

Extending Capital Asset Pricing Model for Industrial Portfolio in Tehran Stock Exchange

Hassan Heidari^{1*}, Ali Heidarpour²

1- Associate Professor of Economics, Urmia University, Faculty of Economics and Management, Department of Economics
h.heidari@urmia.ac.ir

2- Lecturer of Economics, West Azarbaijan Payame Nour University, Faculty of Economics and Management, Department of Economics
ah2909532054@gmail.com

Abstract

In order to model, estimate and make a comparative analysis of the behavior of systematic risk, this paper, by using daily data from 09.28.1997 to 09.22.2015, estimates and extends the traditional Capital Asset Pricing Model for industrial portfolio in Tehran Stock Exchange, with DBEKK_GARCH and Shwert_Seguin Models. Findings show that estimated systematic risk for the Iranian industrial portfolio is time-varying. Therefore, using the traditional Capital Asset Pricing Model, with constant beta, may not be a good idea for modeling systematic risk and forecasting the expected returns of capital assets, as it may lead us to misleading results. Also findings show that the traditional CAPM and Shwert_Seguin models have almost identical forecast accuracy, although their accuracy is less than the DBEKK_GARCH model. The estimated systematic risk, from DBEKK_GARCH and Shwert_Seguin models, does not show any trend behavior over time.

Keywords: Systematic risk, CAPM, DBEKK_GARCH, Shwert_Seguin.

بسط الگوی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای برای سبد سرمایه‌گذاری صنایع فعال در بورس اوراق بهادار تهران

حسن حیدری^{۱*}، علی حیدرپور^۲

۱- دانشیار اقتصاد دانشگاه ارومیه، دانشکده اقتصاد و مدیریت، گروه اقتصاد

h.heidari@urmia.ac.ir

۲- مدرس مدعو دانشگاه پیام نور آذربایجان غربی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، گروه اقتصاد

ah2909532054@gmail.com

چکیده

این پژوهش برای الگوسازی، تخمین و تحلیل رفتار ریسک سیستماتیک، به بسط و تخمین الگوی سنتی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، برای سبد سرمایه‌گذاری صنایع فعال در بورس اوراق بهادار تهران اقدام می‌کند. بدین منظور، از الگوهای خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته و اشورت-سگوتین و داده‌های روزانه بازده بورس اوراق بهادار تهران و صنایع فعال در آن، از مهرماه سال ۱۳۷۶ تا شهریور ۱۳۹۴ بهره می‌برد. نتایج به‌دست آمده همانند نتایج پژوهش‌های کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه، نشان می‌دهد ضریب بتای الگوی سنتی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، در طول زمان تغییر می‌کند؛ بنابراین استفاده از این الگو با بتای ثابت، برای الگوسازی ریسک سیستماتیک و پیش‌بینی بازده آینده دارایی‌های مالی، ممکن است به نتایج گمراه‌کننده‌ای منجر شود. همچنین یافته‌ها نشان می‌دهد الگوی سنتی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و الگوی اشورت-سگوتین، دقت پیش‌بینی تقریباً یکسان و هر دو الگو نسبت به الگوی خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته، دقت پیش‌بینی کمتری دارند. ریسک سیستماتیک حاصل از تخمین الگوی خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته و الگوی اشورت-سگوتین، روند خاصی را دنبال نمی‌کند.

واژه‌های کلیدی: الگوی خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته، الگوی اشورت-سگوتین، الگوی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، ریسک سیستماتیک

مقدمه

از آنجایی که بیشتر از هشتاد درصد حجم فعالیت و معاملات در بورس اوراق بهادار تهران متعلق به شرکت‌های فعال در بخش صنعتی است؛ در این پژوهش، شناخته‌شده‌ترین و پرکاربردترین الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، یعنی الگوی سنتی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای دو گشتاوره، برای بخش صنعت بورس اوراق بهادار تهران بررسی و بسط داده شده است. این الگو را شارپ^۱ و لینتنر^۲ برای بررسی ریسک سیستماتیک در چارچوب گشتاورهای میانگین-واریانس معرفی کردند. این الگو فرض می‌کند بین بازده مدّ نظر یک دارایی مالی و بازاری که دارایی مالی در آنجا داد و ستد می‌شود، رابطه‌ای خطی وجود دارد و این رابطه خطی در پارامتری به نام ضریب بتا تلخیص می‌شود و به صورت شاخص اندازه‌گیری ریسک سیستماتیک به کار می‌رود. در این الگو فرض می‌شود میزان ریسک سیستماتیک در طول زمان ثابت است. گفتنی است اعتبار این الگو به دو فرض اساسی محدودکننده بستگی دارد که یکی از آنها نرمال بودن شکل توزیع بازده مدّ نظر دارایی و دیگری درجه دو بودن تابع مطلوبیت سرمایه‌گذاران بازارهای دارایی‌های مالی است؛ به گونه‌ای که توزیع ثروت تنها با میانگین و واریانس آن تبیین می‌شود؛ اما پژوهش‌های فانگ و لی^۳ (۱۹۹۷)، وانگ و ساشل^۴ (۱۹۹۹)، مرگنر و بولا^۵ (۲۰۰۸) و چودری و وو^۶ (۲۰۰۹) نشان دادند بازده دارایی‌های مالی، توزیع نرمال ندارند و به‌طور غیرخطی با بازده کل بازار مرتبط شده است؛ از این‌رو، الگوی سنتی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با

ریسک سیستماتیک ثابت، ممکن است برای الگوسازی و پیش‌بینی بازده مدّ نظر دارایی‌های مالی کافی نباشد و حتی ممکن است به نتایج گمراه‌کننده‌ای منجر بشود؛ بنابراین بی‌کفایتی الگوی سنتی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، پژوهشگران مالی را بر آن داشت الگوی خطی بازار را با الگوهای بسط‌یافته دیگری جایگزین کنند. یکی از این بسط‌ها این است که به ریسک سیستماتیک اجازه داده می‌شود به‌طور خطی در طول زمان تغییر کند. در این مورد، یکی از بهترین و شناخته‌شده‌ترین تکنیک‌های الگوسازی برای ارزیابی و بررسی ناپایداری ریسک سیستماتیک در طول زمان، روش‌های مبتنی بر الگوهای خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته و الگوی اشورت-سگوئین^۷ (۱۹۹۰) است. از ویژگی‌های بارز الگوی خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته و الگوی اشورت-سگوئین این است که هر دو الگو، قابلیت اندازه‌گیری ریسک سیستماتیک را در طول زمان دارند و سری زمانی ریسک سیستماتیک را می‌توانند محاسبه کنند. علاوه بر این، الگوی خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته در تبیین نوسان‌ها و همسویی‌های بازده دارایی‌های مالی با بازده بازار این دارایی‌ها، کاربرد زیادی دارد و الگوی اشورت-سگوئین نیز ناهمگنی یا ناهمسانی در بازده دارایی‌های مالی را در محاسبه ریسک سیستماتیک لحاظ می‌کند؛ از این‌رو، این مقاله، با هدف تخمین الگوی خطی بازار، سازگار با الگوی سنتی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، برای بررسی ثبات یا بی‌ثباتی مقدار ریسک سیستماتیک در طول زمان و ارائه یک تحلیل مقایسه‌ای از رفتار ریسک کواریانس

1 Sharpe, W.F.

2 Lintner, J.

3 Fang, H. and Lai, T.Y.

4 Hwang, S. and Satchell, S. E.

5 Mergner, S. and Bulla, J.

6 Choudhry, T. and Wu, H.

7 Schwert & Seguin Model.

ریسک سیستماتیک دارد؛ ولی این تأثیر در شرکت‌های کوچک معنی‌دار نیست.

گروه دوم پژوهش‌های انجام شده در این زمینه، بر الگوهای سری‌های زمانی مبتنی است که تخمین‌هایی از بتا را از ساختار درونی داده‌های سری زمانی میسر می‌کند. برخلاف تعداد اندک پژوهش‌های داخلی در این گروه، در سه دهه اخیر، مطالعات متعددی در کشورهای خارجی بر الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و ریسک سیستماتیک انجام شده است که در ادامه، چند نمونه به اختصار آورده شده است. ردی و دورگا^۱ (۲۰۱۵) به این نتیجه رسیدند که الگوی شرطی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در تبیین رابطه نرخ بازده سهام و نرخ بازده کل بورس اوراق بهادار، الگوی مناسب و شایسته‌ای است. باجپای و شارما^۲ (۲۰۱۵) الگوی سنتی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را با استفاده از روش رگرسیون غلتان^۳ بسط دادند و به این نتیجه رسیدند که الگوی گسترش یافته نسبت به الگوی سنتی، عملکرد بهتری در تبیین رابطه ریسک سیستماتیک و نرخ بازده سهام دارد. باربریس، گرینوود، جین و شلیفر^۴ (۲۰۱۴) الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را برای دو گروه از سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه آزمودند. گروه اول، نرخ بازده آینده اوراق بهادار را از اطلاعات نرخ‌های گذشته این اوراق استنتاج می‌کردند. گروه دوم نیز با استفاده از الگوی انتظارات عقلایی با اطلاعات کامل، به استنتاج نرخ‌های آینده اوراق اقدام می‌کردند. نتایج نشان داد گروه دوم، عملکرد بهتری در پیش‌بینی نرخ بازده داشتند. مرگنر و بولا (۲۰۰۸) رفتار ریسک سیستماتیک را در ۱۸ بخش اقتصادی اروپا با استفاده از

سیستماتیک به دست آمده از الگوهای خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته و الگوی اشورت-سگوئین بر حسب دقت پیش‌بینی آنها، الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی را برای صنایع فعال در بورس اوراق بهادار تهران بسط می‌دهد. البته قبل از اقدام به بسط الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای لازم است به طور مختصر، پیشینه پژوهش در داخل و خارج از کشور بررسی شود. به طور کلی، کارهای پژوهشی انجام شده در این زمینه، به دو گروه تفکیک می‌شود. گروه اول مبتنی بر الگوهای اقتصادسنجی است که با استفاده از الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، تغییرات ریسک سیستماتیک را به عنوان تابعی از متغیرهای اقتصادی مشاهده‌شدنی، الگوسازی می‌کند که بیشتر پژوهش‌های داخل کشور، در زمره گروه اول یعنی الگوهای اقتصادسنجی کلاسیک قرار دارد و درباره الگوهای سری زمانی که پویایی‌های ضریب بتا را مدنظر قرار داده باشد، مطالعه چندانی وجود ندارد؛ برای نمونه، پیری و همکاران (۱۳۹۲) در مقاله‌ای، اثر ریسک سیستماتیک را بر ارزش افزوده اقتصادی بررسی کردند و نشان دادند رابطه منفی و معکوسی بین ریسک سیستماتیک و ارزش افزوده وجود دارد. سعیدی و رامشه (۱۳۹۰) نیز گزارش می‌کنند میان بتا و متغیرهای رشد سود عملیاتی، تغییرپذیری سود عملیاتی، همبستگی سود عملیاتی با شاخص سبد سرمایه‌گذاری بازار و اختیار رشد، ارتباط معناداری وجود دارد. همچنین علی‌نژاد و همکاران (۱۳۹۲) نشان می‌دهند سرمایه‌گذاری نهادی، تأثیر معنی‌داری در ریسک سیستماتیک ندارد؛ ولی با در نظر گرفتن اندازه شرکت به عنوان متغیر کنترلی، مشخص شد سرمایه‌گذاری نهادی در شرکت‌های بزرگ، تأثیر معنی‌دار و مثبتی بر

1 Reddy.m.s and Durga.s.

2 Bajpai.s and Sharma.a.k.

3 Rolling Regression Methodology

4 Barberis.N, Greenwood.R, Jin.L and Shleifer.A.

پرشش های فوق، این فرضیه ها آزموده می شوند. رفتار ریسک سیستماتیک صنایع فعال در بورس اوراق بهادار تهران پویا است. تغییرات خودی (اثر ARCH) و ناپایداری (اثر GARCH) نرخ بازده بورس اوراق بهادار تهران و صنایع فعال در آن، در دوره جاری متأثر از تغییرات خودی و ناپایداری های دوره قبل است. دقت پیش بینی الگوی سنتی نسبت به دو الگوی خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته و اشورت-سگوئین، کمتر است.

در قسمت دوم مقاله، روش پژوهش توضیح داده شده است که شامل نحوه استخراج الگوی قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای و مقایسه آن با الگوی خطی بازار، بسط الگوی سنتی قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای با استفاده از الگوی خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته^۱ و الگوی اشورت-سگوئین و توصیف و تبیین داده های پژوهش است. در قسمت سوم مقاله، یافته های پژوهش، در قسمت چهارم، نتیجه گیری و پیشنهادها و در قسمت پایانی نیز منابع استفاده شده آورده شده است.

روش پژوهش

در مبانی سرمایه گذاری، هدف سرمایه گذار، رسیدن به بیشترین نرخ بازده مدنظر از میان بازده های موجود (پراکنده شده در اطراف میانگین بازده ها) با کمترین ریسک است. در راستای هدایت سرمایه گذار برای دستیابی به این هدف، پژوهشگران حوزه مالی به استخراج الگوی قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای سنتی از روش انتخاب بهینه سبد دارایی های مالی، با

روش خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته بررسی و بی ثباتی ریسک سیستماتیک را ثابت کرده اند. اشورت و سگوئین (۱۹۹۰) به شواهدی دست یافتند که نشان می دهد ناتوانی الگوی های قبلی در تأیید الگوی قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای ناشی از قصور آنها در احتساب ناهمسانی واریانس در نرخ بازده است. مشاهده می شود مطالعات ذکر شده با ارائه بسط هایی از الگوی قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای، نشان داده اند ریسک سیستماتیک در طول زمان ثابت نیست؛ بلکه تغییر می کند؛ بنابراین الگوی سنتی قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای، برای الگوسازی و پیش بینی بازده مدنظر دارایی های سرمایه ای کافی نیست و به نتایج گمراه کننده ای منجر می شود؛ از این رو، بسط این الگو با تکنیک های پیشرفته را امری پرهیزناپذیر می کند که در بخش های بعدی مقاله به بسط و تخمین آن با روش های مناسب تری اقدام شده است. اکنون پرسش این است که آیا الگوی قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای سنتی برای تبیین رابطه نرخ بازده بورس اوراق بهادار تهران و بازده صنایع فعال در آن، الگوی مناسبی است یا نیازمند توسعه آن با برخی ابزارها و تکنیک های اقتصادسنجی است؟ آیا ریسک سیستماتیک صنایع فعال در بورس اوراق بهادار تهران ایستا است یا در طول زمان تغییر می کند؟ آیا تغییرات خودی، (اثر ARCH) و ناپایداری (اثر GARCH) نرخ بازده بورس اوراق بهادار تهران و صنایع فعال در آن، در دوره جاری متأثر از تغییرات خودی و ناپایداری های دوره قبل است؟ آیا دقت پیش بینی الگوی قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای سنتی نسبت به الگوهای خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته و الگوی اشورت-سگوئین کمتر است؟ بنابراین برای یافتن پاسخ های مناسب برای

۱ الگوی GARCH با رهیافت DBEKK که انگل و کرونر (۱۹۹۵) معرفی کردند.

خودرگرسیونی واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته، ریسک سیستماتیک متغیر را به طور غیرمستقیم با تخمین واریانس شرطی نرخ بازده سبد دارایی در بازار دارایی‌های مالی و نرخ بازده دارایی α_m در همان بازار و با فرض وجود همبستگی بین آنها محاسبه می‌کند. قبل از بررسی موضوع تخمین و محاسبات مربوط، لازم است درباره ساختار الگوهای ناهمسانی واریانس شرطی خودرگرسیونی تعمیم یافته به کاررفته در این مقاله توضیح مختصری داده شود.

پس از آنکه انگل (۱۹۸۲) الگوی ناهمسانی واریانس شرطی خودرگرسیونی را تعریف کرد و بولرسلیو (۱۹۸۶) آن را به الگوی خودرگرسیونی واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته برای دربرگرفتن ساختار ناپایداری‌های پیچیده‌تر گسترش داد، مسأله الگوسازی فراریت (ناپایداری) سری‌های زمانی بازده دارایی‌های مالی، یکی دیگر از مباحث پرطرفدار در زمینه‌های اقتصاد مالی شد و انواع الگوهای خودرگرسیونی واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته در تبیین نوسان‌ها و همسویی‌های بازده دارایی‌های مالی با بازده بازار این دارایی‌ها به‌وفور استفاده شد؛ اما قبل از به‌کارگیری این الگوها باید توجه داشت که برخی الزامات روش شناختی باید مهیا شوند. یکی از این الزامات این است که قبل از تعیین مشخصات و ویژگی‌های یک الگوی خودرگرسیونی واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته لازم است یک سیستم معادلات میانگین برای ایجاد و تولید جملات پسماند ε_{it} با میانگین شرطی صفر ایجاد شود. بدین منظور در این مقاله، از سیستم معادلات ارائه شده در معادله (۳) برای تعیین مشخصات الگوی خودرگرسیونی واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته استفاده می‌شود.

استفاده از گشتاورهای میانگین و واریانس موفق شدند که شکل کلی آن به صورت زیر است:

(۱)

$$[E(R_i) - R_f] = \beta_{im}[E(R_m) - R_f]$$

که در آن $\beta_{im} = \frac{[cov(R_i, R_m)]}{\sigma_{R_m}^2}$ است. همچنین ثابت شده است الگوی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای ارائه شده در رابطه (۱) با الگوی خطی بازار، ارائه شده در رابطه (۲) سازگار است؛ زیرا با لحاظ کردن انتظارات در الگوی خطی بازار، ارائه شده در رابطه زیر، به الگوی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای می‌توان دست یافت. البته بدون نیاز به فرض $k_i = 0$ ، می‌توان ثابت کرد $\beta_{im} = \alpha_{1i}$ است.

(۲)

$$(R_i - R_f) = k_i + \alpha_{1i}(R_m - R_f) + \varepsilon_i$$

چنانکه در رابطه (۲) مشاهده می‌شود، به راحتی برای تخمین ریسک سیستماتیک (β_{im}) ، الگوی خطی بازار را برای داده‌های مالی می‌توان برازش کرد و تخمین‌هایی از α_{1i} را با استفاده از روش رگرسیون‌های خطی کلاسیک به دست آورد. گفتنی است β_{im} تخمین زده شده، مقدار ثابتی خواهد بود؛ ولی برای تخمین و ارزیابی ناپایداری ریسک سیستماتیک، الگوی خطی بازار (سازگار با الگوی سنتی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای) می‌تواند بسط داده شود، به گونه‌ای که به ریسک سیستماتیک، (β_{im}) ، اجازه داده شود در طول زمان تغییر کند که در این صورت، ریسک سیستماتیک با β_{imt} نشان داده خواهد شد. در این حالت، ریسک سیستماتیک متغیر با استفاده از الگوهای خودرگرسیونی واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته تخمین زده خواهد شد. الگوهای

(۳)

مشخصات این الگوها است. نخست اینکه، لازم است الگو به قدر کافی انعطاف پذیر باشد تا پویایی های واریانس ها و کواریانس های شرطی را بتواند نشان دهد. دوم اینکه، لازم است به قدر کافی اقتصادی باشد تا تخمین نسبتاً آسانی از الگو و تعبیر ساده ای از پارامترها را میسر کند. همچنین لازم است ماتریس واریانس و کواریانس آنها معین مثبت باشد. بدین منظور، الگوی خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته را به صورتی می توان طراحی کرد (با اعمال چندین محدودیت) که مثبت معین بودن در ساختار الگو وارد شود. در مبانی موجود در این مورد، دو روش غالب در پارامتری کردن الگوهای خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته وجود دارد. یکی، الگوی VEC است که تعمیم ساده ای از الگوی خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته دو عاملی خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته (1,1) است و دیگری الگوی BEKK است که در این مقاله از نوع قطری آن یعنی الگوی خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته DBEKK استفاده می شود؛ زیرا این الگو به صورتی طراحی شده است که پارامترهای کمتری دارد و ماتریس واریانس و کواریانس آن مثبت معین است و ویژگی مثبت معین بودن، واریانس های تخمین زده شده غیرمنفی ($\sigma \geq 0$) را تضمین می کند که یکی از الزامات بود. یکی از جذابیت های این الگو این است که ماتریس واریانس_ کواریانس معین مثبت در ساختار خودش دارد؛ زیرا ماتریس های A و B درون الگو، درجه دوم است و بنابراین تضمین می کنند که ماتریس واریانس_ کواریانس آن مثبت معین خواهد بود. این الگو، ساختاری به شکل زیر دارد:

$$\begin{aligned} R_{i,t} &= \alpha_{i1} + \alpha_{i2} R_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \\ R_{m,t} &= \alpha_{m1} + \alpha_{m2} R_{m,t-1} + \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{it} &, \varepsilon_{it} | I_{t-1} \sim N(0, H_t), H_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

در رابطه بالا، α_{i1} و α_{m1} ضرایب «انحراف بلندمدت» است و α_{i2} و α_{m2} درجه سرریز آثار را بر زمان نشان می دهد. اطلاعات موجود بازار در انتهای زمان $t - 1$ با مجموعه اطلاعات I_{t-1} نشان داده شده است و H_t یک ماتریس واریانس_ کواریانس 2×2 است. H_t لازم است به ماتریس واریانس_ کواریانس جملات خطا با یک دوره تأخیر، ε_{t-1} (اثر ARCH) و ماتریس واریانس_ کواریانس شرطی با یک دوره تأخیر H_{t-1} (اثر خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته) وابسته باشد. به بیان جبری:

(۴)

$$\begin{aligned} VEC(H_t) &= C + A * VEC(\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{i,t-1}) \\ &+ B * VEC(H_{t-1}) \end{aligned}$$

در واقع، رابطه (۴) مشخصات واریانس_ کواریانس یک الگوی خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته (1,1) را نشان می دهد و بدین معنی است که تعداد تأخیرهای زمانی آثار ARCH و خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته، یک دوره است. پس از تخمین سیستم معادلات میانگین فوق و H_t ، β_{imt} از رابطه (۲۳) استخراج می شود:

(۵)

$$\beta_{imt} = \frac{[cov(R_{it}, R_{mt})]}{\sigma_{R_m}^2} = h_{12,t} / h_{22,t}$$

یکی از نکات مهم درباره الگوهای خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته، چگونگی

بسط دیگری از الگوی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را اشورت و سگوئین (۱۹۹۰) به‌عنوان جایگزین دیگر الگوهای خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته، پیشنهاد داده‌اند. آنها در الگوی خطی بازار یا همان الگوی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی، عامل ناهمسانی بازده اوراق بهادار را اضافه کردند. یافته‌های اشورت و سگوئین نشان می‌دهد ناتوانی‌های مطالعات قبلی در تصدیق و تأیید الگوی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی، شاید ناشی از کوتاهی آنها در لحاظ کردن ناهمگنی یا ناهمسانی در بازده دارایی‌های سرمایه‌ای ($h_{22,t}$) در محاسبه ریسک سیستماتیک یا همان ریسک بازار بوده است. بدین ترتیب، گفتنی است الگوی اشورت- سگوئین، الگویی تک‌عاملی از ناهمگنی بازده بازار است که در آن واریانس شرطی بازده بازار- به‌دست آمده از فرایند خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته- برای ایجاد سری‌های زمانی ریسک سیستماتیک متغیر در طول زمان، به‌شکل ارائه شده در معادله (۸) به کار برده می‌شود.

$$B_{SS} = b_1 + b_2 / h_{m,t}$$

که $h_{m,t}$ نشان‌دهنده واریانس شرطی بازده بازار دارایی‌های مالی است و b_1 و b_2 ضرایب رگرسیون زیر هستند:

(۹)

$$R_{i,t}^* = a_0 + b_1 R_{m,t}^* + b_2 r_{m,t} + \varepsilon_{it}$$

براساس رابطه (۸)، B_{SS} شامل یک جزء ثابت b_1 و یک جزء متغیر $b_2 / h_{m,t}$ است. اگر b_2 مثبت باشد،

(۶)

$$H_t = C C' + A'(\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{i,t-1})A + B' H_{t-1} B$$

که در آن A و B ماتریس‌های ضرایب و C یک ماتریس متقارن پایین مثلثی از ضرایب عرض از مبدأ است. در مبانی موجود در این زمینه، الگوی BEKK قطری یعنی DBEKK، به علت داشتن ویژگی همگرابودن پارامترها، در بین پژوهش‌های تجربی بسیار معمول است. به‌ویژه اگر در مواقع محدود بودن تعداد نمونه‌ها، ساختار خوب و شفاف برای تخمین داشته باشد. به‌طور خلاصه، به علت داشتن ویژگی‌هایی نظیر تعبیر آسان پارامترهای تخمین زده شده و همگرایی پارامترها، یعنی ماتریس ضرایب، شیب الگو، قطری است و درایه‌های ماتریس واریانس- کواریانس این الگو فقط به مقادیر دوره قبلی خودش و مقادیر دوره قبلی جملات خطا بستگی دارد. به بیان ریاضی:

(۷)

$$h_{11,t} = c_{11}^2 + a_{11}^2(\varepsilon_{1,t-1}^2) + b_{11}^2 h_{11,t-1}$$

$$h_{12,t} = c_{11}c_{21} + a_{11}a_{22}(\varepsilon_{1,t-1}) + b_{11}b_{22} h_{12,t-1}$$

$$h_{22,t} = (c_{11}^2 + c_{22}^2) + a_{22}^2(\varepsilon_{2,t-1}^2) + b_{22}^2 h_{22,t-1}$$

در الگوی خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته بالا، هفت پارامتر برای تخمین وجود دارد. اگر $i = 1, 2$ و $a_{11}^2 + b_{11}^2 < 1$ باشد، آن‌گاه ماتریس‌های کواریانس شرطی ما ناخواهند بود. گفتنی است قبل از به‌کارگیری این الگو لازم است مطمئن شد که جملات خطا یا پسماند عاری از خودهمبستگی باشند.

(۱۱)

$$MAE = \sum_{t=1}^T \frac{|R_{it} - \hat{R}_{it}|}{T} \quad MSE = \sum_{t=1}^T \frac{(R_{it} - \hat{R}_{it})^2}{T}$$

میزان دقت در پیش‌بینی، به‌طور معکوس و میزان خطای پیش‌بینی به‌طور مستقیم، با مقادیر MAE و MSE در ارتباط است؛ به عبارت دیگر، هرچه مقادیر این دو معیار بزرگ‌تر باشد، دقت در پیش‌بینی، کمتر و خطای پیش‌بینی بیشتر خواهد بود.

در این پژوهش، برای بسط تجربی الگوی سنتی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با استفاده از الگوهای خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته و اشورت-سگوئین، برای صنایع فعال در بورس اوراق بهادار تهران، از داده‌های روزانه ۱۳۹۴/۰۶/۳۱ تا ۱۳۷۶/۷/۶ استفاده شده است. دلیل استفاده از داده‌های روزانه نخست این است که داده‌های با افق طولانی‌تر مثل داده‌های هفتگی، ماهانه و سالیانه، عکس‌العمل‌های زودگذر نسبت به تغییرات و ابداع‌ها را که فقط چند روز بیشتر دوام ندارند، به شفافیت داده‌های روزانه نمی‌تواند نشان دهد. دوم اینکه، عمق داده‌های روزانه، دربارهٔ دربرگرفتن نوفه سفید^۱، زیاد و متأثر از ایام هفته است. علاوه بر این، استفاده از داده‌های روزانه به یافته‌هایی با کنتراست (شفافیت) زیاد منجر می‌شود؛ اما قبل از انجام بسط‌های مذکور، با استفاده از تخمین الگوهای مذکور، الزامات روش‌شناختی ایجاب می‌کند یک‌سری آزمون‌ها از قبیل آزمون ریشه واحد، آزمون خودهمبستگی و آزمون ARCH-LM بر داده‌های پژوهش انجام شود. برای بررسی مانایی داده‌های نرخ بازده کل بورس اوراق بهادار تهران و داده‌های نرخ

رابطهٔ معکوسی بین ریسک سیستماتیک و نوسان‌های بازار وجود دارد و برعکس، اگر b_2 منفی باشد، رابطهٔ مثبتی بین آنها برقرار است. برای به‌دست آوردن سری‌های زمانی B_{SS} الگوی اشورت و سگوئین، سری‌های واریانس شرطی بازده کل بازار ($h_{22,t}$) استفاده می‌شود که الگوی DBEKK ایجاد کرده است. پس از توصیف الگوهای خودرگرسیونی واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته و اشورت-سگوئین لازم است این دو الگو با یکدیگر و با الگوی سنتی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، از نظر دقت پیش‌بینی نرخ بازده‌های آیندهٔ دارایی‌ها در بازارهای مالی مقایسه شود؛ از این رو، برای ایجاد تمایز و ترتیب بین تکنیک‌های استفاده‌شده در تخمین ریسک سیستماتیک، از دو معیار پیش‌بینی به نام‌های میانگین مطلق خطای پیش‌بینی یا MAE و میانگین مجذور خطای پیش‌بینی یا MSE استفاده می‌شود. بدیهی است این دو معیار، معیار مقایسهٔ همه‌جانبهٔ الگوها نیست؛ بلکه فقط از لحاظ مقایسهٔ دقت پیش‌بینی الگوها نسبت به هم به کار برده می‌شود. مقدار پیش‌بینی درون نمونه‌ای متغیر بازده صنایع در بورس اوراق بهادار و نیز متغیر بازده کل بورس اوراق بهادار از رابطهٔ (۱۰) حاصل می‌شود.

(۱۰)

$$R_{i,t}^A = a_i^A + \beta_{i,t}^A R_{m,t}^*$$

با داشتن \hat{R}_{it} پیش‌بینی‌شده، با استفاده از بتاهای برآوردشده، دقت این پیش‌بینی‌ها به کمک خطای پیش‌بینی (مابه‌التفاوت مقادیر پیش‌بینی‌شده و واقعی) ارزیابی می‌شود. همانگونه ذکر شد، بدین منظور از دو معیار خطای پیش‌بینی MAE و MSE استفاده شده است که از روابط (۱۱) به دست می‌آید:

بهادار تهران و نرخ بازده صنایع فعال در آن، برای تشخیص وجود اثر ARCH با استفاده از آزمون ARCH-LM بررسی شد و نتایج نشان داد نرخ بازده کل بورس اوراق بهادار تهران و نرخ بازده صنایع فعال در آن، اثر ARCH دارند.

یافته‌ها

در این قسمت، نتایج حاصل از تخمین سه الگوی استفاده‌شده، به نام‌های الگوی خطی بازار یا همان الگوی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی، الگوی خودرگرسیونی واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته و الگوی اشورت-سکوئین ارائه شده است. ابتدا، نتایج حاصل از تخمین معادله رگرسیون الگوی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی، با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی در جدول (۱) آورده شده است.

بازده صنایع فعال در بورس اوراق بهادار تهران، از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)، فلیپس پرون (PP)، GLS دیکوسی فولر (DF-GLS) و کواپتکووسکی-فلیپس-اشمیت-شاین (KPSS)، استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد همه داده‌های استفاده‌شده، در سطح معنی داری یک درصد، مانا هستند. همچنین برای شناسایی وجود و یا نبود خودهمبستگی نرخ بازده بورس اوراق بهادار و نرخ بازده صنایع فعال در آن، از آزمون همبستگی LM استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد نرخ بازده کل بورس اوراق بهادار و نرخ بازده صنایع فعال در بورس اوراق بهادار تا ۲۰ دوره تأخیر (۲۰ روز) بدون خودهمبستگی هستند. یکی دیگر از الزامات به کارگیری الگوهای خودرگرسیونی واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته DBEKK، وجود اثر ARCH در سری‌های زمانی است. بدین منظور، نرخ بازده کل بورس اوراق

جدول (۱) نتایج تخمین الگوی سنتی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای برای صنایع فعال در بورس اوراق بهادار تهران

معادله رگرسیون الگوی سنتی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای		
مقادیر آماره t	مقادیر برآورد شده ضرایب	نام ضرایب
-۳۸/۰۳	-۰/۰۰۰۹	α_i
۲۵۳/۷	۱/۰۲۱	β_{imt}

سرمایه است. چنانکه مشاهده می‌شود مقدار ضریب بتا (ریسک ثابت) برابر ۱/۰۲۱ است؛ یعنی بازده بخش صنعت در بورس اوراق بهادار تهران نسبت به بازده کل بورس اوراق بهادار تهران، ناپایداری بیشتری دارد. تعبیر دوم این است که بتای بزرگ‌تر به معنی ریسک بیشتر است. از سویی، می‌دانیم ریسک یک سبد دارایی از مجموع ریسک‌های دارایی‌های موجود در آن سبد حاصل می‌شود. از سوی دیگر، با توجه به همبستگی موجود بین بازده صنایع و بورس و نیز با توجه به بتای

در جدول (۱) مشاهده می‌شود مقدار عرض از مبدأ از نظر آماری معنادار؛ ولی مقدار آن بسیار نزدیک به صفر است و این دقیقاً نتیجه‌ای است که از الگوی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، الگوی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، می‌توان انتظار داشت. درباره شیب معادله رگرسیون الگوی کلاسیک بازار یا همان ضریب بتا، تعابیر مختلفی می‌توان ارائه کرد. نخست اینکه، گفتنی است بتا نشان‌دهنده تمایلات بازده دارایی سرمایه‌ای به نوسان‌های موجود در بازار

صنایع در بورس از نوسان‌های بازده بازار بورس بیشتر بوده است؛ اما به نظر می‌رسد تصدیق همه این تعابیر برای یک دوره تقریباً هفده‌ساله با قطعیت نمی‌تواند انجام شود؛ از این رو، دیگر الگوهای سری‌های زمانی بررسی شد که نتایج تخمین آنها در زیر آورده شده است. در جدول (۲) نتایج حاصل از تخمین الگوی خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته، به روش حداکثر راست‌نمایی آورده شده است.

حاصل از تخمین (رقم ۱/۰۲۱) گفتنی است در فاصله سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۳ ریسک بورس اوراق بهادار تهران، به‌عنوان سبد دارایی‌های مختلف به‌دلیل گنجانیدن شرکت‌های صنعتی پر ریسک در خود افزایش یافته است. گفتنی است مثبت بودن علامت بتا، نشان می‌دهد در دوره مد‌نظر، نوسان‌های بازده صنایع با نوسان‌های بورس اوراق بهادار همسو بوده است. بیشتر از یک‌بودن آن نشان می‌دهد حتی نوسان‌های بازده

جدول (۲) نتایج تخمین الگوی خودرگرسیونی واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته برای صنایع فعال در بورس اوراق بهادار تهران

سیستم معادلات خود رگرسیونی واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته:		
$R_{i,t} = \alpha_{i1} + \alpha_{i2} R_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$	معادله میانگین شرطی نرخ بازده صنایع فعال در بورس	
$R_{m,t} = \alpha_{m1} + \alpha_{m2} R_{m,t-1} + \varepsilon_{it}$	معادله میانگین شرطی نرخ بازده بورس	
ضرایب	مقادیر برآورد شده	مقادیر آماره z
α_{i1}	0/0009	0/149
α_{i2}	0/4065	40/24
α_{m1}	0/0017	0/286
α_{m2}	0/4155	41/81

بورس معنی‌دار هستند؛ یعنی وجود آثار ARCH به شدت تأیید می‌شود. عدد درایه (1,1) A نشان می‌دهد یک‌درصد تغییرات خودی (اثر ARCH) نرخ بازده صنایع فعال در بورس در دوره گذشته، باعث تغییرات خودی این بازده‌ها در دوره جاری به میزان ۰/۳۱۷۲ درصد می‌شود. همچنین بی‌ثباتی و ناپایداری یا آثار خودرگرسیونی واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته (درایه‌های ماتریس قطری B یعنی B(1,1) دوره گذشته نرخ بازده صنایع در بورس، بسیار زیاد معنی‌دار و در مقدار بزرگ‌تر است؛ یعنی وجود آثار خودرگرسیونی واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته تأیید می‌شود. عدد درایه B(1,1) نشان می‌دهد وجود

در جدول (۲) مشاهده می‌شود نتایج شامل ضرایب و آماره‌های z، مربوط به معادله میانگین شرطی نرخ بازده صنایع در بورس اوراق بهادار و معادله میانگین شرطی نرخ بازده کل بورس است. نکات مهم در تخمین این معادلات به شرح زیر است:

- ۱- بازده دوره گذشته صنایع در بورس اوراق بهادار، تأثیر مثبت و معنی‌داری در بازده دوره جاری دارد.
- ۲- بازده دوره گذشته کل بورس اوراق بهادار، تأثیر مثبت و معنی‌داری در بازده دوره جاری دارد.
- ۳- تغییرات خودی یا آثار ARCH (درایه‌های ماتریس قطری A یعنی A(1,1) نرخ بازده صنایع در

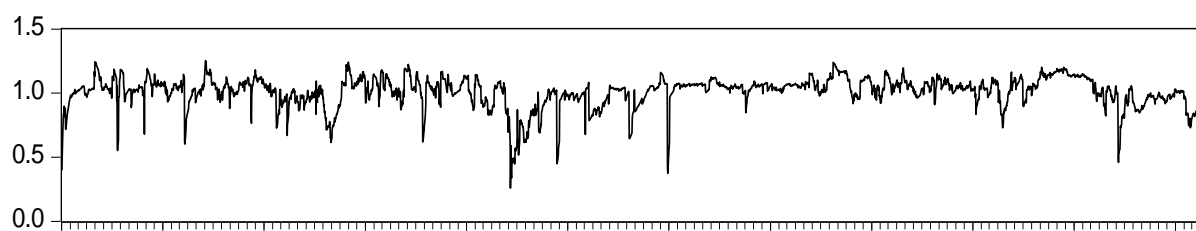
به شدت تأیید می‌شود. عدد درایه (2,2) B نشان می‌دهد وجود یک درصد ناپایداری (اثر خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته) در نرخ بازده بورس در دوره گذشته باعث پیدایش ناپایداری در این بازده‌ها در دوره جاری به میزان ۰/۹۴۰۴ درصد می‌شود. مشاهده می‌شود آثار خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته، بسیار بزرگ‌تر از آثار ARCH است؛ یعنی ناپایداری بازده کل بورس اوراق بهادار تهران، بسیار بزرگ‌تر از تغییرات آنهاست.

۵- شرط مانایی ماتریس‌های کواریانس شرطی برقرار شده است؛ زیرا مجموع مجذور درایه‌های A (1,1) و (1,1) یعنی $\alpha_{i1}^2 + \alpha_{m1}^2$ ، کمتر از یک است. همچنین مجموع درایه‌های A (2,2) و B (2,2)، یعنی $\alpha_{i2}^2 + \alpha_{m2}^2$ ، کمتر از یک است.

۶- مقادیر ریسک سیستماتیک با استفاده از ضرایب حاصل از تخمین الگوی خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته DBEKK محاسبه شد که فقط نمودار و برخی آماره‌های مهم آن در نمودار (۱) آورده شده است.

یک درصد ناپایداری (اثر خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته) در نرخ بازده صنایع فعال در بورس در دوره گذشته باعث پیدایش ناپایداری در این بازده‌ها در دوره جاری به میزان ۰/۹۴۲۴ درصد می‌شود. مشاهده می‌شود آثار خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته، بسیار بزرگ‌تر از آثار ARCH است؛ یعنی ناپایداری بازده صنایع در بورس، بسیار بزرگ‌تر از تغییرات آنهاست.

۴- تغییرات خودی یا آثار ARCH (درایه‌های ماتریس قطری A یعنی A(2,2) نرخ بازده بورس معنی دار هستند؛ یعنی وجود آثار ARCH به شدت تأیید می‌شود. عدد درایه A(2,2) نشان می‌دهد یک درصد تغییرات خودی (اثر ARCH) نرخ بازده بورس در دوره گذشته باعث تغییرات خودی این بازده‌ها در دوره جاری به میزان ۰/۳۲۵۶ درصد می‌شود. همچنین بی‌ثباتی و ناپایداری یا آثار خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته (درایه‌های ماتریس قطری B یعنی B (2,2)) دوره گذشته نرخ بازده بورس، به شدت معنی دار و در مقدار بزرگ‌تر هستند؛ یعنی وجود آثار خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته



نمودار (۱) ریسک سیستماتیک محاسبه شده از ضرایب برآورد شده الگوی خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته DBEKK

در نمودار (۱) مشاهده می‌شود سری زمانی ریسک سیستماتیک (ضریب بتای) حاصل از تخمین الگوی خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته، در فاصله سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۳ روند خاصی را دنبال نمی‌کند. بیشترین مقدار بتا ۱/۲۵۲، کمترین مقدار آن ۰/۲۶ و میانگین آن برابر ۱/۰۱ است که از مقایسه آن با بتای حاصل از الگوی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، یعنی ۱/۰۲۱ گفتنی است میانگین ریسک

در نمودار (۱) مشاهده می‌شود سری زمانی ریسک سیستماتیک (ضریب بتای) حاصل از تخمین الگوی خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته، در فاصله سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۳ روند خاصی را دنبال

واریانس شرطی نرخ بازده بورس اوراق بهادار ($h_{m,t}$) در دوره مذکور است. بدین منظور، از تخمین‌های واریانس شرطی نرخ بازده بورس، حاصل از الگوی GARCH_DBEEK ارائه شده در مبحث قبلی استفاده شده است. نتایج حاصل از تخمین الگوی اشورت و سگوئین، پس از محاسبه $h_{m,t}$ از نتایج الگوی GARCH_DBEEK با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی در جدول (۳) آورده شده است.

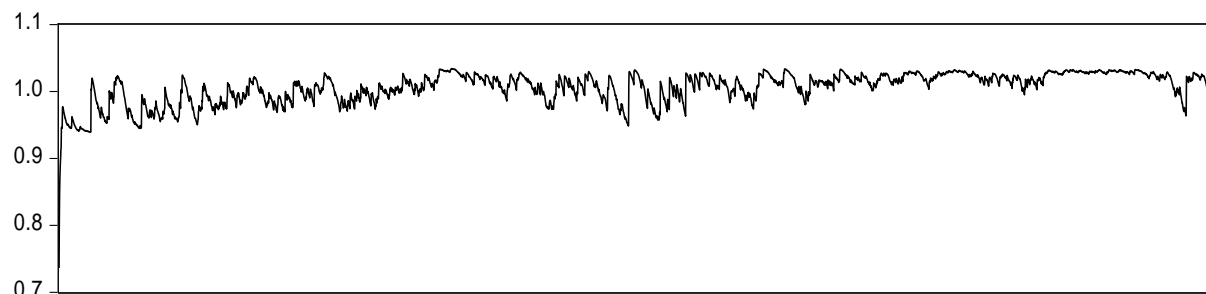
سیستماتیک، در طول دوره مدتظر، بسیار نزدیک به ریسک الگوی خطی بازار است. همانگونه که گفته شد الگوی اشورت_ سگوئین برای نشان دادن ناپایداری موجود در نرخ بازده بورس و محاسبه ریسک سیستماتیک متغیر در طول زمان، متغیر جدید $r_{mt} = R_{mt}/h_{m,t}$ را به الگوی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی اضافه می‌کند؛ بنابراین محاسبه سری بتاها یا ریسک سیستماتیک برای فاصله سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۳ نیازمند تخمین سری زمانی

جدول (۳) نتایج حاصل از تخمین الگوی اشورت و سگوئین برای صنایع فعال در بورس اوراق بهادار تهران

معادله رگرسیون الگوی کلاسیک بازار		
مقادیر آماره t	مقادیر برآورد شده	ضرایب
-۰/۴۵۱	-۰/۰۰۱۱	β_0
۰/۰۰۰۰	۱/۰۳۴۲	β_1
۰/۰۰۱۰	-۰/۰۰۳۷	β_2

تأثیر آن در نرخ بازده صنایع در بورس ناچیز است. مقادیر بتای متغیر در طول زمان و یا ریسک سیستماتیک با استفاده از ضرایب حاصل از تخمین الگوی اشورت_ سگوئین محاسبه شد که فقط نمودار و برخی آماره‌های مهم آن در نمودار (۲) آورده شده است.

در جدول (۳) مشاهده می‌شود مقدار عرض از مبدأ از نظر آماری بی‌معنی و بسیار نزدیک به صفر است؛ یعنی آن را از معادله می‌توان حذف کرد؛ زیرا در محاسبه ریسک سیستماتیک نیز بی‌تأثیر است. ضریب متغیر اضافه شده به الگوی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای از نظر آماری معنی‌دار و مقدار آن منفی و



نمودار (۲) ریسک سیستماتیک محاسبه شده از ضرایب برآورد شده الگوی اشورت_ سگوئین

فاصله سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۳ روند خاصی را دنبال نمی‌کند. بیشترین مقدار بتا ۱/۰۳۳۶۴، کمترین مقدار

در نمودار (۲) مشاهده می‌شود سری زمانی ریسک سیستماتیک حاصل از الگوی اشورت_ سگوئین در

واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته و الگوی اشورت و سگوئین ارائه شده است؛ بدین صورت که ابتدا آماره‌های توصیفی و ضرایب همبستگی برآوردشده بتاهای محاسبه شده برای نشان دادن تفاوت‌ها و تشابه‌های الگوها، مقایسه و سپس به طور کلی، رفتار ریسک‌های سیستماتیک محاسبه شده الگوهای مذکور بررسی می‌شود.

آن 0.73593 و میانگین آن برابر $1/0.0561$ است که از مقایسه آن با بتای حاصل از الگوی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، یعنی $1/0.2112$ گفتنی است میانگین ریسک سیستماتیک، در طول دوره مد نظر، بسیار نزدیک به ریسک الگوی خطی بازار است. در جدول (۴) تحلیلی مقایسه‌ای از ریسک سیستماتیک به دست آمده از الگوی خودرگرسیون

جدول (۴) نتایج برخی آماره‌های ریسک سیستماتیک حاصل از الگوهای برآوردشده

احتمال Jarque-Bera	کشیدگی	چولگی	میانگین	نام الگو
۰/۰۰۰	۵۶۴۸/۰۴۹	۷/۶۳۲۳۱۲	-۱/۶۹۰۷۸	۱/۰۰۸۶۹۲
۰/۰۰۰	۱۰۵۸۰/۸۲	۰/۱۴۶۲	-۰/۶۲۴۲۱	۱/۰۰۵۶۱۵

چولگی یا کشیدگی به سمت چپ دارند و شکل کشیدگی آنها تقریباً یکسان است. در پایان، برای مقایسه و ارزیابی دقت پیش‌بینی الگوهای قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی، خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته و اشورت_سگوئین، مقادیر دو معیار MAE و MSE برای هر یک از الگوها، محاسبه و نتایج آن در جدول (۵) آورده شده است.

آماره‌های ارائه شده در جدول (۴) نشان می‌دهد دو الگوی خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته (1,1) و الگوی اشورت و سگوئین در محاسبه ریسک سیستماتیک بسیار به هم شبیه و به ریسک ثابت و نقطه‌ای الگوی خطی بازار یا الگوی سنتی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بسیار نزدیک هستند. همچنین بتاهای محاسبه شده در هر دو الگو،

جدول (۵) نتایج مقایسه و ارزیابی دقت پیش‌بینی الگوهای برآوردشده

مجدور خطای پیش‌بینی	میانگن مطلق خطای پیش‌بینی	نام الگو
۰/۰۲۲۷۸۳	۰/۰۸۹۹۸۳	الگوی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی
۰/۰۲۱۳۸۱	۰/۰۸۴۲۵۳	الگوی خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته
۰/۰۲۲۷۱۲	۰/۰۹۰۲۵۱	الگوی اشورت و سگوئین

پیش‌بینی در ارتباط است؛ به عبارت دیگر، هر چه مقادیر این دو معیار بزرگ‌تر باشد، میزان دقت در پیش‌بینی کمتر خواهد بود؛ یعنی خطای پیش‌بینی بیشتر

چنانکه قبلاً گفته شد، میزان دقت در پیش‌بینی، به طور معکوس و میزان خطای پیش‌بینی به طور مستقیم با مقادیر مجدور خطای پیش‌بینی و میانگن مطلق خطای

دارد. در نهایت، گفتنی است الگوهای که بتا (ریسک سیستماتیک) را در طول زمان، متغیر فرض می‌کند، نسبت به الگوهایی که بتا را در طول زمان ثابت فرض می‌کند، دقت پیش‌بینی زیاد و خطای پیش‌بینی کمتری دارد. گفتنی است به کمک آزمون t جفت‌شده، معنی‌داری اختلاف بین معیار خطای پیش‌بینی الگوهای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی و اشورت_سگوئین و خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته از نظر آماری تأیید شد که نتایج این آزمون در جدول (۶) آورده شده است.

خواهد بود. همانگونه که انتظار می‌رفت و در جدول (۵) مشاهده می‌شود، دو الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی و اشورت_سگوئین که با روش حداقل مربعات معمولی برآورد شده‌اند، از نظر مقدار عددی، دقت پیش‌بینی تقریباً یکسان و هر دو الگو نسبت به الگوی خودرگرسیونی واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته، که با روش حداقل راست‌نمایی برآورد شده است، دقت پیش‌بینی کمتری دارند. همچنین مشاهده می‌شود الگوی برآوردشده با روش حداقل راست‌نمایی نسبت به الگوهای برآوردشده با روش حداقل مربعات معمولی، خطای پیش‌بینی کمتری

جدول (۶) آزمون t جفت‌شده برای معیار میانگین مجذور خطای پیش‌بینی الگوهای برآوردشده

اختلاف معیار خطای پیش‌بینی الگوها	Paired Samples t. statistics	Sig. (2-tailed)
$MSE^{GARCH} - MSE^{TCAPM}$	-۱۹۶۷۴/۴۱۹	۰/۰۰۰۰
$MSE^{GARCH} - MSE^{SS}$	-۱۵۲۴۳/۰۸۹	۰/۰۰۰۰
$MSE^{SS} - MSE^{TCAPM}$	۶۳۵/۸۱۳	۰/۰۰۰۰

الگوی مذکور بسط داده شده و با استفاده از داده‌های روزانه -به تعداد ۴۱۲۲ روز- برای نرخ بازده صنایع فعال در بورس اوراق بهادار تهران و نرخ بازده روزانه کل بورس اوراق بهادار تهران و نرخ‌های روزانه سود بانکی برای سپرده‌گذاری‌ها، در فاصله روزهای ششم مهرماه سال ۱۳۷۶ تا نوزدهم بهمن‌ماه سال ۱۳۹۳، ریسک سیستماتیک، تخمین و قدرت پیش‌بینی سه الگوی مذکور مقایسه شده است که نتایج تجربی حاصل نشان می‌دهد داده‌های بورس اوراق بهادار تهران همانند بورس کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه، ناپایداری ریسک سیستماتیک را در طول زمان تأیید می‌کند. مقدار ضریب بتا برای الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای برابر ۱/۰۲۱ است؛

در جدول (۶) مشاهده می‌شود اختلاف بین معیار خطای پیش‌بینی الگوهای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی و اشورت_سگوئین و خودرگرسیونی واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته، از نظر آماری معنی‌دار است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در پژوهش حاضر برای الگوسازی و تخمین ریسک سیستماتیک، برای بازده صنایع فعال در بورس اوراق بهادار تهران، به تخمین الگوی سنتی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای اقدام شده است؛ سپس به کمک الگوی خودرگرسیونی واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته و الگوی اشورت_سگوئین،

سری زمانی ریسک سیستماتیک حاصل از تخمین الگوی خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته و الگوی اشورت و سگوئین در فاصله سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۳ روند خاصی را دنبال نمی‌کند. الگوی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و الگوی اشورت و سگوئین، دقت پیش‌بینی تقریباً یکسانی دارند و هر دو الگو نسبت به الگوی خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته، دقت پیش‌بینی کمتری دارند. الگوی برآوردشده با روش حداکثر راست‌نمایی نسبت به الگوهای برآوردشده با روش حداقل مربعات معمولی، خطای پیش‌بینی کمتری دارد. از آنجایی که دربارهٔ بسط الگوی سنتی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و ریسک سیستماتیک، پژوهش‌های زیادی انجام نشده است، به نظر می‌آید این پژوهش جزء کارهای اولیه در این زمینه باشد؛ اما هنوز مسائل زیادی در این زمینه وجود دارد که راه را برای پژوهش‌های گسترده از جمله بسط الگوی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، با استفاده از الگوهای حالت-فضا که با روش‌های مختلف فیلتر کالمن انجام می‌شود و بسط الگوی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به الگوهای مثل الگوی نوسان‌های تصادفی، الگوی حالت-فضا، الگوی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سه‌گشتاوره و الگوی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای چهارگشتاوره باز گذاشته است.

از محدودیت‌های این پژوهش و پژوهش‌های مربوط به این زمینه، در دسترس نبودن آمار و اطلاعات مربوط به شاخص لایبور^۱، برای محاسبهٔ نرخ بازده عاری از ریسک است که به جای آن از نرخ سود بانکی استفاده شد.

یعنی بازده صنایع فعال در بورس اوراق بهادار تهران نسبت به بازده کل بورس، نوسان‌های بیشتری دارد. گفتنی است مثبت بودن علامت بتا نشان می‌دهد در دورهٔ مدنظر، نوسان‌های بازده صنایع با نوسان‌های بورس اوراق بهادار همسو بوده است. بازده دورهٔ گذشتهٔ صنایع فعال در بورس اوراق بهادار، تأثیر مثبت و معنی‌داری در بازده دورهٔ جاری دارد. بازده دورهٔ گذشتهٔ کل بورس اوراق بهادار، تأثیر مثبت و معنی‌داری در بازده دورهٔ جاری دارد. یک درصد تغییرات خودی (اثر ARCH) نرخ بازده صنایع در بورس در دورهٔ گذشته باعث تغییرات خودی این بازده‌ها در دورهٔ جاری به میزان ۰/۳۱۷۲ درصد می‌شود. همچنین وجود یک درصد ناپایداری (اثر خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته) در نرخ بازده صنایع در بورس در دورهٔ گذشته باعث پیدایش ناپایداری در این بازده‌ها در دورهٔ جاری به میزان ۰/۹۴۲۴ درصد می‌شود. مشاهده می‌شود آثار خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته بسیار بزرگ‌تر از آثار ARCH است؛ یعنی ناپایداری بازده صنایع در بورس، بسیار بزرگ‌تر از تغییرات آنهاست. یک درصد تغییرات خودی (اثر ARCH) نرخ بازده بورس در دورهٔ گذشته باعث تغییرات خودی این در دورهٔ جاری به میزان ۰/۳۲۵۶ درصد می‌شود. همچنین وجود یک درصد ناپایداری (اثر خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته) در نرخ بازده بورس در دورهٔ گذشته باعث پیدایش ناپایداری در این بازده‌ها در دورهٔ جاری به میزان ۰/۹۴۰۴ درصد می‌شود. مشاهده می‌شود آثار خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته بسیار بزرگ‌تر از آثار ARCH است؛ یعنی ناپایداری بازده بورس، بسیار بزرگ‌تر از تغییرات آنهاست.

منابع

- of regression residuals. *Economics Letters*. 6 (3):255–259.
- [11] Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics*. 47(1):13–37.
- [12] Mergner, S. & Bulla, J. (2008). Time-varying beta risk of pan-European industry portfolios: A comparison of alternative modeling techniques. *European Journal of Finance*. 14 (8):771–802.
- [13] Neslihanoglu, S. (2014). Validating and Extending the Two-Moment Capital Asset Pricing Model for Financial Time Series. *PH.D Thesis*. School of Mathematics and Statistics, College of Science and Engineering, University of Glasgow.
- [14] Odabasi, A. (2003). Some estimation issues on betas: A preliminary investigation in the Istanbul Stock Exchange. *Bogazici Journal: Review of Social, Economic and Administrative Studies*. 17(2):1–11.
- [15] Piri, P., Heidari, H. & Raouf, S. (1392). The relationship between systemic risk and economic value added in Iran. *Journal of Economic Research and Policies*. 21 (66): 169-186
- [16] Reddy, M. S., Durga, S. (2015). Testing the validity of CAPM in Indian stock markets. *International Journal of Multidisciplinary Research and Development*. 2(2): 56-60
- [17] Saeidi, A. & Ramsheh, M. (1390). Determinant factors of systematic risk in Tehran Stock Exchange. *Financial Accounting Researches*. 1(7): 125-142
- [18] Schwert, W., & Seguin, P. (1990). Heteroskedasticity in Stock Returns, *Journal of Finance*. Vol (45):1129-1155.
- [19] Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*. 19(3):425–442.
- [1] Alinezhad, M., Shoul, A. & Bahreini, M. (1392). The effect of institutional investment on systematic risk in firms accepted in Tehran Stock Exchange. *Accounting, financial management and investing Second national conference*.
- [2] Bajpai, S., Sharma, A. K. (2015). An Empirical Testing of Capital Asset Pricing Model in India. *Elsevier Procedia - Social and Behavioral Sciences*. 189(2015): 259 – 265.
- [3] Barberis, N., Greenwood, R., Jin, L., & Shleifer, A. (2014). X-CAPM: An extrapolative capital asset pricing model. *Journal of Financial Economics*. 115(2014):1–24.
- [4] Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*. 31(3):307–327.
- [5] Choudhry, T. & Wu, H. (2009). Forecasting the weekly time-varying beta of UK firms: GARCH Models vs. Kalman filter method. *European Journal of Finance*. 15(4), 437-444.
- [6] Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*. 50(4):987–1007.
- [7] Engle, R. F. & Kroner, K. F. (1995). Multivariate simultaneous generalized ARCH. *Econometric Theory*. 11(01):122–150.
- [8] Fang, H. & Lai, T.Y. (1997). Co-kurtosis and capital asset pricing. *Financial Review*. 32(2):293–307.
- [9] Hwang, S. & Satchell, S. E. (1999). Modelling emerging market risk premia using higher moments. *International Journal of Finance & Economics*. 4(4):271–296.
- [10] Jarque, C. M. & Bera, A. K. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence