تحقیقات اقتصادی / دورهٔ ۵۱، شمارهٔ ۲، تابستان ۱۳۹۵ / ص ۵۱۵-۴۹۳

آیا در تلاطم‌های شدید بازار سهام تهران، متنوع‌سازی ریسک را کاهش می‌دهد؟

غلامرضا کشاورز حداد[۱]، الهام محمدی[۲*]

۱. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف G.K.haddad@sharif.edu

۲. کارشناس‌ارشد اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف elham.mohammadi67@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۲/۰۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۱۱/۲۵

چکیده

در این پژوهش متنوع کردن بدره، برای حالتی بررسی می‌شود که بازار سهام با تلاطم شدید مواجه باشد؛ به‌عبارت دیگر، قیمت سهام افزایش یا کاهش شدید را تجربه کرده باشد. براساس نتایج مطالعات در صورت وجود تلاطم شدید در بازار دارایی‌ها، همبستگی شرطی میان بازدهی‌ها افزایش می‌یابد، در نتیجه متنوع‌سازی ریسک را کاهش نمی‌دهد. به‌منظور ارزیابی درستی این ادعا در بازار دارایی‌های مالی ایران از روش‌های آماری کرنل و گارچ و برای برآورد کوانتیل توزیع بازدهی سهام و سپس برای آزمون فرضیهٔ امکان کاهش ریسک غیرسیستماتیک و سیستماتیک از آماره‌های همبستگی شرطی، واریانس جملات خطای معادله و ضریب بتای CAPM شرطی استفاده شد. نتایج تجربی این پژوهش، نشان می‌دهد که در وضعیت افتان بازار متوسط همبستگی شرطی بین دارایی‌ها، مثبت و بزرگ‌تر از ناحیهٔ میانی است، ولی همبستگی شرطی بین دارایی‌ها در وضعیت خیزان بازار، تفاوت معناداری با ناحیهٔ میانی ندارد. بتا نیز در دوره‌های مختلف بازار ثابت نیست و در دوره‌های نزولی بازار، بیشتر از دوره‌های صعودی و عادی است.

طبقه‌بندی JEL: C32 ,C30 ,G32 ,G11

واژه‌های کلیدی: بازار افتان‌وخیزان، بازار سهام متلاطم، بازدهی شرطی، همبستگی شرطی، CAPM شرطی.

* نویسندهٔ مسئول، ۰۹۱۴۴۲۶۵۱۷۴

مقدمه

اگر سرمایه‌گذاران تمام سرمایهٔ خود را در دارایی خاصی سرمایه‌گذاری کنند، ممکن است با ریسک زیادی روبه‌رو شوند، ولی اگر در تصمیمات خود مجموعه‌ای از سرمایه‌گذاری‌ها را انتخاب کنند که بهترین مجموعهٔ ممکن از سرمایه‌گذاری‌ها باشد، می‌توانند با کمترین ریسک به نرخ بازدهی مطلوب خود که نزدیک به نرخ بازار است، دست یابند. از آنجا که متنوع‌سازی یک گزینهٔ راهبردی است که بسیاری از مدیران برای بهبود عملکرد خود از آن استفاده می‌کنند، در این پژوهش برآنیم تا امکان متنوع کردن بدره برای کاهش ریسک را، برای دوره‌ای که بازار سهام افتان یا خیزان باشد، بررسی کنیم.

یکی از سه اصل سرمایه‌گذاری بلندمدت، تنوع‌بخشی بدره است، با این حال همبستگی بین دارایی‌های داخل بدره نیز اقدامی برای کاهش ریسک بدره است. بازده یک بدره در طول زمان عبارت است از میانگین وزنی بازده‌های سرمایه‌گذاری‌های منفرد در بدره (منظور از سرمایه‌گذاری‌های منفرد سرمایه‌گذاری روی تنها یک دارایی است). انحراف استاندارد هم مقیاسی برای اندازه‌گیری پراکندگی بازده‌های پیش‌بینی‌شده است و کاربرد وسیعی در اندازه‌گیری ریسک دارد. هرچه مقدار عددی انحراف معیار بیشتر باشد، به همان نسبت میزان پراکندگی بازده و در نتیجه ریسک آن طرح نیز بیشتر خواهد بود و برعکس انحراف معیار پایین دارای پراکندگی بازده کمتر و نشان‌دهندهٔ ریسک کمتر است.

لی[1] و دیگران (۲۰۰۵) رابطهٔ بین تلاطم و بازده بازار را در دوازده بازار بزرگ بین‌المللی سهام مطالعه کردند و به این نتیجه رسیدند که در بیشتر بازارها رابطهٔ مثبت و معناداری بین تلاطم و بازده وجود دارد. نیکنن[2] و دیگران (۲۰۰۸) نیز تلاطم و بازده سهام را پس از حملهٔ یازدهم سپتامبر در آمریکا در ۵۳ بازار سهام بین‌المللی و منطقه‌ای آزمون کردند. یافته‌های تجربی مطالعهٔ آنها بیانگر این نکته بود که تلاطم بازارهای سهام بعد از این حمله به‌صورت معناداری افزایش یافته است.

با این حال ریسک سبد مالی به‌راحتی از میانگین وزنی انحراف معیارها به‌دست نمی‌آید. بلکه باید همبستگی بازده دارایی‌ها را نیز در نظر بگیریم. همبستگی مقیاسی

1. Li
2. Niknen

برای سنجش میزان حرکت‌های هم‌جهت بین بازده دو دارایی است، و ترکیب دارایی‌هایی که بازده آنها با یکدیگر همبستگی کمی دارند، انحراف معیار کلی سبد مالی را کاهش می‌دهد.

از آنجا که نوع (منفی یا مثبت بودن) و شدت همبستگی نقش مهمی در مدیریت ریسک و متنوع کردن بدره دارد، مطالعات گوناگونی به آزمون تغییر مقدار همبستگی بین بازارهای مالی در طول زمان، برای کشورهای مختلف پرداخته‌اند. براساس نتایج چندین مطالعه، همبستگی باید به‌دقت اندازه‌گیری شود، زیرا یافتن همبستگی بالا در دم‌های توزیع نسبت به قسمت میانی توزیع تعجب‌آور نیست. لانگین و اسلونیک[1] (۱۹۵۵) با استفاده از مدل‌های گارچ چندمتغیره[2] برای بازدهی‌های ماهانهٔ چندین کشور در دورهٔ ۱۹۶۰-۱۹۹۰ دریافتند که بروز نوسانات سبب می‌شود متنوع کردن بدره در آن دوره‌ها کمتر موفقیت‌آمیز باشد. آنها در سال ۱۹۹۹ با استفاده از داده‌های ماهانهٔ بازدهی سهام بین‌المللی، نشان دادند که در شرایط پرتلاطم (بحران) همبستگی میان بازارها به‌صورت معناداری متفاوت از حالت عادی (وضعیت آرام و باثبات بازارها) است. کمپل[3] و همکاران (۲۰۰۰) نیز تحلیل مشابهی انجام داده‌اند.

در این مقاله متنوع کردن بدره برای حالتی بررسی می‌شود که قیمت سهام افزایش یا کاهش شدید را تجربه کرده باشد. براساس مطالعات انجام‌گرفته هنگام وجود تلاطم شدید در بازار دارایی‌ها، همبستگی شرطی میان بازدهی‌ها افزایش می‌یابد، در نتیجه متنوع‌سازی نمی‌تواند سبب کاهش ریسک شود (لانگین و اسلونیک، ۱۹۹۵؛ رامچارد و سوسمل، ۱۹۹۸). برای ارزیابی درستی این ادعا در بازار مالی ایران از روش‌های آماری مثل چگالی کرنل و مدل‌های گارچ استفاده می‌کنیم تا کوانتیل توزیع بازدهی سهام را در سطح ۱۰ و ۲۵٪ و نیز ۹۰ و ۷۵٪ تخمین بزنیم. سپس از آماره‌های همبستگی شرطی، واریانس جملات خطای معادله و ضریب بتای CAPM شرطی[4] به‌ترتیب برای آزمون فرضیهٔ امکان کاهش ریسک غیرسیستماتیک و ریسک سیستماتیک استفاده می‌کنیم. نتایج این

1. Longin and Slonik
2. Multivariate GARCH
3. Campbell
4. Capital Asset Pricing Model(CAPM)

پژوهش، در حقیقت اطلاعات اضافی برای سرمایه‌گذاران و مدیران صندوق‌ها فراهم می‌کند.

پرسش‌هایی که این پژوهش در پی پاسخگویی به آنهاست، در قالب سه پرسش اساسی خلاصه می‌شود:

۱. آیا همبستگی شرطی در بازارهای افتان‌وخیزان[۱][۲] متفاوت با وضعیت باثبات بازارهاست؟

۲. آیا بتای تخمینی نسبت به افتان‌وخیزان بودن وضعیت بازار سهام تهران حساس است؟

۳. آیا ریسک غیرسیستماتیک در بازار افتان بزرگ‌تر از بازار خیزان خواهد بود؟

به‌منظور پاسخگویی به پرسش‌های بالا، مقاله در شش بخش سازماندهی می‌شود: بعد از مقدمه، در بخش دوم مطالعات در زمینهٔ این موضوع بررسی می‌شود. در بخش سوم روش‌شناسی تحقیق شامل روش‌های تخمین کوانتیل، بررسی همبستگی شرطی بین بازدهی‌های شرطی سهم‌های مختلف با استفاده از مدل DCC-GARCH[۱] و تخمین مدل قیمت‌گذاری شرطی دارایی‌های سرمایه‌ای به روش dvech mgarch بررسی می‌شود. داده‌ها و تصویری از ویژگی‌های آماری آنها در بخش چهارم معرفی می‌شود. در بخش پنجم یافته‌های پژوهش و تحلیل نتایج را خواهیم داشت. بخش ششم به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

بررسی ادبیات موضوع

از آنجا که در مدل‌های اقتصادسنجی مقطعی، ثابت بودن واریانس جملات اخلال همواره یکی از فروض کلاسیک به‌حساب می‌آید، انگل (۱۹۸۲) برای رهایی از این فرض محدودکننده مدل جدیدی به نام آرچ را پیشنهاد کرد. در این مدل فرض بر این است که جمله‌های اخلال مستقل و با میانگین صفرند. ولی واریانس آنها با فرض وجود اطلاعات گذشته، متغیر است. در مدلسازی توسط آرچ و گارچ تک‌متغیره، بازده‌های با وقفه، تغییرات تصادفی، نوسانات یا ترکیبی از این متغیرها برای یک بازار تنها، به‌عنوان

---

۱. همبستگی شرطی پویای گارچ

متغیر توضیحی دیگر بازارها استفاده شده‌اند تا تأثیرات خارجی نوسانات و بازده میان بازارهای مختلف به‌دست آید، همانند آنچه در پژوهش‌های کیم[1] و همکاران (۱۹۹۹) ، کاناس (۱۹۹۸)[2]، ریس (۲۰۰۱)[3] و هارجو[4] و همکاران (۲۰۰۸) مشاهده می‌شود.

مسئلهٔ مهم در بدره وجود همبستگی بین بازده اعضای بدره است که در طول زمان این همبستگی ثابت نخواهد ماند، مدل‌های تک‌متغیره قادر به توصیف همبستگی مذکور نیستند. مدل‌هایی که همبستگی را ثابت فرض می‌کنند، تنها در تخمین ماتریس واریانس عملکرد بهتری دارند و از تخمین ماتریس کوواریانس ناتوان‌اند. این در حالی است که همبستگی شرطی اعضای بدره را نمی‌توان در بلندمدت نادیده گرفت. هنگامی‌که همبستگی شرطی ثابت فرض می‌شود، ریسک بدره بیشتر یا کمتر از مقدار واقعی تخمین زده خواهد شد. ازاین‌رو به مدل‌های چندمتغیره‌ای نیاز است که هم ریسک بدره را در یک عدد خلاصه کند و هم همبستگی پویای وابسته به زمان را لحاظ کند. بنابراین مدل‌های آرچ و گارچ تک‌متغیره به مدل‌های آرچ و گارچ چندمتغیره (MGARCH) بسط یافته‌اند. با این مدل‌ها می‌توان ویژگی‌های بارز بازده بازارهای سهام شامل کشیدگی‌ها، اثرات اهرمی و خوشه‌بندی نوسانات را به‌دست آورد که به‌وسیلهٔ مدل‌های آرچ و گارچ تک‌متغیره قابل برآورد نبوده‌اند. در مدل‌های گارچ چندمتغیره ماتریس واریانس کوواریانس جمله‌های اخلال سری‌ها برآورد می‌شود، درحالی‌که در مدل‌های تک‌متغیره فقط واریانس جملات اخلال سری‌ها محاسبه می‌شود.

رایج‌ترین شکل‌های مدل گارچ چندمتغیره که تاکنون استفاده شده، مدل گارچ‌برداری (VECH) بلرسلو و همکاران (۱۹۹۸)، خودهمبستگی شرطی ثابت[5] (CCC) بلرسلو (۱۹۹۰)، خودهمبستگی شرطی پویا[6] (DCC) و مدل BEKK انگل و همکاران است.

لانگین و اسلونیک (۱۹۹۵) به بررسی تغییرات همبستگی بازدهی‌های بازار سهام بین‌المللی در طول دوره‌های پرتلاطم با استفاده از شاخص بازدهی ماهانهٔ سهام در دورهٔ

1. Kim
2. Kanas
3. Reyes
4. Harju
5. Constant Conditional Correlation(CCC)
6. Dynamic Conditional Correlation(DCC)

زمانی ژانویهٔ ۱۹۵۹ تا دسامبر ۱۹۹۶(۴۵۶ مشاهده) برای پنج کشور (آلمان، انگلستان، فرانسه، آمریکا و ژاپن) در چارچوب مدل گارچ چندمتغیره پرداختند. به این منظور از تئوری ارزش فرین[۳] استفاده کردند تا توزیع چندمتغیره دم‌ها را مدلسازی کنند. نتیجهٔ تحقیقات ایشان نشان داد که همبستگی به‌خودی‌خود به تلاطم بازار وابسته نیست، بلکه به وضعیت بازدهی بازار وابسته است و در بازار سهامی که با افت مواجه باشد[۱]، افزایش می‌یابد.

کمپل و کافمن[۲] (۲۰۰۰) برای بررسی اینکه آیا تغییرات شدید در بازدهی‌های بازارهای مالی بین‌المللی همبستگی بالایی نسبت به بازدهی‌های معمولی دارند، از بازده سهام در دورهٔ زمانی مه ۱۹۹۰ تا دسامبر ۱۹۹۹(۲۵۰۰ مشاهده) در بازارهای سهام پنج کشور (ایالات متحدهٔ آمریکا، انگلستان، فرانسه، آلمان و ژاپن) استفاده کردند. آنها کوانتیل‌های ساختار همبستگی را در بازدهی دارایی‌های بین‌المللی با استفاده از روش‌های ارزش در معرض خطر به شیوه‌ای ساده و بدون نیاز به مدلسازی پارامتری تخمین زدند. نتایج تحقیقات نشان داد که برای تغییرات شدید بازدهی‌های سهام منافع تنوع بین‌المللی محدود است.

گرنجر و سیلویاپول[۳](۲۰۰۱) برای بررسی امکان متنوع کردن بدره زمانی‌که بازدهی سهام با افت مواجه باشد، از بازده روزانهٔ ۳۰ سهام صنعتی داو جونز طی دورهٔ ۱۹۹۱-۱۹۹۹ استفاده کردند. آنها کوانتیل‌های بازدهی سهام را با استفاده از روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک برآورد کردند و از طریق این کوانتیل‌ها بازدهی شرطی و سپس همبستگی شرطی ۳۰ سهم را زمانی‌که تغییرات منفی بزرگ در بازدهی سهام وجود دارد، نسبت به بازار عادی، محاسبه کردند. در این زمینه از مدل گارچ چندمتغیره برای بررسی اثر نوسانات استفاده شد، و با توجه به نتایج نشان داده شد که امکان متنوع کردن بدره وقتی‌که بازدهی سهام با افت مواجه باشد، وجود ندارد.

به نظر گرنجر و سیلویاپول (۲۰۰۱) رابطهٔ معکوس ریسک و بازده با ابزار دیگری علاوه‌بر همبستگی شرطی باید اندازه‌گیری شود. مهم‌ترین این عوامل بتای شرطی است، بنابراین آنها در تحقیق خود که در دورهٔ زمانی ۱۹۹۱ تا ۱۹۹۹ روی شاخص S&P 500 داوجونز انجام گرفت، شرایط مختلف بازار را در نظر گرفته و روش CAPM شرطی را

1. Bear markets
2. Paul Kofman
3. clive W J granger and Paramsilvapulle

به‌کار بردند. هدف از این تحقیق بررسی تأثیر نامتقارن شرایط مختلف بازار بر بتا بود. هدف دیگر ایشان بررسی پایداری بتا در مقابل اخبار بد و خوبی که بازار را تحت تأثیر قرار می‌دهد، بود. ایشان نتیجه گرفتند که با توجه به تأثیر اخبار بد و خوب بر بازار، بتای پرتفوی‌ها تحت تأثیر شرایط مختلف ثابت نمی‌ماند.

آنگ و بکارت[1] (۲۰۰۲) به بررسی تخصیص دارایی‌های بین‌المللی در دورهٔ زمانی ژانویهٔ ۱۹۷۰ تا دسامبر ۱۹۹۷برای ایالات متحدهٔ آمریکا، ایالات انگلستان و آمریکا پرداختند. نتیجهٔ تحقیقات ایشان نشان داد که همبستگی بین بازدهی‌های بازار بین‌المللی سهام در طول دوره‌های پرتلاطم افزایش می‌یابد و سبب می‌شود منافع متنوع‌سازی بین‌المللی مورد تردید قرار گیرد.

کوتر و لانگین [2](۲۰۰۷) به بررسی همبستگی از طریق ارزش در معرض خطر در دورهٔ زمانی ۱ ژانویهٔ ۱۹۹۵ تا ۳۱ دسامبر ۲۰۰۳ برای شاخص‌های S&P 500 و FTSE100 پرداختند. نتیجهٔ تحقیقات ایشان نشان داد که همبستگی برای حوادث انتهای چپ (سقوط) نسبت به حوادث انتهای راست (رونق) بیشتر است.

پتنگیل و همکاران (۱۹۹۵) به‌منظور انتقال نوسانات واقعی بازار برای ارتقای مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، صعودی یا نزولی بودن بازار را مورد توجه قرار دادند و وارد مدل کردند. آنها معتقدند بین بازده و بتا رابطهٔ شرطی وجود دارد.

بلوم و فرند[3] (۱۹۷۳) به‌عنوان اولین پژوهشگران الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای اقدام به تخمین بتا کردند. سپس پرتفوهایی براساس بتا به‌دست آوردند. آنها سهامی را که بتای پایین داشتند، در یک پرتفو و سهامی را که بتای بالایی داشتند، در پرتفوی دیگری قرار دادند. بررسی آنها نشان داد که از طریق ایجاد پرتفو و متنوع‌سازی، ریسک سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد.

به‌طور خلاصه یافته‌های این مطالعات نشان می‌دهد که:

۱. همبستگی بین بازارهای بین‌المللی سهام در وضعیت‌های مختلف بازدهی بازار متفاوت است؛

1. Ang and Bekaert
2. John cotter and Francois Longin
3. Blume and Frend

۲. امکان متنوع کردن بدره، زمانی‌که روند نزولی در بازدهی سهام وجود دارد محدود است؛

۳. بتا در بازارهای رو به بالا و رو به پایین برابر نیست.

مدل پژوهش

در این بخش با جزییات پاسخ پرسش‌های تحقیق را براساس داده‌های جمع‌آوری‌شده از سازمان بورس و اوراق بهادار ارائه می‌دهیم. برای بررسی متنوع کردن بدره و همبستگی شرطی در بازارهای افتان‌وخیزان ابتدا کوانتیل توزیع بازدهی سهام‌ها را در سطح ۱۰ و ۲۵ درصد و نیز ۹۰ و ۷۵ درصد با استفاده از روش‌های آماری معروف مثل چگالی کرنل و مدل‌های گارچ تخمین می‌زنیم. با به‌کارگیری این کوانتیل‌ها، بازدهی‌های شرطی را برای دم‌های پایینی، بالایی و ناحیهٔ میانی محاسبه می‌کنیم. از آنجا که همبستگی نقش مهمی در متنوع کردن بدره و تخصیص سرمایه دارد، امکان متنوع کردن بدره را که در طول توزیع بازدهی‌های شرطی از طریق همبستگی شرطی به روش DCC محاسبه می‌شود، بررسی می‌کنیم. علاوه‌بر این، تأثیر نامتقارن شرایط مختلف بازار (در نظر گرفتن وضعیت افتان‌وخیزان بودن بازار) و امکان کاهش ریسک غیرسیستماتیک و ریسک سیستماتیک را از طریق واریانس پسماندهای CAPM شرطی و بتا بررسی می‌کنیم.

۱. روش تخمین کوانتیل

دو روش، برای تخمین کوانتیل توزیع بازدهی وجود دارد که عبارت‌اند از: ۱. روش پارامتریک: ریسک متریکس، مدل‌های ARCH/GARCH و تئوری ارزش فرین؛ ۲. روش ناپارامتریک: تخمین کرنل از تابع چگالی. در این پژوهش ابتدا از روش ناپارامتریک برای تخمین کوانتیل توزیع بازدهی استفاده شده (شیدر و مارون[1]، ۱۹۹۰)، سپس با استفاده از رویکرد پارامتریک کوانتیل توزیع بازدهی را براساس فرایند ARCH/GARCH برآورد می‌شود.

1. sheather and marron

- **تخمین کوانتیل به روش کرنل**

این بخش را با معرفی کرنل گاوسی شروع می‌کنیم که در آن $x_1,...,x_T$ بیانگر نمونهٔ تصادفی و T نیز نشان‌دهندهٔ حجم مشاهدات است.

$$K(\psi) = (2\pi)^{-\frac{1}{2}} \exp(-\frac{1}{2}\psi^2) \qquad (1)$$

$\psi = \frac{(x_i - x)}{h}$ و $h = 0/5T^{-0/2}S$ است که در آن s انحراف معیار بازدهی نمونه و h پهنای پنجره، پارامتر هموارسازی یا پهنای باند نامیده می‌شود و مقدار آن میزان هموارسازی در برآورد کرنل را تعیین می‌کند.

برآوردگر کرنل با هستهٔ K نیز به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\hat{f}_1(x) = \frac{1}{Th}\sum_{i=1}^{T} K(\psi) \qquad (2)$$

در این روش اگر چگالی واقعی دارای دم بلند باشد، پارامتر هموارسازی‌ای که برآورد خوبی در قسمت اصلی توزیع ارائه می‌دهد، موجب ناهمواری‌های جعلی در دم‌های چگالی برآوردشده می‌شود و اگر پارامتر هموارسازی‌ای انتخاب شود که در دم‌ها چگالی را خوب برآورد کند، برآمدگی قسمت اصلی توزیع محو می‌گردد. در ادامه، برآوردگر کرنل تطبیقی معرفی می‌شود که راه‌حلی مناسب در برخورد با چنین چگالی‌هایی است، به این صورت که در دم‌های توزیع از هسته‌های پهن‌تر (پارامتر هموارسازی بزرگ‌تر) و در قسمت اصلی توزیع که چگالی بالا است، از هسته‌های باریک‌تر (پارامتر هموارسازی کوچک‌تر) استفاده می‌کند.

$$\hat{f}_2(x) = \frac{1}{T}\sum_{i=1}^{T} \frac{1}{hT_i} K(\frac{x_i - x}{hT_i}) \qquad (3)$$

که در آن $T_i = d_k(x_i)$ فاصلهٔ x_i از k امین نزدیک‌ترین همسایه در میان (T-1) داده‌ی باقی‌مانده و $k=T^{\frac{1}{2}}$ است.

تخمین کوانتیل، ρ و $(1-\rho)$ درصد به روش کرنل، به‌ترتیب زیر بیان شده‌اند:

$$KQ_{\rho} = \frac{\sum_{i=1}^{i=T} K_h((i-\frac{1}{2})/T-\rho)r_i}{\sum_{j=1}^{j=T} K_h((j-\frac{1}{2})-\rho)} \quad (۴)$$

$$KQ_{1-\rho} = \frac{\sum_{i=1}^{i=T} K_h((i-\frac{1}{2})/T-(1-\rho))r_i}{\sum_{j=1}^{j=T} K_h((j-\frac{1}{2})-(1-\rho))} \quad (۵)$$

که در آن $K_h(.)$ همان $\hat{f}_1(.)$ یا $\hat{f}_2(.)$ تعریف‌شده در بالاست و r_i نیز بیانگر بازدهی سهم برای $i=1,\ldots, T$ است.

- **مدل GARCH برای تخمین کوانتیل**

فرض کنید میانگین و واریانس در طول زمان از فرایند زیر پیروی کنند:

$$r_t = \mu + \sum_{i=1} \theta_i r_{t-i} + \sum_{j=1} \varphi_j u_{t-j} + u_t$$
$$u_t = \sigma_t \varepsilon_t \quad (۶)$$
$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \sigma_0^2 + \sum_{i=1} \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1} b_j \sigma_{t-j}^2 \quad (۷)$$

دو معادلهٔ ۶ و ۷ به‌ترتیب معادلهٔ میانگین و واریانس برای بازده r_t است. از آنجا که توزیع تجربی بازدهی‌های روزانه سهام اغلب کشیدگی اضافی[1] دارند، برای محاسبهٔ کوانتیل‌های بازدهی‌ها از توزیع نمایی استفاده می‌کنیم.

کوانتیل‌های ρ و $(1-\rho)$ درصد به‌ترتیب برابر $\hat{r}_{t+1} - de_{\rho}\hat{\sigma}_{t+1}$ و $\hat{r}_{t+1} + de_{(1-\rho)}\hat{\sigma}_{t+1}$ هستند، که در آن $\hat{r}_{t+1}$ و $\hat{\sigma}_{t+1}$ پیش‌بینی یک گام جلوتر معادلات ۶ و ۷ است و de_{ρ} و $de_{(1-\rho)}$ مقادیر بحرانی ρ و $(1-\rho)$ درصد هستند که از طریق دو توزیع نمایی زیر محاسبه شده‌اند:

$$1-\rho = 1-\frac{1}{2}\exp(-de_{(1-\rho)}) \quad \text{and} \quad \rho = \frac{1}{2}\exp(de_{\rho}) \quad (۸)$$

1. leptokurtic

توجه کنید که توزیع‌های نمایی در اینجا به‌صورت متقارن در نظر گرفته شده‌اند، به‌عبارت دیگر:

$$de_{\rho} = -de_{(1-\rho)}$$

۱. همبستگی شرطی و بازدهی شرطی سهام

در این قسمت بازدهی شرطی و همبستگی شرطی تعریف شده و فرضیه‌هایی برای بیان متغیر بودن متوسط همبستگی شرطی در بین بازارهای مختلف (بازار افتان، خیزان و عادی) ارائه می‌شود. علاوه‌بر این ریسک سیستماتیک و غیرسیستماتیک را از طریق CAPM شرطی تخمین زده می‌شود، تا ببینیم آیا امکان کاهش ریسک در اثر متنوع‌سازی بدره وجود دارد؟

- **بازدهی شرطی سهام**

برای بیان نحوهٔ محاسبهٔ بازدهی‌های شرطی، دو دارایی با بازدهی‌های r_i و r_j در نظر می‌گیریم. Q_{Li} Q_{Lj} کوانتیل‌های ρ درصد و Q_{Ui} . Q_{Uj} کوانتیل‌های ρ-۱ درصد هر یک از بازدهی‌هاست، که برای دم‌های پایینی و بالایی توزیع دومتغیره r_i و r_j تعریف شده‌اند.

در این مطالعه ρ را ۱۰ و ۲۵ درصد در نظر می‌گیریم. برای t مشخص بازدهی دومتغیرهٔ شرطی r_i و r_j را به‌صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$(r_{Lit}, r_{Ljt}) = \{(r_{it}, r_{jt}) / r_{it} < Q_{Li} \text{and} r_{jt} < Q_{Lj}\}, \quad (۹)$$

$$(r_{Mit}, r_{Mjt}) = \{(r_{it}, r_{jt}) / Q_{Li} \le r_{it} \le Q_{ui} and Q_{Lj} \le r_{Jt} \le Q_{Uj}\}, \quad (۱۰)$$

$$(r_{Uit}, r_{Ujt}) = \{(r_{it}, r_{jt}) / r_{it} < Q_{Ui} and r_{jt} < Q_{Uj}\} \quad (۱۱)$$

(r_{Lit}, r_{Ljt})، (r_{Mit}, r_{Mjt}) و (r_{Uit}, r_{Ujt}) توزیع توأم شرطی بازده‌های r_{it} و r_{jt} به ترتیب در دم پایینی، ناحیهٔ میانی و دم بالایی است. توجه کنید زمانی‌که ρ کوچک باشد، برای بعضی t ها (r_{Lit}, r_{Ljt}) و (r_{Uit}, r_{Ujt}) می‌توانند صفر شوند.

- **همبستگی شرطی سهام**

در این پژوهش از مدل اقتصادسنجی همبستگی شرطی پویای گارچ (DCC-GARCH) به‌منظور بررسی همبستگی‌های پویای بین بازدهی‌های شرطی سهم‌های مختلف در بازار بورس اوراق بهادار ایران استفاده می‌کنیم. در این روش همبستگی‌ها در طول زمان متغیر فرض می‌شوند. مدل DCC-GARCH در سال ۲۰۰۲ توسط انگل ارائه شد و همان مدل گارچ است که در آن رابطهٔ بین متغیرها با در نظر گرفتن حوادث طی دوره، تجزیه‌وتحلیل و در دو مرحله تخمین زده می‌شود. در مرحلهٔ اول، یک مدل GARCH تک‌متغیره برای هر سری بازده به‌منظور به‌دست آوردن ماتریس انحراف استاندارد زمان- متغیر و پسماندهای استانداردشده تخمین می‌زنیم و در مرحلهٔ دوم از بازده دارایی‌های تغییر شکل‌یافته از طریق انحرافات استاندارد تخمین زده‌شده از مرحلهٔ اول، برای ایجاد ماتریس کوواریانس شرطی و تخمین پارامترهای همبستگی شرطی پویا استفاده می‌شود.

با استفاده از مدل معرفی‌شده، ضرایب ρ_{Li} ، ρ_{Mi} و ρ_{Ui} را که به‌ترتیب نشان‌دهندهٔ همبستگی شرطی بازدهی‌های شرطی در دم پایینی، ناحیهٔ میانی و دم بالایی توزیع است، محاسبه می‌شود. اگر متوسط همبستگی شرطی در دم‌های پایینی توزیع بیشتر باشد، متنوع کردن بدره در دم پایینی موفقیت‌آمیز نخواهد بود، برای این منظور برقراری نابرابری‌های زیر را آزمون می‌کنیم:

$$av(\rho_{iL}) > av(\rho_{iM}) \quad \text{and} \quad av(\rho_{iU}) > av(\rho_{iM}) \qquad (۱۲)$$

اگر نابرابری‌های بالا برقرار باشد، می‌توان نتیجه گرفت که منافع متنوع کردن بدره تحت بازارهای شرطی افتان‌وخیزان کاهش خواهد یافت.

- **مدل قیمت‌گذاری شرطی دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)**

ریسک سیستماتیک نشان‌دهندهٔ آن بخش از کل ریسک مجموعهٔ سهام است که به‌دلیل وجود عواملی که کل سهام موجود در بازار را تحت تأثیر قرار می‌دهند، به‌وجود آمده و قابل کاهش نیست. مدل CAPM رابطهٔ بین ریسک سیستماتیک و بازده هر سهم یا دارایی را بیان می‌کند که به‌صورت زیر در ادبیات مالی و اقتصادسنجی مطرح شده است:

$$r_{it} = \alpha_0 + \beta_i r_{mkt} + \nu_t \quad \mathrm{i} = 1,2,\ldots,\mathrm{N} \qquad (۱۳)$$

که در آن، r_{it} بازدهی سهام i در دورهٔ t، r_{mkt} بازدهی بدرهٔ بازار در دورهٔ t، β_i ریسک سیستماتیک، $\alpha_.$ و ν_t به‌ترتیب عرض از مبدأ و جز اخلال است، بدرهٔ بازار نیز به‌صورت مقابل محاسبه می‌شود: $(\ln pf_t) - \ln(pf_{t-1}))$ که pf_t شاخص قیمت بدرهٔ بازار است، و برابر میانگین وزنی قیمت N سهم در زمان t است. حال برای ρ و (1-ρ) درصد داده شده، کوانتیل‌ها را با توجه به توضیحات قسمت قبلی محاسبه می‌کنیم و سپس بازدهی شرطی دومتغیره را با در نظر گرفتن بازدهی دارایی i و بازدهی بازار به‌صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$(r_{iLt}, r_{mkLt}) = \{(r_{it}, r_{mkt}) / r_{it} < Q_{iL} and r_{mkt} < Q_{mkL}\}, \quad (۱۴)$$

$$(r_{iMt}, r_{mkMt}) = \{(r_{it}, r_{mkt}) / Q_{iL} \le r_{it} \le Q_{iU} and Q_{mkt} \le r_{mkt} \le Q_{mkU}\}, \quad (۱۵)$$

$$(r_{iUt}, r_{Umkt}) = \{(r_{it}, r_{mkt}) / r_{it} > Q_{iU} and r_{mkt} > Q_{mkU}\} \quad (۱۶)$$

بازدهی‌های شرطی تعریف‌شده به‌ترتیب، بیانگر بازدهی شرطی در دم پایینی، ناحیهٔ میانی و دم بالایی توزیع دومتغیره‌اند. برای محاسبهٔ متغیر بودن ریسک غیرسیستماتیک و بتا CAPM شرطی در بازارهای افتان‌وخیزان، آنها را در دم‌های پایینی، میانی و بالایی توزیع دومتغیره شرطی به روش dvechmgarch به‌دست می‌آوریم. مدل گارچ برداری استفاده‌شده در این مطالعه یک مزیت ویژه دارد که براساس مطالعات شیرر[1] و همکاران، اگر بیش از دو متغیر در ماتریس واریانس کوواریانس شرطی باشد، در مقایسه با مدل BEKK انعطاف‌پذیر است. چارچوب مدل dvechmgarch به‌صورت زیر است:

$$\begin{aligned} r_t &= \varphi_{.} + \varphi_{۱} r_{t-۱} + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &= \sigma_t u_t \\ h_{it} &= s + \sum_{i=۱}^{p} A_i vech(\varepsilon_{t-i}\varepsilon'_{t-i}) + \sum_{j=۱}^{q} \beta_j h_{t-j} \end{aligned} \quad (۱۷)$$

که در آن A و B ماتریس پارامترها با ابعاد 1/2N(N+1) ×1/2N(N+1)، s یک بردار 1×1/2N(N+1) است. نماد vech(.) عملگری است که ماتریس پایین مثلثی را به بردار ستونی تبدیل می‌کند.

1. Scherrer

سپس امکان کاهش ریسک در اثر متنوع‌سازی بدره را با استفاده از نامعادلات زیر آزمون می‌کنیم:

$$\frac{1}{N}\sum\beta_{iL} > \frac{1}{N}\sum\beta_{iM} \quad and \quad \frac{1}{N}\sum\beta_{iu} < \frac{1}{N}\sum\beta_{iM} \tag{۱۸}$$

$$\frac{1}{N}\sum\sigma^{2}_{iL} > \frac{1}{N}\sum\sigma^{2}_{iM} \quad and \quad \frac{1}{N}\sum\sigma^{2}_{iu} > \frac{1}{N}\sum\sigma^{2}_{iM} \tag{۱۹}$$

نامعادلهٔ ۳-۲-۱۲ بیانگر ریسک سیستماتیک بازار بوده و ناشی از تحولات کلی بازار است و تنها مختص به شرکت خاصی نبوده، و شاخصی برای مقایسهٔ شدت همسویی تغییرات بازده سهم مورد نظر با بازده شاخص کل بازار است. همچنین بیانگر این است که ریسک سیستماتیک در بین بازارهای مختلف متغیر بوده و زمانی‌که بازار افتان باشد، بزرگ‌تر از حالت عادی است و بر عکس زمانی‌که بازار خیزان باشد، کمتر از حالت معمولی است. پس می‌توان نتیجه گرفت که بتا رابطهٔ منفی با بازده دارد. هنگامی‌که بازار افتان است، ریسک را می‌توان از طریق سرمایه‌گذاری روی سهام دارای بتای پایین کاهش داد. نامعادلهٔ ۳-۲-۱۳ نیز نشان‌دهندهٔ ریسک غیرسیستماتیک بوده که ناشی از خصوصیات خاص شرکت از جمله نوع محصول، ساختار سرمایهٔ سهامداران عمده است و براساس نظریه‌های بدره با افزایش تعداد سهام موجود در بدره می‌توان این نوع ریسک را کنترل کرد. نتایج مدلسازی ریسک غیرسیستماتیک نشان داد که در بازارهای متلاطم ریسک غیرسیستماتیک بیشتر از حالت عادی است. اغلب تلاش سرمایه‌گذاران بر این است که ریسک غیرسیستماتیک یا تنوع‌پذیر به حداقل ممکن تقلیل یابد، به همین سبب ترکیب بدره بهتر است به‌گونه‌ای باشد که نوسانات مشابهی نداشته باشند، یعنی با کاهش بازده یکی، بازده دیگری افزایش یابد.

تحلیل تجربی

در این بخش، نخست برخی از ویژگی‌های آماری سری‌های زمانی و سپس وجود ریشه‌های واحد در سری‌های بازدهی بررسی می‌شود، زیرا وجود ریشهٔ واحد در یک سری زمانی به معنای نامانایی در واریانس است و در صورت نامانا بودن یک سری زمانی اعتبار استنتاج آماری و دقت پیش‌بینی‌ها کاهش می‌یابد، و سرانجام به‌منظور پاسخگویی

به پرسش‌ها و فرضیه‌های تحقیق، همبستگی شرطی و ریسک سیستماتیک و ریسک غیرسیستماتیک را برای دم‌های بالایی و پایینی و ناحیهٔ میانی برآورد می‌کنیم.

۱. معرفی شاخص‌های مورد مطالعه

اطلاعات مربوط به سری زمانی خودرو و ساخت قطعات، سایر ماشین‌آلات و دستگاه‌های برقی، سرمایه‌گذاری‌ها، محصولات شیمیایی، محصولات غذایی و آشامیدنی به‌جز قند و شکر، فراورده‌های نفتی، فلزات اساسی، لاستیک و پلاستیک، ماشین‌آلات و تجهیزات، واسطه‌گری‌های مالی، محصولات چوبی، فلزی، کاغذی، منسوجات و دستگاه‌ها و وسایل ارتباطی در بازهٔ زمانی ۱۳۸۱/۰۸/۰۱ تا ۱۳۹۲/۰۹/۳۰ که دربردارندهٔ ۲۶۵۷ مشاهده است، در پژوهش حاضر استفاده می‌شود.

با توجه به مقالهٔ فاما (۱۹۶۵)، نرخ مرکب پیوستهٔ بازده برای یک سهم در زمان t، به‌صورت تفاضل لگاریتمی طبیعی قیمت‌های آن سهم مورد نظر محاسبه می‌شود که در این پژوهش نیز از همین روش استفاده خواهیم کرد.

$$R_t = \ln(\frac{p_t}{p_{t-1}}) = \ln(p_t) - \ln(p_{t-1}) \qquad (۲۰)$$

که در آن R_t بازدهی لگاریتمی، p_t قیمت در زمان t و p_{t-1} قیمت در زمان t-1 را نشان می‌دهد. از ۱۵ سهم موجود ۶ سهم دارای چولگی منفی و ۹ سهم دارای چولگی مثبت است. همچنین مقادیر مربوط به ضریب کشیدگی بازدهی‌های مربوط بیشتر از ضریب کشیدگی تابع چگالی نرمال است، بنابراین تابع چگالی بازدهی این دارایی‌ها، دم پهن و قلهٔ بلند دارد و آمارهٔ جارک‌برا نیز بیانگر آن است که تابع توزیع بازده دارایی‌ها نرمال نیست.

از سویی آمارهٔ τ دیکی– فولر (ADF) از مقادیر بحرانی مربوط به سطح معناداری کوچک است. در نتیجه فرضیهٔ صفر مبنی بر وجود ریشهٔ واحد رد می‌شود. در این صورت نیازی به تفاضل‌گیری نیست، زیرا سری ریشهٔ واحد ندارد و مانایی برقرار است. آزمون دیگری که برای بررسی مانایی داده‌های مربوط به سری زمانی استفاده شده است، آزمون PP یا آزمون فیلیپس پرون (۱۹۹۸) است که مستلزم تخمین رگرسیون آزمون است. از آنجا که تابع نمونه‌ای فیلیپس پرون از مقادیر بحرانی مربوط به سطح معناداری، کوچک‌تر است، در نتیجه فرضیهٔ صفر مبنی بر وجود ریشهٔ واحد رد می‌شود.

بار دیگر نتیجهٔ قبلی تأیید شده و نیازی به تفاضل‌گیری نیست، زیرا سری ریشهٔ واحد ندارد و مانایی برقرار است.

۲. تخمین کوانتیل

همان‌طورکه در بند دوم، بخش اول از روش‌شناسی بحث شد، برای تخمین کوانتیل بازدهی‌ها از دو روش پارامتریک و ناپارامتریک استفاده می‌شود. ابتدا مدل ناپارامتریک چگالی کرنل به‌منظور تخمین کوانتیل‌های توزیع محاسبه می‌شود. برای این منظور از معادلات ۳-۱-۴ و ۳-۱-۵ استفاده می‌شود تا کوانتیل بازدهی‌ها را در سطح ۱۰ و ۲۵ درصد و نیز ۹۰ و ۷۵ درصد تخمین بزنیم. نتایج تخمین در جدول ۱ ارائه شده است.

در ادامه با فرض توزیع تی‌استیودنت، مدل ARCH/GARCH بیان‌شده در ۳-۱-۶ و ۳-۱-۷ را تخمین می‌زنیم. سپس با استفاده از $\hat{r}_{t+1}$ و $\hat{\sigma}_{t+1}$ برآورد شده، کوانتیل‌ها را در سطح ۱۰ و ۲۵ درصد و نیز ۹۰ و ۷۵ درصد محاسبه می‌شود.

جدول ۱. تخمین کوانتیل توزیع بازدهی سهام با استفاده از روش کرنل

سهام	٪۱۰	٪۲۵	٪۹۰	٪۷۵
خودرو و ساخت قطعات	-۰/۰۱۲۱۱۷۵	-۰/۰۰۳۶۳۸۸	۰/۰۱۶۹۸۵	۰/۰۰۴۰۱۶
دستگاه‌های برقی	-۰/۰۱۲۱۳۹۷	-۰/۰۰۲۸۶	۰/۰۱۷۱۷۱	۰/۰۰۴۲۹۵
سرمایه‌گذاری‌ها	-۰/۰۰۶۸۲۲۳	-۰/۰۰۲۱۳۸۷	۰/۰۱۰۷۶۲	۰/۰۰۳۷۹۷
محصولات شیمیایی	-۰/۰۰۶۹۷۷۷	-۰/۰۰۲۰۶۰۵	۰/۰۱۱۱۱۵	۰/۰۰۴۲۳۸
محصولات غذایی	-۰/۰۰۶۰۰۳۴	-۰/۰۰۱۵۵۱۸	۰/۰۰۹۳۹۴	۰/۰۰۲۴۵۱
فراورده‌های نفتی	-۰/۰۱۰۳۲۱۶	-۰/۰۰۲۴۷۳۶	۰/۰۱۴۲۵۱	۰/۰۰۳۲۵۱
فلزات اساسی	-۰/۰۰۹۹۱۷۵	-۰/۰۰۳۵۷۹۴	۰/۰۱۳۳۱۷	۰/۰۰۶۰۲۲
لاستیک و پلاستیک	-۰/۰۰۷۲۹۴۲	-۰/۰۰۱۸۹۱۲	۰/۰۰۵۱۲۲	۰/۰۰۱۳۶۳
ماشین‌آلات و تجهیزات	-۰/۰۰۷۵۳۹۴	-۰/۰۰۲۹۹۴۷	۰/۰۰۹۶۷۰	۰/۰۰۳۸۶۴
واسطه‌گری‌های مالی	-۰/۰۰۶۷۲۸۳	-۰/۰۰۲۷۵۸۳	۰/۰۱۰۱۶۷	۰/۰۰۴۱۸۹
محصولات چوبی	-۰/۰۰۳۸۱۵۶	۰/۰۰	۰/۰۱۰۷۰۶	۰/۰۰
محصولات فلزی	-۰/۰۱۳۱۶۷۸	-۰/۰۰۴۲۷۴	۰/۰۱۶۷۶۹	۰/۰۰۵۰۰۳
محصولات کاغذی	-۰/۰۰۸۴۲۶۹	-۰/۰۰۱۵۵۲۸	۰/۰۱۲۲۱۰	۰/۰۰۳۱۳۷
منسوجات	-۰/۰۰۰۳۵۸۳	۰/۰۰	۰/۰۰۱۶۷۴	۰/۰۰
وسایل ارتباطی	-۰/۰۱۱۲۷۹۹	-۰/۰۰۱۸۲۸۸	۰/۰۱۲۴۱۷	۰/۰۰۱۰۴۱

۳. برآورد تجربی همبستگی شرطی

همان‌طورکه در بند سوم، بخش دوم از فصل روش‌شناسی بیان شد، به‌منظور مدلسازی همبستگی شرطی بدره از بازدهی‌های شرطی محاسبه‌شده به‌وسیلهٔ معادلات ۳-۲-۱و ۳-۲-۲و ۳-۲-۳ استفاده می‌شود. با توجه به هدف تحقیق، از روش DCC-MGARCH بهره خواهیم جست. این روش بر این فرض استوار است که همبستگی شرطی بین بازارهای مالی یک عدد ثابت نیست و در بعضی دوره‌ها کاهش، و در بعضی دوره‌ها افزایش می‌یابد. بر خلاف مدل‌های سنتی که عدد ثابت را به‌عنوان همبستگی بین دو یا چند متغیر در نظر می‌گرفتند، این روش برای هر دورهٔ زمانی یک عدد برآورد می‌کند. ازاین‌رو می‌توان ارتباط بین بازارهای مالی را در دوره‌های مختلف ارزیابی کرد. برای مثال، ممکن است همبستگی دو یا چند سری در دوره‌های قبل و بعد از یک بحران مالی تغییر یابد.

متوسط همبستگی شرطی برای بازدهی‌های شرطی دومتغیره که به‌وسیلهٔ کوانتیل‌ها محاسبه شده، در جدول ۲ مشاهده می‌شود. ρ_{ij} تخمین همبستگی شرطی (r_{it}, r_{jt}) و i=1,2,…,15 و j=1,2,…,15 و i≠jاست، که برای ۱۰۵ جفت متمایز در دم‌ها و ناحیهٔ میانی توزیع دومتغیره (۱۲۶۰ معادله DCC-MGARCH) تخمین زده شده است.

جدول ۲. تخمین ضریب همبستگی شرطی بازدهی‌ها

الف) تخمین کوانتیل با استفاده از چگالی کرنل

متوسط همبستگی شرطی

کوانتیل	دم پایینی	ناحیهٔ میانی	دم بالایی
۱۰ درصد- ۹۰ درصد	۰/۳۶۲۵	۰/۰۹۵۷۲	۰/۱۲۳۶۸۸
۲۵ درصد- ۹۰ درصد	۰/۱۵۰۵۰	۰/۰۲۳۶۰	۰/۰۸۹۹۴

ب) تخمین کوانتیل با استفاده از مدل ARCH/GARCH

کوانتیل	دم پایینی	ناحیهٔ میانی	دم بالایی
۱۰ درصد- ۹۰ درصد	۰/۲۸۴۲۳۸	۰/۰۳۱۱۷	۰/۱۵۱۹
۲۵درصد- ۹۰ درصد	۰/۱۲۱۲	۰/۰۱۹۷۶	۰/۰۷۶۰۵۹

متوسط همبستگی شرطی برای بازدهی‌های شرطی محاسبه‌شده به‌وسیلهٔ کوانتیل کرنل در سطح ۱۰ درصد به‌ترتیب برای دم پایینی، ناحیهٔ میانی و دم بالایی برابر ۰/۲۸۴۲۳۸، ۰/۰۳۱۱۷ و ۰/۱۵۱۹ است. نتایج به‌دست‌آمده برای کوانتیل ۲۵ درصد نیز مطابق ۱۰ درصد

بوده و نشان می‌دهد که متوسط همبستگی شرطی در دم پایینی بیشتر از ناحیهٔ میانی است، ولی بر خلاف ادبیات موجود در مدل‌های تلاطم، متوسط همبستگی شرطی در دم بالا تفاوت معناداری با ناحیهٔ میانی ندارد. این محاسبات برای بازدهی‌های شرطی محاسبه‌شده به‌وسیلهٔ کوانتیل‌های مدل ARCH/GARCH نیز تکرار شد، که نتایج مشابه چگالی کرنل به‌دست آمد.

نتایج حاصل از مدلسازی همبستگی شرطی گواه آن است که در بازارهای با تلاطم شدید یعنی زمانی‌که بازار افتان باشد، متوسط همبستگی شرطی بین بازدهی‌های شرطی، مثبت و بزرگ‌تر از حالت عادی است. ولی همبستگی شرطی بین دارایی‌ها در دم بالا تفاوت معناداری از ناحیهٔ میانی ندارد. پس در بازار افتان به‌دلیل مثبت و بالا بودن همبستگی، می‌توان گفت اگر بازاری سیر نزولی در پیش گیرد، بازارهای دیگر نیز ممکن است مطابق آن دچار نزول شده، در نتیجه عملکرد کل سبد سهام با مخاطره مواجه می‌شود. به‌عبارت دیگر در مواقعی که بازار افتان باشد، به‌دلیل افزایش همبستگی شرطی میان دارایی‌ها، متنوع کردن بدره ریسک کمتر را کاهش می‌دهد.

۴. تخمین مدل قیمت‌گذاری شرطی دارایی‌های سرمایه‌ای

برای آزمون فرضیهٔ امکان کاهش ریسک غیرسیستماتیک و ریسک سیستماتیک باید مدل قیمت‌گذاری شرطی دارایی‌های سرمایه‌ای را برای ۱۵ صنعت در دم‌ها و ناحیهٔ میانی توزیع، مدلسازی کنیم. جدول‌های ۳ و ۴ خلاصه نتایج ریسک سیستماتیک و غیرسیستماتیک تخمین زده‌شده به‌وسیلهٔ CAPM شرطی را بیان می‌کند.

جدول ۳. تخمین بتای CAPM شرطی

الف) تخمین کوانتیل با استفاده از مدل ARCH/GARCH			
	متوسط بتا CAPM شرطی		
کوانتیل	دم پایینی	ناحیهٔ میانی	دم بالایی
۱۰ درصد- ۹۰ درصد	۰/۲۰۵۷	۰/۱۹۰۵	۰/۱۵۸۲
۲۵ درصد- ۹۰ درصد	۰/۲۵۴۵	۰/۱۷۰۹	۰/۱۳۱۱
ب) تخمین کوانتیل با استفاده از چگالی کرنل			
کوانتیل	دم پایینی	ناحیهٔ میانی	دم بالایی
۱۰ درصد- ۹۰ درصد	۰/۲۰۷۶	۰/۱۹۰۱	۰/۱۶۹۷
۲۵درصد- ۹۰ درصد	۰/۱۸۹۴	۰/۱۶۳۳	۰/۱۳۹۱

جدول ۴. تخمین ریسک غیرسیستماتیک CAPM شرطی

الف) تخمین کوانتیل با استفاده از مدل ARCH/GARCH متوسط Error variance در مدل CAPM شرطی			
کوانتیل	دم پایینی	ناحیه میانی	دم بالایی
۱۰ درصد- ۹۰ درصد	۱/۶۳۱۶	۰/۰۶۱۵	۱/۰۵۱۱
۲۵ درصد- ۹۰ درصد	۰/۲۶۴۲	۰/۰۰۲۳۵	۰/۲۳۵۲
ب) تخمین کوانتیل با استفاده از چگالی کرنل			
کوانتیل	دم پایینی	ناحیه میانی	دم بالایی
۱۰ درصد- ۹۰ درصد	۱/۷۲۸۹	۰/۰۰۵۶	۱/۵۷۵۶
۲۵درصد- ۹۰ درصد	۰/۴۶۶۴	۰/۰۰۳۱۳۸	۰/۴۲۳۵

نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد که توجه به شرایط افتان‌وخیزان بودن بازار نتایج متفاوتی را به‌بار خواهد آورد. همان‌طورکه مشاهده شد بتا در دوره‌های مختلف بازار ثابت نبوده و در دوره‌های نزولی بازار بتا بیشتر از دوره‌های صعودی و عادی است، به‌عبارت دیگر بتا رابطهٔ منفی با بازده دارد. به‌طور مثال هنگامی‌که بازار خیزان است، بازده را می‌توان از طریق سرمایه‌گذاری بر روی سهام با بتای بالا بهبود بخشید و هنگامی‌که بازار افتان است، ریسک را می‌توان از طریق سرمایه‌گذاری روی سهام دارای بتای پایین، کاهش داد. همچنین نتایج مدلسازی ریسک غیرسیستماتیک نشان داد که در بازارهای متلاطم به‌خصوص در بازار افتان ریسک غیرسیستماتیک بیشتر از حالت عادی است. اغلب تلاش سرمایه‌گذاران بر این است که ریسک غیرسیستماتیک یا تنوع‌پذیر را به حداقل ممکن تقلیل دهند. به همین سبب ترکیب بدره بهتر است به‌گونه‌ای باشد که نوسانات مشابهی نداشته باشند؛ یعنی با کاهش بازده یکی، بازده دیگری افزایش یابد. برای مثال در بازار افتان به‌دلیل اینکه همبستگی شرطی بین بازدهی‌ها بیشتر است، ریسک غیرسیستماتیک را کمتر می‌توان کاهش داد. حال می‌توان نتیجه گرفت که توجه به افتان‌وخیزان بودن بازار، پیش‌بینی‌هایی با دقت بیشتر ایجاد می‌کند و قابلیت اعتماد سنجه‌های برآوردشده به‌منظور پوشش ریسک موجود را افزایش می‌دهد.

نتیجه‌گیری

همان‌گونه‌که در بخش اول نیز بیان شد، هدف اصلی این پژوهش، بررسی متنوع کردن

بدره برای حالتی است که بازار سهام متلاطم بوده یا به‌عبارتی قیمت سهام به‌سمت افزایش یا کاهش شدید در حرکت باشد. برای این منظور از داده‌های روزانهٔ بورس اوراق بهادار استفاده می‌کنیم تا بدرهٔ متنوع را در سال‌های ۱۳۸۱/۰۸/۰۱ تا ۱۳۹۲/۰۹/۳۰ تشکیل دهیم. از آنجا که همبستگی نقش مهمی در اندازه‌گیری ریسک متنوع کردن بدره دارد، امکان متنوع کردن بدره را در طول توزیع بازدهی‌های شرطی از طریق همبستگی شرطی بررسی می‌کنیم. علاوه‌بر این تأثیر نامتقارن شرایط مختلف بازار را بر واریانس پسماندهای CAPM شرطی و بتا ارزیابی می‌کنیم.

نتایج مدلسازی همبستگی شرطی گواه آن است که در بازارهای با تلاطم شدید، یعنی زمانی‌که بازار افتان باشد، متوسط همبستگی شرطی بین بازدهی‌های شرطی، مثبت و بزرگ‌تر از حالت عادی است. ولی همبستگی شرطی بین دارایی‌ها در دم بالا تفاوت معناداری از ناحیهٔ میانی ندارد. پس در بازار افتان به‌دلیل مثبت و بالا بودن همبستگی، می‌توان گفت اگر بازاری سیر نزولی در پیش گیرد، بازارهای دیگر نیز ممکن است مطابق آن دچار نزول شوند و در نتیجه عملکرد کل سبد سهام با مخاطره مواجه می‌شود. به‌عبارت دیگر در مواقعی که بازار افتان باشد، به‌دلیل افزایش همبستگی شرطی میان دارایی‌ها، متنوع کردن بدره ریسک کمتر را کاهش می‌دهد.

در برآورد CAPM شرطی نیز، توجه به شرایط افتان‌وخیزان بودن بازار نتایج متفاوتی را به‌بار خواهد آورد. همان‌طورکه مشاهده شد بتا در دوره‌های مختلف بازار ثابت نبوده و در دوره‌های نزولی بازار بتا بیشتر از دوره‌های صعودی و عادی است، به‌عبارت دیگر بتا رابطهٔ منفی با بازده دارد. به‌طور مثال هنگامی‌که بازار خیزان است، بازده را می‌توان از طریق سرمایه‌گذاری بر روی سهام با بتای بالا بهبود بخشید و هنگامی‌که بازار افتان است ریسک را می‌توان از طریق سرمایه‌گذاری روی سهام دارای بتای پایین، کاهش داد. همچنین نتایج مدلسازی ریسک غیرسیستماتیک نشان داد که در بازارهای متلاطم به‌خصوص در بازار افتان ریسک غیرسیستماتیک بیشتر از حالت عادی است. اغلب تلاش سرمایه‌گذاران بر این است که ریسک غیرسیستماتیک یا تنوع‌پذیر را به حداقل ممکن تقلیل دهند. به همین دلیل ترکیب بدره بهتر است به‌گونه‌ای باشد که نوسانات مشابهی نداشته باشند، یعنی در صورت کاهش بازده یکی، بازده دیگری افزایش یابد. برای مثال در بازار افتان به‌دلیل اینکه

همبستگی شرطی بین بازدهی‌ها بیشتر است، ریسک غیرسیستماتیک را کمتر می‌توان کاهش داد. حال می‌توان نتیجه گرفت که توجه به افتان‌وخیزان بودن بازار پیش‌بینی‌هایی با دقت بیشتر ایجاد می‌کند و قابلیت اعتماد سنجه‌های برآورده‌شده برای پوشش ریسک موجود را افزایش می‌دهد.

پی‌نوشت

۱. بازاری است که در آن قیمت سهام مرتبا پایین می‌افتد و در نتیجه‌ی این کاهش سرمایه‌گذاران فکر می‌کنند این روند زمان زیادی ادامه خواهد داشت که به نوبه‌ی خود شرایط را پیچیده‌تر می‌کند.

۲. مشخصه اصلی این بازار افزایش مداوم در قیمت سهام بازار است، در چنین مواردی سرمایه‌گذاران بر این باورند که این روند رو به رشد مدت زیادی ادامه خواهد داشت.

۳. نظریه‌ای است که بر دم‌های توزیع تمرکز دارد و توزیع مقادیر بسیار بزرگ(یا بسیار کوچک) را توصیف می‌کند. این نظریه صرف‌نظر از اینکه بازده دارایی‌های مالی از چه توزیع احتمالی پیروی می‌کند، ارزش در معرض ریسک بدره را محاسبه می‌کند.

منابع

۱. عبده تبریزی، حسین و میثم رادپور (۱۳۸۸). *اندازه‌گیری و مدیریت ریسک بازار*، تهران، انتشارات آگاه.

۲. جمشیدی، فرشید و مهتاب کشاورز (۱۳۸۴). *برآورد چگالی داده‌ها و آماره‌ها*، پژوهشکدهٔ آمار.

3α Ang, A. & Bekaert, G. (2000). International asset allocation with time-varying correlations, *Review of Financial studies*, 15, 1137-1187.

4. Ang, A., Chen, Joseph. & Xing, Yuhang. (2002). Downside Risk & The Momentum Effect. *Journal of Financial Economics*, 65, 24-66

5. Campbell, R., Koedijk, K. & Kofman, p. (2000). Covariance and Correlation in International Equity Returns, *Erasmus University Rotterdam*, Working Paper.

6. Cotter, J. & Longin, F. (2007). Implied Correlations from VaR, *University College Dublin*, Working paper.

7. Dobri´c, J., Frahm, G. & Schmid, F. (2010). Dependence of stock returns in bull and bear markets, *Computational Statistics & Data Analysis*, under revision.
8. Engel, Robert. (2002). Dynamic Conditional Correlation: a Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models, *American Statistical Association Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3): 339-350.
9. Granger, C.W.J. & Silvapulle, P. (2001). Capital Asset Pricing Model, Bear, Usual and Bull Market Conditions and Beta Instability: A Value at Risk Approach, *University of California*, Working Paper, San Diego.
10. Grubel, H.G. & Fadner, K. (1971). The interdependence of international equity markets, *Finance*, 26, 89-94.
11. Galagedera, D.U. (2009). Economic significance of downside risk in developed and emerging markets, *Applied Economics Letters*, 16, 1627–1632.
12. Hamilton, J.D. & Susmel, R. (1994). Autoregressive Conditional heteroskedasticity and changes in regime, *Econometrics*, 64, 307-33
13. Huang, Alex YiuHou. (2012). Value at Risk Estimation by Quantile Regression and Kernel Estimator, *Review of Quantitative Finance and Accounting*.
14. Jorion, P. (2000). *Value at Risk: The New Benchmark for Managing Finanacial Risk*, New York, Mc Graw-Hill.
15. Kaplanis, E.C. (1988). Stability and Forecasting of the Comovement Measures of Intemational Stock Market Returns, *Journal of International Money and Finance*, 7, 63-75.
16. Kanas, A. (1998). Volatility Spillovers across Equity Markets: European Evidence, *Applied Financial Economics*, 8, 245-256.
17. Kiani, Khurshid M. (2011). Relationship between Portfolio Diversification and Value at Risk Empirical Evidence, *Emerging Markets Review*, 12, 443-459.
18. Longin, F. & Solnik, B. (1995). Is The International Correlation of Equity Returns Constant: 1960-1990, J. Int. *Money Finance*, 14, 3-26.
19. Levy, R.A. (1974). Beta Coefficients as predictors of Returns, *Financial Analysts Journal*, 30, 61-69.
20. Ramchmand, L. & Susmel, R. (1998). Volatility and cross correlation across major stock markets, *Empirical Finance*, 5, 397-416.
21. Resti, A. & Sironi, A. (2007). *Risk Management and Shareholders Value in Banking: From Risk Measurement Models to Capital Allocation Policies*, New York, John Wiley.

22. Sheather, S.J. & Marron, J S. (1990). Kernel Quantile Estimators, *American Statistical Association*, 85, 410-416.
23. Silvapulle, P. & Grannger, C.W.J. (2001). Large Returns, Conditional Correlation and Portfolio Diversification: a Value at Risk approach, *Quantitative Finance*, 1(5): 542-551.
24. Scherrer, W. & Ribarits, E. (2007). On the Parameterization of Multivariate GARCH Models, *Econometric Theory*, 23, 464-484.
25. Yiu, K. (2004). Optimal Portfolios under a Value at Risk, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 28

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی