بررسی اثر اهرم و بازخورد نوسانات در بورس تهران

دکتر محمدرضا پورابراهیمی [۱]
سید محسن موسوی [۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۰۸/۲۸
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۰۹/۳۰

چکیده

چگونگی ارتباط بازده سهام و ریسک آن، اصلی‌ترین معیار جهت اخذ تصمیم سرمایه‌گذاری در بازارهای سهام است. ریسک سهام، میزان نااطمینانی از کسب 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 زمینه چگونگی تأثیر متقابل بازده و نوسانات سهام بر یکدیگر انجام شده است. در بررسی ارتباط بازده و نوسانات سه حالت علّت و معلولی قابل تشخیص است: تأثیر بازده بر نوسانات تاثیر نوسانات بر بازده و تأثیر همزمان بازده و نوسانات. در این پژوهش ارتباط بازده و ریسک بر اساس تئوری اثر اهرم و بازخورد نوسانات صورت گرفته است.نتایج حاصل از مدل‌سازی با استفاده از الگوی Asymmetric GARCH-m نشان داده است که داده‌های مورد بررسی در بازه زمانی ۱۳۸۰ الی ۱۳۸۹ بوسیله بازخورد نوسانات توضیح داده می‌شوند اما شواهدی مبتنی بر تایید اثر اهرم یافت نشد. به عبارت دیگر طبق فرضیه بازخورد نوسانات، نوسانات بازدهی قابل پیش‌بینی، تأثیر مثبت و معناداری بر بازده سهام دارد، در حالیکه نوسانات بازدهی پیش‌بینی نشده، موجب کاهش بازده سهام می‌شود.

واژگان کلیدی: *اثر اهرم، بازخورد نوسانات، شوک مثبت و منفی، صرف ریسک نامتقارن، پرتفوی ارزشی و رشدی.*

۱- 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 زمینه چگونگی تأثیر متقابل بازده و نوسانات سهام بر یکدیگر انجام شده است. در بررسی ارتباط بازده و نوسانات سه حالت علّت و معلولی قابل تشخیص است:

- ✓ تأثیر بازده بر نوسانات (اثر اهرم: $y_t = \delta\sigma_t^2 + \varepsilon_t$)
- ✓ تاثیر نوسانات بر بازده (بازخورد نوسانات: $\Delta ln\sigma_t = \alpha + \alpha_1 R_{t-1} + e_t$)
- ✓ و تأثیر همزمان بازده و نوسانات.

---

۱. استادیار، گروه مدیریت مالی، دانشگاه شهید بهشتی(ره)، m.pourebrahimi@gmail.com
۲ کارشناس ارشد مدیریت مالی، دانشگاه شهید بهشتی(ره)، seyedmohsen.mousavi@gmail.com

حالت نخست از طریق اثر اهرمی قابل بررسی است. این اثر، نشان می‌دهد که بازده سهام بر نوسانات آن اثر منفی دارد. یکی از تئوری‌های قابل استفاده برای مطالعه حالت دوم، به بازخورد نوسانات معروف است. این تئوری نشان می‌دهد که نوسانات شرطی سهام به اثر مستقیم بر بازده سهام دارد. حالت سوم را نیز می‌توان با بررسی همزمان اثر اهرمی و بازخورد نوسانات مورد مطالعه قرار داد. همچنین عکس‌العمل بیش از اندازه بر این نکته تاکید دارد که علت اصلی رسیدن سهام به حد نوسان قیمت در یک روز واکنش بسیار خوش بینانه یا بد بینانه فعالان بازار درباره اخبار منتشره می‌باشد و با گذشت زمان و پردازش بیشتر اطلاعات منتشر شده انتظار می‌رود این واکنش‌های نادرست تصحیح شود.

۲- بیان مساله

دو رویکرد رقیب برای تشریح صرف ارزش [i] وجود دارد، ریسک منطقی بازار [ii] که در آن سهام رشدی، ریسکی‌تر از سهام ارزشی است، و فرضیه عکس‌العمل بیش از حد بازار [iii] که در آن کارگزاران(عامل‌ها)، بازده آتی سهام رشدی را بیش از واقع اعلام می‌دارند.

از یک سو، مقالاتی مانند فاما و فرنچ[iv] (۱۹۹۳، ۱۹۹۵ و ۱۹۹٦)، لیو و واسلو[v] (۲۰۰۰)، کوپر[vi]، گولن[vii]، و واسلو[viii] (۲۰۰۱) و واسلو (۲۰۰۳)، بحث می‌نمایند 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 این وجود سایر نویسندگان مانند لاکونیشوک، شلیفر، و ویشنی[ix] (۱۹۹٤)،هاگن و بیکر[x] (۱۹۹٦) و دانیل و تیتمن[xi] (۱۹۹۷)، بیان می‌دارند که منبع کسب صرف ارزش مربوط به بازار ناکارا است. یعنی صرف ریسک، ناشی از این است که سرمایه‌گذاران عملکرد سهام رشدی را نسبت به سهام ارزشی بیشتر برآورد می‌نمایند، و وزن بیشتری به رویدادهای اخیر می‌دهند، و از اینرو سرمایه‌گذاران تصمیمات پایین‌تر از حد بهینه[xii] را اتخاذ می‌نمایند. بعلاوه، این استدلال حمایتی منطقی از این استراتژی می‌نماید که سرمایه‌گذار، سهامی که بالاتر ارزشگذاری شده است را می‌فروشد و سهامی که کمتر از حد ارزشگذاری شده است را خریداری می‌نماید، به عبارتی «بازنده‌های» فعلی بهتر از «برنده-های» فعلی عمل می‌نمایند.

فرضیات فراواکنشی در ارتباط با ادبیات معامله‌گران نویزی موجود در بازارهای مالی نیز صادق است، یعنی، معامله‌گرانی که فعالیتشان بر پایه تحلیل‌های غیربنیادی مانند پیگیری روندها نهاده شده است (مثل بلک[xiii]، ۱۹۸٦؛ دی لانگ، شلیفر، سامرز، و والدمن[xiv]، ۱۹۹۰؛ کایل[xv]، ۱۹۸۵؛ شلیفر و سامرز[xvi]، ۱۹۹۰).

ویژگی‌های سری‌های زمانی پرتفوهای ارزشی و رشدی، در مورد اینکه کدامیک از فرضیات وجود صرف ریسک توضیح بهتری را فراهم می‌نماید، باید مورد بررسی قرار گیرد. بازده دارایی‌ها نوعاً بوسیله چولگی منفی، کشیدگی بیشتر و دسته‌بندی (خوشه‌بندی) نوسانات تعریف می‌شوند، و می‌توانند بوسیله مدل ناهمسانی شرطی خود رگرسیو تعمیم‌یافته مرتبه پایین مدلسازی شوند (بولرسلو[xvii]، ۱۹۸٦؛ انگل[xviii]، ۱۹۸۲). بعلاوه، ممکن است رابطه نامتقارن

میان شوکهای مثبت و منفی در معادله واریانس وجود داشته باشد (که به عدم تقارن پیش‌بینی شده[xix] نیز اشاره دارد). بویژه اینکه شوک‌های منفی نوعاً نوسانات را بیش از شوک‌های مثبت برابر، افزایش می‌دهند. این فرآیند توسط اثر اهرمی توجیه می‌شود (بلک، ۱۹۷٦؛کریستی، ۱۹۸۲)، که طبق آن شوک‌های منفی قیمت، نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام[xx] را افزایش می‌دهند، بطوریکه سهام ریسکی‌تر می‌گردد و از اینرو نوسان بازده‌ها افزایش می‌یابد. از سویی رابطه منفی میان بازده‌های سهام و نوسانات آتی وجود دارد، که بوسیله بازخورد نوسانات[xxi] تشریح می‌شود (کمپبل و هنشل[xxii] ، ۱۹۹۲). یعنی، جاییکه اخبار[xxiii]، نوسانات آتی مورد انتظار را افزایش می‌دهد، نرخ بازده مورد انتظار افزایش می‌یابد و قیمت فعلی دارایی‌ها افت می‌نماید، از اینرو اثرات منفی قیمتی خبر تقویت می‌گردد و قیمت‌های مثبت ناشی از خبرهای مثبت کاهش می‌یابد. در نتیجه، بازده توسط چولگی منفی با بازده‌های منفی بزرگ که معمول‌تر از بازده‌های مثبت بزرگ هستند، تشریح می‌شود، و تغییرات قیمت دارایی با نوسانات آتی همبستگی خواهند داشت.

۳- اثر اهرم

اثر اهرم این است که نوسان پذیری سهام زمانیکه قیمت سهام افت می‌کند، رابطه‌ای منفی با روند بازده سهام- نوسان پذیری سهام دارد. دو توضیح رایج برای اثر اهرم وجود دارد. توضیح اول بر پایه رابطه میان نوسان پذیری و بازده مورد انتظار بنا شده است. زمانیکه نوسانات افزایش می‌یابد، بازده مورد انتظار تمایل به افزایش دارد، که منجر به افت قیمت سهام می‌شود. درنتیجه می‌توان بیان داشت نوسان پذیری و بازده سهام همبستگی منفی دارند.

دومین توضیح بر پایه اهرم مالی است. زمانیکه قیمت سهام افت می‌کند، اهرم مالی افزایش می‌یابد، و منجر به افزایش در نوسان پذیری بازده سهام می‌گردد.

فرضیه اثر اهرم ابتدا توسط بلک[xxiv] در سال ۱۹۷٦ و سپس توسط کریستی[xxv] در سال ۱۹۸۲ مطرح گردید. این فرضیه بر این فرض استوار است که تغییرات قیمت رابطه منفی با نوسان پذیری دارد. کریستی مدارک تجربی دال بر وجود رابطه منفی میان بازده سهام و نوسان پذیری ایجاد شده توسط اهرم مالی؛ در شرکت‌های بزرگ، ارایه نموده است. دافی[xxvi] (۱۹۹۵) در این خصوص بیان نموده است که اگر شرکت‌های کوچک را درنظر بگیریم، این فرضیه پایدار نخواهد بود. شوارت (۱۹۸۹) بطور تجربی نشان داد که اهرم مالی نمی‌تواند عامل اصلی نوسان پذیری در نوسانات بازار باشد. تمامی این مطالعات از ارزش بدهی برای محاسبه اهرم مالی بهره گرفته اند. (آیدمیر[xxvii]، ۲۰۰۷)

بطور کلی اثر اهرم تفاوت بین بازده حقوق صاحبان سهام و بازده سرمایه بکارگرفته شده است. این فرضیه نشان می‌دهد که چگونه ممکن است یک شرکت بازده حقوق صاحبان سهام بیشتری را نسبت به بازده مورد انتظار بر روی تمام سرمایه‌ای که در کسب و کار خاصی سرمایه‌گذاری شده است، کسب نماید.

بلک، نشان داد که تغییر ارزش ناشی از کاهش قیمت سهام بنگاه، درحالیکه موجب کاهش ارزش دارایی‌ها می‌شود، اثر چندانی بر ارزش بدهی‌های بنگاه ندارد. به عبارت دیگر، بدهی‌های بنگاه، در مقایسه با تغییرات دارایی‌ها (قیمت یا بازده) نوسانات (ریسک) بسیار کمتری دارند. در نتیجه، تغییر ارزش بنگاه، موجب تغییر ارزش دارایی و سهام بنگاه می‌شود. بنابراین، نسبت اهرم و نوسانات بازده بنگاه تغییر خواهد کرد.

کریستی [xxvi i i] (۱۹۸۲) برای نخستین بار، اثر اهرمی را در بازار سهام نیویورک مورد آزمون قرار داد. او ارتباط بازده دوره قبل و تغییرات لگاریتمی نوسانات دوره جاری را مورد توجه قرار داد. کریستی مدل خود را با استفاده از داده‌های ٤٠٠ بنگاه آمریکایی در دوره زمانی ١٩٦٢–١٩٧٨ آزمود. نتایج سازگاری با این تئوری را نشان داد. نتایج این آزمون، وجود ارتباط منفی بین بازده و نوسانات را تأیید کرد. کریستی برای آزمودن اثر اهرمی، رابطه بازده سهام دوره پیشین را با تغییرات نوسان‌پذیری سهام دوره جاری به صورت معادله زیر مورد آزمون قرار داد:

$$\Delta ln\sigma_t = \alpha_{\cdot} + \alpha_{1}\mathrm{R}_{t-1} + \mathrm{e}_t$$

R_t: بازده سهام

σ_t: انحراف معیار بازده سهام در دوره زمانی t

در صورت وجود اثر اهرمی، اگر بازده سهام کاهش یابد، میزان نوسان‌پذیری سهام در دوره بعد افزایش خواهد یافت و برعکس اگر بازده سهام افزایش یابد، میزان نوسان‌پذیری سهام در دوره بعد کاهش پیدا خواهد کرد. بنابراین منفی بودن ضریب α_1 وجود اثر اهرمی را تایید خواهد کرد.

پس از معرفی الگوی خود رگرسیون ناهمسان واریانس شرطی تعمیم یافته (GARCH) توسط بولرسلو [xxi x] (١٩٨٦) پیشرفت قابل ملاحظه‌ای در بررسی بازده و نوسانات سهام ایجاد شد. از آن پس، از الگوهای ARCH آستانه‌ای [xxx] که از مدل‌های نامتقارن خانواده GARCH اند، استفاده بیشتری در آزمون وجود اثر اهرمی شده است. در این مدل‌ها، احتمال وجود ناتقارنی در رابطه بازده سهام و نوسانات سهام مورد توجه قرار گرفته است. مدل گارچ نمایی ، برای نخستین بار توسط نلسون [xxxi] (١٩٩١) ارایه شد. گلوستن، جاگاناتان و رانکل [xxxi i] (١٩٩٣) نیز از نخستین پژوهشگرانی بودند که از مدل GARCH آستانه‌ای در بررسی ارتباط بازده و نوسانات سهام استفاده کردند.

زمانیکه یک شرکت از بدهی استفاده می‌نماید و وجوهی را که استقراض نموده است در فعالیت-های صنعتی و بازرگانی سرمایه‌گذاری می‌کند، سود عملیاتی‌ای را که بطور نرمال از هزینه‌های سرمایه‌گذاری بیشتر است، ایجاد می‌کند. شرکت سود مازادی [xxxi i i] ایجاد می‌کند که دربرگیرنده تفاوت میان بازده سرمایه‌ای و هزینه بدهی مرتبط با منابع استقراضی است. این مازاد قابل انتساب به سهامداران است و به حقوق صاحبان سهام سهامداران اضافه می‌شود. اثر اهرم بدهی موجب افزایش بازده حقوق صاحبان سهام می‌شود.

اگر بازده سرمایه‌ای پایین‌تر از هزینه سرمایه شود، اثر اهرم بدهی برعکس عمل می‌کند و حقوق صاحبان سهام را کاهش می‌دهد، که از اینرو کمتر از بازده سرمایه‌ای است (ورنیمن، ١٩٩٦).

اثر اهرم در معادله ذیل نشان داده می‌شود:

معادله $ROE = ROCE + (ROCE - i) \times D\backslash E$

ROCE[xxxi v]: بازده سرمایه‌ای بکار گرفته شده پس از مالیات

I: هزینه بدهی پس از مالیات

D: خالص بدهی

E: حقوق صاحبان سهام

اثر اهرمی برابر است با (ROCE-i) x D/E.

تئوری اثر اهرمی از طریق بررسی ساختار سرمایه توجیه‌پذیر است. اگر ارزش کل بنگاه V و ارزش حقوق صاحبان سهام و بدهی‌ها E و D باشد، لذا V=E+D خواهد بود. ارزش کل بنگاه به میزان دارایی بنگاه، نسبت اهرم (V/E=L) را تعیین می‌نماید. لذا نسبت اهرم برابر خواهد بود با:

$$L = \frac{V}{E} = \frac{V}{V - D} = \frac{۱}{۱ - \frac{D}{V}}$$

لذا می‌توان دریافت که کاهش V موجب افزایش L خواهد شد. به عبارت دیگر، کاهش ارزش بنگاه، نسبت اهرم را افزایش خواهد داد. همچنین می‌توان ارتباط نسبت اهرم و بازده سهام را نیز مورد بررسی قرار داد.

با فرض ثابت بودن بدهی بنگاه، تغییرات ارزش بنگاه با تغییرات ارزش حقوق صاحبان سهام برابر خواهد بود با $\Delta V = \Delta E$. حال اگر دارایی بنگاه متشکل از شمار ثابتی سهم باشد که هر سهم ارزشی برابر S داشته باشد، نسبت تغییرات قیمت سهام با نسبت تغییرات ارزش حقوق صاحبان سهام برابر خواهد بود یعنی $\frac{\Delta E}{E} = \frac{\Delta S}{S}$. بدین ترتیب می‌توان ارتباط بازده سهام و نسبت اهرم را به شکل زیر مشخص کرد:

$$\frac{\Delta S}{S} = \frac{\Delta E}{E} = \frac{\Delta V}{V} * \frac{V}{E} = \frac{\Delta V}{V} * L$$

همانگونه که در معادله بالا دیده می‌شود، میان نسبت اهرم و نسبت بازده سهام، رابطه‌ای مشخص و مثبت وجود دارد. حال اگر تغییرات نسبت بازده سهام را معیاری برای اندازه‌گیری نوسانات قیمت سهام در نظر بگیریم، نوسانات قیمت سهام با تغییرات اهرم رابطه مستقیم خواهد داشت:

$$\delta_s = \delta_v l$$

بنابراین اگر ارزش بنگاه کاهش یابد، با توجه به فرض ثبات بدهی‌ها، ارزش حقوق صاحبان سهام بنگاه کاهش می‌یابد. کاهش ارزش حقوق صاحبان سهام بنگاه، کاهش قیمت سهام را به دنبال خواهد داشت و کاهش قیمت سهام، بازدهی منفی ایجاد خواهد کرد. لذا در اثر کاهش ارزش بنگاه نسبت اهرم، L افزایش خواهد یافت. بنابراین می‌توان اینگونه استدلال نمود که با منفی شدن بازده سهام، L افزایش می‌یابد و با افزایش نسبت اهرم میزان نوسان‌پذیری سهام افزایش خواهد یافت. در حالتی که ارزش بنگاه افزایش یابد و در نتیجه، بازده مثبت ایجاد شود، نسبت اهرم کاهش خواهد یافت و به دنبال آن قیمت سهام افزایش می‌یابد. رابطه منفی میان بازده سهام و نوسان‌پذیری سهام که مضمون اصلی تئوری اثر اهرمی است، طبق این مکانیزم عمل می‌کند.

٤- بازخورد نوسانات

بازخورد نوسانات، ابتدا توسط پیندیک[xxxv] (۱۹۸٤) معرفی شد. طبق بازخورد نوسانات، افزایش نوسانات بازده، موجب افزایش بازده مورد انتظار سهام می‌شود. فرنچ، شورت و استامباگ[xxxvi] (۱۹۸۷) در بررسی بازخورد نوسانات، نوسانات قابل پیش‌بینی و نوسانات غیرقابل پیش بینی 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 پیش‌بینی شده سهام، ارتباط مستقیمی با بازده سهام در دوره جاری داشته باشد، افزایش نوسانات پیش‌بینی نشده سهام، میزان نوسانات قابل پیش‌بینی دوره‌های آتی را افزایش و قیمت سهام دوره جاری را به سرعت کاهش خواهد داد.

$$y_t = \partial \delta_t^{\gamma} + \varepsilon_t$$

اگر ∂ مثبت باشد بازخورد نوسانات تایید می‌گردد. یعنی رابطه مثبت میان نوسانات شرطی و بازده سهام وجود دارد.

در مطالعه کمپل و هنچل[xxxvi i] (۱۹۹۲) از الگوی GARCH نمایی برای آزمون بازخورد نوسانات استفاده شده است. در این مطالعه نشان داده شد که خبرهای خوب و بد، هر دو نوسانات بازار سهام را تشدید می‌کنند، ولی تأثیر خبرهای بد بر نوسانات بیشتر است. آنها به همین دلیل، آزمون خود را به کمک الگوی نامتقارن (GARCH نمایی) انجام دادند. در آزمون‌هایی که از الگوهای خانواده GARCH برای تعیین بازخورد نوسانات استفاده می‌شود، ارتباط نوسانات شرطی با بازده سهام مورد سنجش قرار می‌گیرد. اگر نوسانات شرطی، به عنوان نوسانات قابل پیش‌بینی، با بازده سهام ارتباط مثبت داشته باشند، بازخورد نوسانات مورد تایید قرار می‌گیرد.

٥- مدل تحقیق

مدل Quadratic ARCH توسط سناتا[xxxvi i i] (۱۹۹۵) ارائه شد که برای مدل کردن اثرات نامتقارن شوک‌های منفی و مثبت بکار می‌رود. سناتا در مقاله خود با عنوان مدل‌های Quadratic ARCH در سال ۱۹۹۵ به معرفی این مدل پرداخته اشت. وی بیان داشته که این مدل، مدلی جدید برای واریانس‌های شرطی سری‌های زمانی است. از اینرو مفروضات مدل‌های GARCH را حفظ مرده و تنها از برخی محدودیت‌ها اجتناب نموده است.این مدل بیانگر نوسان پذیری و صرف ریسک است.این مدل به آسانی می‌تواند در مدل‌های چندمتغیره به کار گرفته شود تا فرض عدم تقارنی را که مدل‌های GARCH نادیده می‌گیرند، درنظر بگیرد.

این مدل داری سه ویژگی اساسی است.

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 خیلی از مدل استاندارد خارج شوند، اجتناب می‌کند، لذا می‌تواند نتایج تجربی را بهبود بخشد.

همچنین این مدل به مدل‌های همبستگی تصادفی وصل شده است.

غالباً مدل‌های ARCH مدل‌های تک متغیره هستند. اغلب مدل‌های قیمتگذاری مالی بویژه مدل CAPM واریانس و کوواریانس‌های زیادی را در بر می‌گیرند. لذا بسیار مهم است که مدل‌های تک متغیره توسعه یابند تا تفاوت زمانی یا شرطی در ماتریس کوواریانس و بردار میانگین را محاسبه کنند.

ویژگی دیگر QARCH این است که به راحتی می‌تواند به مدل‌های چند متغیره تعمیم یابد. بویژه اینکه می‌تواند به مدل‌های ناهمسانی شرطی تبدیل شود و محاسبات زیادی را تحمیل نکند. از اینرو می‌تواند برای محاسبه عدم تقارن پویا[xxxi x] در سطح دارایی‌های چندگانه بکار 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.

در ادامه به بیان مدل مورد استفاده در این تحقیق پرداخته شده است.

مدل استاندارد GARCH(۱,۱)-M (انگل و سایرین، ۱۹۸۷) در ذیل بیان شده است:

معادله ۱ $$r_t = \mu + \lambda h_t + \varepsilon_t$$

معادله ۲ $$\varepsilon_t = \mathcal{L}_t h_t$$

معادله ۳ $$h_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}^2$$

پارامترها
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 مرتبه اول؛
h_{t-1}^2: جزء ARCH مرتبه اول
h_t^2: واریانس شرطی

از آنجا که در معادله ۳ واریانس یک دوره توسط واریانس دوره قبل پیش بینی می‌گردد، به آن واریانس شرطی می‌گویند. معادله ۳ نشان می‌دهد که اخبار خوب و بد با اندازه یکسان واریانس شرطی را به یک اندازه تغییر خواهند داد.

درحقیقت h_t^2 بیانگر نوسان پذیری است که شاخص و نماینده‌ای برای صرف ریسک محسوب می‌گردد.

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

درمعادله ۳، α وβ وω پارامترهایی غیر منفی هستند، همچنین مهم است که شرط $\rho = \alpha_1 + \beta_1 < 1$ در ارتباط با واریانس شرطی محدود[xl] وجود داشته باشد، که این مجموع معیاری را برای تدوام شوک تا h_t^2 فراهم می‌نماید.

همچنین این معیارها مدل IGARCH[xli] محدود را تحت شرایط $\rho=1$ و $\omega=\infty$ تعریف نموده‌اند، تا جاییکه شوک‌های فعلی و پیشین بطور نامحدود در واریانس آتی شرطی[xlii] مقاومت می‌نمایند (انگل و بوبلرسلو، ۱۹۸٦).

طبق نظریه مرتون (۱۹۸۰)، پارامتر λ در معادله ۱ به عنوان ضریب ریسک گریزی تفسیر می‌گردد، لذا زمانیکه نرخ بازده مورد انتظار، به دلیل افزایش در واریانس قابل پیش بینی بازده، افزایش می‌یابد، به عنوان صرف ریسک تفاوت زمانی در نظر گرفته می‌شود.

جهت دستیابی به عدم تقارن نوسان پذیری بالقوه، پارامتری را برای معادله ۳ در نظر می‌گیریم که اجازه می‌دهد عدم تقارن نوسان پذیری شرطی به شوک‌های گذشته واکنش نشان دهد، این مدل QGARCH[xliii] (انگل، ۱۹۹۰؛ انگل و ان جی[xliv]، ۱۹۹۳؛ سنتانا[xlv]، ۱۹۹۵) نام دارد.

متغیر اریب[xlvi] را می‌توان در قالب معادله ٤ بیان نمود:

$$h_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}^2 + \theta_1 \varepsilon_{t-1} \qquad \text{معادله ٤}$$

این معادله به بررسی ریسک نامتقارن شرطی در گذشته می‌پردازد. همانگونه که بیان شد در معادله ٤ عبارت $\theta_1 \varepsilon_{t-1}$ وارد شده است. این عبارت معیار مستقیمی از عدم تقارن در واریانس شرطی ایجاد نموده است به این ترتیب که می‌تواند مقادیر مختلفی غیر صفر بگیرد. ($\theta_1 \neq 0$) لذا شرط عدم تقارن پویا در واریانس شرطی برقرار است. یعنی همبستگی غیرصفر میان بازده‌ها و نوسان پذیری آتی می‌تواند ایجاد گردد.

همچنین درصورتیکه ε_{t-1} منفی باشد و $\theta_1 < 0$ برقرار باشد، واریانس شرطی (h_t^2) بزرگتر خواهد بود.

بعلاوه، زمانیکه مدل GARCH-M بوسیله معادلات ۱ و ۳ ایجاد می‌شود به میانگین شرطی اجازه می‌دهد تا به واریانس شرطی وابسته باشد، این مدل همبستگی صفر میان بازده‌ها و نوسان پذیری آتی را تحمیل می‌نماید، و از اینرو مکانیزم متکی بر بازخورد نوسانات[xlvii] را بکار نمی‌گیرد. به عبارت دیگر، همانگونه که در مقدمه بیان شد، تغییر در نوسان پذیری، اثرات با اهمیتی بر روی بازده‌های مورد انتظار و در نتیجه بر سطح فعلی قیمت دارایی‌ها دارد.

طبق نظریه کمپبل و هنشل (۱۹۹۲)، مدل QGARCH-M که در معادله ۱ و ٤ بیان شده است، می‌تواند این اثرات بالقوه را جذب کند. یعنی، مدل QGARCH-M همبستگی غیرصفر میان بازده‌ها و نوسان پذیری آتی را از طریق عبارت آخر معادله ٤ میسر می‌سازد و بنابراین مدل QGARCH-M می‌تواند چولگی منفی و کشیدگی اضافی را بوسیله بازخورد نوسانات بدون رجوع به مدل‌های آماری دیگر که با نوآوری‌های غیر نرمال بازده توصیف می‌شوند، را انطباق دهد[xlviii] (نلسون[xlix]، ۱۹۹۱؛ انگل و گنزالز–ریورا[l]، ۱۹۹۱).

پس از بیان تفسیر صرف ارزش توسط نظریه ریسک منطقی، انتظار خواهیم داشت تا λ مثبت و با اهمیتی را برای هر دوپرتفوی دارای صرف ریسک مشاهده نماییم، که با λh_t نشان داده

می‌شود. اندازه λ در پرتفوهای ارزشی بالاتر است، تا بتواند سرمایه‌گذاران را برای مدیریت پرتفوی ریسکی‌تر تشویق نماید.

با این وجود، اگر این شرط در کمک به این مساله دچار نقصان شود، تاییدی را برای فرضیات عکس‌العمل بیش از حد بازار فراهم نمی‌آورد، چنین تاییدی فقط توسط صرف ریسک منفی فراهم می‌شود، اما صرفاً مدرکی در برابر تفسیر منطقی ریسک است.

بعلاوه، مقدار مطلق عبارت نامتقارن در معادله ٤ 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، نوسان پذیری (ریسک) را بیش از ایجاد یک شوک منفی در پرتفوی دارای ریسک کمتر، افزایش دهد.

در نهایت، مدل ارایه شده در معادله ۱ بسط داده می‌شود تا عدم تقارن ناشی از اثرات شوک‌های مثبت و منفی را بر روی صرف ارزش نشان دهد:

$$r_t = \mu + \lambda_1 h_t I_{t-1} + \lambda_2 h_t (1 - I_{t-1} + \varepsilon_{t-1}) \qquad \text{(معادله ۵)}$$

I_{t-1} متغیر مصنوعی
اگر $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ باشد ارزش ۱می‌گیرد
در غیر اینصورت صفر است

این معادله 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 استوار بر پارامترهای میانگین شرطی موثر، با اهمیت و بزرگ است، یعنی، پارامترهای صرف ریسک، λ_1 و λ_2.

بویژه اینکه، *فرضیه اهرم* λ_1 (λ_2) منفی (مثبت) را در معادله ۵ تایید می‌کند. یعنی، به دنبال یک شوک منفی، نوسان پذیری افزایش می‌یابند، افزایش نوسان پذیری منجر به افزایش نرخ بازده مورد انتظار به دلیل افزایش ریسک می‌گردد، بنابراین قیمت‌های فعلی تنزل می‌یابند.

برعکس، به دنبال شوک مثبت بازده‌ها، دوباره نوسان پذیری افزایش می‌یابند (هر چند کمتر متاثر از ماهیت نامتقارن نوسان پذیری است)، با این وجود، ریسک مشاهده شده که پایین خواهد بود منجر به صرف ریسک منفی، کاهش نرخ بازده مورد انتظار و افزایش قیمت می‌گردد.

تفسیر بازخورد نوسانات برای عدم تقارن در واریانس اشاره می‌دارد که هر دوی ، λ_1 و λ_2 مثبت هستند زمانیکه تمام شوک‌ها نوسان پذیری آتی مورد انتظار را افزیش می‌دهند، با این حال، این مساله با دیدگاه منطقی بازار سازگار است.

بعلاوه، با توجه به اینکه فرضیه ریسک منطقی حاکی از این است که سهام‌های ارزشی ریسکی‌تر از سهام‌های رشدی هستند، انتظار خواهیم داشت که اولاً 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، ثانیاً پارامتر نامتقارن در معادله واریانس دارای مقدار (مطلق) بیشتری برای سهام دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (B/M) بالا است.

با توجه به *فرضیات عکس‌العمل بیش از حد بازار*، انتظار خواهیم داشت که λ_1 مثبت (λ_2 منفی) باشد. از اینرو، به دنبال یک شوک منفی سرمایه‌گذاران در مورد آینده خوش‌بین می‌شوند، و صرف ریسک کمتری بر روی بازده‌ها می‌خواهند، که منجر به افزایش قیمت‌های فعلی می‌گردد.

٦- جامعه آماری

جامعه آماری این تحقیق شامل تمام شرکت‌های بورسی در سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ است.

۷- نمونه

نمونه این تحقیق شامل تمام **شرکت‌های غیرمالی بورسی** می‌باشد که در دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ مورد بررسی قرار گرفته‌اند. جهت دستیابی به نتایج مطلوب در این پایان نامه ٦ پرتفوی مختلف برروی میانگین بازده سهام شرکت‌های بورسی تشکیل شده است.

پرتفوی اول و دوم بر اساس نسبت B/M و بر روی بازده ماهانه تمام داده‌های موجود بنا شده است. این دو پرتفوی ۳۰ درصد ابتدایی و انتهایی میانگین بازده‌های سهام شرکت‌های غیر مالی در سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ هستند.

پرتفوهای سوم و چهارم بر اساس نسبت P/E تشکیل گردیده اند. این دو پرتفوی ۳۰ درصد ایتدایی و انتهایی میانگین بازده سهام شرکت‌های غیرمالی که حداکثر داده‌های یکسال آنها موجود نبود در سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۹ تشکیل شده اند. علت اینکه داده‌های سال ۱۳۸۰ مورد استفاده قرار نگرفته است این بود که تنها در صورت حذف داده‌های سال اول، داده‌های محاسبه شده جهت تشکیل پرتفوهای سوم و چهارم دارای اثر آرچ بودند.

پرتفوی پنجم و ششم نیز بر اساس نسبت P/E بر روی میانگین بازده ماهانه سهام شرکت‌های غیر مالی که داده‌های آنها در تمامی سال‌های مورد بررسی وجود داشت تشکیل شده اند.

لذا می‌توان این شش پرتفوی تشکیل شده را بر اساس سه سناریوی ذیل دسته بندی نمود:

	پرتفوی ارزشی		پرتفوی رشدی	
سناریوی ۱	*پرتفوی ۱*	میانگین بازده سهام شرکت‌های موجود در ۳۰ درصد بالایی اولویت بندی بر اساس نسبت B/M	*پرتفوی ۲*	میانگین بازده سهام شرکت‌های موجود در ۳۰ درصد پایینی اولویت بندی بر اساس نسبت B/M
سناریوی ۲	*پرتفوی ۳*	میانگین بازده سهام شرکت‌های موجود در ۳۰ درصد پایینی اولویت بندی بر اساس نسبت P/E	*پرتفوی ٤*	میانگین بازده سهام شرکت‌های موجود در ۳۰ درصد بالایی اولویت بندی بر اساس نسبت P/E
سناریوی ۳	*پرتفوی ٥*	میانگین بازده سهام شرکت‌های موجود در ۳۰ درصد پایینی اولویت بندی بر اساس نسبت P/E	*پرتفوی ٦*	میانگین بازده سهام شرکت‌های موجود در ۳۰ درصد بالایی اولویت بندی بر اساس نسبت P/E

۸- تجزیه و تحلیل توصیفی داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این تحقیق بر اساس نسبت B/M و P/E برای سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ گردآوری شده است. برای دستیابی به اهداف این تحقیق، ٦ پرتفوی بر روی بازده ماهانه

شرکت‌ها بر اساس این نسبت تشکیل گردیده است. نیمی از این پرتفوها پرتفوی ارزشی و نیمی دیگر رشدی هستند.

پرتفوهای ارزشی که میانگین ماهانه بازده‌های شرکت‌های دارای نسبت B/M که در بازه ۳۰ درصد بالایی نسبت B/M هستند، و پرتفوهای رشدی که میانگین ماهانه بازده‌های شرکت‌های دارای نسبت B/M که در بازه ۳۰ درصد پایینی B/M هستند (سناریوی ۱).

بر اساس نسبت P/E نیز پرتفوی ارزشی، پرتفوهای دارای نسبت P/E پایین و پرتفوهای رشدی، پرتفوهای تشکیل شده بر روی میانگین ماهانه بازده سهام شرکت‌های دارای نسبت P/E بالا است(سناریوی ۲ و ۳).

ویژگی‌های آماری پرتفوهای شش‌گانه ارزشی و رشدی تشکیل شده بر اساس نسبت B/M و P/E در جداول ذیل بیان شده است.

	تعدادسهام	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	جارک-برا
پرتفوی۱	۱۲۰	۲.۳۱۱	۱.۸۸۲	۱٤.٥٨٤	-٦.۳۷٥	٤.۳۸۱	۰.۷۲۷	۳.۲٤۰	۱۰.۸٦۸
پرتفوی۲	۱۲۰	۲.۱٦۷	۱.٦۳۰	۱۷.٤۱۱	-۱۳.٥۸۹	٤.۱۰۷	۰.۷٤۱	۷.۰٦۳	۹۳.٥۲٦
پرتفوی۳	۱۰۸	۲.۸۱٦	۳.۱۸۳	۱۲.۰۹۱	-٥.۲۲٦	۳.۸۸۸	۰.۲۸۰	۲.۷۲۲	۱.۷٥۹
پرتفوی٤	۱۰۸	۱.۱۱٤	۰.۷۰٥	۱۳.۰٤۰	-٥.٤۹۷	۳.٦۷۱	۰.۸۸۱	٤.۰۹۲	۱۰۸
پرتفوی٥	۱۰۸	۲.٥۸۰	۱.۹۱۲	۱٤.٤٦۸	-٤.۰۰٥	۳.۹۳۸	۰.۷۰۹	۳.۳۱۲	۹.٤۹٤
پرتفوی٦	۱۰۸	۱.۰٤٦	۰.۲۲٤	۱۹.۷٥٥	-۸.۳۷۸	٤.۲٦۳	۱.۲۰۹	٥.۸٥٤	٦۳.۰۱۰

۹- آزمون‌های اثر ناهمسانی واریانس

۹-۱- آزمون اثر آرچ

برای بررسی اثر آرچ بر روی پرتفوهایی تشکیل شده بر اساس نسبت‌های B/M و P/E از نرم افزار MATLAB استفاده شده است که نتایج به قرار ذیل ارایه شده است:

در سطح خطای ۵ درصد می‌توان بیان نمود که این موضوع صادق نبوده و با سطح اطمینان ۹۵ درصد این فرضیه رد می‌گردد.

اثر آرچ وجود ندارد=H_0

اثر آرچ وجود دارد=H_1

کادرنوشت- نتایج آزمون اثر آرچ بر روی پرتفوهای شش‌گانه
۱-۱- پرتفوی ۱؛ پرتفوی ارزشی: پرتفوی ۱ مورد آزمون اثر آرچ قرار گرفت که طبق نتایج این آزمون، این پرتفوی دارای اثر آرچ است.
۱- ۲- پرتفوی ۲؛ پرتفوی رشدی: پرتفوی ۲ مورد آزمون اثر آرچ قرار گرفت که طبق نتایج این آزمون، این پرتفوی دارای اثر آرچ است.
۲- ۱- پرتفوی ۳؛ پرتفوی ارزشی: پرتفوی ۳ که تشکیل شده بر اساس نسبت *P/E* دارای اثر آرچ است و لذا فرض H_0 تایید نمی‌شود.
۲-۲- پرتفوی ٤؛پرتفوی رشدی: پرتفوی ٤ که تشکیل شده بر اساس نسبت *P/E* دارای اثر آرچ است و لذا فرض H_0 تایید نمی‌شود.

۳-۱- پرتفوی ۵؛ پرتفوی ارزشی: پرتفوی ۵ که تشکیل شده بر اساس نسبت *P/E* دارای اثر آرچ است و لذا فرض H_0 تایید نمی‌شود.

۳-۲- پرتفوی ٦؛ پرتفوی رشدی: پرتفوی ٦ که تشکیل شده بر اساس نسبت *P/E* دارای اثر آرچ است و لذا فرض H_0 تایید نمی‌شود.

هر شش پرتفوی (۳ پرتفوی ارزشی و ۳ پرتفوی رشدی) تشکیل شده بر اساس نسبت‌های B/M و P/E دارای اثر آرچ بوده و لذا می‌توان آزمون‌های GARCH را بر روی آنها بررسی نمود.

۹-۲- آزمون اثر سریالی (بروش-گودفری)

نتایج آزمون اثر سریالی پرتفوهای شش گانه در جدول ذیل نشان داده شده است

	پرتفوی ارزشی		پرتفوی رشدی	
		آماره دوربین- واتسون		آماره دوربین- واتسون
سناریوی ۱	پرتفوی ۱	۱.۹۳۷۱	پرتفوی ۲	۱.۹۵٤۲
سناریوی ۲	پرتفوی ۳	۱.۹۲۰۱	پرتفوی ٤	۱.۹۳۵۰
سناریوی ۳	پرتفوی ۵	۱.۸۹۵۰	پرتفوی ٦	۱.۹۸۷٦

همانگونه که در جدول نشان داده شده است، فرض صفر مبنی بر عدم وجود اثر سریالی تایید می‌گردد و لذا می‌توان بیان داشت با توجه به اینکه آماره دوربین-واتسون (DW) حدود۲ است، لذا همبستگی سریالی در تمام پرتفوها وجود ندارد.

۱۰- نتیجه‌گیری از سوالات تحقیق

برای دستیابی به جمع‌بندی مناسبی برای پاسخگویی به سوالات این پژوهش، جداول ذیل ارایه شده است.

ضرایب	پرتفوی ۱ (ارزشی)		پرتفوی۲ (رشدی)	
	مدل Q-GARCH دارای صرف ریسک نامتقارن	مدل Q-GARCH	مدل Q-GARCH دارای صرف ریسک نامتقارن	مدل Q-GARCH
MU	(۰)-٤/۲٤۷۸۳۸	(۰/۳۱۳۲) -۰/٤۲۱۳۲۸	(۰/۱۵۷۷)۰/٤۷۸۸۷۲	-۰/۳۲۷۹۵۸ (۰/۲۸۱۹)
LAMBDA۱	(۰)۳/۹٤٤۱۸۲	(۰/٤۸٤٤)۰/۲۲۳۳۹۵	(۰/۰۱۲٦)۰/۸۲٤٦٦۸	(۰/۹۸٤۲)۰/۰۰۵۱۹۱
LAMBDA۲	(۰)۳/۲۹۵۸۲۸		(۰/۸۸٦٦)۰/۰۵۷۱۰۳	
OMEGA	(۰)۱/۱۷۸٦۷۳	(۰/۱۲٦۵)۱/۳۳۱۵۲۵	(۰/۰۰۲۵)۰/٤٤٦۲۹۸	(۰/۱۲٤٦)۰/۲۰۲۹۰۳
ALPHA۱	(۰)۰/۰۷۳۰۵۹	(۰/۱۸۸۳)۰/٦۱۱۲۳۵	(۰)۰/۷۸٤٦۷۵	(۰/۱۲۷٦)۰/۳۲۳۰۷۹
BETA۱	(۰)۰/۱۰۵۸۳۸	(۰/۵٤۰۳)-۰/۲٦۹۲۵٤	(۰/۲۱۰۷)۰/۱۰۳۸۵۵	(۰/۵٤۹۰)-۰/۳۰۳٤۰۸
THETA۱	(۰)۰/۲٦۰۵٤٦	(۰/۹۷۵۹)-۰/۰۱٤۹۱٤	(۰/۹۷۰۲)-۰/۰۱۱۱۷۷	(۰/۹۱۹٤)۰/۰۳۹۹۰۳

ضرایب	پرتفوی ۳ (ارزشی)		پرتفوی٤ (رشدی)	
	مدل Q-GARCH دارای صرف ریسک نامتقارن	مدل Q-GARCH	مدل Q-GARCH دارای صرف ریسک نامتقارن	مدل Q-GARCH
MU	(۰.۹۵٦۳) -۰.۱٦۷۷۲	(۰.۵٤۸٦) -۳.۸٤۵۷٤۸	(۰.۹٤۵۲) -۰.۱۲۲۸٦۹	(۰.٤۳۵۱) -۰.۲۳۹۷۰۳
LAMBDA۱	(۰.۸٤۱۳) ۰.٤٦۹۰۵۵	(۰.۵٤۸۵) ۳.۹۰٤۱۲۷	(۰.۷۱۲۰) ۰.۵۵۸۲۱۲	(۰.٤۳۹۹) ۰.۰۹۳۱۰٤
LAMBDA۲	(۰.۸۵٤۹) -۰.٦۰۲۷۰۸		(۰.۸۰۰٦) -۰.٤۳۷۱۱۵	
OMEGA	(۰.۵۷۲۳) ۱.٤۰۲۵۸۲	(۰) ۱.۱۹۰۵۱۳	(۰.۰۱۵۵) ۱.۱۳۷۳۵۱	(۰.۰۰۱۱) ۲.۵۳۳۱٤۸
ALPHA۱	(۰.۹۰۱٦) ۰.۲۳۵۸٦۲	(۰.۵٦۷۲) ۰.۰۸۸۲۸۱	(۰.۵۲۳٦) ۰.۱۰۵۸۰۲	(۰.۰۳۳۰) ۰.۲۹۵۱٦۸
BETA۱	(۰.۹۳۰٦) -۰.۲۳٦۵۲۹	(۰.۱۲۲۷) -۰.۲۳۹۱٤۳	(۰.۹۹۵۵) ۰.۰۰۱۹۰٦	(۰.۱٤۱۲) -۰.٤۱٦۹۱٤

THETA۱	-۰.۶۱۶۷۵۰ (۰.۷۸۶۵)	۰	-۰.۲۴۱۷۲۵ (۰.۲۷۲۰)	۰

ضرایب	پرتفوی ۵ (ارزشی)		پرتفوی۶ (رشدی)	
	مدل Q-GARCH دارای صرف ریسک نامتقارن	مدل Q-GARCH	مدل Q-GARCH دارای صرف ریسک نامتقارن	مدل Q-GARCH
MU	-۲.۳۲۸۰۴۸ (۰.۴۳۳۸)	-۰.۲۳۹۷۰۳ (۰.۲۱۹۹)	-۰.۸۲۵۲۸۳ (۰.۱۶۶۷)	-۱.۰۹۶۸۰۷ (۰.۰۲۸۰)
LAMBDA۱	-۲.۵۴۶۵۰۳ (۰.۳۰۲۹)	۰.۰۹۳۱۰۴ (۰.۳۰۹۶)	۱.۸۴۵۱۱۹ (۰.۰۱۰۳)	۰.۷۱۴۹۵۰ (۰.۰۲۲۱)
LAMBDA۲	۱.۴۹۳۲۶۶ (۰.۵۴۹۰)		۰.۲۷۹۳۹۹ (۰.۶۷۶۹)	
OMEGA	۱.۱۷۰۴۸۳ (۰.۰۸۰۲)	۲.۵۳۳۱۴۸ (۰.۰۲۰۶)	۰.۳۸۸۰۷۷ (۰.۲۵۴۲)	۱.۲۰۷۲۴۲ (۰.۰۰۴۱)
ALPHA۱	۰.۱۳۵۴۵۳ (۰.۳۰۵۶)	۰.۲۹۵۱۶۸ (۰.۲۷۸۱)	۰.۳۱۶۱۲۰ (۰.۱۲۷۷)	۰.۲۵۶۰۴۲ (۰.۰۷۵۴)
BETA۱	۰.۱۱۷۲۱۴ (۰.۷۹۴۲)	-۰.۴۱۶۹۱۴ (۰.۳۳۱۹)	۰.۲۵۱۳۴۶ (۰.۵۷۰۰)	۰.۱۱۰۵۰۲ (۰.۶۷۴۵)
THETA۱	۰	۰	۰.۱۲۳۱۲۱ (۰.۵۳۹۰)	۰

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

سوال اول- آیا فرضیه ریسک- اهرم [iii] صرف ریسک را توضیح می‌دهد؟

سناریوی ۱- فرضیه rational risk-leverage توسط λ_1 معنادار و منفی و λ_2 معنادار و مثبت تایید خواهد شد. لذا با توجه به اطلاعات جدول ۲۹ می‌توان اینگونه بیان داشت که در پرتفوی ارزشی با توجه به اینکه λ_1 معنادار و مثبت است، لذا این فرضیه تایید نمی‌گردد همچنین درخصوص پرتفوی رشدی با توجه به اینکه λ_1 مثبت است اما معنادار نمی‌باشد لذا این فرضیه درخصوص پرتفوی ارزشی نیز تایید نمی‌گردد. یعنی فرضیه اثراهرم صرف ریسک را توضیح نمی‌دهد.

سناریوی ۲- با توجه به اطلاعات جدول ۳۰، همانگونه که مشخص است، هر دو پارامتر λ_1 و λ_2 در پرتفوهای ارزشی و رشدی معنادار نبوده و لذا فرضیه اثراهرم توضیح داده نمی‌شود.

سناریوی ۳- در جدول ۳۱ نتایج بدست آمده از اجرا نمودن مدل تحقیق بر روی بازده‌های ماهانه نشان می‌دهد که پارامترهای λ_1 و λ_2 در پرتفوی رشدی منطبق با فرضیه اثراهرم بوده و به ترتیب منفی و مثبت هستند اما هیچیک معنادار نیستند، لذا این فرضیه در این سناریو نیز تایید نمی‌گردد.

سوال دوم- آیا فرضیه ریسک- نوسان‌پذیری [iiii] (بازخورد نوسانات) صرف ریسک را توضیح می‌دهد؟

سناریوی ۱- فرضیه rational risk-volatility feedback توسط مثبت بودن هر دو پارامتر λ_1 و λ_2 تایید خواهد گردید. لذا با توجه به مثبت بودن هر دو پارامتر در مدل، همانگونه که در جدول ۲۹ نشان داده شده است، این فرضیه تایید می‌گردد. بنابراین می‌توان بیان نمود که فرضیه بازخورد نوسانات صرف ریسک را توضیح می‌دهد.

سناریوی ۲- با توجه به اینکه هیچیک از پارامترها نباید منفی و غیرمعنادار باشند، لذا این فرضیه تایید نمی‌گردد. (جدول ۳۰)

سناریوی ۳- در پرتفوی رشدی هر دو پارامتر λ_1 و λ_2 مثبت هستند و λ_1 معنادار است، لذا این پرتفوی می‌تواند فرضیه بازخورد نوسانات را توضیح دهد. (جدول ۳۱)

۱۱- جمع‌بندی

با استفاده از مدل *GARCH-M* نامتقارن، ویژگی‌های صرف ریسک مرتبط با تمام شوک‌ها و سپس برای شوک‌های مثبت و منفی به تنهایی برای پرتفوهای ارزشی و رشدی آزمایش شدند. تایید تفسیر ریسک عقلایی از صرف ریسک از طریق صرف ریسک مثبت بر روی شوک‌های منفی و همچنین صرف ریسک منفی بر روی شوک‌های مثبت از طریق اثر نامتقارن نوسانات اهرمی حاصل می‌شود. تایید فرضیه فراواکنشی بازار زمانی اتفاق می‌افتد که صرف ریسک ناشی از شوک‌های منفی، منفی باشد و صرف ریسک ناشی از شوک‌های مثبت، مثبت باشد.

می‌توان نتایج این تحقیق تحت سناریوهای سه گانه را در جدول ذیل بیان نمود:

سناریوها / فرضیات	سناریوی ۱		سناریوی ۲		سناریوی ۳	
	ارزشی	رشدی	ارزشی	رشدی	ارزشی	رشدی
پرتفوی	۱	۲	۳	٤	٥	٦
اثراهرمی	✖	✖	✖	✖	✖	✖
بازخورد نوسانات	✓	✓	✖	✖	✓	✓

همچنین سایر نتایج حاصل از این پژوهش را می‌توان در قالب موارد ذیل بیان نمود:

۱- بررسی صرف ریسک در پرتفوی ارزشی و رشدی:

سناریوی ۱- مقدار عددی بیشتر λ بیانگر صرف ریسک بیشتر است. لذا با توجه به اطلاعات جدول ۲۹، قدرمطلق λ برای سهام ارزشی بیشتر از سهام رشدی است، که اشاره دارد بر حساسیت بیشتر بازده‌ها به ریسک، در پرتقوی ارزشی در حمایت از تقسیر ریسک عقلایی صرف ریسک است. این مهم بیانگر این نکته است که اندازه بالاتر لاندا برای پرتفوی ارزشی موجب تشویق بیشتر سرمایه‌گذاران برای مدیریت پرتفوی دارای ریسک بالاتر است. بنابراین سهام ارزشی صرف ریسک بیشتری را نسبت به سهام رشدی نشان می‌دهد.

سناریوی ۲- قدرمطلق λ_1 برای پرتفوی ارزشی بیشتر از پرتفوی رشدی نیست ولی قدر مطلق λ_2 پرتفوی ارزشی بیش از پرتفوی رشدی است.

سناریوی ۳- با توجه به اطلاعات جدول ۳۰، قدرمطلق λ برای سهام ارزشی بیشتر از سهام رشدی است، که اشاره دارد بر حساسیت بیشتر بازده‌ها به ریسک، در پرتقوی ارزشی در حمایت از تقسیر ریسک عقلایی صرف ریسک است. این مهم بیانگر این نکته است که اندازه بالاتر لاندا برای پرتفوی ارزشی موجب تشویق بیشتر سرمایه‌گذاران برای مدیریت پرتفوی دارای ریسک بالاتر است. بنابراین سهام ارزشی صرف ریسک بیشتری را نسبت به سهام رشدی نشان می‌دهد.

۲- بررسی اینکه آیا شوک‌های منفی صرف ریسک بیشتری نسبت به شوک‌های مثبت نشان می‌دهد؟

سناریوی ۱- منفی بودن (عدم صفر بودن) ضریب تتا بیانگر عدم تفارن در واریانس شرطی است و نشان می‌دهد که شوک‌های منفی نوسانات را بیش از شوک‌های مثبت دارای شدت یکسان افزایش می‌دهند، مطابق هر دو فرضیه اهرم و بازخورد نوسانات (leverage and volatility feedback hypotheses). لذا با توجه به اطلاعات جدول ۲۹، به دلیل اینکه ضریب تتا غیر صفر و منفی است می‌توان بیان داشت که شوک‌های منفی صرف ریسک بیشتری را نسبت به شوک-های مثبت نشان می‌دهند.

سناریوی ۲- ضریب تتا در این سناریو در هر دو پرتفوی ارزشی و رشدی منفی است، لذا می‌توان بیان نمود که شوک‌های منفی نوسانات را بیش از شوک‌های مثبت دارای شدت یکسان افزایش می‌دهند.

سناریوی ۳- در این سناریو پرتفوی ارزشی دارای پارامتر تتای صفر و پرتفوی رشدی دارای پارامتر تتای مثبت است لذا نمی‌توان در مورد صرف ریسک شوک‌های منفی و مثبت اظهارنظر نمود.

۱۲- منابع

۱. ابونوری، اسماعیل و مانی موتمنی، بررسی اثر اهرمی در بازار سهام تهران، مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز، ویژه حسابداری، بهار ۱۳۸٦.

۲. ابونوری، اسماعیل و مانی موتمنی، بررسی بازخورد نوسانات در بازار سهام تهران، پژوهشنامه اقتصادی، صفحات ۲٤۷-۲٦۱، ۱۳۸٦.

۳. ابونوری، اسماعیل و مانی موتمنی، بررسی هم زمان اثر اهرمی و بازخورد نوسانات در بازار سهام تهران، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷٦، صفحات ۱۰۱-۱۱۷، ۱۳۸۵.

٤. اسکندری، رسول، پایان نامه کارشناسی ارشد، در سال ۸٤ در بورس تهران قای رسول اسکندری دانشگاه شهید بهشتی.

۵. ایوانی، فرزاد، بررسی رابطه بین بازده سهام عادی و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهرانف پایان‌نامه کارشناسی ارشد، استاد راهنما: احمد مدرس، دانشگاه شهید بهشتی، پاییز ۱۳۸۷.

٦. آقابیگی، صابر، مدل سه عاملی فاما و فرنچ با تاکید بر صرف ارزش؛ با تحلیل دیدگاه منتقدان، فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال اول، شماره ۱٤، زمستان ۱۳۸۷.

۷. بررسی رابطه بین ریسک و بازده در بورس تهران بر اساس مدل سه عاملی فاما و فرنچ، علی محمد کیمیاگری، غلامرضا اسلامی بیدگلی، مهدی اسکندری، تحقیقات مالی، دوره ۹، شماره ۲۳ ، تابستان ۱۳۸٦.

۸. بررسی صرف ارزش در بورس اوراق بهادار تهران و جایگاه آن در قیمتگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، محمداسماعیل فدائی نژاد، رضا عیوضل، تحقیقات مالی، دوره ۸، شماره ۲۲ ، پاییز و زمستان ۱۳۸۵.

۹. تهرانی، رضا و محمدعلی خجسته، «رابطه بهره وری سرمایه با بازده آتی سهام و تاثیر آن بر استراتژی‌های سرمایه‌گذاری ارزشی و رشدی»، فصلنامه علوم مدیریت ایران، سال سوم، شماره ۱۱، پاییز۱۳۸۷، ص ۱-۲۰.

۱۰. جعفری، رضوان و محبوبه فاطمه، سهام رشدی ارزشی، فصلنامه سازمان حسابرسی، شماره ۵۷، پاییز ۱۳۸۷.

۱۱. جهانخانی، علی و علیرضا مرتضوی نیا، بررسی مقایسه‌ای بازده سهام عادی در پرتفوهای ایجاد شده بر اساس استراتژی‌های PE، PEG، PERG، PEKG، PEDKG، فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال اول، شماره ۳، پاییز ۸۷، ص۵۵_۸۱.

۱۲. خان احمدی، فاطمه و رضاتهرانی، راهبرد سرمایه گذاری در سهام بر اساس کوچ ارزشی – رشدی در بورس اوراق بهادار تهران، مجله پژوهش‌های حسابداری مالی سال دوم، شماره اول، شماره پیاپی ۳، بهار ۱۳۸۹.

۱۳. قالیباف اصل، حسن و شهرام بابالویان و جعفر جولا، مقایسه بازدهی سهام رشدی با ارزشی در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال اول، شماره ۳، پاییز ۸۷، ص۱۱۱_۱۳٤.

۱٤. مهرآرا، محسن و قهرمان عبدلی، نقش اخبار خوب و بد در نوسانات بازدهی سهام در ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره۲٦، ص ٤۱-۵٤، ۱۳۸۵.

۱۵. Angela J. Black a, David G. McMillan b, Asymmetric risk premium in value and growth stocks, International Review of Financial Analysis ۱۵ (۲۰۰٦) ۲۳۷– ۲٤٦, Received ۲ December ۲۰۰۲; accepted ۱۱ December ۲۰۰٤ Available online ۲ November ۲۰۰۵.

١٦. Aydemir, Cevdet, Michael Gallmeyer, Burton Hollifield (٢٠٠٧), Financial Leverage and the Leverage Effect - A Market and Firm Analysis, JEL Classification: G١٠, G١٢.

١٧. Black, F. (١٩٧٦). Studies in stock price volatility changes. Proceedings of the ١٩٧٦ business meeting of the Business and Economics Statistics Section (pp. ١٧٧– ١٨١). American Statistical Association.

١٨. Black, F. (١٩٧٦). Studies of Stock Price Volatility C hanges. in Proceedings of the ١٩٧٦ Meetings of the Business and Economic Statistics Section, American Statistical Association. ١٧٧–١٨١.

١٩. Black, F. (١٩٨٦). Noise. Journal of Finance, ٤١, ٥٢٩– ٥٤٣.

٢٠. Bollerslev, Tim. (١٩٨٦). Generalized Autoregressive Conditional Teroskedasticity. Journal of Econometrics. ٣١, ٣٠٧–٣٢٧.

٢١. Campbell, J. Y., & Hentschel, L. (١٩٩٢). No news is good news: An asymmetric model of changing volatility in stock returns. Journal of Financial Economics, ٣١, ٢٨١–٣١٨.

٢٢. Christie, A. (١٩٨٢). The Stochastic Behavior of Common Stock Variance: Value Leverage and Interest Rate Effect. Journal of Financial Economics. ١٠, ٤٠٧–٤٣٢.

٢٣. Engle, Robert F. and Victor K. Ng., "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility"., Journal of Finance, No. ٤٨, (١٩٩٣): ١٠٢٢–١٠٨٢.

٢٤. Fama, Eugene F. and Kenneth R. French. ١٩٩٦, Value Versus Growth: the International Evidence, Journal of Finance, vol.٥٣, ١٧٧٥–١٧٩٩.

٢٥. Kim, C. J., James, C. Morely, and Charles R. Nelson. (٢٠٠٤). Is There a Significant Positive Relationship between Stock Market Volatility and Equity Premium? Journal of Money, Credit and banking. ٣٦ (٣), ٣٣٩–٣٦٠.

٢٦. Lakonishok, J., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (١٩٩٤). Contrarian investment, extrapolation, and risk. Journal of Finance, ٤٩, ١٥٤١– ١٥٧٨.

٢٧. Lakonishok,Shleifer,Vishny, Contrarian Investment Extrapolation and Risk, journal of finance, vol.٥٠, p:١٨٥:٢٢٤, ١٩٩٤.

٢٨. Nelson, D. B. (١٩٩١). Conditional heteroscedasticity in asset returns: A new approach model. Econometrica, ٥٩, ٣٤٧– ٣٧٠.

٢٩. Robert F. Engle. "GARCH ١٠١: The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics", Journal of Economic Perspectives ١٥(٤):١٥٧–١٦٨, ٢٠٠١. (a short, readable introduction).

٣٠. Selcuk, F. (٢٠٠٥). Asymmetric Stochastic Volatility in Emerging Stock Markets. Forthcoming in Applied Financial Economics.

٣١. Sentana, E. (١٩٩٥). Quadratic ARCH models. Review of Economic Studies, ٦٢, ٦٣٩– ٦٦١.

۳۲. Sentana, E., & Wadhwani, S. (۱۹۹۲). Feedback traders and stock return autocorrelations: Evidence from a century of daily data. Economic Journal, ۱۰۲, ٤۱٥–٤۲٥.

۳۳. Shleifer, A., & Summers, L. H. (۱۹۹۰). The noise trader approach to finance. Journal of Economic Perspectives, ٤, ۱۹– ۳۳.

۳٤. Tsay R. S., ۲۰۰۲, Analysis of Financial Time Series, John Wiley & Sons.

۳٥. Vassalou, M. (۲۰۰۳). News related to future GDP growth as a risk factor in equity returns. Journal of Financial Economics, ٦۸(۱), ٤۷–۷۳.

۳٦. Verchenko, Olesia. "Determinants of Stock Market Volatility Dynamics".Working paper, HEC University of Lausanne, (February, ۲۰۰۲).

۳۷. Verchenko, Olesia. (۲۰۰۲). Determinants of Stock Market Volatility Dynamics. Working paper, HEC University of Lausanne, February.

یادداشت

---

[i] . Value Premium
[ii] . Rational Market Risk
[iii] . Market Over-Reaction
[iv] . Fama and French
[v] . Liew and Vassalou
[vi] . Cooper
[vii] . Gulen
[viii] . Vassalou
[ix] . Lakonishok, Shleifer, and Vishny
[x] . Haugen and Baker
[xi] . Daniel and Titman
[xii] . Sub-optimal
[xiii] . Black
[xiv] . De Long, Shleifer, Summers, & Waldmann
[xv] . Kyle
[xvi] . Schleifer & Summers
[xvii] . Bollerslev
[xviii] . Engle
[xix] . Predictive Asymmetry
[xx] . Debt / Equity ratio
[xxi] . Volatility feedback
[xxii] . Campbell & Hentschel
[xxiii] . News
[xxiv] . Black
[xxv] . Christie
[xxvi] . Duffee
[xxvii] . Aydemir
[xxviii] . Christie
[xxix] . Bollerslev
[xxx] . Threshold
[xxxi] . Nelson
[xxxii] . Glosten, Jagannathan and Runkle
[xxxiii] . Surplus
[xxxiv] . After Tax Return on Equity Employed
[xxxv] . Pindyck
[xxxvi] . French, Schwert and Stambaugh
[xxxvii] . Campbell and Hentschel
[xxxviii] . Sentana, Enrique

[xxxix] . Dynamic asymmetries
[xl] . Finite Unconditional Variance
[xli] . Limiting integrated-GARCH
[xlii] . Conditioning Future Variance
[xliii] . Quadratic GARCH
[xliv] . Ng
[xlv] . Sentana
[xlvi] . Diagonal variant
[xlvii] . Volatility Feedback
[xlviii] . Accommodate
[xlix] . Nelson
[l] . Gonza´lez-Rivera
[li] . The rational risk-leverage hypothesis
[lii] . Risk- Leverage Hypothesis
[liii] . Risk- Volatility Hypothesis