چشم‌انداز مدیریت مالی و حسابداری
شماره ۲ ـ تابستان ۱۳۹۰
ص‌ص ۱۴۰- ۱۲۵

رابطه در گذر زمان بین بازده و ریسک: شواهدی از الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در گذر زمان (ICAPM)

رضا راعی*، روح‌اله فرهادی، امیر شیروانی*****

چکیده

در این مطالعه، رابطه در گذر زمان بین بازده و ریسک با استفاده از داده‌های سری زمانی مورد بررسی قرار گرفته است. با ایجاد پرتفوی ارزشی و پرتفوی رشدی بر مبنای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام (BM) در هر ماه دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ و به‌دست آوردن سری‌های منفرد بازده‌های مازاد این پرتفوی‌ها، کواریانس مشروط و بتای مشروط بازده‌های مازاد این پرتفوی‌ها با پرتفوی بازار با استفاده از الگوی ناهمسانی مشروط خودرگرسیون عمومی (GARCH) دومعادله‌ای برآورد شده است. همچنین، با استفاده از سیستم معادلات با شیوه حداقل رگرسیون وزنی، الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در گذر زمان (ICAPM) برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که اولاً بتاها و کواریانس‌ها در طول زمان متغیر هستند و ثانیاً، رابطه در گذر زمان غیرمستقیمی بین بازده و ریسک وجود دارد که این رابطه از معناداری آماری بالایی برخوردار است. بنابراین، به‌عنوان نتیجه‌گیری کلی می‌توان بیان کرد که کواریانس مشروط (یا بتای مشروط) تغییر زمانی در بازده مورد انتظار را پیش‌بینی می‌کند، اما الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در گذر زمان (ICAPM) برقرار نمی‌باشد.

کلید واژه‌ها: رابطه در گذر زمان، پرتفوی ارزشی، پرتفوی رشدی، کواریانس مشروط، بتای مشروط، الگوی ناهمسانی مشروط خودرگرسیون عمومی (GARCH) دومعادله‌ای.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

تاریخ دریافت مقاله:۱۶ /۱۳۹۰/۰۱، تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۰/۰۴/۰۵.

* دانشیار، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه تهران.
** دانشجوی دکتری مدیریت مالی، دانشگاه علامه طباطبایی (نویسنده مسئول).
Email: Rf.farhadi@gmail.com
*** کارشناس ارشد مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی.

مقدمه

مرتون [۱۷] در مقاله اصلی خود یک الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در گذر زمان (ICAPM)[1] به‌دست آورد که بر مبنای بسیاری از تحقیقات تجربی شکل گرفته بود. الگو پیش‌بینی می‌کرد که بازده مورد انتظار یک دارایی به کواریانس آن با پرتفوی بازار و متغیرهای وضعیتی بستگی دارد و این متغیرهای وضعیتی، نماینده‌ای برای فرصت‌های سرمایه‌گذاری هستند. آزمون‌های الگو به دو شکل انجام می‌گیرد. نوع اول از رویه مرتون [۱۸] و فرنچ، اسچوارت، و استامباگ [۱۲] پیروی و رابطه سری زمانی بین بازده مورد انتظار مشروط بازار و واریانس مشروط بازار را بررسی می‌کند. نوع دوم آزمون، آزمون الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) شارپ و لیتنر است که یک مورد خاص است و بر رابطه مقطعی بین بازده مورد انتظار و ریسک تمرکز می‌کند.

این مطالعه، آزمون‌های سری زمانی الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در گذر زمان را برای برخی از دارایی‌های ریسکی بسط می‌دهد. مطابق با پیش‌بینی مرتون [۱۸]، بازده‌های مورد انتظار نه فقط باید با ریسک مشروط پرتفوی بازار، بلکه باید با ریسک مشروط سهام و پرتفوی‌های منفرد نیز مرتبط باشد. بازده‌های مورد انتظار برای هر دارایی باید در طول زمان با کواریانس مشروط دارایی با پرتفوی بازار تغییر کنند (با فرض اینکه تقاضاهای مصون‌سازی زیاد نباشند). برای سازگاری درونی، رابطه باید برای همه پرتفوی‌ها یکسان باشد؛ به عبارت دیگر، شیب پیش‌بین روی کواریانس مشروط هر دارایی، باید نشان‌دهنده ریسک‌گریزی نسبی سرمایه‌گذار باشد. این مطالعه از شرایط سازگاری مقطعی بهره می‌برد و رابطه سری زمانی مشترک در بین دامنه وسیعی از پرتفوی‌های ایجادشده بر اساس نسبت ارزش دفتری به بازار حقوق صاحبان سهام را برآورد می‌کند.

بسط رابطه سری زمانی به پرتفوی‌های سهام چندگانه و حفظ سازگاری مقطعی سبب می‌شود که این مطالعه به ادبیات موضوعی الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) مشروط نزدیک شود. به‌طور جایگزین، اگر کواریانس مشروط با بتای مشروط جایگزین شود، فرد می‌تواند سیستمی از توابع با ضرایب عرض از مبدأ و شیب‌های مشترک به‌عنوان رگرسیون‌های مقطعی با محدودیت ثبات در گذر زمان را بر صرف ریسک بازار ملاحظه کند.

زمانی که فرصت سرمایه‌گذاری تصادفی باشد، سرمایه‌گذاران سرمایه‌گذاری خود را برای مصون‌سازی در برابر تغییرات آتی در فرصت سرمایه‌گذاری تعدیل می‌کنند و به هموارسازی مصرف در گذر زمان دست پیدا می‌کنند. بنابراین، تغییرات همگام با وضعیت فرصت سرمایه‌گذاری سبب صرف ریسک اضافی روی یک دارایی می‌شود. در این تحقیق فرض می‌شود

1. Intertemporal Capital Asset Pricing Model (ICAPM)

که تقاضای مصون‌سازی حاصل از متغیرهای وضعیتی وجود ندارد. لذا هدف این مطالعه بررسی رابطه در گذر زمان ریسک–بازده، اندازه‌گیری ضریب ریسک‌گریزی نسبی و آزمون معناداری آنها است.

مبانی نظری و پیشینه تحقیق

الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در گذر زمان (ICAPM) مرتون [۱۷]، رابطه سری زمانی و مقطعی بین بازده‌های مورد انتظار و ریسک را پیش‌بینی می‌کند. این مطالعه بر جنبه سری زمانی رابطه تمرکز می‌کند و بنابراین بر بخش وسیعی از ادبیات تجربی مرتبط می‌شود که تلاش می‌کند تا رابطه ریسک–بازده در گذر زمان پرتفوی بازار سهام را اندازه‌گیری کند. استفاده از دوره‌های نمونه متفاوت، مجموعه داده‌های متفاوت، یا روش‌شناسی اقتصادسنجی متفاوت، اغلب منجر به یافته‌های متفاوتی در مورد موازنه ریسک و بازده می‌شوند.

بسیاری از مطالعات در شناسایی رابطه در گذر زمان معنادار آماری بین ریسک و بازده پرتفوی بازار با شکست مواجه می‌شوند. فرنچ، اسچوارت، و استامباگ [۱۲] دریافتند زمانی که از بازده‌های روزانه گذشته برای برآورد واریانس مشروط ماهانه استفاده می‌شود، برآورد ضرایب به‌طور معناداری از صفر متفاوت نیست. گویال و سانتا کلارا [۱۵] و بالی و همکاران [۳] نتایج غیرمعنادار مشابه با استفاده از برآوردکننده واریانس مشروط در طول دوره نمونه طولانی‌تر به دست آوردند. چان و همکاران [۱۰] مدل ناهمسانی مشروط خودرگرسیون عمومی (GARCH) در میانگین دو معادله‌ای[1] را به کار گرفتند تا واریانس مشروط را برآورد کنند. آنها نیز در به‌دست آوردن برآورد ضریب معنادار برای ایالات متحده با شکست مواجه شدند. بیلی و دیجنرو [۱] فرض توزیع نرمال در تابع الگوی ناهمسانی مشروط خودرگرسیون عمومی (GARCH) در میانگین را با توزیع t دامنه چاق جایگزین کردند. برآوردهای آنها غیرمعنادار باقی ماند. کمپل و هنتکل [۹] از الگوی ناهمسانی مشروط خودرگرسیون عمومی درجه دوم (QGARCH) سنتانا [۲۱] برای تعیین وجود موازنه ریسک–بازده در درون چارچوب الگوی ناهمسانی مشروط خودرگرسیون عمومی (GARCH) در میانگین نامتقارن[2] استفاده کردند. برآورد آنها برای یک دوره نمونه مثبت و برای دیگر دوره نمونه منفی بود، اما هیچ کدام از لحاظ آماری معنادار نبودند. گلستن و همکاران [۱۴] از داده‌های ماهانه استفاده کردند و یک رابطه منفی، اما غیرمعنادار آماری از دو الگوی ناهمسانی مشروط خودرگرسیون عمومی (GARCH) در میانگین نامتقارن یافتند. بر اساس برآورد چگالی نیمه‌ناپارامتریک و یکپارچگی مونت کارلو، هاریسون و ژانگ [۱۶] رابطه بازده و ریسک مثبت

1. Bivariate GARCH-in-Mean
2. Asymmetric GARCH-in-Mean

معنادار در افق زمانی یکساله یافتند؛ اما آنها رابطه معناداری در دوره‌های نگه‌داری کوتاه‌تر مانند یک ماه به دست نیاوردند.

حتی در چندین مطالعه نشان داده شده است که رابطه در گذر زمان بین ریسک و بازده منفی است. مثال‌ها شامل مطالعات کمپل [۸]، برین و همکاران [۷]، تارنر و همکاران [۲۲]، نلسون [۱۹] و گلستن و همکاران [۱۴] می‌شود.

چندین مطالعه شواهد پشتیبان از رابطه مثبت ریسک و بازده فراهم کرده است. فرنچ، اسچوارت، و استامباگ [۱۲] رابطه منفی بین بازده پرتفوی و جزء غیرقابل پیش‌بینی نوسان‌پذیری شناسایی کردند. آنها این یافته را به‌عنوان شواهد غیرمستقیم تفسیر کردند که نوسان‌پذیری مشروط پیش‌بینی‌شده با بازده مازاد پیش‌بینی‌شده به‌طور مستقیم مرتبط می‌شد. علاوه بر این، زمانی که آنها الگوی ناهمسانی مشروط خودرگرسیون عمومی (GARCH) در میانگین را با داده‌های روزانه برآورد کردند، رابطه معنادار مثبتی از لحاظ آماری در سطح روزانه به‌دست آوردند. با استفاده از الگوی ناهمسانی مشروط خودرگرسیون عمومی (GARCH) متقارن، بولرسلو [۵] و چو [۱۱]، رابطه مثبت معناداری با داده‌های هفتگی به‌دست آوردند. بولرسلو و همکاران [۶] از فرایند الگوی ناهمسانی مشروط خودرگرسیون عمومی (GARCH) در میانگین چندمتغیره برای الگوسازی میانگین مشروط و کواریانس مشروط بازده‌های سهام، اوراق قرضه، و اوراق کوتاه‌مدت با بازده مازاد بازار استفاده کردند. آنها رابطه ریسک–بازده کوچک، اما غیرمعنادار یافتند. اسکراجز [۲۰] بازده‌های اوراق قرضه دولتی بلندمدت را به‌عنوان عامل دوم الگوی EGARCH در میانگین دومعادله‌ای اضافه کردند و رابطه جزئی بین میانگین مشروط و کواریانس مشروط را معنادار و مثبت یافت. گیسلز و همکاران [۱۳] برآوردکننده واریانس جدیدی معرفی کردند که از بازده‌های مجذور روزانه گذشته استفاده می‌کرد و نتیجه‌گیری کردند که داده‌ها ماهانه با رابطه مثبت بین بازده مازاد مورد انتظار مشروط و واریانس مشروط سازگاری دارند. بالی و پنگ [۴] رابطه در گذر زمان بین ریسک و بازده را با استفاده داده‌های با فراوانی بالاتر بررسی کردند. بر اساس برآوردکننده‌های نوسان‌پذیری شناسایی‌شده، الگوی ناهمسانی مشروط خودرگرسیون عمومی (GARCH) ضمنی و بر مبنای دامنه، آنها رابطه معنادار و مثبتی بین میانگین مشروط و نوسان‌پذیری مشروط بازده‌های بازار در سطح روزانه به‌دست آوردند. با تأکید بر سازگاری مقطعی رابطه در گذر زمان، این مطالعه بر ادبیات موضوعی الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) مشروط نیز مرتبط می‌شود.

فرضیه‌های پژوهش

فرضیه ۱: کواریانس مشروط (بتای مشروط) در طول زمان تغییر می‌کند.

فرضیه ۲: الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در گذر زمان (ICAPM) در توضیح رابطه در گذر زمان ریسک–بازده معتبر است.

روش تحقیق

این تحقیق از نوع مطالعات پس‌رویدادی است که بر مبنای تجزیه‌وتحلیل اطلاعات مشاهده‌شده انجام می‌شود. پژوهش حاضر می‌کوشد با استفاده از داده‌های آماری، بازده‌های پرتفوی‌های ایجادشده بر اساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (BM) و سری منفرد پرتفوی بازار (شاخص بازار)، به آزمون رابطه در گذر زمان ریسک–بازده بپردازد. الگوی مورد استفاده برای آزمون رابطه در گذر زمان ریسک–بازده، الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در گذر زمان (ICAPM) مرتون [۱۷] است که رابطه تعادلی زیر بین ریسک و بازده را بیان می‌کند.

$$\mu = A\Sigma + \Omega B$$

به طوری که $\mu \in \Re^n$ نشان‌دهنده بازده مازاد مورد انتظار روی برداری از n دارایی ریسکی است، A منعکس کننده میانگین ریسک‌گریزی نسبی سرمایه‌گذاران بازار، $\Sigma \in \Re^n$ نشان‌دهنده کواریانس بازده‌های مازاد با پرتفوی بازار است، $B \in \Re^n$ مجموع واکنش بازار به تغییرات در بردار وضعیت K بعدی را اندازه‌گیری می کند که فرصت سرمایه‌گذاری تصادفی را پوشش می دهد، و $\Omega \in \Re^{n\times K}$ کواریانس بین بازده‌های مازاد n دارایی ریسکی و k متغیر وضعیتی است. برای هر دارایی یا پرتفوی ریسکی i، رابطه به صورت زیر خواهد بود:

$$\mu_i - r = A\sigma_{im} + w_{ix}B$$

که σ_{im} نشان‌دهنده کواریانس بین بازده‌های دارایی ریسکی i و پرتفوی بازار m است، و w_{ix} نشان‌دهنده یک ردیف $(1 \times k)$ از کواریانس‌ها بین بازده دارایی ریسکی i و k متغیر وضعیتی x است.

بسیاری از مطالعات تجربی بر کاربرد سری زمانی رابطه تعادلی معادله (۲) تمرکز می‌کنند و آن را به صورت تنگاتنگ در پرتفوی بازار به کار می‌گیرند. بدون جزء تقاضای مصون سازی $(0 ==)$، این تمرکز منجر به رابطه ریسک–بازده زیر می‌شود:

$$\mu_m - r = A\sigma_m^2 \qquad (۳)$$

در زمان بررسی فرصت سرمایه‌گذاری تصادفی، ادبیات موضوعی اغلب به طور ضمنی یا صریح، بردار کواریانس w_{ix} را به طور خطی با متغیر وضعیتی x پیش‌بینی می‌کند تا رابطه زیر به دست آید:

$$\mu_m - r = A\sigma_m^2 + \gamma x \qquad (۴)$$

در این مطالعه به طور مستقیم کواریانس مشروط σ_{im} با صرف‌نظر کردن از متغیرهای وضعیتی و با استفاده از مدل ناهمسانی مشروط خودرگرسیون عمومی (GARCH) دومعادله‌ای برآورد می‌شود. در این مطالعه، مفروضات پیش‌بینی خطی روی متغیرها در نظر گرفته نشده است.

در مجموعه اولیه مرتون [۱۷]، دو واحد کواریانس Σ و Ω ثابت فرض می‌شدند. با این حال، در ادبیات تجربی رابطه با فرض کواریانس‌های متغیر زمانی برآورد می‌شود. در این مطالعه نیز این کار صورت می‌گیرد. در اصل، اگر کواریانس‌ها تصادفی باشند، این کواریانس‌ها نشان‌دهنده منابع اضافی تغییر در فرصت سرمایه‌گذاری هستند و باعث تقاضای مصون‌سازی در گذر زمان اضافی می‌شوند.

کواریانس مشروط بین بازده‌های پرتفوی i و پرتفوی بازار m بر اساس توابع GARCH(1,1) دو معادله‌ای زیر برآورد می شود:

$$R_{i,t+1} = \alpha_0^i + \alpha_1^i R_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}, \qquad (۵)$$

$$R_{m,t+1} = \alpha_0^m + \alpha_1^m R_{m,t} + \varepsilon_{m,t+1}, \qquad (۶)$$

$$E_t\left[\varepsilon_{i,t+1}^r\right] \equiv \sigma_{i,t+1}^2 = \gamma_0^i + \gamma_1^i \varepsilon_{i,t}^2 + \gamma_2^i \sigma_{i,t}^2 \qquad (۷)$$

$$E_t\left[\varepsilon_{m,t+1}^r\right] \equiv \sigma_{m,t+1}^2 = \gamma_0^m + \gamma_1^m \varepsilon_{m,t}^2 + \gamma_2^m \sigma_{m,t}^2 \qquad (۸)$$

$$E_t\left[\varepsilon_{i,t+1}\varepsilon_{m,t+1}\right] \equiv \sigma_{im,t+1} = \gamma_0^{im} + \gamma_1^{im}\varepsilon_{i,t}\varepsilon_{m,t} + \gamma_2^{im}\sigma_{im,t} \qquad (۹)$$

به طوری که $R_{i,t+1}$ و $R_{m,t+1}$ به ترتیب نشان‌دهنده بازده مازاد زمان (t+۱) پرتفوی i و پرتفوی بازار m نسبت به نرخ بدون ریسک هستند، و E_t [0] نشان‌دهنده اپراتور (عملگر) انتظارات مشروط بر اطلاعات زمان t است. توابع الگوی ناهمسانی مشروط خودرگرسیون عمومی (GARCH) مستقیماً از الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در گذر زمان (ICAPM) حاصل نمی‌شوند، بلکه تقریب صرفه‌جویانه از شکل ناهمسانی است که نوعاً با داده‌های سری زمانی سروکار دارد.

با داشتن کواریانس های مشروط، رابطه در گذر زمان از سیستم معادلات زیر برآورد می‌شود:

$$R_{i,t+1} = C_i + A\sigma_{im,t+1} + e_{i,t+1}, \qquad i = 1, \dots, n, \qquad (۱۰)$$

به‌طوری که n نشان‌دهنده تعداد پرتفوی‌ها و همچنین تعداد معادلات در برآورد است. در مورد دو پرتفوی رشدی و ارزشی این مطالعه، به‌طور همزمان n= ۲ معادله برآورد می‌شود. ضریب شیب (A) در بین دو پرتفوی به دلیل سازگاری مقطعی یکسان در نظر گرفته می‌شود. همچنین، اجازه داده می‌شود تا ضریب C_i در بین دو پرتفوی ارزشی و رشدی تفاوت کند [۲]. تحت فرضیه صفر الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در گذر زمان (ICAPM)، ضرایب عرض از مبدأ باید برابر با صفر باشند. از انحرافات برآوردهای عرض از مبدأ از صفر به‌عنوان آزمون اعتبار و کفایت تابع الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در گذر زمان (ICAPM) استفاده می‌شود.

قلمرو تحقیق

قلمرو زمانی

قلمرو زمانی پژوهش حاضر در برگیرنده دوره ۱۰ ساله از سال ۱۳۸۰ تا سال ۱۳۸۹ می‌باشد که در طول این مدت از داده‌های ماهانه متغیرها [نسبت ارزش دفتری به بازار (BM)، نرخ بدون ریسک (نرخ سود اوراق مشارکت)، نرخ بازده مرکب شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران] در برآورد الگوی ناهمسانی مشروط خودرگرسیون عمومی (GARCH) دومعادله‌ای (روابط ۵ تا ۹) و سیستم معادلات (رابطه ۱۰) استفاده می‌شود.

قلمرو مکانی

قلمرو مکانی این تحقیق شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در طول دوره ۱۰ ساله است.

قلمرو موضوعی

این تحقیق به دنبال برآورد کواریانس‌های مشروط و بتاهای مشروط با استفاده از الگوی ناهمسانی مشروط خودرگرسیون عمومی (GARCH) دومعادله‌ای و آزمون معناداری آماری و اقتصادی ضرایب برآورد شده است. از لحاظ ادبیات مالی، این مطالعه رابطه در گذر زمان بین ریسک–بازده را بررسی می‌کند که در واقع رابطه بین تغییر فرصت سرمایه‌گذاری آتی و مصرف بهینه حاصل از بازده سهام است.

نمونه

نمونه تحقیق شامل شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران است که با توجه به معیارهای زیر انتخاب شده‌اند:

۱. حذف برخی شرکت‌ها به دلیل وقفه معاملاتی طولانی.
۲. حذف برخی شرکت‌ها از نمونه به دلیل عضو نبودن آنها در بورس در ابتدای دوره ۱۰ ساله تحقیق.
۳. حذف برخی شرکت‌ها از نمونه به دلیل لغو پذیرش این شرکت‌ها در بورس در انتهای دوره ۱۰ ساله تحقیق.

لذا در تشکیل پرتفوی‌های ارزشی و رشدی از سهام، نمونه تحقیق در طول دوره ۱۲۰ ماه متغیر خواهد بود و از ۱۳۰ شرکت در ماه فروردین سال ۱۳۸۰ تا ۳۰۰ شرکت در ماه اسفند سال ۱۳۸۹، تفاوت می‌کند. بر اساس ۳۳٪ اول و ۳۳٪ آخر رتبه‌بندی‌شده بر اساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (BM) شرکت‌ها در هر ماه، پرتفوی‌های ارزشی (پرتفوی متشکل از سهام با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا) و پرتفوی‌های رشدی (پرتفوی متشکل از سهام با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین) تشکیل داده می‌شوند و با استفاده از بازده‌های مازاد ماهانه این پرتفوی‌ها و بازده مازاد ماهانه شاخص بازار (نماینده پرتفوی بازار)، به بررسی رابطه در گذر زمان بین ریسک-بازده پرداخته می‌شود.

داده‌ها

داده‌های مورد نیاز در این تحقیق با توجه به قلمرو زمانی ماهانه، داده‌های مرتبط با شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام (BM)، نرخ سود اوراق مشارکت و بازده کل شرکت‌های موجود در نمونه تحقیق هستند. بازده مازاد پرتفوی‌های ارزشی و رشدی با کسر نرخ سود اوراق مشارکت از بازده کل پرتفوی در هر ماه به‌دست می‌آید. همچنین بازده مازاد پرتفوی بازار (که نماینده آن شاخص است)، نرخ بازده مرکب پیوسته شاخص بازار منهای نرخ سود اوراق مشارکت است. منبع داده‌ها، آرشیو داده‌های شرکت بورس اوراق بهادار تهران و نشریه‌های آماری بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران است.

روش‌های آماری مورد استفاده در پژوهش حاضر ابتدا الگوی ناهمسانی مشروط خودرگرسیون عمومی (GARCH) دومعادله‌ای و کواریانس‌های مشروط هر پرتفوی با پرتفوی بازار با استفاده از شیوه حداکثر احتمال[1] برآورد می‌شوند. برای آزمون معناداری آماری ضرایب الگوی ناهمسانی مشروط خودرگرسیون عمومی (GARCH) از آماره Z و مقدار بحرانی و برای

1. Maximum Likelihood Method

آزمون رابطه در گذر زمان معادله (رابطه ۱۰)، سیستم معادلات با استفاده از شیوه حداقل مجذور وزنی برآورد می‌شود که این سیستم اجازه می‌دهد تا محدودیت‌هایی بر ضرایب در بین معادلات قرار داده شود و از آماره‌های t و مقدار بحرانی برای آزمون معناداری آماری استفاده می‌کنیم. روش‌شناسی برآورد سیستم معاملات (رابطه ۱۰) می‌تواند به عنوان بسطی از شیوه رگرسیون به ظاهر نامرتبط در نظر گرفته شود.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای کلیدی تحقیق

متغیر / آماره	میانگین	چولگی	کشیدگی	آماره جارک برا	مقدار بحرانی جارک- برا	وضعیت
بازده مازاد پرتفوی ارزشی	۰/۰۰۸۹	۰/۷۲۸	۷/۰۷۹	۹۳/۸۲	۰/۰۰۰۰	غیر نرمال
بازده مازاد پرتفوی رشدی	۰/۰۱۰۳	۰/۷۲	۳/۴۲	۱۰/۸۸	۰/۰۰۴۳	غیر نرمال
بازده مازاد شاخص بازار	۰/۰۰۴۲	۰/۵۸۷	۴/۴۹	۱۸	۰/۰۰۰۱۲	غیر نرمال

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

با توجه به آماره‌های توصیفی گزارش‌شده در جدول ۱، متغیرهای کلیدی تحقیق با توجه به آماره‌های چولگی و کشیدگی و آماره جارک- برا[1] از توزیع نرمال پیروی نمی‌کنند. با توجه به این که یکی از ویژگی‌های مهم الگوی ناهمسانی مشروط خودرگرسیون عمومی (GARCH) وابسته نبودن به مفروضات الگوهای خطی کلاسیک است، می‌توان بیان کرد که داده‌های این تحقیق، بر اهمیت به‌کارگیری الگوهای مشروط مانند الگوی ناهمسانی مشروط خود رگرسیون عمومی (GARCH) تأکید می‌کند.

آزمون فرضیه‌ها

به‌منظور آزمون فرضیه‌ها، ابتدا الگوی ناهمسانی مشروط خودرگرسیون عمومی (GARCH) دومعادله‌ای بیان‌شده در (روابط ۵ تا ۹) برای هر کدام از پرتفوی‌های رشدی و پرتفوی‌های ارزشی برآورد می‌شود. در جدول ۲ نتایج برآورد را ارائه شده است.

همان‌طور که از جدول مشخص است، اکثر ضرایب برآوردشده برای پرتفوی‌های ارزشی و رشدی با یکدیگر مشابه هستند. تنها تفاوت قابل ملاحظه در ضرایب برآوردشده، مربوط به ضریب α_1^i در بین پرتفوی ارزشی و پرتفوی رشدی است، ضریب α_1^i در پرتفوی رشدی از لحاظ

1. Jurque Bera

آماری معنادار است و در پرتفوی ارزشی معنادار نیست. این موضوع نشان‌دهنده نامتقارن بودن بازده‌ها در بین پرتفوی‌های ارزشی و رشدی است. همچنین، ضریب α_1^m در بین هر دو پرتفوی رشدی و ارزشی از لحاظ آماری معنادار است و این موضوع نشان‌دهنده مهم بودن شاخص بازار در نمایندگی برای پرتفوی بازار است.

جدول ۲. نتایج برآورد الگوی ناهمسانی خود رگرسیون عمومی (GARCH) دو معادله‌ای برای پرتفوی‌های ارزشی و رشدی با استفاده از معادلات همزمان زیر:

$$R_{i,t+1} = \alpha_0^i + \alpha_1^i R_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1},$$
$$R_{m,t+1} = \alpha_0^m + \alpha_1^m R_{m,t} + \varepsilon_{m,t+1},$$
$$E_t[\varepsilon_{i,t+1}^r] \equiv \sigma_{i,t+1}^2 = \gamma_0^i + \gamma_1^i \varepsilon_{i,t}^2 + \gamma_2^i \sigma_{i,t}^2$$
$$E_t[\varepsilon_{m,t+1}^r] \equiv \sigma_{m,t+1}^2 = \gamma_0^m + \gamma_1^m \varepsilon_{m,t}^2 + \gamma_2^m \sigma_{m,t}^2$$
$$E_t[\varepsilon_{i,t+1}\varepsilon_{m,t+1}] \equiv \sigma_{im,t+1} = \gamma_0^{im} + \gamma_1^{im} \varepsilon_{i,t}\varepsilon_{m,t} + \gamma_2^{im} \sigma_{im,t}$$

به طوری که $R_{i,t+1}$ و $R_{m,t+1}$ به ترتیب نشان‌دهنده بازده مازاد زمان (t+1) دارایی i و پرتفوی بازار m نسبت به نرخ بدون ریسک هستند، و $E_t[0]$ نشان دهنده اپراتور (عملگر) انتظارات مشروط بر اطلاعات زمان t است. هر سری منفرد متغیرها (بازده‌های مازاد پرتفوی رشدی، بازده‌های مازاد پرتفوی ارزشی، و بازده‌های مازاد پرتفوی بازار)، شامل ۱۲۰ مشاهده ماهانه است.

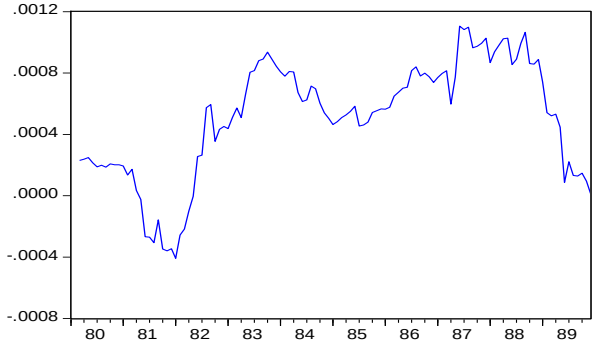
*، **، و *** به ترتیب نشان‌دهنده سطوح معناداری در سطوح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ هستند.

	پرتفوی رشدی			پرتفوی ارزشی		
	ضریب	آماره z	مقدار بحرانی	ضریب	آماره z	مقدار بحرانی
α_0^i	۰/۰۰۶۵۶	۱/۵۰۹۹	۰/۱۳۱۱	۰/۰۰۴۳۶۶	۱/۱۷۲	۰/۲۴۱۱
α_1^i	۰/۱۹۰۳*	۱/۶۵۴۱	۰/۰۹۸۱	۰/۰۸۹۶۹	۰/۵۷۶۵	۰/۵۶۴۲
α_0^m	−۰/۰۰۱۹	−۰/۴۵۵۲	۰/۶۴۸۹	−۰/۰۰۱۷۶	−۰/۴۳۵	۰/۶۶۳۵
α_1^m	۰/۳۷۵۹**	۲/۱۵۷۴	۰/۰۳۱	۰/۴۱۶۲***	۲/۶۵۱	۰/۰۰۸
γ_0^i	۰/۱۵۵۶	۱/۳۸۷۲	۰/۱۶۵۴	۰/۲۰۴۴*	۰/۸۱۶۲	۰/۰۶۹۳
γ_1^i	−۰/۰۲۸۲	−۰/۹۹۸۶	۰/۳۱۸	۰/۰۸۰۶۱	۰/۵۱۶۹	۰/۶۰۵۲
γ_2^i	۰/۲۰۳۵**	۲/۴۴۴	۰/۰۱۴۵	۰/۱۵۷**	۱/۹۸۸۲	۰/۰۴۶۸
γ_0^m	۰/۶۴۴**	۲/۳۴	۰/۰۱۹۳	۰/۷۱***	۴/۶۴۶	۰/۰۰۰۰
γ_1^m	۱/۰۴۱***	۲۴/۷۰۶	۰/۰۰۰۰	۰/۱۱۶۳	۰/۱۳	۰/۸۹۶۱
γ_2^m	۰/۷۰۹***	۵/۵۹۲	۰/۰۰۰۰	۰/۷۵۸***	۶/۶۹۵	۰/۰۰۰۰
γ_0^{im}	۰/۰۰۰۴	۰/۹۱۷۲	۰/۳۵۹	۰/۰۰۰۹۷*	۱/۷۴	۰/۰۸۰۳
γ_1^{im}	۰/۱۸۶۷	۱/۱۳	۰/۲۵	۰/۲۸۱۸*	۱/۸۰۳۷	۰/۰۷۱۳
γ_2^{im}	۰/۵۷۴۱*	۱/۶۴	۰/۰۹۹	۰/۷۱۸۶***	۴/۹۳	۰/۰۰۰۰

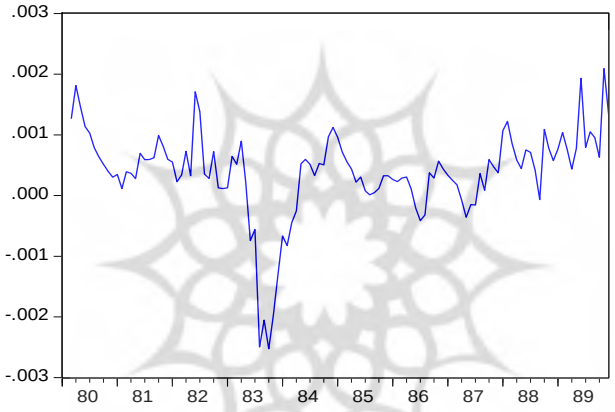
با توجه به برآوردهای جدول ۲، کواریانس‌های مشروط و بتاهای مشروط نیز برآورد شده‌اند. شکل ۱ کواریانس‌های مشروط بازده‌های مازاد پرتفوی‌های ارزشی و رشدی با بازده‌های مازاد پرتفوی بازار را نشان می‌دهد. پانل الف کواریانس مشروط پرتفوی رشدی و پانل ب کواریانس

مشروط پرتفوی ارزشی را نشان می‌دهد.

پانل الف: کواریانس مشروط بازده‌های مازاد پرتفوی رشدی با بازده‌های مازاد پرتفوی بازار



پانل ب: کواریانس مشروط بازده‌های مازاد پرتفوی ارزشی با بازده‌های مازاد پرتفوی بازار



شکل ۱.کواریانس های مشروط حاصل از مدل ناهمسانی خودرگرسیون عمومی (GARCH) دومعادله‌ای

از شکل ۱ مشخص است که کواریانس‌های مشروط (و بنابراین، بتاهای مشروط) بازده‌های مازاد پرتفوی‌های ارزشی و رشدی با بازده‌های مازاد پرتفوی بازار در طول زمان تغییر می‌کنند و این موضوع نشان‌دهنده ماهیت در گذر زمان رابطه بین ریسک–بازده است. همچنین این شکل بیانگر موضوع مهم دیگری از دیدگاه ریسک است. پرتفوی‌های ارزشی در زمان شوک‌های منفی بازار، دارای ریسک پایینی هستند و در زمان شوک‌های مثبت بازار، دارای ریسک بالایی هستند.

این رابطه برای پرتفوی‌های رشدی برعکس است. به عبارت دیگر، پرتفوی‌های رشدی در زمان شوک‌های منفی بازار، ریسک بیشتری از خود نشان می‌دهند و در زمان شوک‌های مثبت بازار، ریسک کمتری از خود نشان می‌دهند.

بنابراین به عنوان نتیجه‌گیری کلی، فرضیه اصلی ۱ مبنی بر متغیر بودن کواریانس مشروط (بتای مشروط) در طول زمان را نمی‌توان رد کرد.

برای آزمون فرضیه ۲، سیستم معادلات (رابطه ۱۰) برآورد شده است. در برآورد سیستم معادلات، n برابر با دو (تعداد پرتفوی) قرار داده شده است. همان طور که در بخش روش تحقیق بیان شد، ضریب شیب (A) در بین دو پرتفوی به دلیل سازگاری مقطعی یکسان در نظر گرفته می‌شوند. همچنین، ضریب C_i در بین دو پرتفوی ارزشی و رشدی تفاوت می‌کند. تحت فرضیه صفر مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در گذر زمان (ICAPM)، ضرایب عرض از مبدأ باید برابر با صفر باشند. از انحرافات برآوردهای عرض از مبدأ از صفر به عنوان آزمون در برابر اعتبار و کفایت تابع مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در گذر زمان (ICAPM) استفاده می‌شود.

جدول ۳. نتایج برآورد سیستم معادلات با شیوه حداقل مجذور وزنی

$$R_{i,t+1} = C_i + A\sigma_{im,t+1} + e_{i,t+1}, \qquad i = 1, \dots, n,$$

به طوری که $R_{i,t+1}$ نشان‌دهنده بازده مازاد زمان (t+۱) پرتفوی i نسبت به نرخ بدون ریسک هستند، و $\sigma_{im,t+1}$ نشان‌دهنده کواریانس مشروط پرتفوی i با پرتفوی بازار است. هر سری منفرد متغیرها (بازده‌های مازاد پرتفوی رشدی، بازده های مازاد پرتفوی ارزشی، و کواریانس مشروط هر پرتفوی با پرتفوی بازار)، شامل ۱۲۰ مشاهده ماهانه است. n نشان‌دهنده تعداد پرتفوی یا به طور معادل، نشان‌دهنده تعداد معادلات برآوردشده است که در این مطالعه برابر با دو است. A در بین دو پرتفوی ارزشی و رشدی یکسان در نظر گرفته شده است. C_i در بین دو پرتفوی متفاوت در نظر گرفته می‌شود.

*، **، و *** به ترتیب نشان‌دهنده سطوح معناداری در سطوح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ هستند.

	توضیح	ضریب	آماره t	مقدار بحرانی
C_1	عرض از مبدأ معادله پرتفوی رشدی	*** ۰/۰۱۵۹	۳/۴۳۸	۰/۰۰۰۷
C_2	عرض از مبدأ معادله پرتفوی ارزشی	۰/۰۱۳***	۳/۱۸۱	۰/۰۰۱
A	ضریب شیب مشترک پرتفوی رشدی و پرتفوی ارزشی با پرتفوی بازار	−۱۱/۲۹**	−۲/۴۵	۰/۰۱۴
	ضریب تعیین معادله پرتفوی رشدی		۰/۰۱۶۱	
	ضریب تعیین معادله پرتفوی ارزشی		۰/۰۳۳۴۲	

در جدول ۳ نتایج برآورد سیستم معادلات با شیوه حداقل مجذور وزنی نشان داده شده است. ضرایب عرض از مبدأ C_1 و C_2 از لحاظ آماری در سطح ۱٪ معنادار هستند و این موضوع

نشان‌دهنده سازگاری مقطعی در بین آلفاهای (به عبارت دیگر، ضرایب عرض از مبدأ سیستم معادلات) پرتفوی رشدی و پرتفوی ارزشی است. ضریب شیب مشترک برآورد شده در سطح ۵٪ معنادار است، اما این ضریب رابطه غیرمستقیمی بین بازده‌های مازاد و ریسک ($\sigma_{im,t+1}$) نشان می‌دهد. بیان دیگر از ضریب شیب منفی، میانگین ضریب ریسک‌گریزی نسبی سرمایه‌گذاران (A) است. به عبارت دیگر، ضریب شیب منفی نشان‌دهنده ریسک‌پذیر بودن سرمایه‌گذاران است. مقدار ضریب شیب که برابر با ۱۱/۲۹- است نیز از لحاظ اقتصادی محسوس است. در هر حال، یافته حاصل با ادبیات موضوعی سنتی در مورد ارتباط مستقیم ریسک-بازده متناقض است. برای مثال، یافته‌های این مطالعه با یافته‌های مرتون [۱۷] از ضریب ریسک‌گریزی نسبی (A) که رابطه مستقیمی بین ریسک و بازده در گذر زمان یافت، در تناقض است. همچنین، از لحاظ معناداری رابطه در گذر زمان بین ریسک و بازده، یافته‌های این مطالعه با یافته‌های مطالعات بالی و همکاران [۳]، چان و همکاران [۱۰] و سنتانا [۲۱] در تناقض است. این محققان رابطه در گذر زمان غیرمعناداری بین ریسک و بازده یافتند. همچنین از حیث رابطه غیرمستقیم بازده و ریسک، نتایج این تحقیق با مطالعات کمپل [۸]، برین و همکاران [۷]، تارنر و همکاران [۲۲]، نلسون [۱۹] و گلستن و همکاران [۱۴] سازگار است. در هر حال با توجه به ضریب شیب معنادار، رابطه در گذر زمان معنادار غیر مستقیمی بین ریسک-بازده در الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در گذر زمان (ICAPM) برآورد شده وجود دارد؛ اما با توجه به ضرایب عرض از مبدأ معنادار C_1 و C_2 ، الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در گذر زمان (ICAPM) معتبر نمی‌باشد.

خلاصه تحقیق

در این تحقیق ابتدا به بررسی پیشینه پژوهش‌های در ارتباط با رابطه در گذر زمان بین ریسک بازده پرداخته شد. اجزای بنیادین تحقیق از لحاظ روش تحقیق ارائه و بیان شد که این پژوهش از نوع مطالعات پس‌رویدادی بر مبنای تجزیه و تحلیل اطلاعات مشاهده شده است. با تجزیه و تحلیل داده‌ها به آزمون دو فرضیه تحقیق پرداخته شد. برآوردهای کواریانس و بتای مشروط حاصل از الگوی ناهمسانی مشروط خودرگرسیون عمومی (GARCH) دومعادله‌ای نشان داد که کواریانس‌ها و بتاها در طول زمان متغیر هستند. به عبارت دیگر، بتاها و کواریانس‌ها مشروط هستند. همچنین، برآورد سیستم معادلات با شیوه حداقل رگرسیون وزنی نشان می‌دهد که رابطه در گذر زمان غیرمستقیمی بین ریسک و بازده وجود دارد و این که مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در گذر زمان (ICAPM) معتبر نمی‌باشد.

محدودیت‌های تحقیق

دوره کوتاه این تحقیق (۱۰ سال) محدودیت اصلی تحقیق محسوب می‌شود. زیرا برآورد الگوهای ناهمسانی واریانس با دوره‌های بلندمدت و با فراوانی بیشتر، نتایج بهتری از لحاظ اقتصادسنجی مالی فراهم می‌کند. لذا با استفاده از دوره زمانی ماهانه و استفاده از ۱۲۰ مشاهده برای هر مجموعه از متغیرها، تا حدودی از اهمیت این محدودیت کاسته شده است. در هر حال، کمی مشاهدات در این نوع تحقیقات تجربی، به عنوان یک محدودیت در تعمیم نتایج اهمیت دارد.

پیشنهادهایی برای استفاده‌کنندگان از نتایج تحقیق

استفاده‌کنندگان نتایج این نوع تحقیقات، سرمایه‌گذاران نهادی، سرمایه‌گذاران منفرد، سازمان‌های نظارتی نظیر سازمان بورس و اوراق بهادار و سازمان‌های اجرایی نظیر شرکت بورس اوراق تهران می‌باشند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که در زمان وجود شوک‌های مثبت و منفی قابل ملاحظه، پرتفوی‌های ایجادشده بر اساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به‌طور عام (و سهام ارزشی و سهام رشدی به طور خاص) رفتار کاملاً متفاوتی از خود نشان می‌دهند. بنابراین، سرمایه‌گذاران نهادی و منفرد می‌توانند در زمان تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری به این رابطه توجه داشته باشند.

پیشنهادهایی برای تحقیقات آتی

۱. تشکیل پرتفوی‌های بیشتر بر اساس معیارهای مختلف از قبیل صنعت و اندازه شرکت و برآورد روابط ریسک-بازده در گذر زمان با متغیرهای مربوط به این پرتفوی‌ها.
۲. به‌کارگیری متغیرهای وضعیتی از قبیل متغیرهای مالی بنیادی و متغیرهای کلان اقتصادی در الگوی ناهمسانی مشروط خودرگرسیون عمومی (GARCH) جهت لحاظ کردن تقاضای مصون‌سازی سرمایه‌گذاران برای مصرف مطلوب آینده و آزمون اعتبار الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در گذر زمان (ICAPM).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

1. Baillie, R.T., and DeGennaro, R.P. (1990) *"Stock Returns and Volatility"*, Journal of Financial and Quantitative Analysis, 25, 203–214.
2. Bali, T.G. (2008) *"The Intertemporal Relation between Expected Returns and Risk"*, Journal of Financial Econometrics, 87, 101-103.
3. Bali, T.G., Cakici, N., Yan, X., and Zhang, Z. (2005) *"Does Idiosyncratic Risk Really Matter?"*, Journal of Finance, 60, 905–929.
4. Bali, T.G., and Peng, L. (2006) *"Is There a Risk-Return Trade-off? Evidence from High Frequency Data"*, Journal of Applied Econometrics, 21, 1169–1198.
5. Bollerslev, T. (1986) *"Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity"*, Journal of Econometrics, 31, 307–327.
6. Bollerslev, T., Engle, R.F., and Wooldridge, J.M. (1988) *"A Capital Asset Pricing Model With Time-Varying Co-Variances"*, Journal of Political Economy, 96, 116–131.
7. Breen, W., Glosten, L.R., and Jagannathan, R. (1989) *"Economic Significance of Predictable Variations in Stock Index Returns"*, Journal of Finance, 44, 1177–1189.
8. Campbell, J.Y. (1987) *"Stock Returns and the Term Structure"*, Journal of Financial Economics, 18, 373–399.
9. Campbell, J.Y., and Hentchel, L. (1992) *"No News is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns"*, Journal of Financial Economics, 31, 281–318.
10. Chan, K.C., Karolyi, G.A., and Stulz, R.M. (1992) *"Global Financial Markets and the Risk Premium on US Equity"*, Journal of Financial Economics, 32, 137–167.
11. Chou, R.Y. (1988) *"Volatility Persistence and Stock Valuations: Some Empirical Evidence Using GARCH"*, Journal of Applied Econometrics, 3, 279–294.
12. French, K.R., Schwert, G.W., and Stambaugh, R. (1987) *"Expected Stock Returns and Volatility"*, Journal of Financial Economics, 19, 3–29.
13. Ghysels, E., Santa-Clara, P., and Valkanov, R. (2005) *"There is a Risk-Return Trade-off after All"*, Journal of Financial Economics, 76, 509–548.
14. Glosten, L.R., Jagannathan, R., and Runkle, D.E. (1993) *"On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Returns on Stocks"*, Journal of Finance, 48, 1779–1801.
15. Goyal, A., and Santa-Clara, P. (2003) *"Idiosyncratic Risk Matters!"*, Journal of Finance, 58, 975–1008.
16. Harrison, P., and Zhang, H.H. (1999) *"An Investigation of the Risk and Return Relation at Long Horizons"*, Review of Economics and Statistics, 81, 399–408.
17. Merton, R.C. (1973) *"An Intertemporal Asset Pricing Model"*, Econometrica, 41, 867–887.
18. Merton, R.C. (1980) *"On Estimating the Expected Return on the Market: An Exploratory Investigation"*, Journal of Financial Economics, 8, 323–361.
19. Nelson, D.B. (1991) *"Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach"*, Econometrica, 59, 347–370.
20. Scruggs, J.T. (1998) *"Resolving the Puzzling Inter-temporal Relation between the Market Risk Premium and Conditional Market Variance: A Two-Factor Approach"*, Journal of Finance, 53, 575–603.

21. Sentana, E. (1995) *"Quadratic ARCH Models"*, Review of Economic Studies, 62, 639–661.
22. Turner, C.M., Startz, R., and Nelson, C.R. (1989) *"A Markov Model of Heteroskedasticity, Risk, and Learning in the Stock Market"*, Journal of Financial Economics, 25, 3–22.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی