فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران/ سال بیست‌ویکم/ شماره ۶۶/ بهار ۱۳۹۵/ صفحات ۸۳-۵۹

پویایی رابطه ریسک- بازده در بازار سهام ایران: شواهد جدید با به‌کارگیری الگوی GARCH-JUMP

سعید راسخی[۱]

سیدپیمان اسدی[۲]

زهرا شیدایی[۳]

تاریخ ارسال: ۱۳۹۴/۶/۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۴/۶

چکیده

ادبیات مرسوم رابطه بین بازدهی انتظاری و واریانس شرطی آن را مثبت ارزیابی می‌کنند، اما یافته‌های تجربی حاکی از وجود رابطه ثابت و مشخص بین این دو نیست. ادبیات اخیر با تجزیه ریسک، شواهد جدیدی را در این خصوص ارایه کرده است. در این راستا، در مطالعه حاضر، نقش ویژگی‌های مشخص قیمت دارایی‌های مالی از جمله نوسانات شرطی متغیر با زمان و جامپ در رابطه بین ریسک و بازده سهام در بازار سهام تهران بررسی شده است. برای این منظور، از مدل ARJI-GARCH که به‌طور کارآ دربردارنده این دو ویژگی است، استفاده شده و نتایج به‌دست آمده با دو الگوی ساده‌تر، یعنی GARCH-M و GARCH-JUMP که اولی تنها واریانس شرطی و دومی هر دو ویژگی را شامل می‌شود (با این تفاوت که احتمال وقوع جامپ در طول زمان ثابت است)، مقایسه شده است. نتایج برآورد این الگوها برای داده‌های روزانه شاخص کل بازار بورس تهران طی دوره زمانی ۱۳۷۶/۷/۶ تا ۱۳۹۳/۱۲/۲ دلالت بر معناداری جزء جامپ دارد، به‌طوری که ریسک بازده سهام ایران هر دو جزء تغییرات ملایم و رویدادهای شوک‌گونه و جامپی را شامل می‌شود و ازاین‌رو، مدل GARCH-M سنتی به تنهایی برای بررسی رابطه ریسک و بازده در بازار سهام ایران مناسب نیست. همچنین در تجزیه‌وتحلیل پاداش ریسک متغیر با زمان، مشاهده شد که در کوتاه‌مدت تنها ریسک ناشی از وقوع جامپ معنادار است.

واژگان کلیدی: رابطه ریسک- بازده، گارچ مختلط، الگوی انتشار جامپ، بازار سهام، ایران.

طبقه‌بندی JEL: *G11, G12, G14, G17.*

۱- استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه مازندران، گروه اقتصاد بازرگانی (نویسنده مسؤول)، پست الکترونیکی: saeed_rasekhi@yahoo.com

۲- دانشجوی دکترای اقتصاد پولی دانشگاه مازندران، بابلسر، پست الکترونیکی: Peymman.asadi@gmail.com.

۳- دانشجوی دکترای اقتصاد بین‌الملل دانشگاه مازندران، بابلسر، پست الکترونیکی: sheidaee_zahra@yahoo.com.

۱- مقدمه

بررسی رابطه بین میانگین شرطی و واریانس شرطی بازده اضافی[1] در بازار سهام از موضوع‌های مورد بررسی در اقتصاد مالی است که تحت عنوان رابطه ریسک- بازده شناخته می‌شود. رابطه ریسک- بازده، موضوع اساسی در انتخاب بهینه پرتفوی و مدیریت ریسک است و همچنین نقشی محوری در توسعه الگوهای نظری و پیش‌بینی نوسانات بازار سهام دارد. ادبیات نظری علوم مالی به‌طور عمده به رابطه مثبت بین ریسک و بازده اشاره می‌کند و در این راستا، انتظار می‌رود، ریسک‌های بالاتر با بازده اضافی بالاتر همراه باشند (لودوینگسون و سرانا[2]، ۲۰۰۷). همچنین براساس الگوی قیمت‌گذاری دارایی بین دوره‌ای مرتون[3] (۱۹۷۳)، بازده اضافی انتظاری در بازار سهام رابطه مستقیمی با واریانس شرطی بازده دارد. در عین حال، در مطالعات تجربی، شواهد متناقضی درباره معناداری و علامت مثبت پارامتر ارتباط‌دهنده ریسک و بازده وجود دارد (گیسلز[4] و همکاران (۲۰۰۵)، بالی و هواکیمیان[5] (۲۰۰۹) و دارات[6] و همکاران (۲۰۱۱)، فاما و فرنچ[7] (۱۹۹۲)، گلستون[8] و همکاران (۱۹۹۳) و هاروی[9] (۲۰۰۱)، یو و یوان[10] (۲۰۱۱)، سالوادور[11] و همکاران (۲۰۱۴)). یکی از مهم‌ترین دلایل نتایج متفاوت در خصوص رابطه بین ریسک و بازده، نحوه شاخص‌سازی واریانس شرطی است. به‌طور مشخص، اگر ارتباط ریسک- بازده در بلندمدت مد نظر باشد، واریانس شرطی به‌طور مستقیم قابل مشاهده نخواهد بود و در این شرایط، از بازده‌های دوره قبل استفاده خواهد شد. راه‌حلی که برای فایق آمدن بر این نتایج متناقض پیشنهاد شده، وارد کردن جامپ‌ها یا جهش‌های ناگهانی در الگوهای ریسک- بازده است.

1- Excess Return
2- Ludvigson and Serena
3- ICAMP of Merton
4- Ghysels
5- Bali and Hovakimian
6- Darrat
7- Fama and French
8- Glosten
9- Harvey
10- Yu and Yuan
11- Salvador

ورود جامپ این امکان را فراهم می‌آورد که توزیع غیرنرمال بازدهی سهام در نظر گرفته شود (ماهیو و مک‌کردی[1] (۲۰۰۴) و راچو و همکاران[2] (۲۰۰۵)). ازاین‌رو، در تحقیق حاضر سعی شده است با مدل‌سازی این جهش‌ها در الگوی ریسک- بازده و اندازه‌گیری صحیح نوسانات، این رابطه در بازار سهام تهران بررسی شود. یادآوری می‌شود که بیشتر مطالعات انجام شده در این زمینه تنها تغییرات ملایم و دایمی واریانس بازده را در نظر گرفته‌اند، هرچند مطالعاتی از جمله مهرآرا و عبدلی (۱۳۸۵)، به بررسی وقوع اخبار مثبت و منفی مبنی‌بر وجود جهش‌های ناگهانی در بازده پرداخته است، اما با توجه به دشوار بودن وارد کردن جامپ در الگو، در چنین مطالعاتی نیز به استفاده از متغیر مجازی برای نشان دادن تکانه‌ها اکتفا شده است. بدین ترتیب، نوآوری خاص این مطالعه نسبت به مطالعات داخلی، الگوسازی این جهش‌ها در الگوی ریسک- بازده است که تخمین‌های دقیق‌تری را نسبت به متغیر مجازی می‌دهند. برای این منظور از مدل آرجی[3] گارچ جامپ[4] (چان و شن[5]) استفاده می‌شود که مزیت آن در مقایسه با الگوهای دیگر، این است که معیار ریسک در اینجا هر دو تغییرات روند زمانی و خوشه‌ای را در فرآیند جامپ دربر می‌گیرد یا به عبارت دیگر، هر دو بازده و واریانس شرطی آن اثرات جامپ را نشان می‌دهند. به‌علاوه، الگوهای گارچ میانگین[6] و گارچ جامپ[7] نیز برای مقایسه نتایج و اظهارنظر بهتر راجع به رابطه ریسک و بازده برآورد می‌شوند. نتیجه برآورد از این جهت دارای اهمیت بوده که ریسک سرمایه‌گذاری ناشی از بی‌ثباتی اقتصادی و غیراقتصادی در ایران بسیار بالاست[8] و وقوع تحولات و اخبار مثبت و

1- Maheu and McCurdy
2- Rachev
3- Autoregressive Jump Intensity
4- ARJI GARCH JUMP
5- Chen and Shen
6- GARCH in MEAN
7- GARCH JUMP

۸- گزارش‌های بین‌المللی مانند گزارش‌های بیزینس مانیتور ایران را در رتبه‌های بالا از نظر ریسک سرمایه‌گذاری قرار می‌دهند، به‌طوری که گزارش سال ۲۰۱۴ این مؤسسه در بین کشورهای منطقه خاورمیانه، ایران از نظر ریسک سیاسی و اقتصادی از بین ۱۹ کشور منطقه، شانزدهمین کشور رتبه‌بندی شد و از بین ۹ کشور نفتی منطقه رتبه ۸ را از نظر بالا بودن ریسک سرمایه‌گذاری در صنعت نفت و گاز داراست.

منفی شواهدی مبنی‌بر وجود جهش و جامپ ناگهانی مثبت و منفی در بازده سرمایه‌گذاری در بازار سهام ایران است. در ادامه، براساس مطالعات انگل[1] و همکاران (۱۹۷۸) که در یک اقتصاد با دو دارایی که یکی ریسکی و دیگری بدون ریسک است، انتظار بر آن است که تغییرات در واریانس به‌طور نسبی کمتر در میانگین منعکس شود. به اندازه‌گیری پاداش ریسک در دو حالت با و بدون جامپ می‌پردازیم.

ادامه مقاله به این صورت سازماندهی شده است که بعد از مقدمه در بخش اول، مبانی نظری در بخش دوم، ارایه می‌شود. بخش سوم، به پیشینه تحقیق اختصاص دارد. در بخش چهارم، روش‌شناسی تحقیق ارایه می‌شود. در بخش پنجم، برآورد الگو و تحلیل نتایج ارایه می‌شود. نتیجه‌گیری در بخش ششم می‌آید.

۲- مبانی نظری

تصریح یک توزیع آماری مناسب همچنان موضوع مهمی در الگوسازی رفتار قیمت دارایی به شمار می‌آید؛ برای نمونه، قیمت‌گذاری اختیارات[2]، به تبیین فرآیند تصادفی دارایی اصلی نیاز دارد (چان و شن، ۲۰۰۴). در بازار سهام، دو ویژگی مشخص فرآیند تصادفی، نوسانات بازده در طول زمان و جهش‌های گاه‌به‌گاه آن است. طی دهه‌های گذشته، نتایج قابل توجهی درباره رفتار بازدهی سهام به‌دست آمده است. یکی از مهم‌ترین نتایج تجربی این است که بازدهی دارایی‌ها تقریباً از زنجیره تفاضلی مارتینگل[3] تبعیت می‌کند. الگوهای مرسوم مانند الگوی خودرگرسیونی ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته (GARCH)[4] و الگوی نوسانات تصادفی

1- Engle

2- Option Pricing

۳- مارتینگل، فرآیند تصادفی است که در آن، در زمان دلخواه t، امید ریاضی مقدار دوره بعدی برابر با مقدار مشاهده شده کنونی باشد. زنجیره تطبیقی $\{X_t, \mathcal{F}_t\}_{-\infty}^{\infty}$ را در فضای احتمال $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ در نظر بگیرید. اگر شرایط زیر برقرار باشد:

$E(X_t) < \infty$

$E(X_t|\mathcal{F}_{t-1}) = 0$

X_t زنجیره تفاضلی مارتینگل خواهد بود. به همین ترتیب اگر Y_t مارتینگل باشد، در نتیجه، $X_t = Y_t - Y_{t-1}$ یک زنجیره تفاضلی مارتینگل خواهد بود.

4- Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity

(SV)[1] برای بررسی پویایی نوسانات ملایم و دایمی بازده نسبتاً مناسب هستند. همچنین استفاده از الگوی گارچ میانگین که توسط انگل و همکاران (۱۹۸۷)، معرفی شده و امکان برآورد هم‌زمان میانگین و واریانس بازده را فراهم کرده، اما به نتایج متفاوتی در خصوص رابطه ریسک و بازده منجر شده است (کمبل[2] (۱۹۸۷)، فرینچ[3] و همکاران (۱۹۸۷)، بایله و دجینارو[4] (۱۹۹۰)، کمبل و هنشل[5] (۱۹۹۲) و گلوستن و همکاران[6] (۱۹۹۳)). یک دلیل احتمالی برای ناکامی الگوی گارچ میانگین این است که این الگو تنها می‌تواند تغییرات ملایم بازده و تغییرات ملایم و دایمی واریانس بازده را توضیح دهد، در حالی که این الگوها برای توضیح تغییرات بزرگ و گسسته در بازدهی دارایی‌ها مناسب نیستند (چان و ماهیو[7]، ۲۰۰۲) و تنها به برآوردهای ضعیف از نوسانات منجر می‌شود (بودت[8] و همکاران، ۲۰۱۱). در این راستا، لحاظ کردن جامپ‌های گسسته در بازده برای مطابقت با ویژگی‌های آماری مشاهدات (چرنو[9] و همکاران، ۱۹۹۹) و برای تطبیق بهتر و اصلاح قیمت‌گذاری در بازار اختیارات (باکشی[10] و همکاران (۱۹۹۷)، بیتس[11] (۱۹۹۶)، داس و سوندرام[12] (۱۹۹۹) و جوریون[13] (۱۹۸۸) در اغلب بازارهای سوداگرانه ضروری است، اما جامپ به‌طور مستقیم قابل مشاهده نیست و برآورد آن نیز دشوار است. ادبیات وسیعی در زمینه بررسی اهمیت آماری جامپ در قیمت‌گذاری دارایی‌ها و الگوی قیمت‌گذاری اختیارات مرتون[14]، وجود دارد (جوریون (۱۹۸۸)، نیولند[15] و همکاران (۱۹۹۴) و

1- Stochastic Volatility
2- Campbell
3- French
4- Baillie and DeGennaro
5- Campbell and Hentschel
6- Glosten
7- Chan and Maheu
8- Boudt
9- Chernov
10- Bakshi
11- Bates
12- Das and Sundaram
13- Jorion
14- Merton Option Pricing
15- Nieuwland

والار و پالم[1] (۱۹۹۳))[2]. در این بین، چان و ماهیو (۲۰۰۲)، الگویی ر.ا برای استخراج توزیع جامپ‌ها پس از وقوع در زمان t پیشنهاد کرده‌اند و مطالعات تجربی متعددی بر مفید بودن این الگو برای توضیح نرخ ارز روزانه و بازار سهام تأکید دارند (هسیه[3] (۱۹۸۹) و بال و توروس[4] (۱۹۸۵)) که اساس این مطالعه قرار گرفته است و در بخش روش تحقیق توضیح داده می‌شود.

۳- پیشینه تحقیق

مطالعات داخلی درباره تأثیر تحولات اقتصادی و غیراقتصادی بر شاخص بازده بازار سهام ایران غالباً مربوط به بررسی اثر اخبار مثبت و منفی بر بازده بوده و به مفهوم جامپ در رابطه ریسک و بازده پرداخته نشده است. نتایج مطالعه مهرآرا و عبدلی (۱۳۸۵)، از بازار بورس ایران حاکی از یکسان بودن اثر شوک‌های مثبت و منفی قیمتی است و دلیل آن را نیز غالباً به جوان و کم‌عمق بودن بازار بورس اوراق بهادار تهران، کند بودن جریان اطلاعات و محدودیت‌های نهادی و سازمانی نسبت می‌دهند (مهرآرا و عبدلی، ۱۳۸۵). همچنین مهرآرا و همکاران (۱۳۹۲)، در مطالعه‌ای نشان می‌دهند که بین ریسک سیستماتیک و بازده سهام از نظر آماری رابطه معناداری وجود دارد. قالیباف و ایزدی (۱۳۹۲)، به ارتباط معناداری بین برخی عوامل مانند صرفه بازدهی بازار، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و نقدینگی و بازده شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پی بردند. حیدری و همکاران (۱۳۸۸)، در بخشی از مطالعه خود درباره رابطه بین نرخ بازده مورد انتظار و ریسک نظام‌مند به نتایج قابل توجهی رسیدند. آنها نشان دادند، بازار بورس تنها در برخی فصول برای افراد ریسک‌پذیر جذاب است. همچنین ریسک نظام‌مند در سه فصل اول سال ۱۳۸۲ از ۱ بیشتر شده که این یافته متناظر با دوره رونق بورس در سال ۱۳۸۲ است. در مقابل، از فصل چهارم سال ۱۳۸۲ تا فصل دوم سال ۱۳۸۶ ریسک بازار به‌استثنای سه فصل، در تمام دوره منفی یا نزدیک به صفر بوده است که با رکود بورس از سال ۱۳۸۳ به بعد، هماهنگی دارد. نکته

1- Vlaar, F. Palm

۲- جزییات بیشتر در روش‌شناسی تحقیق ارایه شده است.

3- Hsieh

4- Ball and Torous

مهم در بیشتر مطالعات داخلی این است که در بررسی‌های خود رابطه ریسک و بازده را مثبت و معنادار فرض کرده و به بررسی آن در دوره‌های مختلف بازار و عوامل تأثیرگذار بر آن پرداخته‌اند، اما در این مطالعه، در مورد مفروض پنداشتن این رابطه، به‌طور کلی بحث شده و شرایطی که می‌توان این فرض را قابل قبول دانست، معرفی می‌شوند. در مجموع، اگرچه مطالعات داخلی متعددی در خصوص رابطه بازده و ریسک صورت گرفته است، هیچ‌کدام از مطالعات داخلی جامپ را در الگوی برآورد شده لحاظ نکرده‌اند. این در حالی است که یکی از ویژگی‌های مهم بازده دارایی حضور جامپ در مشاهدات است و این مورد می‌تواند اساس رابطه ریسک- بازده را تحت تأثیر قرار دهد.

٤- روش‌شناسی تحقیق

الگوی پایه جامپ پواسون[1] بازده سهام توسط پرس[2] در سال ۱۹۶۷ معرفی شد. وی، آن را الگوی رویدادهای مرکب[3] نامید، زیرا می‌توان آن را به‌عنوان تجمع یک عدد تصادفی از تغییرات قیمت‌ها در طول یک دوره زمانی ثابت در نظر گرفت. با فرض اینکه توزیع پواسون تعداد رویدادهایی را که به نوسانات قیمتی منجر می‌شود، تعیین کند، تعداد متوسط این رویدادها در یک بازه زمانی شدت جامپ[4] نامیده می‌شود. معرفی جامپ سبب می‌شود مشاهدات غیرنرمال نیز مد نظر قرار گیرند (برای مثال، به ماهیو و ماک‌کوری (۲۰۰۴) و راچو و همکاران (۲۰۰۵) مراجعه شود). در این شرایط، اندازه‌گیری ریسک، هر دو واریانس مرسوم و جامپ را دربر می‌گیرد. به‌علاوه، بازدهی سهام نه‌تنها دربردارنده جامپ است، بلکه این جامپ‌ها به خوشه‌ای شدن گرایش دارند، (آرشانپالی[5] و همکاران، ۲۰۱۳). در مدل چان و ماهیو (۲۰۰۲)، هر دو جامپ در طول زمان و جامپ خوشه‌ای به صورت درون‌زا و با یک فرآیند خودرگرسیون میانگین متحرک[6] در نظر گرفته شده است.

1- Poisson Jump Process
2- Press
3- Compound Events
4- Jump Intensity
5- Arshanapalli
6- Auto Regressive Moving Average (ARMA)

$$R_t = \mu + \sum_{t=1}^{n} \emptyset_t R_{t-n} + \sqrt{h_t z_t} \sum_{k=1}^{n_t} y_{t,k} \quad (۱)$$

$$z_t \sim NI(0,1) y_{t,k} \sim N(\theta, \delta^2) \quad (۲)$$

که در آن، $y_{t,k}$ جزء جامپ، R_t نرخ بازدهی سهام و h_t واریانس شرطی است. براساس این الگو، تعداد جامپ‌هایی (n_t) که در بازه زمانی t تا $t-1$ به‌وقوع می‌پیوندند، دارای توزیع پواسون با میانگین و واریانس $\lambda > 0$ (شدت جامپ) و تابع چگالی زیر هستند:

$$P\left(n_t = j \,\middle|\, \emptyset_{t-1}\right) = \frac{\exp(-\lambda_t)\lambda_t^j}{j!} \quad (۳)$$

البته اندازه هر جامپ مستقل و دارای توزیع نرمال با میانگین θ و انحراف معیار δ است. با اعمال دو محدودیت ثابت بودن شدت جامپ $(\lambda_t = \lambda)$ و ثابت بودن واریانس توزیع اندازه جامپ $(\delta_t^2 = \delta^2)$، الگوی گارچ جامپ به‌دست می‌آید. در این مطالعه برای ورود اخبار و رویدادها یا اطلاعات در بردار X_t الگوی گارچ جامپ، از الگوی چان و ماهیو (۲۰۰۲) استفاده می‌شود که فرض کردند λ_t از یک فرآیند ARMA به صورت زیر پیروی می‌کند:

$$\lambda_t = \lambda_0 + \rho\lambda_{t-1} + \gamma\xi_{t-1} \qquad \lambda_0 > 0 \text{ و } \rho > \gamma > 0 \quad (۴)$$

هر جامپ دارای اندازه متفاوتی است که توسط توزیع نرمال با میانگین θ و انحراف معیار δ تعیین می‌شود. در الگوی انتشار جامپ، اندازه جامپ $(y_{t,k})$ در طول زمان تغییر می‌کند و وابسته به بازده اضافی در گذشته است (چان و ماهیو، ۲۰۰۲).

$$\theta_t = \eta_0 + \eta_1 R_{t-1} D(R_{t-1}) + \eta_2 R_{t-1}(1 - D(R_{t-1})) \quad (۵)$$

برای ارزیابی رابطه کوتاه‌مدت بین ریسک و بازدهی، الگوی گارچ با اضافه کردن اجزای ARJI در معادله میانگین گسترش داده می‌شود. در این صورت، علاوه بر اینکه جزء واریانس الگو نشان‌دهنده واریانس شرطی ملایم خواهد بود، براساس رابطه زیر، شامل اجزای الگوی جامپ نیز خواهد بود:

$$Var(R_t|\emptyset_{t-1}|) = h_t + (\delta_t^2 + \theta_t^2)\lambda_t \quad (۶)$$

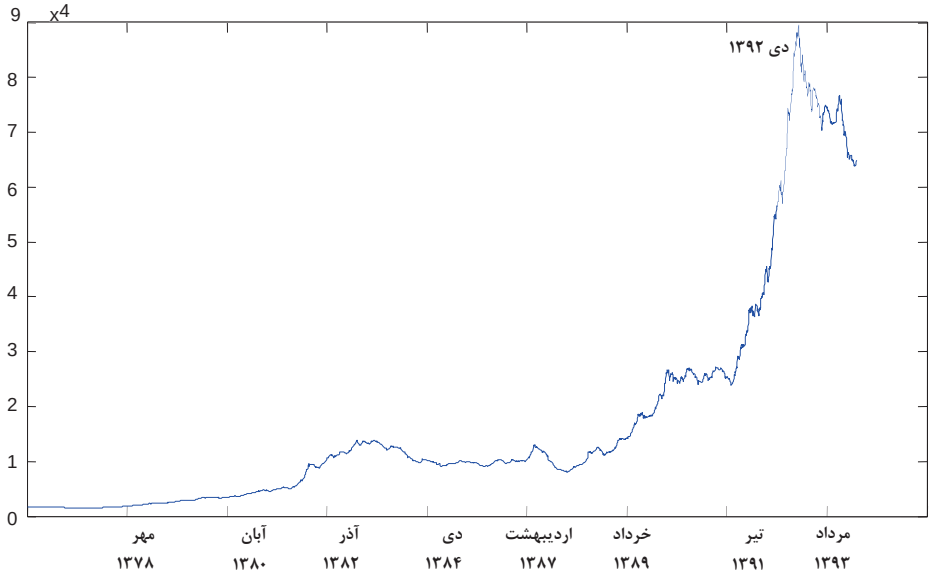
در نتیجه، الگوی آرجی گارچ میانگین به شکل زیر ارایه می‌شود (آرشانپالی و همکاران، ۲۰۱۳).

$$R_t = \mu + \varphi_1 R_{t-1} + \varphi_2 R_{t-2} + \pi Var(R_t) \sum_{k=1}^{n_t} y_{t,k}\, z_t \sim NI(0,1) y_{t,k} \sim N(\theta, \delta^2) \qquad (۷)$$

عبارت $Var(R_t)$ از رابطه (۶) به‌دست می‌آید که در آن، جزء h_t نشان‌دهنده پویایی نوسانات شرطی بازدهی است. وارد کردن جزء واریانس در معادله میانگین، این قابلیت را فراهم می‌کند که رابطه ریسک و بازدهی در این الگو، قابل ارزیابی باشد. علامت مثبت پارامتر π نشان‌دهنده رابطه مثبت ریسک- بازده خواهد بود.

۵- برآورد الگو و تحلیل نتایج

نمودار شماره ۱، شاخص بازده کل بازار بورس ایران را برای دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۷۶نشان می‌دهد. براساس این نمودار، طی دوره زمانی مورد مطالعه، به‌رغم نوسانات زیاد تا قبل از دی ۱۳۹۲، شاخص بازده به‌طورکلی روندی افزایشی را طی کرده و در این تاریخ به اوج خود رسیده است.



نمودار ۱- روند تغییرات روزانه شاخص بازده بورس تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۷۶

نوسانات بازدهی موضوعی طبیعی و جزء تفکیک‌ناپذیر از بازار دارایی تلقی می‌شود. با توسعه بازار سرمایه و ورود شرکت‌های بزرگ کشور در اثر خصوصی‌سازی، شاخص کل قیمت در بازار سهام تهران پس از فراز و فرودهای متعدد، از عدد پایه ۱۰۰ (۱۳۶۹) به رقم ۷۰ هزار واحد (۱۳۹۴) نزدیک شده است. این افت‌وخیز ناشی از عوامل متعددی مانند سیاست‌های دولتی، وضعیت کلان اقتصادی و متغیرهای غیراقتصادی بوده است. به‌طور مشخص، وضع قوانین و مقررات مختلف برای تسهیل عملکرد بازار مانند ورود ابزارهای جدید مالی، تنوع محصولات بازار، شکل‌گیری صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، تأثیر بازارهای موازی بورس مانند ارز، طلا و مسکن، سیاست‌های دولتی، کاهش ارزش پول ملی، سیاست‌های تجاری، سیاست‌های پولی، وضعیت اقتصادی بین‌الملل مانند افزایش قیمت‌های جهانی مواد اولیه و رونق و رکود در اقتصاد جهانی، بحران مالی جهانی و متغیرهایی مانند وضعیت ژئوپلیتیک منطقه‌ای و تحولات سیاسی در این روند تأثیرگذار بوده است.

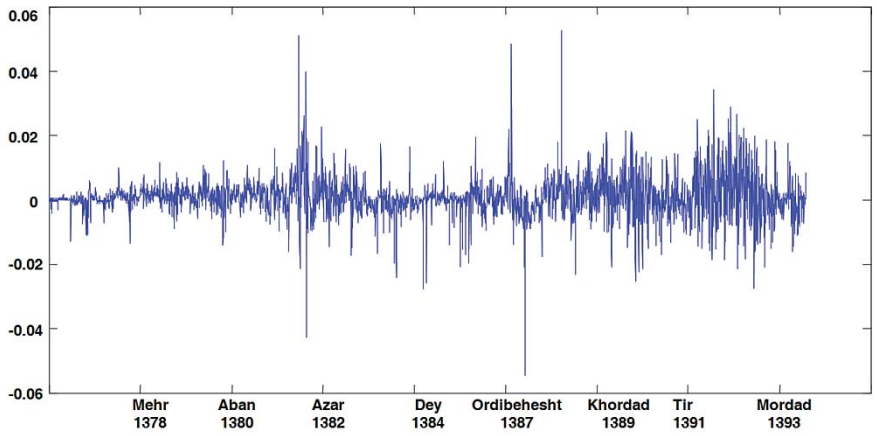
در ادامه این بخش، رابطه ریسک و بازده در بازار سهام ایران از طریق الگوی تعمیم‌یافته آرچی گارچ که در بخش قبل مطرح شد، به همراه الگوهای گارچ میانگین و گارچ جامپ میانگین با استفاده از روش حداکثر راست‌نمایی برآورد و بررسی می‌شود، همچنین برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ای این تحقیق از نرم‌افزار RATS استفاده می‌شود. ویژگی‌های آماری داده‌های روزانه مربوط به شاخص بورس تهران (TSE) طی دوره زمانی۱۳۷۶/۷/۶ تا ۱۳۹۳/۱۲/۲ در جدول شماره ۱، ارایه شده است. برای آزمون نرمال بودن جملات پسماند از آزمون جارک - برا استفاده می‌شود. فرضیه صفر این آزمون حاکی از نرمال بودن توزیع خطاهاست. چون احتمال آماره JB کمتر از ۵ درصد است، ازاین‌رو، توزیع پسماندهای رگرسیون نرمال نیست که این خود، تأکیدی بر وجود جامپ‌های قابل توجه در بازدهی‌هاست.

جدول ۱- ویژگی‌های آماری مشاهدات بازده روزانه بازار سهام تهران طی دوره زمانی ۱۳۷٦/۷/٦ تا ۱۳۹۳/۱۲/۲

Mean	۰/۰۰۰۸۸۷۳۱
Variance	۰/۰۰۰۰۳۳۸۶۲
Skewness	۰/۴۰۷۸
Kurtosis	۱۲/۸۹۲۹
Jarque-Bera	۱۷۰۲۱* (۰/۰۰۰)

مأخذ: محاسبات تحقیق.

نمودار شماره ۲، روند بازده روزانه بازار سهام تهران را طی دوره زمانی ۱۳۷۶/۷/۶ تا ۱۳۹۳/۱۲/۲، نشان می‌دهد. این نمودار، نشان‌دهنده نوسانات خوشه‌ای و وجود جامپ‌های بزرگ در بازده بازار سهام تهران طی دوره زمانی مورد مطالعه است که می‌تواند رابطه بازده و ریسک را تحت تأثیر قرار دهد. برای بررسی این موضوع، در ادامه، الگوهای تحقیق برآورد شده است.



نمودار ۲- روند بازده روزانه بازار سهام تهران طی دوره زمانی ۱۳۷٦/۷/٦ تا ۱۳۹۳/۱۲/۲

در روش GARCH، پایا بودن سری زمانی مورد مطالعه بسیار مهم است. در این تحقیق از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) و فیلیپس پرون در سطح معناداری ۵٪ برای

آزمون پایایی سری زمانی استفاده شده است. نتایج حاصل از دو آزمون یادشده در جدول شماره ۲، آمده است.

جدول ۲- نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) و آزمون فیلیپس پرون (PP)

PP Test Statistic	-۵۳/۳۰۹۱۱	مقدار بحرانی ۱٪	-۳/۴۳۱۷
		مقدار بحرانی ۵٪	-۲/۸۶۲۰
		مقدار بحرانی ۱۰٪	-۲/۵۶۷۰
ADF Test Statistic	-۱۳/۷۴۴۰۵	مقدار بحرانی ۱٪	-۳/۴۳۱۷
		مقدار بحرانی ۵٪	-۲/۸۶۲۰
		مقدار بحرانی ۱۰٪	-۲/۵۶۷۰

مأخذ: محاسبات تحقیق.

براساس جدول شماره ۲، ملاحظه می‌شود، هر دو آزمون (ADF و PP) در سطوح اطمینان مختلف (از ۹۰ تا ۹۹ درصد)، پایایی سری زمانی را مورد تأیید قرار می‌دهند.

در پژوهش حاضر به‌منظور برازش مدل بازدهی مورد انتظار از رویکرد باکس- جنکینز استفاده می‌شود. براساس آزمون‌های صورت گرفته، فرآیند AR(2) به‌عنوان بهترین مدل برای مدل‌سازی رفتار آن تشخیص داده شده که نتایج حاصل از آن، در جدول شماره ۳، آمده است.

جدول ۳- نتایج حاصل از انتخاب مدل مناسب

C	۰/۰۰۰۸ (۰/۰۰۱)
AR(1)	۱/۲۴۹۸ (۰/۰۰۰)
AR(2)	-۰/۲۷۵۸ (۰/۰۰۰)
MA(1)	-۰/۹۰۸۸ (۰/۰۰۰)
R-squared	۰/۱۶۰۷
Durbin Watson	۱/۹۹۵۵
Log likelihood	۱۵۸۵۳/۰۴۱۶
Q	۶۷/۶۰۴۸ (۰/۰۰۰)

توضیح: اعداد داخل پرانتز سطح معناداری را نشان می‌دهند.

مأخذ: محاسبات تحقیق.

پس از انتخاب مدل مناسب از طریق روش باکس و جنکینز، باید آزمون لازم برای تشخیص وجود اثرات ARCH (واریانس ناهمسانی) انجام گیرد. نتایج این آزمون در جدول شماره ۴، آمده است.

جدول ٤- نتایج آزمون ضریب لاگرانژ

آماره	آماره محاسباتی	سطح معناداری
F	۱۰/۱۰۹۳	۰/۰۰۱۵
Obs*R-squared	۱۰/۰۸۹۵	۰/۰۰۱۵

براساس هر دو آماره محاسباتی، فرضیه صفر همسان بودن واریانس باقی‌مانده‌ها رد و فرضیه مقابل، یعنی وجود ناهمسانی در باقی‌مانده‌ها پذیرفته می‌شود. ازاین‌رو، می‌توان از الگوی GARCH برای الگوسازی استفاده کرد. در گام بعدی این تحقیق از الگوی GARCH(1,1) به‌عنوان الگوی بهینه برای تخمین‌های مربوط استفاده شده است.

نتایج برآورد الگوی گارچ میانگین برای بازار سهام تهران طی دوره زمانی ۱۳۷۶/۷/۶ تا ۱۳۹۳/۱۲/۲در جدول شماره ۵، ارایه شده است. براساس نتایج برآورد الگو در جدول شماره ۲، فرض صفر مبنی‌بر اینکه $\alpha + \beta$ برابر یک است، پذیرفته می‌شود که این نتیجه دلالت بر ناپایداری واریانس در الگوی تحقیق دارد. این مسأله از خصوصیات تصریح چهارچوب مدل است، به این صورت که اگر این مقدار نزدیک یک باشد، از نظر الزام‌های اقتصادسنجی مدل قابل اعتمادی نیست. مقادیر کشیدگی و چولگی به‌دست آمده نیز نرمال بودن توزیع مشاهدات بازده را رد می‌کنند. آزمون لیانگ باکس[1] نیز نشان می‌دهد که بین پسماندهای الگو، همبستگی قوی وجود دارد. جزء گارچ میانگین که مهم‌ترین یافته این مطالعه (تا اینجا) به شمار می‌آید نشان‌دهنده رابطه مثبت، اما غیرمعنادار بین ریسک و بازده است که رابطه مثبت بین بازده و ریسک در این مطالعه با نتایج به‌دست آمده در مطالعات پیشین که از الگوی گارچ میانگین برای بررسی رابطه ریسک- بازده استفاده کرده‌اند، سازگار است. عدم دستیابی به رابطه معنادار بین ریسک و بازده در این تحقیق،

1- Ljung-Box

احتمالاً به این دلیل است که پارامتر گارچ تنها تغییرات ملایم را در نوسانات بازده توضیح می‌دهد، در حالی که نرخ بازده بازار سهام تهران جامپ‌های متعددی را تجربه کرده است.

جدول ۵- تخمین MLE از پارامترها در مدل GARCH- M

۷۶/۰۷/۰۶-۹۳/۱۲/۰۳	
μ	۰/۰۰۰۱* (۰/۰۰۰۰۶)
φ_1	۰/۴۵۴۶* (۰/۰۱۹۶)
φ_2	۰/۰۶۱۱* (۰/۰۱۸۴)
π	۳/۹۳۱۷ (۲/۰۰۱)
ω	۰/۰۰۰۰۰۳* (۰/۰۰۰۰)
α	۰/۱۳۰۲۶۶* (۰/۰۱۰۰)
β	۰/۸۷۱۸۸۱* (۰/۰۰۹۱)
Log-likelihood	۱۶۷۴۲/۶۱۶۶
Skewness	-۱/۲۶۳۰
Kurtosis	۳/۸۲۳۶
Jarque–Bera	۲۹۰۹/۹۱
Ljung–Box p-value	۲۶۰/۲۳ (۰/۰۲۰۰)
$H_0: \alpha + \beta = 1$	
F p-value	۱/۰۸۲۱ (۰/۲۹۸۳)

* معناداری به‌طور کلی در سطح ۵ درصد است. اعداد داخل پرانتز بیان‌کننده انحراف معیار هستند.

مأخذ: محاسبات تحقیق.

برای بررسی اثر جامپ بر رابطه ریسک و بازده در ادامه، الگوی گارچ جامپ برای بازار سهام تهران برآورد شده و نتایج در جدول شماره ۶، آمده است. همان‌گونه که در این جدول مشاهده می‌شود، میزان چولگی توزیع مشاهدات در مقایسه با الگوی گارچ میانگین تا حدودی کاهش یافته است. البته، میزان $\alpha + \beta$ تقریباً مشابه الگوی قبلی است.آماره نسبت لگاریتم راست‌نمایی $2 \times (logL_1 - logL_2) = 77.768$ حاکی از رد فرضیه صفر مبنی‌بر نبودن جامپ است. پارامتر π مثبت برآورد شده که حاکی از رابطه مثبت بین

ریسک و بازده است، اما این رابطه از لحاظ آماری معنادار به‌دست نیامده است. آماره لیانگ باکس در جدول شماره ۶ نیز نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی‌بر نبود همبستگی رد شده است و این نشان می‌دهد، احتمالاً الگو خوب تصریح نشده است. بدین ترتیب، رد فرضیه صفر آزمون یادشده نشان‌دهنده عدم کفایت الگوی گارچ جامپ است.

جدول ٦- تخمین MLE از پارامترها در مدل GARCH-JUMP-M

۷۶/۰۷/۰۶-۹۳/۱۲/۰۳	
μ	۰/۰۰۰۱* (۰/۰۰۰۰)
φ_1	۰/۴۴۴۳* (۰/۱۲۱۰)
φ_2	۰/۰۵۹۸*(۰/۰۱۰۴)
π	۳/۸۴۲۶* (۰/۰۵۴۱)
ω	۰/۰۰۰۰۰۰۳*(۰/۰۰۰۰)
α	۰/۱۷۴۰۲۱*(۰/۰۱۰۴)
β	۰/۸۳۱۱۰۲*(۰/۰۰۱۷)
λ_0	۰/۰۹۷۷*(۰/۰۰۹۰)
Q^2	۲۶۱/۰۱*
$p-Value$	۰/۰۳۹۱۷
$Log-likelihood$	۱۶۷۸۱/۵
Skewness	۰/۵۱۰۴
Kurtosis	۲/۱۰۸۹
JarqueBera	۳۱۷/۸۴
$H_0: \alpha+\beta=1$	
F p-value	۰/۲۴۹۸ (۰/۶۱۷۲)

* معناداری به‌طور کلی در سطح ۵ درصد است. اعداد داخل پرانتز بیان‌کننده انحراف معیار هستند.

مأخذ: محاسبات تحقیق.

در الگوی گارچ جامپ فرض می‌شود، توزیع ثابت پواسون تعیین‌کننده احتمال وقوع جامپ در طول زمان است، اما با توجه به مطالعات انجام شده در این زمینه، به نظر می‌رسد احتمال وقوع جامپ در طول زمان تغییر کند. برای در نظر گرفتن این شرایط و در ادامه، از

الگوی پیشنهادی چان و ماهیو (۲۰۰۲) استفاده شده است. در این الگو، فرض می‌شود که شدت جامپ از یک فرآیند درون‌زای خودهمبسته پیروی کرده و دارای یک فرم تبعی ARMA است. نتایج حاصل از برآورد الگوی آرجی گارچ در جدول شماره ۷، ارایه شده است. براساس این جدول،آماره لگاریتم راست‌نمایی در مقایسه با الگوی گارچ جامپ بهبود معناداری را نشان می‌دهد. برتری الگوی برآورد شده نسبت به الگوی گارچ جامپ از طریق آزمون‌های نسبت راست‌نمایی قابل تشخیص است. به‌طور مشخص، میزان آماره یادشده ۴۱/۰۲ به‌دست آمده که نشان‌دهنده عدم رد الگوی آرجی گارچ است. همچنین ρ و γ هر دو به لحاظ آماری معنادار و متفاوت از صفر هستند. پارامتر پایداری ρ، نشان می‌دهد، احتمال اینکه جامپ بالا (پایین) در یک روز به احتمال وجود جامپ پایین (بالا) در روز بعدی منجر شود، برابر ۰/۰۱۲- است. یکی از مشخصات چهارچوب تولید جامپ این مدل تولید جامپ‌های پی‌درپی توسط خود جامپ‌هاست که در واقع، این پارامتر همان مسأله خوشه‌ای شدن جامپ‌ها را نشان می‌دهد که مطرح می‌کند، جامپ‌ها یکدیگر را تقویت می‌کنند و به خوشه‌ای شدن گرایش دارند. از آنجا که این پارامتر منفی شده است، بنابراین، جامپ‌ها خلاف جهت یکدیگر را تقویت می‌کنند. پارامتر γ که اثر آخرین پسماند را روی λ نشان می‌دهد، برابر ۰/۰۵۹۴ به‌دست آمده است که نشان می‌دهد، افزایش یک واحدی در ξ_{t-1} حداقل تغییر را در شدت جامپ دوره بعدی ایجاد می‌کند. آماره لیانگ باکس نیز نشان‌دهنده وجود تغییر زمانی در λ است. براساس این آماره، فرضیه عدم همبستگی در پسماندهای استاندارد و شدت جامپ رد نمی‌شود که خود دلیلی بر شدت تغییر جامپ در طول زمان است. یادآوری می‌شود، مقدار چولگی از ۰/۵۱۰ در الگوی گارچ جامپ به ۰/۰۹۷۱ در الگوی آرجی گارچ کاهش یافته است.

جدول ۷- تخمین MLE از پارامترها در مدل ARJI-GARCH -M

۷۶/۰۷/۰۶-۹۳/۱۲/۰۳	
μ	۰/۰۰۰۱ (۰/۰۰۰۰۲)
φ_1	۰/۴۲۶۱ *(۰/۰۰۹۳۵)
φ_2	۰/۰۶۲۳ *(۰/۰۰۱۹۳)
π	۴/۷۵۸۰ *(۰/۰۰۰۰۹)
ω	۰/۰۰۰۰۰۰۰۵ *(۰/۰۰۰۰)
α	۰/۵۱۰۱ *(۰/۰۰۰۰۰۳)
β	۰/۴۰۱۲ *(۰/۰۰۰۱۷)
ζ_0	۰/۰۰۲۴ *(۰/۰۰۰۰۰۴)
ζ_1	۰/۰۰۱۵ *(۰/۰۰۰۰۵)
η_0	۰/۰۰۱۶ *(۰/۰۰۰۰۰۸)
η_1	۰/۰۰۲۳ *(۰/۰۰۰۸)
η_2	۰/۰۰۲۲ *(۰/۰۰۰۰۱)
λ_0	۰/۰۹۱۲ (۰/۰۵۸۰)
ρ	-۰/۰۱۲۰ * (۰/۰۲۲۵۸)
γ	۰/۰۵۹۴ *(۰/۰۰۷۶۰)
Q^2	۱۱۱/۵۷۸
$p-Value$	۰/۸۸۹۰۶
$Log-likelihood$	۱۶۸۰۲/۰۲
Skewness	۰/۰۹۷۱
Kurtosis	۱/۷۲۰۶
Jarque-Bera	۲۸۹/۲۸۳
$H_0: \alpha+\beta=1$	
F p-value	۱۰/۶۶۶۵ (۰/۰۱۱)

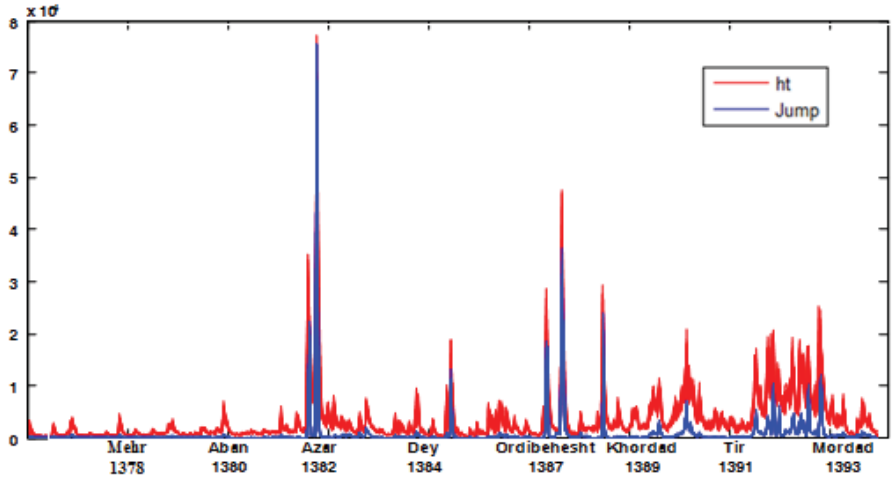
* معناداری به‌طور کلی در سطح ۵ درصد است. اعداد داخل پرانتز بیان‌کننده انحراف معیار هستند.

مأخذ: محاسبات تحقیق.

نتایج برآورد الگوی آرجی گارچ برای بازار سهام تهران (جدول شماره ۷) نشان می‌دهد، جامپ‌ها نقش مهمی در توضیح رابطه ریسک- بازده در بازار سهام ایران دارند. به‌طور مشخص، ورود جامپ در الگوی منتخب موجب بهبود رابطه ریسک- بازده شده است. همان‌طور که کونت[1] (۲۰۰۱) اشاره کرده است، عدم محاسبه دنباله‌های بزرگ در مشاهدات بازده سهام به برآوردهای سازگار، اما ناکارآ منجر می‌شود که در این صورت، واریانس برآوردگرها و فواصل اطمینان بزرگ خواهد شد. با توجه به اینکه جامپ‌ها به‌ندرت اتفاق می‌افتند و تمایل به جمع شدن در دنباله‌های توزیع دارند، الگوی آرجی گارچ میانگین که کشیدگی و چولگی توزیع را نیز در نظر می‌گیرد، الگوی مناسبی برای بررسی رابطه بازده و ریسک تلقی می‌شود. در الگوی آرجی گارچ میانگین تحقیق حاضر، تمام ضرایب و به‌ویژه، π مثبت و معنادار به‌دست آمده است. بدین ترتیب، ریسک اندازه‌گیری شده با واریانس شرطی که شامل اجزای ریسک جامپ نیز هست با رابطه مثبت و معناداری با بازده دارد. واریانس شرطی کل $Var(R_t/\Omega_{t-1})$ در رابطه (۷)، مجموع اجزای جامپ و گارچ است. در این رابطه، همان‌گونه که از نمودار شماره ۳، مشخص است، جزء جامپ برای بیشتر روزها به نسبت کوچک‌تر از جزء گارچ است. در توجیه این یافته یادآوری می‌شود، جزء گارچ تغییرات ملایم را در واریانس نشان می‌دهد که در طول دوره‌های زمانی نرمال مهم‌ترند، اما جزء جامپ نشان‌دهنده تغییرات بزرگ در واریانس است. نتایج تحقیق حاضر همچنین نشان می‌دهد، تغییرات اندازه جامپ به علامت پارامتر بازده وابسته است. اگر بازار به‌طور ضعیف عمل کند، اندازه جامپ افزایش می‌یابد. نتایج $\eta_1 > 0$ و $\eta_2 > 0$ و $\eta_2 > 0$ دلالت بر این دارد که اگر بازده دوره گذشته منفی باشد، اندازه جامپ مورد انتظار افزایش می‌یابد، اما $\eta_1 > 0$ دلالت بر این مطلب دارد که مثبت بودن بازده دوره گذشته، اندازه انتظاری جامپ را کاهش نمی‌دهد. شاید تا حدودی این نتیجه غیرواقعی به نظر می‌رسد، اما به نظر می‌رسد برای بازار سهام ایران قابل توجیه باشد. به‌طور مشخص، به دلیل نااطمینانی‌های موجود و تأثیرپذیری بیش از حد بورس از

1- Cont

این وقایع و وقوع جهش‌های منفی غیرمنتظره در گذشته حتی در شرایطی که کاملاً فضای امیدواری در بازار بورس وجود دارد، سرمایه‌گذاران هر لحظه انتظار کاهش ناگهانی شاخص را دارند. ازاین‌رو، همواره احتمال وقوع جامپ حتی در بازده مثبت نیز وجود دارد. بنابراین، ریسک اندازه‌گیری شده به‌وسیله واریانس شرطی در الگوی گارچ میانگین خیلی قابل اعتماد نبوده، بلکه برای اندازه‌گیری ریسک اثر جامپ را نیز باید در نظر گرفت. این یافته کلیدی مطالعه است که از طریق آن یک رابطه مثبت بین ریسک و بازده در بازار سهام ایران اثبات می‌شود.



نمودار ۳- تجزیه واریانس در الگوی تحقیق

در ادامه، تجزیه‌وتحلیل پاداش ریسک متغیر با زمان ارایه می‌شود. براساس مطالعات انگل (۱۹۸۲)، نااطمینانی در بازار سهام طی زمان متغیر است که در نتیجه آن، پاداش ریسک نیز تغییر می‌کند. الگوهای مالی مانند الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه (CAPM) به‌طور معمول پیشنهاد می‌کنند که جبران مورد انتظار باید با ریسک مورد انتظار رابطه مثبت داشته باشد.

برای پی بردن به وجود پاداش ریسک در ارتباط با افزایش نرخ بازده اضافی مورد انتظار در پاسخ به افزایش در نوسان پیش‌بینی شده بازده در بازارهای سهام، در این مطالعه

فرض می‌شود که μ متوسط پاداش ریسک و π قیمت ریسک بازار است. در صورتی که $\pi = 0$ باشد، پاداش ریسک مورد انتظار با نوسانات سهام بی‌ارتباط است و اگر $\pi \neq 0$ باشد، وجود پاداش ریسک متغیر با زمان ناشی از نوسان است (کینیون[1]، ۲۰۰۷). نتایج حاصل از این تخمین در جدول شماره ۸، ارایه شده است. نتایج این جدول نشان می‌دهد، تنها ریسک جامپ باارزش است و هیچ پاداش ریسک معناداری در نوسانات عادی وجود ندارد که البته این نتیجه در کوتاه‌مدت منطقی و قابل قبول است.

جدول ۸- تجزیه‌وتحلیل پاداش ریسک

آماره	ARJI-GARCH –M	GARCH-JUMP-M	GARCH- M
F	۷۰/۵۰۷۷ (۰/۰۰۰)	۱۴/۹۵۹۸ (۰/۰۰۰۱)	۱/۳۸۱۷ (۰/۲۳۹۹)

فرضیه صفر: $\pi = 0$

٦- خلاصه و نتیجه‌گیری

وجود رابطه ریسک و بازده در ادبیات علوم مالی موضوعی متداول فرض می‌شود، اما در مطالعات تجربی این رابطه با توجه به چگونگی تصریح ریسک و بازده و روش مورد استفاده، نتایج متفاوتی را نشان می‌دهد. از جمله دلایلی که به‌تازگی برای این نتایج متناقض پیشنهاد شده است، در نظر نگرفتن جامپ‌ها یا جهش‌های ناگهانی در الگوهای ریسک- بازده است. به‌طور کلی ۲ ویژگی مشخص قیمت دارایی‌های مالی، نوسانات شرطی متغیر با زمان و جامپ است که به‌طور جداگانه در ادبیات وجود دارند. مطالعات گذشته در ایران به نوعی ویژگی اول را با استفاده از مدل GARCH شرح می‌دهند و مطالعات اندکی نیز به بررسی اثر اخبار مثبت و منفی بر بازدهی سهام پرداخته‌اند. ازاین‌رو، این مطالعه در نظر دارد این دو ویژگی را به‌طور هم‌زمان در قالب الگوی آرجی- جامپ-گارچ بررسی کند. ورود جامپ این امکان را فراهم می‌آورد که توزیع غیرنرمال بازدهی سهام در نظر گرفته شود. در مقایسه این مدل با مدل‌های گارچ- مین و جامپ-گارچ که به ترتیب واریانس شرطی و

1- Kinnunen

حضور جامپ با احتمال وقوع ثابت را شامل می‌شوند، دو نکته مهم است؛ نخست اینکه بازده سهام در بازار تهران تنها شاهد نوسانات خوشه‌ای نیست، بلکه جامپ در بازدهی را نیز شامل می‌شود که حاکی از اهمیت جامپ در توضیح رابطه ریسک- بازده است. نکته بعدی در ارتباط با معناداری اجزای جامپ بر رابطه ریسک- بازده از طریق تأثیرشان بر واریانس شرطی است که نتایج قابل توجهی را در مقایسه با الگوی گارچ- مین مرسوم ارایه می‌دهد.

از سوی دیگر، در بررسی رابطه بین تغییرات اندازه جامپ و پارامتر بازده، مشاهده می‌شود که اندازه جامپ مورد انتظار زمانی که بازده بازار کم است، افزایش می‌یابد، اما هنگام مثبت بودن بازده، انتظار کاهش اندازه جامپ نمی‌رود که البته با توجه به نااطمینانی‌های موجود در بازار سهام ایران دور از انتظار نیست. همچنین براساس نتایج مطالعه حاضر، پاداش ریسک تنها در ریسک جامپ باارزش است و پاداش ریسکی معناداری در نوسانات ملایم در کوتاه‌مدت مشاهده نمی‌شود.

در نهایت، با توجه به معنادار بودن اثر جزء جامپ بر رابطه ریسک و بازده سهام، سرمایه‌گذاران باید از مقیاس گسترده ریسک در ساخت پرتفوی و اندازه‌گیری ریسک آن آگاهی داشته باشند، زیرا عدم توجه به آن، سبب انحراف از استراتژی‌های بهینه قیمت‌گذاری و پوشش ریسک می‌شود؛ برای نمونه، در صورت وجود جامپ و نادیده انگاشتن آن ممکن است استراتژی‌های پوشش ریسک بیش از حد برآورد شود یا قیمت اختیارات با نزدیک شدن به سررسید کمتر از حد برآورد شود.

منابع

حیدری، حسن، محمدرضا توکلی بغدادآباد و جواد رضائی (۱۳۸۸)، «بررسی رابطه بین نرخ بازده مورد انتظار ریسک و ریسک نظام‌مند (بتا) در چهار طبقه دارایی عمده در اقتصاد ایران»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸۹، صص ۳۲-۱.

قالیباف اصل، حسن و محسن ایزدی (۱۳۹۲)، «بررسی رابطه بین ریسک و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران: اثر شتاب و ریسک نقدشوندگی»، *دو فصلنامه اقتصاد پولی - مالی*، شماره ۷، صص ۱۰۴-۸۵.

مهرآرا، محسن و قهرمان عبدلی (۱۳۸۵)، «نقش اخبار خوب و بد در نوسانات بازدهی سهام در ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۲۶، صص ۴۰-۲۵.

مهرآرا، محسن، ذبیح‌الله فلاحتی و نازی حیدری ظهیری (۱۳۹۲)، «بررسی رابطه بین ریسک سیستماتیک و بازده سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران (از سال ۱۳۸۷ تا سال ۱۳۹۲) با استفاده از الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای»، *فصلنامه سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهرا (س)*، شماره اول، صص ۹۱-۶۷.

Arshanapalli, B.,Fabozzi, F.J., and Nelson, W. (2013),"The Role of Jump Dynamics in the Risk– Return Relationship", *International Review of Financial Analysis*, pp. 1-6.

Baillie, R. T., & DeGennaro, R. P. (1990). "Stock Returns and Volatility". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25(02), 203-214.

Bakshi, G., Cao, C., & Chen, Z. (1997). "Empirical Performance of Alternative Option Pricing Models". *The Journal of Finance*, 52(5), 2003-2049.

Bali, T. G., & Hovakimian, A. (2009). "Volatility Spreads and Expected Stock Returns". *Management Science*, 55(11), 1797-1812.

Ball, C., and Torous, W. (1985),"On Jumps in Common Stock Prices and their Impact on Call Option Pricing*", Journal Finance,* 40, pp.155–173.

Bates, D. S. (1996). "Jumps and Stochastic Volatility: Exchange Rate Processes Implicit in Deutsche Mark Options". *Review of Financial Studies*, 9(1), 69-107.

Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, pp. 307–327.

Bollerslev, T., and Wooldridge, J. (1992), "Quasi-maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time-Varying Covariance's". *Econometric Reviews*, 11(2), pp. 143–172.

Boudt, K.,Danielsson, J., and Laurent, S. (2011),"Robust Estimation of Intra Week Periodicity in Volatility and Jump Detection", *Journal of Empirical Finance*, 18 (2), pp. 353-367.

Campbell, J. Y. (1987). " Stock Returns and the Term Structure". *Journal of Financial Economics*, 18(2), 373-399.

Campbell, J.Y., and Hentschel, L. (1992),"No News Is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, 31, pp. 281–318.

Chan, W.H., and Maheu, J. M. (2002), "Conditional Jump Dynamics Is Stock Market Returns", *Journal of Business and Economic Statistics*, pp. 377.

Chen,Sh. W. and Shen, Ch.H. (2004),"GARCH, Jumps and Permanent and Transitory Components of Volatility: The Case of the Taiwan Exchange Rate", *Mathematics and Computers in Simulation*, 67, pp. 201–216.

Chernov, M., Gallant, A. R., Ghysels, E., and Tauchen, G. (1999),"A New Class of Stochastic Volatility Models with Jumps: Theory and Estimation", Working Paper, *Pennsylvania State University*.

Cont, R.(2001),"Empirical Properties of Asset Returns: Stylized Facts and Statistical Issues", *Journal of Quantitative Finance*, 1, pp. 223–236.

Darrat, A.F., Gilley, O.W., Li, B. and Wu, Y. (2011),"Revisiting the Risk/Return Relations in the Asian Pacific Markets: New Evidence from Alternative Models", *Journal of Business Research*, 64, pp.199-206.

Das, S. R., & Sundaram, R. K. (1999). "Of Smiles and Smirks: a Term Structure Perspective". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 34(02), 211-239.

Engle, R. F., Lilien, D. M., & Robins, R. P. (1987). "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model". Econometrica: *Journal of the Econometric Society*, 391-407.

Engle, R.F. (1982),"Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, 50, pp. 987–1007.

Fama, E. F., and French, K. R. (1992), "Cross-Section of Expected Stock Returns", *Journal of Finance*, 47, pp. 427-463.

French, K. R., Schwert, G. W., & Stambaugh, R. F. (1987). "Expected Stock Returns and Volatility". *Journal of Financial Economics*, 19(1), 3-29.

Ghysels, E., Guérin, P., and Marcellino, M, (2014),"Regime Switches in the Risk–Return Trade-off", *Journal of Empirical Finance*, 28, pp.118–138.

Ghysels, E., Plazzi, A., and Valkanov, R. (2013),"The Risk–Return Relationship and Financial Crises", Discussion Paper. *University of North Carolina, University of Lugano and University of California, San Diego*.

Ghysels, E., Santa-Clara, P., and Valkanov, R. (2005),"There Is a Risk-Return Trade-off After All", *Journal of Financial Economics*, 76, pp. 509-548.

Glosten, L.R., Ravi, J., and Runkle, D.E. (1993),"On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks", *Journal of Finance*, 48, pp.1779–1801.

Guo, H., and Whitelaw, R. F. (2006),"Uncovering the Risk-Return Relation in the Stock Market", *Journal of Finance*, 61(3), pp.1433-1463.

Harvey, C. (2001). "The Specification of Conditional Expectations", *Journal of Empirical Finance*, 8, pp. 573-638.

Hsieh, D. A. (1989). "Modeling Heteroscedasticity in Daily Foreign-Exchange Rates". *Journal of Business & Economic Statistics*, 7(3), 307-317.

Jacquier, E., Polson, N., and Rossi, P. (1994), "Bayesian Analysis of Stochastic Volatility Models", *Journal of Business & Economic Statistics*, 12, pp. 371–417.

Jorion, P. (1988), "On Jump Processes in the Foreign Exchange and Stock Markets*", Reviewe of Financial Studies*. 1, pp. 427–445.

Kinnunen, J. (2007), "Time-Varying Risk Premium and Conditional Volatility, Empirical Evidence from Finnish Stock Markets". *Lappeenranta University of Technology, Finance*.

Koulakiotis, A., Babalos, V., and Papasyriopoulos, N. (2015), "Liquidity Matters After All: Asymmetric News and Stock Market Volatility Before and After the Global Financial Crisis", *Economics Letters*, 127, pp. 58–60.

Ludvigson, S. C., & Ng, S. (2007). "The Empirical Risk–Return Relation: A Factor Analysis Approach". *Journal of Financial Economics*, 83(1), 171-222.

Maheu, J. M., & McCurdy, T. H. (2004). "News Arrival, Jump Dynamics, and Volatility Components for Individual Stock Returns". *The Journal of Finance*, 59(2), 755-793.

Merton, R. (1976), "Option Pricing When Uncertainty Stock Returns Are Discontinuous", *Journal of Financial Economics*. 3, pp. 124–144.

Merton, R.C., (1973), "An Inter Temporal Capital Asset Pricing Model". *Econometrica*, 41 (5), pp. 867–887.

Mullen, D. J., and Roth, B. (1991), "Decision Making: Its Logic and Practice. Savage", MD: *Row Man and Littlefield Publishers, Inc*.

Nieuwland, F.G.M.C., Veschoor, W.F.C., and Wolff, C.C.P. (1994), "Stochastic Trends and Jumps in EMS Exchange Rates", *Journal of International Money & Finance*, pp. 699–727.

Press, S. J. (1967). "A Compound Events Model for Security Prices". *Journal of Business*, 317-335.

Rachev, S. T., Stoyanov, S. V., Biglova, A., & Fabozzi, F. J. (2005). "An Empirical Examination of Daily Stock Return Distributions for US Stocks". In Data Analysis and Decision Support (pp. 269-281). *Springer Berlin Heidelberg*.

Salvador, E., Floros, Ch., and Vicent, A. (2014),"Rexaminig the Risk-Return Relationship in Europe; Linear or Non-linear Trade-off?", *Journal of Empirical Finance*.

Scruggs, J. T. (1998), "Resolving the Puzzling Inter Temporal Relation Between the Market Risk Premium and Conditional Market Variance: A Two Factor Approach", *Journal of Finance*, 53, pp. 575–603.

Sydney, C., and Ludvigson, S.N. (2007), "The Empirical Risk-Return Relation: a Factor Analysis Approach", *Journal of Financial Economics*, 83, pp. 171-222.

Taylor, S.J. (1982), "Financial Returns Modeled by the Product of Two Stochastic Processes", A Study of Daily Sugar Prices, in: O.D. Anderson (Ed.), *Time Series Analysis: Theory and Practice*, vol. 1, North-Holland, Amsterdam, pp. 203–226.

Vlaar, P., and Palm, F. (1993), "The Message in Weekly Exchange Rates in the European Monetary System: Mean Reversion, Conditional Heteroscasticity, and Jumps", *Journal of Business & Economic Statistics*. 11, pp.351–360.

Whitelaw, R. F. (1994), "Time Variations and Covariations in the Expectations and Volatility of Stock Market Returns", *Journal of Finance*, 49, pp. 515–541.

Yu, J., and Yuan, Y. (2011), "Investor Sentiment and the Mean–Variance Relation*", Journal of Financial Economics*. 100 (2), pp. 367–381.