تحقیقات مالی
دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران

دورهٔ ۱۵، شمارهٔ ۲
پاییز و زمستان ۱۳۹۲
ص. ۲۰۰-۱۸۱

بررسی صرف ریسک نامتقارن در پرتفوهای ارزشی و رشدی تشکیل‌شده براساس نسبت P/E

محمدرضا پورابراهیمی [۱]، احمد پویان‌فر [۲]، سید محسن موسوی [۳]

چکیده: دو رویکرد رقیب برای تشریح صرف ارزش وجود دارد، ریسک عقلایی که در آن سهام ارزشی، ریسکی‌تر از سهام رشدی است و فرضیهٔ عکس‌العمل بیش از حد بازار که در آن کارگزاران، بازده آتی سهام رشدی را بیش از واقع اعلام می دارند. فرضیهٔ ریسک عقلایی، دو فرضیهٔ اثر اهرم و بازخورد نوسانات را دربرمی‌گیرد. در این مقاله با استفاده از مدل GARCH-M Asymmetric به پیش‌بینی دو فرضیه می‌پردازیم؛ یعنی به‌دنبال بررسی این مسئله هستیم که آیا فرضیه‌های اثر اهرم، بازخورد نوسانات یا عکس‌العمل بیش‌ازحد بازار صرف ریسک را توضیح می‌دهند یا خیر. همچنین به بررسی این مسئله می‌پردازیم که آیا بازده ها، صرف ریسک مثبتی (منفی) را در نتیجهٔ یک شوک منفی (مثبت) و میزان صرف نشان می دهند یا خیر. جامعهٔ مورد نظر در این پژوهش تمامی شرکت‌های بورسی هستند و نمونه شرکت‌های غیرمالی بورسی در سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۹، هستند. نتایج این مقاله بیانگر تأیید فرضیهٔ بازخورد نوسانات است. همچنین، این اثرات برای سهام ارزشی بیش از سهام رشدی و برای شوک‌های منفی بیش از شوک‌های مثبت است.

واژه‌های کلیدی: اثراهرم، بازخورد نوسانات، پرتفوی ارزشی و رشدی، صرف‌ریسک نامتقارن، فراواکنشی.

۱. استادیار مدیریت مالی، دانشگاه تهران، ایران
۲. دکتری مدیریت مالی، دانشگاه تهران، ایران
۳. کارشناس ارشد مدیریت مالی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۱/۰۹/۱۱
تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۲/۰۲/۰۳
نویسندهٔ مسئول مقاله: سید محسن موسوی
E-mail: seyedmohsen.mousavi@gmail.com

مقدمه

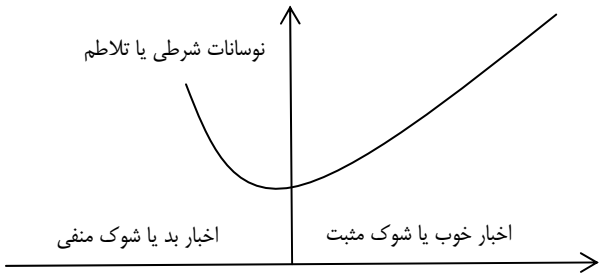
چگونگی ارتباط بازده سهام و ریسک آن، یکی از معیارهای مهم برای سرمایه‌گذاری در بازارهای سهام است. ریسک سهام، میزان نااطمینانی از کسب مقدار بازده سهام را نشان می‌دهد؛ بنابراین، نوسانات بازده سهام، شاخص مناسبی برای درک ریسک سهام است. کیفیت ارتباط بازده و نوسانات سهام در بازارهای مختلف یکسان نیست. به این دلیل، پژوهش‌های فراوانی در زمینهٔ چگونگی تأثیر متقابل بازده و نوسانات سهام بر یکدیگر انجام شده است. در بررسی ارتباط بازده و نوسانات، سه حالت علت و معلولی را می‌توان تشخیص داد: تأثیر بازده بر نوسانات تأثیر نوسانات بر بازده و تأثیر همزمان بازده و نوسانات. حالت نخست، از طریق اثر اهرمی بررسی می‌شود. یکی از تئوری‌های قابل استفاده برای مطالعهٔ حالت دوم، به بازخورد نوسانات معروف است. همچنین عکس‌العمل بیش از اندازه بر این نکته تأکید دارد که علت اصلی رسیدن سهام به حد نوسان قیمت در یک روز واکنش بسیار خوش‌بینانه یا بدبینانهٔ فعالان بازار دربارهٔ اخبار منتشره است و با گذشت زمان و پردازش بیشتر اطلاعات منتشرشده، انتظار می‌رود این واکنش‌های نادرست تصحیح شود.

بیان مسئله

قیمت یک دارایی به عوامل متفاوتی وابسته است. اندازهٔ شرکت، ریسک و عوامل اقتصادی از مهم‌ترین این عوامل هستند. مطابق تئوری CAPM، قیمت یک دارایی تابعی از ریسک یا نوسانات شرطی است. بسیاری از پژوهشگران مانند فریدمن و سندروف (۲۰۰۲)، بر این باورند که نوسانات شرطی بازدهی، وابسته به زمان بوده، تغییر در نوسانات تا اندازه‌ای قابل پیش‌بینی است؛ از این‌رو، نحوهٔ الگوسازی متفاوتی برای نوسانات ارائه شده است. یکی از رویکردهای مهم، عدم تقارن یا اثر اهرمی در نوسانات است. در این الگوها، شوک‌ها به دو دستهٔ مثبت یا اخبار خوب و منفی یا اخبار بد تفکیک می‌شوند؛ به‌گونه‌ای که اخبار خوب و بد با اندازهٔ یکسان ممکن است تأثیر متفاوتی در نوسانات شرطی داشته باشند. به لحاظ نظری این‌گونه استدلال می‌شود که با کاهش قیمت سهام، سهم بدهی در ساختار مالی بنگاه که از طریق نسبت اهرمی نشان داده می‌شود، افزایش می‌یابد؛ پس سهامداران ریسک بیشتری را متحمل می‌شوند و انتظار دارند نوسانات آتی بازدهی سهام افزایش یابد.

در پژوهش‌های متعددی مانند بلک (۱۹۷۶)، کریستی (۱۹۸۲)، نلسون (۱۹۹۰)، پاگان و شورت (۱۹۹۰)، انگل و انجی (۱۹۹۳)، هنری (۱۹۹۸)، فریدمن، ساندورف و کول (۲۰۰۲) و آنجلا جی بلک و مک‌میلان (۲۰۰۶) نشان داده شده است که شوک‌های منفی یا اخبار بد اثر

بیشتری بر نوسانات بازدهی نسبت به شوک‌های مثبت یا اخبار خوب با اندازهٔ یکسان دارند؛ به طوری‌که نوسانات در بازارهای سهام نامتقارن هستند.



شکل ۱. اثر شوک‌های مثبت و منفی بر نوسانات بازدهی

اگر فرض کنیم R_t نرخ بازدهی سهام یک شرکت یا یک پرتفوی سهام در فاصلهٔ زمانی t-۱ تا t و Ω_{t-1} شامل مجموعه اطلاعات در دسترس از متغیرهای تأثیرگذار بر این نرخ تا زمان t-۱ باشند، می‌توان میانگین و واریانس شرطی R_t را مشروط بر اطلاعات Ω_{t-1} به‌ترتیب به‌صورت ذیل نشان داد:

رابطهٔ ۱) $$y_t = E(R_t \mid \Omega_{t-1})$$

رابطهٔ ۲) $$h_t^2 = Var(R_t \mid \Omega_{t-1})$$

y_t: میانگین؛ h_t^2: واریانس شرطی؛ R_t: نرخ بازدهی سهام؛ Ω_{t-1}: متغیرهای تأثیرگذار بر نرخ بازده تا زمان t −۱.

از این‌رو، بازده غیرمنتظره برابر است با $\varepsilon_{t-1} = R_t - y_t$. در این معادله ε_{t-1} معیار اندازهٔ اخبار خوب و بد است که شوک مثبت و منفی را نشان می‌دهد. این معیار در حقیقت تغییرات بازده سهام را اندازه‌گیری می‌کند. زمانی‌که تغییرات بازده سهام کاهش غیرمنتظره‌ای را نشان دهد، اخبار بد یا شوک منفی خواهیم داشت و چنانچه تغییرات بازده سهام افزایش غیرمنتظره‌ای را نشان دهد، اخبار خوب یا شوک مثبت خواهیم داشت. در نتیجه، شوک مثبت معادل زمانی است که $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ و شوک منفی معادل زمانی است که $\varepsilon_{t-1} < 0$ باشد. همچنین به هر اندازه

که قدرمطلق اندازهٔ شوک، اخبار یا تغییرات بازدهی بزرگ‌تر یا بیشتر باشد، نشانگر با اهمیت بودن اخبار بوده، نوسانات بیشتر در قیمت را موجب می‌شود.

هدف اصلی این پژوهش، بررسی صرف ریسک سهام در پرتفوی رشدی و ارزشی است. در این پژوهش به بررسی صرف ریسک نامتقارن براساس نظریهٔ ریسک منطقی بازار (بازخورد نوسانات و اثر اهرم) و عکس‌العمل بیش از حد بازار در پرتفوهای تشکیل‌شده می‌پردازیم.

فرضیه‌های اصلی پژوهش

۱. فرضیهٔ ریسک ـ اهرم[1] صرف ریسک را توضیح می‌دهد.

H_0: فرضیهٔ ریسک اهرم، صرف ریسک را توضیح می‌دهد

H_1: فرضیهٔ ریسک اهرم، صرف ریسک را توضیح نمی‌دهد

۲. فرضیهٔ بازخورد نوسانات[2] صرف ریسک را توضیح می‌دهد.

H_0: فرضیهٔ بازخورد نوسانات، صرف ریسک را توضیح می‌دهد

H_1: فرضیهٔ بازخورد نوسانات، صرف ریسک را توضیح نمی‌دهد

۳. فرضیهٔ فراواکنشی بازار صرف ریسک را توضیح می‌دهد.

H_0: فرضیهٔ فراواکنشی، صرف ریسک را توضیح می‌دهد

H_1: فرضیهٔ فراواکنشی، صرف ریسک را توضیح نمی‌دهد

فرضیه‌های فرعی پژوهش

۱. سهام ارزشی صرف ریسک بیشتری را نسبت به سهام رشدی نشان می‌دهد.

H_0: سهام ارزشی صرف ریسک بیشتری را نسبت به سهام رشدی نشان می‌دهد

H_1: سهام ارزشی صرف ریسک بیشتری را نسبت به سهام رشدی نشان نمی‌دهد

۲. شوک‌های منفی صرف ریسک بیشتری نسبت به شوک‌های مثبت نشان می‌دهد.

H_0: شوک‌های منفی صرف ریسک بیشتری نسبت به شوک‌های مثبت نشان می‌دهد

H_1: شوک‌های منفی صرف ریسک بیشتری نسبت به شوک‌های مثبت نشان نمی‌دهد

---

1. Risk- Leverage Hypothesis
2. Risk- Volatility Hypothesis

پیشینهٔ نظری پژوهش

فرضیهٔ ریسک منطقی بازار[1]

همان‌گونه که مطرح است، دلایلی برای بالاتر بودن میانگین بازده سهام رشدی وجود دارد. از یک‌سو، مقالاتی مانند فاما و فرنچ (۱۹۹۳، ۱۹۹۵ و ۱۹۹۶)، لیو و واسلو (۲۰۰۰)، کوپر، گولن و واسلو (۲۰۰۱) و واسلو (۲۰۰۳)، بحث می‌کنند که ریسک منبعی برای کسب صرف ارزش است؛ یعنی صرف ریسک ناشی از ریسک سیستماتیک موجود در سهام دارای نسبت B/M بالا است که در مدل CAPM محاسبه نمی‌شود. با وجود این، سایر نویسندگان مانند لاکونیشوک، شلیفر، و ویشنی (۱۹۹۴)، هاگن و بیکر (۱۹۹۶) و دانیل و تیتمن (۱۹۹۷)، بیان می‌دارند که منبع کسب صرف ارزش مربوطبه بازار ناکارا است؛ یعنی صرف ریسک، ناشی از این است که سرمایه‌گذاران عملکرد سهام رشدی را نسبت به سهام ارزشی بیشتر برآورد می‌کنند و وزن بیشتری به رویدادهای اخیر می‌دهند؛ از این‌رو، سرمایه‌گذاران تصمیم‌های پایین‌تر از حد بهینه[2] را اتخاذ می‌کنند.

ویژگی‌های سری‌های زمانی پرتفوهای ارزشی و رشدی، درمورد اینکه کدامیک از فرضیات وجود صرف ریسک توضیح بهتری را فراهم می‌نماید، باید مورد بررسی قرار گیرد. بازده دارایی‌ها نوعاً به‌وسیلهٔ چولگی منفی، کشیدگی بیشتر و خوشه‌بندی نوسانات تعریف می‌شوند و می‌توانند به‌وسیلهٔ مدل ناهمسانی شرطی خودرگرسیو تعمیم‌یافته مرتبه پایین مدل‌سازی شوند (بولرسلو، ۱۹۸۶؛ انگل، ۱۹۸۲). دو فرضیهٔ اثر اهرم و بازخورد، نوسانات این نظریه را مورد بررسی قرار می‌دهند؛ از این‌رو، در ادامه به بررسی این دو رویکرد پرداخته شده است.

اثر اهرم

در ابتدا بلک در سال ۱۹۷۶ و سپس کریستی در سال ۱۹۸۲، فرضیه اثر اهرم را مطرح کردند. این فرضیه بر این فرض استوار است که تغییرات قیمت رابطهٔ منفی با نوسان‌پذیری دارد. کریستی مدارک تجربی دال بر وجود رابطهٔ منفی میان بازده سهام و نوسان‌پذیری که اهرم مالی ایجاد کرده را برای شرکت‌های بزرگ ارائه کرده است.

بازخورد نوسانات

در ابتدا پیندیک (۱۹۸۴)، بازخورد نوسانات را معرفی کرد. طبق بازخورد نوسانات، افزایش نوسانات بازده، موجب افزایش بازده مورد انتظار سهام می‌شود. فرنچ، شورت و استامباگ (۱۹۸۷)،

---

1. Rational Market Risk Explanation
2. Sub-optimal

در بررسی بازخورد نوسانات، نوسانات قابل پیش‌بینی و نوسانات غیرقابل پیش‌بینی را از هم جدا کردند. آنها نشان دادند که بین بازده سهام و نوسانات غیرقابل پیش‌بینی سهام، ارتباط منفی وجود دارد، ولی این موضوع تنها در صورتی امکان‌پذیر است که بین بازده مورد انتظار سهام و نوسانات قابل پیش‌بینی، ارتباط مثبت وجود داشته باشد. بدین ترتیب، اگر نوسانات پیش‌بینی‌شدهٔ سهام، ارتباط مستقیمی با بازده سهام در دورهٔ جاری داشته باشد، افزایش نوسانات پیش‌بینی‌نشدهٔ سهام، میزان نوسانات قابل پیش‌بینی دوره‌های آتی را افزایش و قیمت سهام دورهٔ جاری را به‌سرعت کاهش خواهد داد.

در آزمون‌هایی که از الگوهای خانوادهٔ GARCH برای تعیین بازخورد نوسانات استفاده می‌شود، ارتباط نوسانات شرطی با بازده سهام مورد سنجش قرار می‌گیرد. اگر نوسانات شرطی، به‌منزلهٔ نوسانات قابل پیش‌بینی با بازده سهام ارتباط مثبت داشته باشند، بازخورد نوسانات تأیید می‌شود.

پیشینهٔ تجربی

باسو (۱۹۷۷)، جف،کیم و وسترفیلد (۱۹۸۹)، چان، هامائو و لاکونیشوک در (۱۹۹۱) و فاما و فرنچ (۱۹۹۲) نشان دادند، سهام با نسبت P/E بالا، بازده‌های بالاتری کسب کرد. روزنبرگ، رید و لانستین (۱۹۸۴) نشان دادند، سهام با ارزش‌های M/B بالا در بازار عملکرد بهتری داشته است. نلسون (۱۹۹۱)، با ارائهٔ مدل GARCH نمایی، رابطهٔ بازده انتظاری سهام و نوسانات شرطی سهام را با توجه به رفتار غیرمتقارن نوسانات سهام بررسی کرده است. نتایج این آزمون رابطهٔ منفی میان بازده مورد انتظار سهام و نوسانات شرطی سهام را در بازار سهام نیویورک تأیید کرده است. بکرت و هاروی (۱۹۹۷) با بررسی رابطهٔ بازده و نوسانات سهام و استفاده از داده‌های ماهانهٔ برخی از بازارهای نوظهور، اثر اهرمی را در ایجاد عدم تقارن نوسانات، نسبت به تکانه‌های بازده، مؤثر تشخیص داده‌اند. در حالی‌که آزمون‌های بکرت و وو (۲۰۰۰) نشان داد، در بازار سهام توکیو، عدم تقارن نوسانات، ارتباط چندانی با اثر اهرمی ندارد. فیگلوسکی و وانگ (۲۰۰۰) نیز رفتار غیرمتقارن اثر اهرمی را بررسی کردند. آنها با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۹۷۷ تا ۱۹۹۶، بازار سهام نیویورک را موردآزمون قرار دادند و اثر اهرمی را در غیرمتقارن بودن رابطهٔ بازده و نوسانات بسیار مؤثر دانستند. طبق نتایج این مطالعه، اثر اهرمی برای تحلیل بازارهایی که در حال کاهش بازده هستند، بسیار مناسب‌تر است. لی، یانگ و هسایو (۲۰۰۵) نیز در مطالعهٔ خود رابطهٔ بازده انتظاری و نوسانات آتی را در دوازده بازار بزرگ سهام بین‌المللی بررسی کردند. آزمون آنها با استفاده از الگوی GARCH نمایی در میانگین و با توجه به شاخص بازار در دورهٔ زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۲ انجام شده است. نتایج این آزمون حاکی از وجود رابطهٔ مثبت ولی بی‌معنی در بیشتر این

بازارها بوده است. این در حالی است که کوشش لی، هسیائو و چانگ برای تعیین همبستگی بازده و نوسانات بازدهی سهام، وجود همبستگی منفی و معنادار را تأیید کرده است.

در مطالعه‌ای که جی بلک و مک میلان (۲۰۰۶) انجام داده‌اند، بازخورد نوسانات مورد تأیید قرار گرفته است. نتایج این مقاله نشان می‌دهد، به‌دنبال یک شوک، نوسانات و نوسانات آتی مورد انتظار تشدید می‌شوند و به افزایش نرخ بازده مورد انتظار منجر می‌شود که قیمت‌های فعلی را کاهش می‌دهد. همچنین، این اثرات برای سهام ارزشی بیش از سهام رشدی است و برای شوک‌های منفی بیش از شوک‌های مثبت است. در این مقاله با استفاده از مدل GARCH-M Asymmetric به پیش‌بینی دو فرضیهٔ ریسک عقلایی بازار و فراواکنشی پرداخته شده است. همچنین ابونوری و موتمنی (۱۳۸۶)، به بررسی اثر اهرم و بازخورد نوسانات پرداخته‌اند. این الگو با GARCH نمایی و با استفاده از سری زمانی روزانه شاخص کل بازار سهام تهران، در دورهٔ زمانی ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۵ آزمون شده است. نتایج آزمون وجود اثر اهرمی و نامتقارن بودن نوسانات سهام، نسبت به اخبار خوب و بد را در بورس اوراق بهادار تهران تأیید کرده است.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر هدف، مکان و روش پژوهش به‌صورت زیر است:

الف) این پژوهش از نظر هدف، از نوع پژوهش‌های کاربردی و مبتنی بر پژوهش‌های میدانی است.

ب) این پژوهش از نظر روش، توصیفی از نوع همبستگی است.

ج) این پژوهش در زمره پژوهش‌های پس‌رویدادی براساس داده‌های مشاهده شده قرار دارد.

در ادامه به بیان مدل استفاده شده در این پژوهش پرداخته شده است.

سناتا (۱۹۹۵)، مدل Quadratic ARCH را ارائه کرد که برای مدل کردن اثرات نامتقارن شوک‌های منفی و مثبت به‌کار می‌رود. سناتا در مقالهٔ خود بیان داشته که این مدل، مدلی جدید برای واریانس‌های شرطی سری‌های زمانی است؛ از این‌رو، مفروضات مدل‌های GARCH را حفظ کرده، تنها از برخی محدودیت‌ها اجتناب کرده است. این مدل سه ویژگی اساسی دارد:

۱. با کمی تغییر تمام ویژگی‌های مدل‌های سنتی را داراست؛

۲. واریانس شرطی در این مدل می‌تواند با مدل‌های اقتصادی مانند مدل‌های خطی سری زمانی ترکیب شود؛

۳. با توجه به اینکه از برخی مفروضات بدون اینکه از مدل استاندارد خارج شوند، اجتناب می‌کند، می‌تواند نتایج تجربی را بهبود بخشد.

ویژگی QARCH این است که به‌راحتی می‌تواند به مدل‌های ناهمسانی شرطی تبدیل شود و محاسبات زیادی را تحمیل نکند. از این‌رو، می‌تواند برای محاسبه عدم تقارن پویا[1] در سطح دارایی‌های چندگانه به‌کار گرفته شود. همچنین امکان نامتقارن بودن را در واریانس شرطی فراهم می‌آورد. در این مدل اخبار منفی واریانس را به میزان کمتری از اخبار مثبت افزایش می‌دهند. مدل استاندارد GARCH (۱,۱) -M (انگل، لیلین و رابینز، ۱۹۸۷) در زیر بیان شده است:

رابطهٔ ۳) $$r_t = \mu + \lambda h_t + \varepsilon_t$$

رابطهٔ ۴) $$\varepsilon_t = \mathcal{L}_t h_t$$

رابطهٔ ۵) $$h_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}^2$$

که در این روابط؛

r_t: بازده؛ ε_t: بازده غیرعادی، جزء اخلال یا پسماند؛ $\mathcal{L}_t$: خطای استاندارد؛ h_t^2: واریانس شرطی؛ λ: ضریب ریسک گریزی یا صرف ریسک تفاوت زمانی؛ Ω_{t-1}: مقدار (بازده) واقعی؛ ε_t^2: جزء ARCH مرتبهٔ اول؛ h_{t-1}^2: جزء ARCH مرتبهٔ اول؛ h_t^2: واریانس شرطی.

از آنجا که در رابطهٔ ۵ واریانس یک دوره از طریق واریانس دورهٔ قبل پیش‌بینی می‌شود، به آن واریانس شرطی می‌گویند. رابطهٔ ۵ نشان می‌دهد که اخبار خوب و بد با اندازهٔ یکسان، واریانس شرطی را به یک اندازه تغییر خواهند داد.

درحقیقت h_t^2، بیانگر نوسان‌پذیری است که شاخصی برای صرف ریسک محسوب می‌شود.

در این مدل بازده غیرعادی $\varepsilon_t = r_t - E(r_t \mid \Omega_{t-1})$ با میانگین صفر و واریانس شرطی $h_t^2 = Var(r_t \mid \Omega_{t-1})$ غیرهمبسته است؛ Ω_{t-1} مقادیر تحقق‌یافته از r تا t −۱ را دربر می‌گیرد و خطای استاندارد $\mathcal{L}_t$ به‌طور یکسان و مستقل با میانگین ۰ و واریانس ۱ توزیع شده‌اند.

در رابطهٔ ۵، α، β و ω پارامترهایی غیرمنفی هستند، همچنین مهم است که شرط $\rho = \alpha_1 + \beta_1 < 1$ در ارتباط با واریانس شرطی محدود[2] وجود داشته باشد که این مجموع معیاری را برای تداوم شوک تا h_t^2 فراهم می‌کند.

---

1. Dynamic asymmetries
2. Finite Unconditional Variance

این معیارها مدل IGARH[1] محدود را تحت شرایط ρ= ۱ و ϱ = ∞ تعریف کرده‌اند، تا جایی‌که شوک‌های فعلی و پیشین به‌طور نامحدود در واریانس آتی شرطی[2] مقاومت می‌کنند. طبق نظریهٔ مرتون (۱۹۸۰)، پارامتر λ در رابطهٔ ۳ به‌منزلهٔ ضریب ریسک‌گریزی تفسیر می‌شود؛ از این‌رو، زمانی که نرخ بازده مورد انتظار، به‌دلیل افزایش در واریانس قابل پیش‌بینی بازده، افزایش می‌یابد، به‌منزلهٔ صرف ریسک تفاوت زمانی درنظر گرفته می‌شود.

برای دستیابی به عدم تقارن نوسان‌پذیری بالقوه، پارامتری را برای رابطهٔ ۵ درنظر می‌گیریم که اجازه می‌دهد عدم تقارن نوسان‌پذیری شرطی به شوک‌های گذشته واکنش نشان دهد، این مدل QGARCH[3] (انگل، ۱۹۹۰؛ انگل و ان جی، ۱۹۹۳؛ سنتانا، ۱۹۹۵) نام دارد. متغیر اریب[4] را می‌توان در قالب رابطهٔ ۶ بیان کرد:

$$h_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}^2 + \theta_1 \varepsilon_{t-1} \qquad \text{رابطهٔ ۶)}$$

r_t: بازده؛ ε_t: بازده غیرعادی، جزء اخلال یا پسماند؛ $\mathcal{L}_t$: خطای استاندارد؛ h_t^2: واریانس شرطی؛ λ: ضریب ریسک‌گریزی یا صرف ریسک تفاوت زمانی؛ Ω_{t-1}: مقدار (بازده) واقعی؛ ε_t^2: جزء ARCH مرتبهٔ اول؛ h_{t-1}^2: جزء ARCH مرتبهٔ اول؛ $\theta_1 \varepsilon_{t-1}$: معیار عدم تقارن در واریانس شرطی.

این رابطه به بررسی ریسک نامتقارن شرطی در گذشته می‌پردازد. همان‌گونه که بیان شد، در رابطهٔ ۶ عبارت $\theta_1 \varepsilon_{t-1}$ وارد شده است. این عبارت معیار مستقیمی از عدم تقارن در واریانس شرطی ایجاد کرده است؛ به این ترتیب که می‌تواند مقادیر مختلفی غیر صفر بگیرد. ($\theta_1 \neq 0$). از این‌رو، شرط عدم تقارن پویا در واریانس شرطی برقرار است؛ یعنی همبستگی غیرصفر میان بازده‌ها و نوسان‌پذیری آتی می‌تواند ایجاد شود. همچنین در صورتی‌که ε_{t-1} منفی باشد و $\theta_1 < 0$ برقرار باشد، واریانس شرطی (h_t^2) بزرگ‌تر خواهد بود. افزون‌بر این، زمانی‌که مدل GARCH-M به‌وسیلهٔ رابطه‌های ۳ و ۵ ایجاد می‌شود، به میانگین شرطی اجازه می‌دهد تا به واریانس شرطی وابسته باشد، این مدل همبستگی صفر میان بازده‌ها و نوسان‌پذیری آتی را تحمیل می‌کند و از این‌رو سازوکار متکی بر بازخورد نوسانات[5] را به‌کار نمی‌گیرد. به‌بیان دیگر، همان‌گونه که در مقدمه بیان شد، تغییر در نوسان‌پذیری، اثرات با اهمیتی بر بازده‌های مورد انتظار و در نتیجه بر سطح فعلی قیمت دارایی‌ها دارد.

---

1. Limiting integrated-GARCH
2. Conditioning Future Variance
3. Quadratic GARCH
4. Diagonal variant
5. Volatility Feedback

طبق نظریهٔ کمپبل و هنشل (۱۹۹۲)، مدل QGARCH-M که در رابطهٔ ۳ و ۶ بیان شده است، می‌تواند این اثرات بالقوه را جذب کند؛ یعنی، مدل QGARCH-M همبستگی غیرصفر میان بازده‌ها و نوسان‌پذیری آتی را از طریق عبارت آخر رابطهٔ ۶ امکان‌پذیر می‌کند؛ بنابراین مدل QGARCH-M می‌تواند چولگی منفی و کشیدگی اضافی را به‌وسیلهٔ بازخورد نوسانات بدون رجوع به مدل‌های آماری دیگر، توضیح دهد.

پس از بیان تفسیر صرف ارزش به‌کمک نظریهٔ ریسک منطقی، انتظار خواهیم داشت تا λ مثبت و با اهمیتی را برای هر دوپرتفوی دارای صرف ریسک مشاهده کنیم که با λh_t نشان داده می‌شود. اندازهٔ λ در پرتفوهای ارزشی بالاتر است تا بتواند سرمایه‌گذاران را برای مدیریت پرتفوی ریسکی‌تر تشویق کند.

همچنین، مقدار مطلق عبارت نامتقارن در رابطهٔ ۶ باید برای پرتفوی رشدی نسبت به پرتفوهای ارزشی بزرگ‌تر باشد. به این معنی که، انتظار خواهیم داشت که ایجاد یک شوک منفی در یک پرتفوی ریسکی، نوسان‌پذیری (ریسک) را بیش از ایجاد یک شوک منفی در پرتفوی دارای ریسک کمتر، افزایش دهد.

در نهایت، مدل ارائه‌شده در رابطهٔ ۳ بسط داده می‌شود تا عدم تقارن ناشی از اثرات شوک‌های مثبت و منفی را بر صرف ارزش نشان دهد (رابطهٔ ۷).

$$r_t = \mu + \lambda_1 h_t I_{t-1} + \lambda_2 h_t (1 - I_{t-1} + \varepsilon_{t-1}) \quad \text{(رابطهٔ ۷)}$$

r_t: بازده؛ μ: عرض از مبدأ؛ ε_{t-1}: بازده غیرعادی، جزء اخلال یا پسماند؛ h_t: انحراف معیار شرطی؛ λ_1: صرف ریسک؛ λ_2: صرف ریسک نامتقارن؛ I_{t-1} متغیر مصنوعی که اگر $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ باشد ارزش ۱ می‌گیرد، وگرنه صفر است.

این رابطه به بررسی عدم تقارن ناشی از شوک‌های مثبت و منفی می‌پردازد. λ_1 بیانگر صرف ریسک و λ_2 بیانگر صرف ریسک نامتقارن است (منظور از شوک، اثر اخبار خوب و بد است).

تمرکز فنی این مدل بر پارامترهای میانگین شرطی مؤثر، با اهمیت و بزرگ استوار است؛ یعنی پارامترهای صرف ریسک، λ_1 و λ_2.

تمامی ضرایب رابطه‌های ۱ تا ۷ با مدل‌های QGARCH و Asymmetric QGARCH برآورد می‌شوند. تنها داده‌های مورد استفاده برای تخمین ضرایب میانگین بازده پرتفوهای چهارگانه بوده است که از روی آنها پسماندها (جزء اخلال‌ها) مبنای برآورد سایر ضرایب بوده‌اند. فرضیهٔ اهرم[1] λ_1 (λ_2) منفی (مثبت) را در رابطهٔ ۷ تأیید می‌کند؛ یعنی، به‌دنبال یک شوک منفی،

1. The rational risk-leverage hypothesis

نوسان‌پذیری افزایش می‌یابد، افزایش نوسان‌پذیری منجربه افزایش نرخ بازده مورد انتظار به‌دلیل افزایش ریسک می‌شود؛ بنابراین قیمت‌های فعلی تنزل می‌یابند.

برعکس، به‌دنبال شوک مثبت بازده‌ها، دوباره نوسان‌پذیری افزایش می‌یابد (هر چند کمتر متأثر از ماهیت نامتقارن نوسان‌پذیری است)، با وجود این، ریسک مشاهده شده که پایین خواهد بود منجربه صرف ریسک منفی، کاهش نرخ بازده مورد انتظار و افزایش قیمت می‌شود. تفسیر بازخورد نوسانات برای عدم تقارن در واریانس اشاره می‌دارد که هر دوی ، λ_1 و λ_2 مثبت هستند؛ از این‌رو، تمام شوک‌ها نوسان‌پذیری آتی مورد انتظار را افزیش می‌دهند، با این حال، این مسئله با دیدگاه منطقی بازار سازگار است. همچنین، با توجه به اینکه فرضیهٔ ریسک منطقی حاکی از این است که سهام‌های ارزشی ریسکی‌تر از سهام‌های رشدی هستند، انتظار خواهیم داشت، نخست اینکه، صرف ریسک مرتبط با سهام دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (B/M) بالا، بیش از صرف ریسک مرتبط با سهام دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (B/M) پایین باشد و دوم، پارامتر نامتقارن در معادله واریانس دارای مقدار (مطلق) بیشتری برای سهام دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (B/M) بالا باشد.

با توجه به فرضیه‌های عکس‌العمل بیش از حد بازار، انتظار خواهیم داشت که λ_1 مثبت (λ_2 منفی) باشد؛ از این‌رو، به‌دنبال یک شوک منفی سرمایه‌گذاران درمورد آینده خوش‌بین می‌شوند و صرف ریسک کمتری بر بازده‌ها می‌خواهند که منجربه افزایش قیمت‌های فعلی می‌شود.

جامعهٔ آماری و نمونه

جامعهٔ آماری این پژوهش شامل تمام شرکت‌های بورسی (به استثنای شرکت‌های مالی و سرمایه‌گذاری) در سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۹ است. انتخاب نمونهٔ پژوهش براساس این مفروضات انجام شده است. شرکت‌هایی که پایان سال مالی آنها منتهی به ۲۹ اسفند بوده، هیچکدام طی دورهٔ پژوهش تغییر سال مالی نداده باشند و اطلاعات کامل مربوط به بازده شرکت‌ها در دسترس باشند یا حداکثر بازده یک ماه آنها موجود نباشد.

برای دستیابی به نتایج مطلوب در این پژوهش، چهار پرتفوی مختلف روی میانگین بازده سهام شرکت‌های بورسی تشکیل شده است. پرتفوها براساس نسبت P/E، براساس میانگین نسبت P/E شرکت‌های غیرمالی در سال قبل تشکیل شده‌اند.

معیارهای دیگر برای تشکیل پرتفوی عبارتند از نسبت B/M، دارایی جاری به بدهی جاری، نسبت سود تقسیمی به قیمت و ... . استفاده از این نسبت‌ها به جز نسبت B/M برای تشکیل پرتفوها رواج کمتری دارد که پژوهشگران به‌دلیل عدم تجدید ارزیابی به‌وسیلهٔ شرکت‌های

بورسی و تطابق نسبت رایج P/E با شرایط بورس تهران که به‌صورت متواتر استفاده می‌شود، این نسبت را انتخاب کرده‌اند. این نسبت در پژوهش‌های متعدد داخلی معیار اصلی مورد استفاده بوده است؛ از این‌رو، براساس این نسبت، پرتفوهای چهارگانه به‌شرح زیر تشکیل شده‌اند.

هدف از ارائهٔ دو سناریو متفاوت بر داده‌های شرکت‌های غیرمالی بورسی در سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۹، بررسی دقیق‌تر نتایج و ایجاد قابلیت مقایسه بین پرتفوها بوده است تا مبنای درستی برای تفسیر نتایج به‌دست آید. همچنین در هر دو سناریو، بررسی مدل با توجه به وجود اثر آرچ در تمامی پرتفوها میسر شد.

پرتفوهای اول و دوم، براساس سی درصد ابتدایی و انتهایی میانگین بازده سهام شرکت‌های غیرمالی که حداکثر داده‌های یک‌سال آنها موجود نبود، در سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۹ تشکیل شده‌اند. بدین‌ترتیب که بازده ماهانهٔ شرکت‌های بورسی استخراج‌شده، سپس با استفاده از نسبت P/E سالانه، براساس عدد بزرگ‌تر به کوچک‌تر اولویت‌بندی انجام گرفت. سپس میانگین بازده سی درصد ابتدایی (میانگین بازده بزرگ‌تر) و سی درصد انتهایی از میان شرکت‌هایی که تنها با معیار وجود حداقل یازده ماه داده‌های بازده در طول یک‌سال، فیلتر شده بودند به‌منزلهٔ پرتفوهای ماهانهٔ رشدی و ارزشی درنظر گرفته شد.

همچنین برای بررسی دقیق‌تر مدل، پرتفوهای سوم و چهارم روی میانگین بازده ماهانهٔ سهام شرکت‌های غیرمالی که داده‌های آنها در تمامی سال‌های موردبررسی وجود داشت، تشکیل شده‌اند.

جدول ۱. پرتفوهای چهارگانه

	پرتفوی ارزشی		**پرتفوی رشدی**	
سناریوی ۱	پرتفوی ۱	میانگین بازده سهام شرکت‌های موجود در سی درصد پایینی اولویت‌بندی براساس نسبت P/E	پرتفوی ۲	میانگین بازده سهام شرکت های موجود در سی درصد بالایی اولویت‌بندی براساس نسبت P/E
سناریوی ۲	پرتفوی ۳	میانگین بازده سهام شرکت‌های موجود در سی درصد پایینی اولویت‌بندی براساس نسبت P/E	پرتفوی ۴	میانگین بازده سهام شرکت‌های موجود در سی درصد بالایی اولویت‌بندی براساس نسبت P/E

داده‌های این پژوهش از پایگاه‌های اطلاعاتی ره‌آورد نوین، تدبیرپردازان، کدال، سازمان بورس و اوراق بهادار پایگاه اطلاعاتی شرکت بورس اوراق بهادار گردآوری شده است.

تجزیه‌وتحلیل توصیفی داده‌ها

ویژگی‌های آماری پرتفوهای چهارگانه ارزشی و رشدی تشکیل شده براساس نسبت P/E در جدول ۲ بیان شده است.

جدول ۲. آمار توصیفی داده‌های مورداستفاده

	تعداد سهام	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	جارک-برا
پرتفوی ۱	۱۰۸	۲/۸۱۶	۳/۱۸۳	۱۲/۰۹۱	-۵/۲۲۶	۳/۸۸۸	۰/۲۸۰	۲/۷۲۲	۱/۷۵۹
پرتفوی ۲	۱۰۸	۱/۱۱۴	۰/۷۰۵	۱۳/۰۴۰	-۵/۴۹۷	۳/۶۷۱	۰/۸۸۱	۴/۰۹۲	۱۰۸
پرتفوی ۳	۱۰۸	۲/۵۸۰	۱/۹۱۲	۱۴/۴۶۸	-۴/۰۰۵	۳/۹۳۸	۰/۷۰۹	۳/۳۱۲	۹/۴۹۴
پرتفوی ۴	۱۰۸	۱/۰۴۶	۰/۲۲۴	۱۹/۷۵۵	-۸/۳۷۸	۴/۲۶۳	۱/۲۰۹	۵/۸۵۴	۶۳/۰۱۰

آزمون‌های اثر ناهمسانی واریانس

واریانس ناهمسانی به این معناست که در تخمین مدل رگرسیون، مقادیر جملات خطا دارای واریانس‌های نابرابر هستند. در واقع، ما در تخمین رگرسیون که با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی انجام می‌شود، ابتدا فرض می‌کنیم که تمامی جملات خطا دارای واریانس های برابر هستند و بعد از آنکه مدل را تخمین زدیم، سپس با استفاده از روش‌ها و مدل‌های خاص، به بررسی این فرض می‌پردازیم که آیا در مدل ما واریانس همسانی وجود دارد یا خیر.

در عمل غیرمحتمل است که به‌طور دقیق تمامی واریانس‌های جملات خطا با یکدیگر برابر باشند و معمولاً واریانس‌ها مقداری با یکدیگر تفاوت دارند. بنابراین، سؤالی که اینجا مطرح می‌شود، این است که آیا معیاری آماری وجود دارد که میزان نابرابری واریانس‌ها را اندازه گیری کند تا با استفاده از آن بتوانیم بگوییم که اگر میزان نابرابری واریانس ها از مقداری بیشتر باشد، مدل ما مشکل واریانس ناهمسانی دارد؟ پس به این دلیل روی داده‌های آزمون‌های اثر آرچ، ریشهٔ واحد و حافظهٔ بلندمدت، تست شده است تا بررسی مدل روی داده‌ها میسر شود. اگر اثر آرچ وجود نداشته باشد، نمی‌توان مدل پژوهش را که بر پایهٔ اثر آرچ قرار گرفته، تست کرد. همچنین آزمون مانایی برای بررسی اینکه سطح ثابتی برای بازده‌ها وجود دارد، انجام می‌شود و آزمون حافظهٔ بلندمدت نیز بررسی می‌کند که بازده‌های ماهانه با افزایش وقفهٔ زمانی با چه سرعتی (کند/ سریع) به‌صورت نمایی به سمت صفر میل می‌کند.

آزمون اثر آرچ

برای بررسی اثر آرچ بر پرتفوهایی تشکیل شده براساس نسبت‌های B/M و P/E، از نرم‌افزار MATLAB استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد، هر چهار پرتفوی تشکیل‌شده براساس نسبت P/E دارای اثر آرچ بوده‌اند، پس می‌توان آزمون‌های GARCH را روی آنها انجام داد.

آزمون اثر سریالی (بروش ـ گودفری)

نتایج آزمون اثر سریالی پرتفوهای چهارگانه در جدول زیر نشان داده شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون سریالی

	پرتفوی ارزشی		پرتفوی رشدی	
	آمارهٔ دوربین ـ واتسون		آمارهٔ دوربین ـ واتسون	
سناریوی ۱	پرتفوی ۱	۱/۹۲۰۱	پرتفوی ۲	۱/۹۳۵۰
سناریوی ۳	پرتفوی ۳	۱/۸۹۵۰	پرتفوی ۴	۱/۹۸۷۶

همان‌گونه که در جدول نشان داده شده است، فرض صفر مبنی‌بر عدم وجود اثر سریالی تأیید می‌شود؛ از این‌رو، می‌توان بیان گفت با توجه به اینکه آمارهٔ دوربین ـ واتسون (DW) حدود ۲ است، همبستگی سریالی در تمام پرتفوها وجود ندارد.

آزمون ریشهٔ واحد (دیکی ـ فولر)

برای آزمون مانایی سری بازده از آزمون دیکی ـ فولر گسترش یافته[1] که یکی از پرکاربردترین آزمون‌های تست وجود ریشهٔ واحد است، استفاده می‌شود.

H_0: ریشهٔ واحد وجود دارد

H_1: ریشهٔ واحد وجود ندارد

جدول ٤. نتایج آزمون ریشه واحد

	پرتفوی ارزشی		پرتفوی رشدی	
	p-value		p-value	
سناریوی ۱	پرتفوی ۱	صفر	پرتفوی ۲	صفر
سناریوی ۲	پرتفوی ۳	صفر	پرتفوی ۴	صفر

1. Argumented Dickey-Fuller (ADF)

همان‌طور که مشاهده می‌شود مقدار p-value نزدیک به صفر برآورد شده است؛ از این‌رو فرض صفر، یعنی داشتن ریشه واحد تأیید نمی‌شود.

آزمون حافظهٔ بلندمدت

معمولاً مشاهده می‌شود که برای یک‌سری زمانی مانا تابع خودهمبستگی با افزایش تأخیر زمانی به‌صورت نمایی به سمت صفر میل می‌کند، اما سری‌های زمانی‌ای وجود دارند که تابع خودهمبستگی آنها با افزایش تأخیرها به کندی به سمت صفر میل می‌کند. چنین فرآیندهایی سری‌های زمانی با حافظهٔ بلندمدت[1] نامیده می‌شوند (تسای، ۲۰۰۲).

H_0: حافظهٔ بلندمدت وجود ندارد

H_1: حافظهٔ بلندمدت وجود دارد

جدول ۵. نتایج آزمون حافظهٔ بلندمدت

	پرتفوی ارزشی			پرتفوی رشدی		
			p-value			p-value
سناریوی ۱	پرتفوی ۱	یک وقفه	۰/۲۴۹		یک وقفه	۰/۲۴۹
		دو وقفه	۰/۰۱۴	پرتفوی ۲	دو وقفه	۰/۰۱۴
		سه وقفه	۰/۰۲۵		سه وقفه	۰/۰۲۵
سناریوی ۲	پرتفوی ۳	یک وقفه	۰/۱۳۰		یک وقفه	۰/۱۱۸
		دو وقفه	۰/۰۰۲	پرتفوی ۴	دو وقفه	۰/۰۵۶
		سه وقفه	۰/۰۰۶		سه وقفه	۰/۱۲۳

با توجه به ۳۶ وقفهٔ مورد بررسی که سه وقفهٔ اول آن در جدول بالا ارائه شده است، فرض صفر مبنی بر عدم وجود حافظهٔ بلندمدت را درمورد پرتفوهای چهارگانه نمی‌توان رد کرد.

یافته‌های پژوهش

برای دست‌یابی به جمع‌بندی مناسبی برای پاسخگویی به سؤال‌های این پژوهش، جدول‌های ۶ و ۷ ارائه شده است.

1. Long memory

جدول ٦. ضرایب مدل در سناریوی اول (پرتفوهای ۱ و ۲)

ضرایب	پرتفوی ۱ (ارزشی)		پرتفوی ۲ (رشدی)	
	مدل Q-GARCH دارای صرف ریسک نامتقارن	مدل Q-GARCH	مدل Q-GARCH دارای صرف ریسک نامتقارن	مدل Q-GARCH
MU	(۰/۹۵۶۳) −۰/۱۶۷۷۲	(۰/۵۴۸۶) −۳/۸۴۵۷۴۸	(۰/۹۴۵۲) −۰/۱۲۲۸۶۹	(۰/۴۳۵۱) −۰/۲۳۹۷۰۳
LAMBDA1	(۰/۸۴۱۳) ۰/۴۶۹۰۵۵	(۰/۵۴۸۵)۳/۹۰۴۱۲۷	(۰/۷۱۲۰)۰/۵۵۸۲۱۲	(۰/۴۳۹۹) ۰/۰۹۳۱۰۴
LAMBDA2	(۰/۸۵۴۹) −۰/۶۰۲۷۰۸		(۰/۸۰۰۶) −۰/۴۳۷۱۱۵	
OMEGA	(۰/۵۷۲۳) ۱/۴۰۲۵۸۲	(۰) ۱/۱۹۰۵۱۳	(۰/۰۱۵۵) ۱/۱۳۷۳۵۱	(۰.۰۰۱۱) ۲/۵۳۳۱۴۸
ALPHA1	(۰/۹۰۱۶) ۰/۲۳۵۸۶۲	(۰/۵۶۷۲) ۰/۰۸۸۲۸۱	(۰/۵۲۳۶) ۰/۱۰۵۸۰۲	(۰/۰۳۳۰) ۰/۲۹۵۱۶۸
BETA1	(۰/۹۳۰۶) −۰/۲۳۶۵۲۹	(۰/۱۲۲۷) −۰/۲۳۹۱۴۳	(۰/۹۹۵۵) ۰/۰۰۱۹۰۶	(۰/۱۴۱۲) −۰/۴۱۶۹۱۴
THETA1	(۰/۷۸۶۵) −۰/۶۱۶۷۵۰	۰	(۰/۲۷۲۰) −۰/۲۴۱۷۲۵	۰

جدول ۷. ضرایب مدل در سناریوی دوم (پرتفوهای ۳ و ٤)

ضرایب	پرتفوی ۳ (ارزشی)		پرتفوی ٤ (رشدی)	
	مدل Q-GARCH دارای صرف ریسک نامتقارن	مدل Q-GARCH	مدل Q-GARCH دارای صرف ریسک نامتقارن	مدل Q-GARCH
MU	(۰.۴۳۳۸) −۲/۳۲۸۰۴۸	(۰/۲۱۹۹) −۰/۲۳۹۷۰۳	(۰/۱۶۶۷) −۰/۸۲۵۲۸۳	(۰/۰۲۸۰) −۱/۰۹۶۸۰۷
LAMBDA1	(۰.۳۰۲۹) −۲/۵۴۶۵۰۳	(۰/۳۰۹۶) ۰/۰۹۳۱۰۴	(۰/۰۱۰۳) ۱/۸۴۵۱۱۹	(۰/۰۲۲۱) ۰/۷۱۴۹۵۰
LAMBDA2	(۰.۵۴۹۰) ۱/۴۹۳۲۶۶		(۰/۶۷۶۹) ۰/۲۷۹۳۹۹	
OMEGA	(۰.۰۸۰۲) ۱/۱۷۰۴۸۳	(۰/۰۲۰۶) ۲/۵۳۳۱۴۸	(۰/۲۵۴۲) ۰/۳۸۸۰۷۷	(۰/۰۰۴۱) ۱/۲۰۷۲۴۲
ALPHA1	(۰.۳۰۵۶) ۰/۱۳۵۴۵۳	(۰/۲۷۸۱) ۰/۲۹۵۱۶۸	(۰/۱۲۷۷) ۰/۳۱۶۱۲۰	(۰/۰۷۵۴) ۰/۲۵۶۰۴۲
BETA1	(۰.۷۹۴۲) ۰/۱۱۷۲۱۴	(۰/۳۳۱۹) −۰/۴۱۶۹۱۴	(۰/۵۷۰۰) ۰/۲۵۱۳۴۳	(۰/۶۷۴۵) ۰/۱۱۰۵۰۲
THETA1	۰	۰	(۰/۵۳۹۰) ۰/۱۲۳۱۲۱	۰

با توجه به آنچه در جدول بیان شده است، به بررسی هریک سؤال‌ها خواهیم پرداخت.

سؤال اول: آیا فرضیهٔ ریسک ـ اهرم[1] صرف ریسک را توضیح می‌دهد؟

سناریوی ۱. با توجه به اطلاعات جدول ۶، همان‌گونه که مشخص است، هر دو پارامتر λ_1 و λ_2 در پرتفوهای ارزشی و رشدی معنادار نیستند، در نتیجه فرضیهٔ اثر اهرم توضیح داده نمی‌شود.

سناریوی ۲. نتایج به‌دست آمده از اجرای مدل پژوهش روی بازده‌های ماهانه در جدول ۷، نشان می‌دهد که پارامترهای λ_1 و λ_2 در پرتفوی رشدی منطبق با فرضیهٔ اثر اهرم بوده و به‌ترتیب منفی و مثبت هستند، اما هیچ‌یک معنادار نیستند؛ از این‌رو، این فرضیه در این سناریو نیز تأیید نمی‌شود.

سؤال دوم: آیا فرضیهٔ ریسک ـ نوسان‌پذیری[2] (بازخورد نوسانات) صرف ریسک را توضیح می‌دهد؟

سناریوی ۱. فرضیهٔ بازخورد نوسانات در صورت مثبت‌بودن هر دو پارامتر λ_1 و λ_2 تأیید خواهد شد. با توجه به اینکه هیچ‌یک از پارامترها نباید منفی و غیرمعنادار باشند، این فرضیه تأیید نمی‌شود (جدول ۶).

سناریوی ۲. در پرتفوی رشدی هر دو پارامتر λ_1 و λ_2 مثبت هستند و λ_1 معنادار است؛ از این‌رو، این پرتفوی می‌تواند فرضیهٔ بازخورد نوسانات را توضیح دهد (جدول ۷).

سؤال سوم: آیا فرضیهٔ فراواکنشی بازار[3] صرف ریسک را توضیح می‌دهد؟

سناریوی ۱. تأیید فرضیهٔ عکس‌العمل بیش از حد بازار در صورت مثبت‌بودن λ_1 و منفی بودن λ_2 صورت خواهد گرفت. در این سناریو برای هر دو پرتفوی ارزشی و رشدی λ_1 مثبت و λ_2 منفی است، ولی هر دو پارامتر غیرمعنادار هستند (جدول ۶)؛ از این‌رو، نمی‌توان گفت در این سناریو، فرضیهٔ فراواکنشی بازار صرف ریسک را توضیح می‌دهد.

سناریوی ۲. در هر دو پرتفوی ارزشی و رشدی λ_2 منفی نیست (جدول ۷)؛ از این‌رو، این فرضیه نمی‌تواند در این سناریو صرف ریسک را توضیح دهد.

سؤال چهارم: آیا سهام ارزشی صرف ریسک بیشتری را نسبت به سهام رشدی نشان می‌دهد؟

سناریوی ۱. مقدار عددی بیشتر λ، بیانگر صرف ریسک بیشتر است. قدرمطلق λ_1 برای پرتفوی ارزشی بیشتر از پرتفوی رشدی نیست، ولی قدر مطلق λ_2 پرتفوی ارزشی بیش از پرتفوی رشدی است (جدول ۶).

---

1. Risk- Leverage Hypothesis
2. Risk- Volatility Hypothesis
3. Over- Reaction Hypothesis

سناریوی ۲. با توجه به اطلاعات جدول ۷، قدرمطلق λ برای سهام ارزشی بیشتر از سهام رشدی است که بر حساسیت بیشتر بازده‌ها به ریسک، در پرتقوی ارزشی در حمایت از تفسیر ریسک عقلایی صرف ریسک، اشاره دارد.

سؤال پنجم: آیا شوک‌های منفی صرف ریسک بیشتری نسبت به شوک‌های مثبت نشان می‌دهد؟

سناریوی ۱. منفی بودن (عدم صفر بودن) ضریب تتا، بیانگر عدم تقارن در واریانس شرطی است و نشان می‌دهد که شوک‌های منفی نوسانات را بیش از شوک‌های مثبت دارای شدت یکسان افزایش می‌دهند. ضریب تتا در این سناریو در هر دو پرتفوی ارزشی و رشدی منفی است؛ از این‌رو، می‌توان بیان کرد که شوک‌های منفی نوسانات را بیش از شوک‌های مثبت دارای شدت یکسان افزایش می‌دهند.

سناریوی ۲. در این سناریو پرتفوی ارزشی دارای پارامتر تتای صفر و پرتفوی رشدی دارای پارامتر تتای مثبت است؛ از این‌رو، نمی‌توان درمورد صرف ریسک شوک‌های منفی و مثبت اظهارنظر کرد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با استفاده از مدل GARCH-M نامتقارن، ویژگی‌های صرف ریسک مرتبط با تمام شوک‌ها و سپس برای شوک‌های مثبت و منفی، به‌تنهایی برای پرتفوهای ارزشی و رشدی آزمایش شدند. می‌توان نتایج این پژوهش را تحت سناریوهای مختلف در مقایسه با سایر پژوهش‌های مشابه در جدول ۸ بیان کرد.

جدول ۸. نتایج پژوهش حاضر تحت سناریوهای مختلف در مقایسه با سایر پژوهش‌های مشابه

سناریوها	فرضیه‌ها	سناریوی ۱		سناریوی ۲		ابونوری و موتمنی		بلک و مک‌میلان	
		ارزشی	رشدی	ارزشی	رشدی	ارزشی	رشدی	ارزشی	رشدی
ریسک عقلایی	اثراهرمی	✖	✖	✖	✖	✓	✓	✖	✖
	بازخورد نوسانات	✖	✖	✓	✓	✖	✖	✖	✖
فراواکنشی		✖	✖	✖	✖	✖	✖	✓	✓

پیشنهادهای کاربردی

پیشنهاد می‌شود با توجه به گسترهٔ کاربرد این مدل‌ها و قدرت پیش‌بینی مدل‌های کمی در حوزه‌های مختلف مالیه، مدل‌های دیگری مبنای پژوهش‌های پژوهشگران قرار گیرد. محدودیت

اصلی این پژوهش را می‌توان عدم به‌کارگیری بازده تمام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران دانست؛ زیرا بازده تمام شرکت‌ها در دورهٔ زمانی مورد بررسی به‌دلایل مختلف وجود نداشت (مانند بسته‌بودن نماد). همچنین بازه مورد بررسی نیز از دیگر محدودیت‌های این پژوهش است، هرچند تحلیل داده‌ها به‌صورت ماهانه کمک شایان توجهی برای حل این مسئله کرده است. همچنین عدم تجدید ارزیابی دارایی‌های شرکت‌ها که در سال‌های دور تشکیل شده‌اند، با توجه به شرایط تورمی ایران، مهم‌ترین نکته‌ای است که منجربه ناکارآمدی تشکیل پرتفوی براساس نسبت B/M شده است. در پایان پیشنهاد می‌شود:

۱. صرف ریسک نامتقارن در صنایع مختلف بررسی شود؛

۲. پرتفوهای ارزشی و رشدی در دورهٔ زمانی بیشتری تشکیل شود؛

۳. بررسی صرف ریسک نامتقارن در پرتفوهای تشکیل شده براساس نسبت‌های PEG، PERG و ... صورت گیرد؛

۴. از سایر مدل‌های GARCH استفاده شود.

منابع

ابونوری، ا. و موتمنی م. (۱۳۸۶). بررسی اثر اهرمی در بازار سهام تهران. *مجلهٔ علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز، ویژهٔ حسابداری*، ۲۶(۱): ۱۱-۱.

موسوی، س.م. (۱۳۹۰). بررسی صرف ریسک سهام ارزشی و رشدی. پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد، مدیریت مالی، دانشگاه شهید بهشتی.

مهرآرا، م. و عبدلی، ق. (۱۳۸۵). نقش اخبار خوب و بد در نوسانات بازدهی سهام در ایران. *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی ایران*، (۲۶): ۵۴-۴۱.

Bekaert, G. and Harvey, C. (1997). Emerging equity market volatility. *Journal of Finacial Economics*, 43(1): 29-77.

Black, A.J., McMillan, D.G. (2006). Asymmetric risk premium in value and growth stocks. *International Review of Financial Analysis*, 15 (3): 237–246.

Campbell, John Y. and Ludger Hentschel, (1992). No News is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, 31 (3): 281-318.

Duffee, G. R. (1995). Stock Returns and Volatility: A Firm Level Analysis. *Journal of Financial Economics*, 37 (3): 399-420.

Engle, R. F. & Ng, V.K. (1993). Measuring and testing the impact of news on volatility. *Journal of Finance*, 48 (5): 1749–1778.

Engle, R. F. (1990). Discussion: Stock market volatility and the crash of '87. *Review of Financial Studies*, 3 (1): 103– 106.

Engle, R. F., Lilien, D. M. & Robins, R. P. (1987). Estimating time varying risk premia in the term structure: The ARCHM model. *Econometrica*, 55(2): 391–407.

Engle, R.F. & Bollerslev, T. (1986). Modelling the persistence of conditional variances. *Econometric Reviews*, 5 (1): 1–87.

Engle, R.F. & Gonzalez-Rivera, G. (1991). Semiparametric ARCH models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 9 (4): 345–360.

Figlewski, S. and Xiaozu, W. (2000). Is the "Leverage Effect" a Leverage, Working paper series 00-37, New York University. Available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=256109 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.256109.

Friedman, R. & Sanddrof-Kohle, W.G. (2002). Volatility Clustering and Nontrading Days in Chinese Stock Markets. *Journal of Economics and Business*, 54(2): 193-217.

Lakonishok, J., Shleifer, A. & Vishny, R. W. (1994). Contrarian investment, extrapolation, and risk. *Journal of Finance*, 49(5): 1541– 1578.

Li, Q., Yaung, J. and Hsiao, Ch., Chang, Y.-J. (2005). The Relationship between Returns and Volatility in International Stock Markets. *Journal of Empirical Finance*, 12(5): 650-665.

Merton, R. C. (1980). On estimating the expected return on the market. *Journal of Financial Economics*, 8(4): 323-361.

Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroscedasticity in asset returns: A new approach model. *Econometrica*, 59(2): 347– 370.

Pindyck, R. S. (1984). Risk, Inflation and the Stock Market. *American Economic Review*, 74(3): 335-351.

Sentana, E. (1995). Quadratic ARCH models. *Review of Economic Studies*, 62(4): 639– 661.