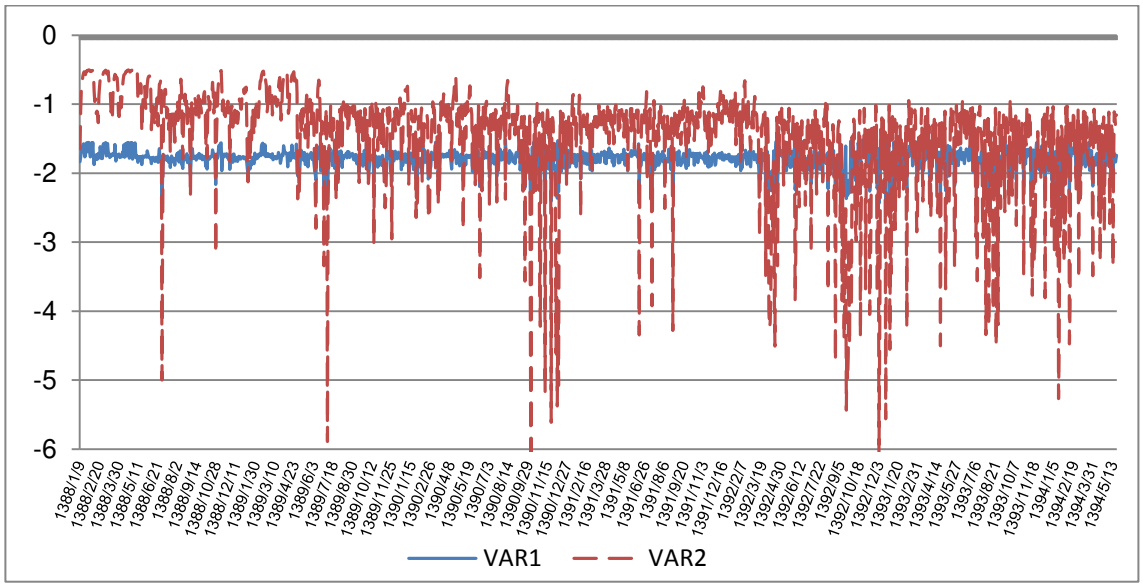
براساس نمودار ۱ می توان تعداد روزهایی که بازده صنعت سرمایه‌گذاری در رژیم ۱ و ۲ قرار دارد را به همراه تاریخ آن استخراج کرد که کمک شایانی در تحلیل‌های دوره‌ای و زمانی می‌کند.

اندازه‌گیری ارزش در معرض خطر (VaR)

پس از آنکه مدل بهینه، برحسب توزیع بهینه و با تبعیت از اثر سوئیچینگ انتخاب گردید، در این بخش با استخراج سری زمانی واریانس شرطی از مدل بهینه، سری زمانی نااطمینانی را تولید می‌کنیم. با تولید این سری (h)، مقادیر ارزش در معرض ریسک (VaR) براساس معادله زیر ایجاد می‌گردد:

$$VaR = \mu - 1/64\sqrt{h} \qquad (۶)$$

در معادله فوق، μ میانگین بازدهی شاخص صنعت و h سری زمانی نااطمینانی بازده شاخص می‌باشد. نمودار ۲ سری زمانی ریسک شاخص انبوه‌سازی، املاک و مستغلات را در دو رژیم نشان می‌دهد.



نمودار ۲- ارزش در معرض ریسک شاخص صنعت انبوه‌سازی، املاک و مستغلات

روند ریسک این صنعت طی دوره زمانی مورد مطالعه از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲در رژیم ۱ در اکثر دوره ها بیشتر از رژیم ۲ می‌باشد، به‌گونه‌ای که متوسط ریسک این صنعت در رژیم ۱ و ۲ به ترتیب معادل زیانی در حدود ۱/۷ و ۱/۲ درصد در نوسان بود اما بعد از خرداد سال ۱۳۹۲ ما شاهد ریسک‌های بسیار بالا در رژیم ۲ می‌باشیم که این شرایط تا پایان دوره مورد مطالعه نیز ادامه داشت. در این دوره ریسک در رژیم ۱ حوالی زیان ۱/۶ درصد بود، اما متوسط ریسک در رژیم ۲ در اکثر دوره‌ها در بازه زیان ۱/۵ تا ۲/۵ درصد در نوسان بود.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهاد

در اقتصاد واقعی، سرمایه‌گذاری در هر حوزه‌ای همراه با ریسک است که بسته به حوزه سرمایه‌گذاری، انواع مختلفی از ریسک وجود دارد. در این رابطه آنچه مهم است اندازه‌گیری و کمّی‌سازی ریسک در راستای اتخاذ استراتژی سرمایه‌گذاری مناسب و مدیریت صحیح ریسک است. در پژوهش حاضر تلاش گردید تا با ارائه الگوی جامع، ریسک سرمایه‌گذاری غیرمستقیم در بخش مسکن از طریق محاسبه ریسک بازدهی سهام شرکت‌های فعال در صنعت انبوه‌سازی، املاک و مستغلات، اندازه‌گیری شود. ساختار الگوی طراحی شده بر اساس روش «ارزش در معرض ریسک» و با بهره‌گیری

از فرایند رژیمی مارکوف در مدل‌سازی خانواده GARCH می‌باشد. در این فرایند، پس از استخراج سری زمانی، بازدهی شاخص صنعت انبوه سازی، املاک و مستغلات ابتدا مدل میانگین شرطی، برآورد شد و در ادامه پس از بررسی اثر ناهمسانی واریانس با استفاده از شش مدل از خانواده GARCH، اقدام به مدل‌سازی واریانس شرطی بازدهی شاخص صنعت انبوه‌سازی، املاک و مستغلات برحسب سه توزیع نرمال، t و GED شد. نتایج برآورد شده از مدل نهایی بیانگر تبعیت بازدهی شاخص مذکور از بازدهی روز گذشته خود (به میزان ۳۸ درصد) می‌باشد. در این مدل، اثرات اهرمی تأیید شد که بیانگر اثرات نامتقارن اخبار خوب و بد بر بازدهی شاخص صنعت مذکور می‌باشد. در واقع اثرات منفی اخبار بد بیش از اثرات مثبت اخبار خوب بود. علاوه براین، توزیع بازده شاخص مذکور، غیرنرمال بود و از توزیع t با دنباله پهن پیروی می‌کرد. در مرحله دوم نیز شش مدل از خانواده GARCH برحسب رهیافت رژیمی سوئیچینگ مارکوف برحسب سه توزیع فوق، مدل‌سازی شد. نتایج حاصل از مدل نهایی برآورد شده نشان دادند که نه تنها اخبار خوب و بد، اثرات نامتقارنی بر بازدهی شاخص صنعت دارد (وجود اثر اهرمی) بلکه نوسانات بازده شاخص نیز تأثیر معناداری بر بازده شاخص دارد (وجود اثر بازخورد). در واقع طبق تئوری مارکویتز، بین ریسک و بازدهی، رابطه مستقیمی وجود دارد؛ به گونه‌ای که با افزایش ریسک بازدهی شاخص، بازدهی آن نیز افزایش می‌یابد. همچنین توزیع شاخص مذکور غیرنرمال بود و از توزیع t با دنباله پهن پیروی می‌کرد. در مرحله سوم پس از بررسی نرمالیتی مدل‌های برآورد شده، مشخص شد که مدل‌های مذکور از توزیع نرمال تبعیت نمی‌کنند. از این رو مدل بهینه برحسب آزمون گارسیا و پرون، برای دو گروه مدل‌های فاقد اثر سوئیچینگ و دارای اثر سوئیچینگ انتخاب شد. نتایج نشان دادند که مدل بهینه براساس مدل نامتقارن EGARCH میانگین با توزیع GED می‌باشد؛ بنابراین بازدهی شاخص صنعت انبوه‌سازی، املاک و مستغلات علاوه بر تأثیرپذیری نامتقارن از اخبار خوب و بد، از نوسانات خود نیز تأثیر معناداری می‌پذیرد. همچنین توزیع شاخص مذکور غیرنرمال بود و از توزیع t با دنباله پهن پیروی می‌کرد. در ادامه نیز سری زمانی ریسک بازده شاخص صنعت انبوه‌سازی، املاک و مستغلات استخراج شد که نشان‌دهنده نوسانات ریسک این شاخص‌ها طی دوره مورد مطالعه می‌باشد. نتایج نشان دادند که روند ریسک این صنعت طی دوره زمانی مورد مطالعه، از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲در رژیم ۱ در اکثر دوره‌ها بیشتر از رژیم ۲ می‌باشد و متوسط ریسک این صنعت در رژیم ۱ و ۲ به ترتیب معادل زیانی در حدود ۱/۷ و ۱/۲ درصد در نوسان بود. اما بعد از خرداد سال ۱۳۹۲ تا پایان دوره مورد مطالعه، ریسک‌های بسیار بالا در رژیم ۲ مشاهده می‌شود؛ به گونه‌ای که متوسط ریسک این صنعت در رژیم ۱ و ۲ به ترتیب معادل زیانی در حدود ۱/۶، ۱/۵ و ۲/۵ درصد در نوسان بود. در پایان پیشنهاد می‌گردد با توجه به اهمیت اندازه‌گیری ریسک بازده شاخص صنایع از یک‌سو و فقدان مدل‌های جامع برای اندازه‌گیری آن، از چارچوب پیشنهاد شده در این پژوهش برای آگاهی از میزان نسبتاً دقیق ریسک سایر صنایع، استفاده شود. از پیشنهادهای کاربردی نتایج این پژوهش می‌توان به بهینه‌سازی سبد سهام توسط الگوی پیشنهاد شده و رتبه‌بندی بنگاه‌های اقتصادی برحسب میزان ریسک بازاری آنها اشاره کرد. در نهایت پیشنهاد می‌گردد در تحقیقات آتی، مدل‌های حافظه بلندمدت نظیر مدل‌های FIGARCH نیز به‌منظور بهبود کارایی شاخص طراحی شده در نظر گرفته شود و ریسک هر کدام از شرکت‌های بیمه پذیرش شده در بورس محاسبه و براساس میزان کمّی ریسک، به ترتیب شرکت‌های با ریسک بازدهی کم به بیشتر رتبه‌بندی شوند تا سهام‌داران با دانش کافی، اقدام به اتخاذ استراتژی معاملاتی کنند. همچنین نهادهای ناظر بیمه، توجه و

نظارت بیشتری بر شرکت‌های پر ریسک کنند و عملکرد مدیران اجرایی شرکت‌ها نیز سنجیده و ارزیابی شود.

۷- منابع

ابراهیمی، علیرضا. (۱۳۸۵). *مدل‌های ARCH و GARCH و کاربردهای آنها در تحلیل داده‌های اقتصادی*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، رشته آمار، دانشگاه اصفهان.

اصغرپور، حسین؛ فلاحی، فیروز؛ صنوبر؛ ناصر، رضازاده، علی. (۱۳۹۲). مقایسه پرتفوی بهینه سهام شرکت‌های صنایع غذایی بورس تهران با استفاده از رویکردهای پارامتریک و ناپارامتریک. *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۵(۴)، ۱۳۰-۱۰۷.

بیات، علی؛ اسدی، لیدا. (۱۳۹۶). بهینه‌سازی پرتفوی سهام: سودمندی الگوریتم پرندگان و مدل مارکویتز. *فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق‌بهادار*، ۸(۳۲)، ۸۵-۶۳.

ذوالفقاری، مهدی. (۱۳۹۲). *بررسی انواع ریسک مالی و شیوه‌های مدیریت آن در بازارهای مالی: مبانی تئوریکی و مرور تجربیات کشورها*. دفتر مطالعات اقتصادی وزارت صنعت، معدن و تجارت.

ذوالفقاری، مهدی. (۱۳۹۴). *بررسی و تحلیل ریسک نوسانات نرخ ارز با استفاده از فرایند مارکوف و ارائه الگوی مالی- اسلامی جهت مدیریت ریسک آن*. رساله دکتری، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس.

سارنج، علی رضا. (۱۳۹۳). *ارائه مدلی برای تبیین رفتار انتقالات رژیمی در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از فرایند سوئیچینگ مارکوف*. رساله دکتری، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران.

سحابی، بهرام؛ صادقی سقدل، حسین؛ خورسندی طاسکوه؛ ولی‌اله. (۱۳۹۴). بررسی و محاسبه ارزش در معرض ریسک بازده سهام دو صنعت کانه‌های فلزی و صنایع دارو با استفاده از آنالیز موجک و مدل‌های سری زمانی. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۱(۱۵)، ۱۲۲-۱۰۵.

شاهمرادی، اصغر؛ زنگنه، محمد. (۱۳۸۶). محاسبه ارزش در معرض خطر برای شاخص‌های عمده بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش پارامتریک. *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸۶، ۱۴۹-۱۲۱.

شیخ، عباسعلی. (۱۳۹۴). تحلیل ریسک و بازده سرمایه گذاری و نگاهی به مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی. *مجله پژوهش‌های جدید در مدیریت و حسابداری*. شماره ۱، ۶۲-۳۳.

کشاورز حداد، غلامرضا؛ صمدی، باقر. (۱۳۸۹). برآورد و پیش‌بینی تلاطم بازدهی در بازار سهام تهران و مقایسه دقت روش‌ها در تخمین ارزش در معرض خطر: کاربردی از مدل‌های خانواده FIGARCH. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۴۴(۱۰)، ۲۳۵-۱۹۵.

Andreou, E., & Ghysels, E. (2006). Monitoring disruptions in financial markets. *Journal of Econometrics*, *135*(1-2), 77-124.

Ardia, D., & Hoogerheide, L. F. (2014). GARCH models for daily stock returns: Impact of estimation frequency on Value-at-Risk and Expected Shortfall forecasts. *Economics Letters*, *123*(2), 187-190.

Assaf, A. (2015). Value-at-Risk analysis in the MENA equity markets: Fat tails and conditional asymmetries in return distributions. *Journal of Multinational Financial Management, 29*, 30-45.

Barzegar, M. (2014). *A Critical on single-regim models in Iranian financial markets and review of regim behaviors on selected industries.* Master's Degree in Engineering Engineering, Stevens School of Business, USA.

Beaubrun-Diant, K. E., & Maury, T. P. (2016). Home tenure, stock market participation, and composition of the household portfolio. *Journal of Housing Economics*, *32*, 1-17.

Benavides, G. (2007). *GARCH Processes and Value at Risk: An empirical analysis for Mexican interest rate futures*.

Binay Kumar, R. (2003). A study of the temporal aggregation of GARCH model. Indira Gandhi Institute of Development Research (IGIDR) -Development Research.

Faghihian, F. (2015). *The regime transitions in Iran's financial markets in the food industry*. PhD in Financial Management, Izmir University, Turkey.

Giot, P., & Laurent, S. (2003). Value-at-risk for long and short trading positions. *Journal of Applied Econometrics*, *18*(6), 641-663.

Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 357-384.

Kevin, E, Diant, B., Maury, T.P. (2016). Home tenure, stock market participation, and composition of the household portfolio. *Journal of Housing Economics*, 32, 1-17.

Markowitz, H. (1959). *Portfolio selection efficient diversification of investments.* New Yourk: Wiley & Sonns.

Marty, W. (2015). *Portfolio analytics: an introduction to return and risk measurement.* Springer Texts in Business and Economics.

Su, J. B. (2015). Value-at-risk estimates of the stock indices in developed and emerging markets including the spillover effects of currency market. *Economic Modelling*, *46*, 204-224.

Walid, C., Chaker, A., Masood, O., & Fry, J. (2011). Stock market volatility and exchange rates in emerging countries: A Markov-state switching approach. *Emerging Markets Review, 12*(3), 272-292.

Yoon, S. M., & Kang, S. H. K. (2007). A skewed student-t value-at-risk approach for long memory volatility processes in Japanese financial markets.