تحقیقات مالی
دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران

دورهٔ ۱۷، شمارهٔ ۱
بهار و تابستان ۱۳۹۴
ص. ۲۰- ۱

رابطهٔ بین‌دوره‌ای ریسک و بازده با استفاده از همبستگی‌های شرطی پویا و تغییرات زمانی بتا

حجت‌الله باقرزاده[۱]، علی‌اصغر سالم[۲]

چکیده: در این مقاله مدل قیمت‌گذاری بین‌دوره‌ای، دارایی‌های سرمایه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران بررسی شده است. همبستگی بین بازده پورتفولیوها و بازده بازار با اجرای روش همبستگی‌های شرطی پویا تخمین زده شد و بتا که در مدل بین‌دوره‌ای، ضریب ریسک‌گریزی محسوب می‌شود و در طول زمان تغییر می‌کند، به‌کمک روش کالمن فیلتر برآورد شد. یافته‌های پژوهش، ضرایب ریسک‌گریزی نسبی را در مدل قیمت‌گذاری بین‌دوره‌ای دارایی‌های سرمایه‌ای بین ۰/۰۱۳ و ۰/۲۸ (متوسط ۰/۲۰) نشان می‌دهد که با توجه به بی‌معنا بودن عرض از مبدأ در اکثر معادلات، می‌توان گفت در بورس اوراق بهادار تهران، مدل قیمت‌گذاری بین‌دوره‌ای دارایی‌های سرمایه‌ای برقرار است. همچنین دارایی‌هایی که با تلاطم شرطی بازار همبستگی زیادی دارند، در دورهٔ بعد از بازدهٔ انتظاری کمتری برخوردارند. به بیانی، ریسک تلاطم بازار بر بازدهٔ انتظاری چنین دارایی‌هایی اثر منفی می‌گذارد. دارایی‌هایی که با رشد قیمت ارز همبستگی زیادی دارند، پاداش ریسک مثبتی اضافه بر پاداش ریسک بازار کسب می‌کنند، بنابراین در دورهٔ مبادلاتی بعد، بازده انتظاری بیشتری به‌دست می‌آورند.

واژه‌های کلیدی: روش کالمن فیلتر، روش همبستگی شرطی پویا، قیمت‌گذاری بین‌دوره‌ای دارایی‌های سرمایه‌ای، واریانس‌ها و کواریانس‌های شرطی پویا.

طبقه‌بندی JEL: G11 و G12

۱. دکتری اقتصاد مالی، دانشکدهٔ اقتصاد دانشگاه تهران، ایران
۲. استادیار دانشکدهٔ اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۲/۱۱/۱۸
تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۳/۰۸/۱۷
نویسندهٔ مسئول مقاله: حجت‌الله باقرزاده
E-mail: bagherzadeh61@gmail.com

Archive of SID
www.SID.ir

مقدمه

مرتون (۱۹۷۳) برای بررسی رابطهٔ ریسک و بازده، مدل قیمت‌گذاری بین‌دوره‌ای دارایی‌های سرمایه‌ای (ICAPM)[1] را معرفی کرد. این مدل پیش‌بینی می‌کند بازده انتظاری دارایی به کواریانس بازده آن دارایی با بازده «پورتفوی بازار» و «متغیرهای وضعیت»[2] که جانشین فرصت‌های سرمایه‌گذاری‌اند، بستگی دارد. نرخ بهرهٔ وجوه فدرال[3]، نرخ اوراق خزانه‌داری سه‌ماهه، عایدی اوراق خزانه‌داری ده‌ساله، تفاوت نرخ اوراق قرضهٔ سه‌ماهه و ده‌ساله[4] و... نمونه‌هایی از متغیر وضعیتی هستند که در مطالعات تجربی به‌کار رفته‌اند.

زمانی که مجموعهٔ فرصت سرمایه‌گذاری تصادفی باشد و این مجموعه در طول زمان دچار تغییر شود، سرمایه‌گذاران ثروت خود را به‌منظور پوشش ریسک و رسیدن به روند هموار مصرف، به‌صورت بین‌دوره‌ای تعدیل می‌کنند. از این رو، کواریانس بازده دارایی‌ها با فرصت‌های سرمایه‌گذاری، پاداش ریسک اضافه‌ای را برای دارایی به همراه می‌آورد. به این منظور، در مطالعهٔ پیش رو با استفاده از قیمت طلا (سکه) و نرخ دلار بازار آزاد که عوامل جایگزین فرصت‌های سرمایه‌گذاری (متغیرهای وضعیت) محسوب می‌شوند، در پی پاسخ به این سؤال هستیم که همبستگی بین دارایی‌ها با این متغیرها، پاداش ریسک اضافه‌تری را به همراه می‌آورد یا خیر[5].

برای بررسی این سؤال با استفاده از داده‌های هفتگی بورس اوراق بهادار در فاصلهٔ زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۱، ابتدا سری زمانی کواریانس شرطی پویا بین مازاد بازده دارایی‌ها و مازاد بازده بازار برآورد شد، سپس به‌کمک رگرسیون‌های سیستمی، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با در نظر گرفتن بتای متغیر، برآورد شد.

در بخش بعد ضمن بیان اهمیت نقش همبستگی در داده‌های مالی، به بررسی روش جدید پیشنهادی این مقاله که همبستگی‌های شرطی پویا نام دارد و برای محاسبهٔ همبستگی بازده دارای‌های مالی به‌کار می‌رود، پرداخته شده است. این نوشتار با معرفی مدل قیمت‌گذاری بین دوره‌ای دارایی‌های سرمایه‌ای با در نظر گرفتن بتاهای متغیر در طول زمان ادامه می‌یابد. همچنین داده‌های مالی و متغیرهای وضعیت و متغیر مجازی تحریم معرفی خواهند شد. پایان

---

1. Intertemporal capital asset pricing model (ICAPM)
2. State variables
3. Federal funds rate

۴. مرتون معتقد است متغیرهایی که بر فرصت سرمایه‌گذاری فرد تأثیر دارند، می‌توانند متغیر وضعیت در نظر گرفته شوند.

۵. طی سال‌های اخیر، بازار ارز و سکه نقش مجموعه‌ای از فرصت‌های سرمایه‌گذاری را برای افراد داشته است. این بازارها همواره به ریسک‌های متعدد اقتصادی و سیاسی واکنش نشان می‌دهند و سهم عمده‌ای در جذب نقدینگی دارند. از این رو، بازده هفتگی این دو متغیر، متغیرهای مجموعهٔ فرصت سرمایه‌گذاری (متغیرهای وضعیت) در نظر گرفته شده‌اند.

Arhive of SID

www.SID.ir

پژوهش نیز به برآوردهای تجربی مدل ICAPM در بورس اوراق بهادار تهران و نتایج آن اختصاص دارد.

پیشینهٔ پژوهش

مدل‌سازی واریانس‌های شرطی

ترنر، استارتز و نلسون (۱۹۸۹) مدل‌هایی را بررسی کردند که در آن واریانس مازاد بازدهٔ پورتفو به متغیر وضعیتی وابسته است و از فرایند درجهٔ اول مارکوف تبعیت می‌کند. این مدل به واریانس شرطی اجازه می‌دهد تابعی تصادفی از واریانس دوره‌های قبل از خود باشد. گلاستین، جاگاناتان و رونکل (۱۹۹۳) از مدل گارچ تعدیل‌یافته به‌گونه‌ای استفاده کردند که اول، الگوهای فصلی را در تلاطم لحاظ کند؛ دوم، جزء اخلال‌های مثبت و منفی در بازده ـ که اثرهای متفاوتی بر تلاطم دارند ـ را وارد مدل کند و سوم، نرخ‌های بهرهٔ اسمی را به‌منظور پیش‌بینی واریانس شرطی لحاظ کند. هاریسون و ژانگ (۱۹۹۹) از تخمین نیمه‌ناپارامتریک و ترکیب مون‌کارلو برای بازده‌های انتظاری و تلاطم شرطی در فواصل مختلف نگه‌داری استفاده کردند. گویال و کلارا (۲۰۰۳) واریانس ماهانهٔ پورتفوی P را با استفاده از بازدهٔ ماهانه در قالب رابطهٔ ۱ محاسبه کردند.

$$V_{Pt} = \sum_{d=1}^{D_t} r_{Pd}^2 + 2\sum_{d=2}^{D_t} r_{Pd}\, r_{Pd-1} \qquad \text{رابطهٔ ۱)}$$

که D_t تعداد روزهای ماه t ام است و r_{Pd} بازده پورتفو در روز dام است. جزء دوم در سمت راست برای خودهمبستگی بازده‌های روزانه آمده است.

بالی، کاکیسی، یان و زنگ (۲۰۰۵) متوسط ارزش وزنی واریانس سهام را با استفاده از اوزان بازار به‌دست آوردند (رابطهٔ ۲). آنها برای اوزان $w_{i,t}$ از کل سرمایهٔ شرکت iام در دورهٔ $t-1$ استفاده کردند. در این رابطه اوزان در دورهٔ t ثابت فرض شده است. این رابطه به شرکت‌های بزرگ‌تر وزن بیشتری می‌دهد، بنابراین سهم شرکت‌های کوچک در محاسبهٔ واریانس کل، کمتر می‌شود و مسئلهٔ نوسان بید ـ اسک تا حدود زیادی حل می‌شود[۱].

$$VAR_{vw,t} = \frac{1}{N_t}\sum_{t=1}^{N_t} w_{i,t}\, V_{i,t} \qquad \text{رابطهٔ ۲)}$$

---

۱. گاهی در شرکت‌های کوچک تفاوت قیمت عرضه و تقاضا زیاد می‌شود و پدیده‌ای به نام مسئلهٔ بید ـ اسک شکل می‌گیرد که موجب افزایش واریانس شرطی سهام و در نتیجه، افزایش واریانس شرطی کل بازار می‌شود. چنانچه در محاسبهٔ واریانس کل، شرکت‌های بزرگ‌تر وزن زیادی بگیرند، مسئلهٔ بید ـ اسک تا حدود زیادی کم رنگ‌تر می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

بالی (۲۰۰۸) برای تخمین واریانس و کواریانس‌های شرطی مـازاد بـازده‌هـای هـر پورتفـو و پورتفوی بازار، از مدل گارچ استفاده کرد. بالی و انگل (۲۰۱۰) از روش همبسـتگی‌هـای شـرطی پویا (DCC)[1] برای تخمین کواریانس‌های شرطی مازاد بازده دارایی‌های اسـتفاده کردنـد و مـدل ICAPM را تخمین زدند.

مدل‌سازی CAPM با بتاهای متغیر در طول زمان

لویلن و نگل (۲۰۰۶) بر خلاف مطالعاتی که بر CAPM شرطی[2] صحه گذاشته بودنـد، معتقدنـد تغییرات در بتا و پاداش ریسک، به‌صورت نامعقولی بـرای توضـیح اهمیـت بـی‌قاعـده‌گـی‌هـای[3] قیمت‌گذاری دارایی‌ها، مانند مومنتوم[4] و ارزش پاداش ریسک، بزرگ هسـتند. آزمـون‌هـای آنهـا نشان داد CAPM شرطی تقریباً به همان اندازهٔ CAPM غیر شرطی ضعیف است. انـگ و چـن (۲۰۰۷) معتقدند مدل تک‌عاملی شرطی می‌تواند تفاوت متوسط بازده پورتفوهایی را که در طـول سال‌های ۱۹۲۶ تا ۲۰۰۱ بر اساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری مرتب شده‌انـد، توضـیح دهد. آدریان و فرانزی (۲۰۰۹)، CAPM شرطی را برای تغییرات بلندمدت مشاهده‌ناپذیر در اوزان عاملی ریسک[5] به‌کار بردند و بتاهای شرطی را با استفاده از کالمن فیلتر مدل‌سازی کردند.

راعی، فرهادی و شیروانی (۱۳۹۰) با استفاده از داده‌های سری زمانی طی دورهٔ زمـانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ با ایجاد پرتفوی ارزشی و رشدی در هر ماه، رابطهٔ بین بازده و ریسـک را بـا اسـتفاده از الگـوی قیمـت‌گـذاری بـین دوره‌ای بـه‌دسـت آوردنـد. نتـایج برآوردهـا نشـان داد اولاً، بتاهـا و کواریانس‌ها در طول زمان متغیرند و ثانیاً، رابطهٔ غیر مستقیمی در گذر زمان بین بازده و ریسـک ایجاد می‌شود. تهرانی و صادقی شریف (۱۳۸۳) نشان دادند مدل شرطی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در بورس تهران، توان تبیین مقطعی رفتار بازده را در وضعیتی دارد که جهـت حرکـت بازار رو به پایین و صرف ریسک بازار منفی است. نتایج نشان داد رابطهٔ مقطعی ریسک و بازده در بورس اوراق بهادار تهران از نوع شرطی است. چنانچه صرف ریسک بازار مثبت باشد، رابطهٔ بـین بازده و ریسک مثبت است و اگر صرف ریسک منفی باشد، رابطهٔ ریسک و بازده معکوس می‌شود و با افزایش ریسک بازده کاهش می‌یابد. صابونچی، فرهاد پور و محمدی (۱۳۹۳) با تبیین مـدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای شرطی بر اساس دو مدل BEKK مرتبهٔ کامل و BEKK قطـری به‌منظور مدل‌سازی ماتریس واریانس ـ کواریانس، بتا را در طول زمان متغیـر در نظـر گرفتنـد و

1. Dynamic Sonditional Correlations (DCC)
2. Conditional CAPM
3. Anomalies
4. Momentum
5. Risk Factor Loading

Arhive of SID

www.SID.ir

سپس به مقایسهٔ عملکرد دو مدل CAPM استاندارد و CAPM شرطی پرداختند. نتایج به‌دست‌آمده دال بر عملکرد بهتر مدل CAPM شرطی نسبت به مدل CAPM استاندارد بود.

مدل مفهومی

کمبل در سال ۱۹۹۳ مدلی ارائه کرد که در آن امکان تجارت تمام ثروت افراد وجود دارد. در این مدل، W_t کل ثروت فرد در ابتدای دوره، C_t مصرف سرانه در زمان t و $R_{m,t+1}$ بازده ناخالص ثروت (پورتفوی بازاری) طی دورهٔ t و $t+1$ است. اندیس m بیانگر پورتفوی بازاری است. $E\{.|\Omega_t\}$ انتظارت شرطی ریاضی را با توجه به اطلاعات دورهٔ t نشان می‌دهد. هدف مصرف‌کننده، انتخاب مسیر سرمایه‌گذاری و مصرفی است که تابع مطلوبیت برگشتی[1] زیر را با توجه به قید بودجه حداکثر کند[2].

$$Max \quad U_t = \left\{(1-\beta)\, C_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}} + \beta(E\{U_{t+1}|\Omega_t\})^{\frac{1}{\theta}}\right\}^{\frac{1}{(1-\gamma)}} \qquad \text{رابطهٔ ۳)}$$

$$\text{s.t.} \quad W_{t+1} = R_{m,t+1}(W_t - C_t)$$

که β فاکتور تنزیل ثابت ذهنی، γ ضریب ثابت ریسک‌گریزی نسبی، θ برابر است با $(1-\gamma)/(1-\frac{1}{\sigma})$ و σ کشش جانشینی بین دوره‌ای است. زمانی که $\gamma = \frac{1}{\sigma}$ و بنابراین $\theta = 1$ شود، رابطهٔ ۳ به تابع هدف جدایی‌پذیر زمانی تبدیل می‌شود. به‌دلیل مشکلاتی که در اندازه‌گیری کمی متغیر مصرف وجود دارد، کمبل (۱۹۹۳) با خطی‌سازی قید بودجهٔ پویای مصرف‌کننده حول نسبت متوسط مصرف به ثروت، متغیر مصرف را از مدل خارج کرد و در نهایت به مدل قیمت‌گذاری بین دوره‌ای دارایی‌های سرمایه‌ای به شرح رابطهٔ ۴ رسید.

$$\mu_{t+1} - r_{f,t} = A.Cov_t(r_{t+1}, r_{m,t+1}) + B.Cov_t(r_{t+1}, x_{t+1}) \qquad \text{رابطهٔ ۴)}$$

که $r_{f,t}$ نرخ بازده دارایی بدون ریسک است، اما در این مطالعه از نرخ سود سپرده‌های کوتاه‌مدت بانکی استفاده شده است. $\mu_{t+1} = E(r_{t+1})$ بردار $n \times 1$ است که از میانگین شرطی بازده‌های سهام (r_{t+1}) در دورهٔ $t+1$ به‌دست می‌آید، $r_{m,t+1}$ بازدهٔ بازاری شاخص کل قیمت و x_{t+1} بردار k متغیر وضعیت است که مجموعهٔ فرصت سرمایه‌گذاری را تغییر می‌دهد. همچنین، $Cov_t(r_{t+1}, r_{m,t+1})$ کواریانس شرطی انتظاری بین $r_{t+1}, r_{m,t+1}$ در زمان t است. شایان ذکر

1. Recursive utility

۲. اطلاعات بیشتر در خصوص تابع بازگشتی (رگرسیو) ذکرشده در مقالهٔ زین (۱۹۸۹ و ۱۹۹۱) و ویل (۱۹۸۹ و ۱۹۹۰) آمده است.

Arhive of SID

www.SID.ir

است، کواریانس‌های شرطی به اطلاعات در دسترس در زمان ارزیابی دارایی‌ها بستگی دارد. نکتهٔ مهم اینکه بر اساس نظریهٔ مذکور، عرض از مبدأ در این معادله صفر و ضریب A اسکالری متناسب با همهٔ دارایی‌ها است و B بردار $k\times 1$ است که همچون ضریب کواریانس شرطی بین بازده سهام شرکت‌ها و سایر متغیرهای وضعیت عمل می‌کند. فاکتورهای دیگری را نیز می‌توان به مدل اضافه کرد و به بررسی آن در کارهای تجربی پرداخت.

در مجموع، هیچ محدودیتی مبنی بر اینکه پارامترهای A و B باید در طول زمان ثابت باشند، وجود ندارد. لذا در این مطالعه و به تبعیت از لویلن و نگل (۲۰۰۶)، انگ و چن (۲۰۰۷) و آدریان و فرانزی (۲۰۰۹) مدل اصلی مرتون در قالب بتای متغیر به‌صورت رابطهٔ ۵ مطرح می‌شود.

رابطهٔ ۵)
$$R_{i,t} = C_i + \beta_{i,t}.\sigma_{im,t} + e_{i,t} \qquad i = 1,...n$$
$$\beta_{i,t} = F_{0i} + F_{1i}\beta_{i,t-1} + u_{i,t}$$

که در آن R بیانگر بازده اضافی سهام iام (یا پورتفوی iام) در زمان t، $\sigma_{\mathrm{im,t}}$ کواریانس شرطی انتظاری بین $R_{\mathrm{m,t}}, R_{\mathrm{i,t}}$ (بازده اضافی پورتفوی بازاری)، C_i عرض از مبدأ دارایی iام و $\beta_{\mathrm{i,t}}$ شیب معمولی ضرایب است که در مدل بین‌دوره‌ای، درجهٔ ریسک‌گریزی نسبی سرمایه‌گذاران در بازار را نشان می‌دهد و به روش کالمن فیلتر برآورد می‌شود. همچنین، u شوک نرمال مستقل و F نیز پارامتر ثابت است.

روش‌شناسی پژوهش

برای تشخیص اهمیت نسبی همبستگی‌ها و دلیل تغییر آنها در طول زمان، به تحرکات و فعل‌وانفعالات اقتصادی توجه می‌شود که فراتر از بحث قیمت‌گذاری دارایی‌ها رخ می‌دهد. به‌طور کلی، هر خبری می‌تواند قیمت دارایی‌ها را با اثر بزرگ یا کوچک (بسته به خط‌مشی شرکت‌ها) متأثر کند. قیمت انرژی مثال خوبی برای توضیح بیشتر است. طی سال‌های اخیر قیمت نفت نوسان خیلی کمی داشت. با وجود این، در سال ۲۰۰۴ قیمت انرژی بیش از دو برابر افزایش یافت و به‌طور ناگهانی شرکت‌ها و کشورهایی که سودآوری آنها وابسته به قیمت‌های انرژی بود، نوسان‌هایی را در بازده خود مشاهده کردند که این نوسان‌ها از همبستگی بیشتری نسبت به قبل حکایت داشت (به‌طبع برخی از این همبستگی‌ها منفی بودند). بنابراین، طبیعی است هنگامی که ابعاد و اهمیت اخبار تغییر کند، همبستگی‌ها نیز در طول زمان دستخوش تغییر شوند (انگل، ۲۰۰۹). مثال دیگر، تغییرات شدید نرخ ارز در ایران طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۲ است که موجب افزایش قیمت سهام برخی دارایی‌ها، از جمله شرکت‌های پالایشگاهی و پتروشیمی (و در

Arhive of SID

www.SID.ir

نتیجه افزایش بازده انتظاری آنها) شد. این امر ابعاد همبستگی بین دارایی‌ها را نیز تغییر داد. مثال‌های فوق، دلایل محکمی برای متغیربودن همبستگی در طول زمان هستند. از این رو، ضروری است برای به‌دست‌آوردن کواریانس بین دارایی‌ها، از روشی مانند همبستگی‌های شرطی پویا استفاده شود که همبستگی‌ها را در طول زمان متغیر در نظر بگیرد. این روش را برای نخستین‌بار انگل (۲۰۰۲) مطرح کرد.

بعد از محاسبهٔ کواریانس‌های متغیر در طول زمان، این کواریانس‌ها در سیستم معادلات رگرسیونی به‌کار می‌روند و بتاهای متغیر در طول زمان به روش کالمن فیلتر (مدل‌های فضا ـ حالت[1]) برآورد می‌شوند. مدل‌های فضا ـ حالت از روش‌های موجود برای برآورد پارامترهای غیر قابل مشاهده است. مدل‌های فضا ـ حالت را در ساده‌ترین شکل می‌توان به‌صورت رابطهٔ ۶ نمایش داد.

رابطهٔ ۶)

$$
\begin{aligned}
&ME: y_t = Z_t\beta_t + \varepsilon_t \\
&TE: \beta_t = \mu + F\beta_{v_t} \\
&\varepsilon_t \sim iid \quad N(0,R) \\
&v_t \sim iid \quad N(0,Q)
\end{aligned}
$$

که در آن؛ y_t متغیر وابسته، Z_t بردار متغیرهای توضیحی، ε_t متغیر اسکالر (جزء اخلال)، β_t بردار متغیرهای غیر قابل مشاهده، F ماتریس ضرایب، μ بردار عرض از مبدأ، v_t بردار اجزای اخلال، Q ماتریس واریانس کواریانس و R واریانس جز اخلال ε_t است. معادلهٔ اول در رابطهٔ ۶ را معادلهٔ اندازه[2] (ME) می‌نامند که بیانگر ارتباط بین متغیرهای غیر قابل مشاهده[3] و قابل مشاهده است. در این معادله متغیر وابستهٔ y_t قابل مشاهده است و می‌توان آن را اندازه گرفت. معادلهٔ دوم در رابطهٔ ۶ را معادلهٔ انتقال (TE) یا معادلهٔ وضعیت[4] می‌نامند که از فرایند مارکوف تبعیت می‌کند و بیانگر تغییرات متغیر وضعیت β_t در طول زمان است. به‌طور کلی، مدل‌های فضا ـ حالت برای پیش‌بینی و تولید متغیرهای غیر قابل مشاهده یا برآورد پارامترهای متغیر در طول زمان به‌کار می‌روند. در این مقاله کاربرد دوم مدنظر است.

1. State Space Models
2. Measurement Equation
3. Unobservable
4. Transition Equation

Archive of SID

www.SID.ir

یافته‌های پژوهش

قبل از بیان یافته‌های پژوهش، باید داده‌ها و نحوهٔ ساختن متغیرهای مالی بررسی شود. در این مطالعه از اطلاعات ترازنامه‌ای، نسبت‌های مالی و بازده هفتگی شرکت‌های بورسی استفاده شد و مجموعه‌ای از متغیرها و پورتفوهای مالی طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۰- ۱۳۸۱ به‌صورت زیر به‌دست آمد.

متغیرهای مالی

بازده بازار و بازده بخش صنعت: از تغییرات شاخص کل بورس به‌منظور محاسبهٔ بازدهٔ پورتفوی بازار استفاده می‌شود. در این پورتفو، تمام سهام موجود پورتفوی بازار لحاظ می‌شود. همچنین، تغییرات شاخص کل بخش صنعت نیز، بازده بخش صنعت مد نظر قرار می‌گیرد.

عوامل SMB و HML: فاما و فرنچ (۱۹۹۲) شواهدی را مبنی بر اهمیت متغیرهای اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری در پیش‌بینی بازده انتظاری دارایی‌ها نشان دادند. عامل SMB از تفریق بازده پورتفوی سهام کوچک و بازده پورتفوی سهام بزرگ به‌دست می‌آید[۱]. عامل HML نیز از تفاوت بازده پورتفوی نسبت «ارزش دفتری به ارزش بازاری زیاد» و پورتفوی نسبت «ارزش دفتری به ارزش بازاری کم» محاسبه می‌شود.

عامل MOM: کارهارت (۱۹۹۷) شواهدی را مبنی بر اهمیت بازده‌های گذشته برای پیش‌بینی بازده‌های آینده (انتظاری) مطرح کرد؛ به‌گونه‌ای که انتظار می‌رود سهامی که در گذشته عملکرد مطلوبی داشته، در آینده نیز روند مطلوب خود را حفظ کند یا به بیانی دیگر، بازده آنها رشد زیادی را تجربه کند. عامل مومنتوم (MOM)، از تفاوت بازدهٔ متوسط پورتفوی «برندگان بازار» از بازدهٔ متوسط پورتفوی «بازندگان بازار» به‌دست می‌آید[۲].

عوامل IA و ROA: چن و زانگ (۲۰۰۹) دو عامل پیش‌بینی‌کنندهٔ قوی را برای بازده انتظاری دارایی‌ها معرفی کردند؛ نسبت سرمایه‌گذاری به ارزش دفتری دارایی و نسبت بازده دارایی‌ها که به‌ترتیب با نماد IA و ROA[۳] نشان داده می‌شود. سرمایه‌گذاری شامل تغییر در دارایی ناخالص و

---

۱. برای عامل اندازه، از لگاریتم ارزش دارایی‌های شرکت استفاده می‌شود. ارزش دفتری نیز از مجموع حقوق صاحبان سهام به‌دست می‌آید. ارزش بازاری شرکت‌ها، از حاصل‌ضرب ارزش بازاری هر سهم (قیمت تابلو) در تعداد سهام منتشرشده محاسبه می‌شود.

۲. در این روش بر اساس بازدهٔ تجمعی ۲ تا ۱۲ ماه گذشته، شرکت‌ها به سه دستهٔ ۳۰ درصد پایین‌ترین، ۴۰ درصد میانی و ۳۰ درصد بالاترین دسته‌بندی می‌شوند. برندهٔ بازار شرکتی است که بازده تجمعی ۲ تا ۱۲ ماه گذشتهٔ آن جزء ۳۰ درصد بالاترین باشد و بازندهٔ بازار به شرکتی اطلاق می‌شود که بازدهٔ تجمعی ۲ تا ۱۲ ماههٔ آن در دستهٔ ۳۰ درصد پایین‌ترین قرار گیرد.

3. Investment to Asset (IA) and Return on Asset (ROA)

Arhive of SID

www.SID.ir

تجهیزات و موجودی انبار است که به‌دلیل محدودیت دسترسی به آمار مذکور، از متغیر جایگزینی[1] با عنوان «مجموع جریان خالص فعالیت‌های سرمایه‌گذاری» استفاده شده است. بازدهٔ دارایی‌های هر شرکت به‌صورت نسبت سود خالص به ارزش دفتری دارایی‌ها تعریف می‌شود. از این رو عامل IA، به‌صورت تفاوت متوسط بازده دارایی‌هایی که نسبت IA زیاد و IA کم دارند، محاسبه می‌شود. عامل ROA نیز از تفریق متوسط بازدهٔ دارایی‌هایی که نسبت ROA زیاد و ROA کم دارند، به‌دست می‌آید.

عامل Equity: نسبت حقوق صاحبان سهام به کل بدهی‌ها، معیار مناسبی برای اندازه‌گیری ادعای حقوق صاحبان سهام و اعتباردهندگان درخصوص منابع شرکت محسوب می‌شود. مقدار زیاد این نسبت نشان می‌دهد سهامداران اصلی شرکت در مقایسه با اعتباردهندگان، حقوق و ادعای بیشتری دارند. به بیانی دیگر، از نظر اعتباردهندگان مقدار زیاد این نسبت نشانهٔ مساعد و مثبتی است؛ به این معنا که شرکت از درجهٔ اطمینان بالایی برخوردار است. عامل نسبت حقوق صاحبان سهام با علامت Equity نشان داده می‌شود و از تفریق بازدهٔ متوسط دارایی‌ها با نسبت «حقوق صاحبان سهام به بدهی» زیاد و نسبت «حقوق صاحبان سهام به بدهی» کم به‌دست می‌آید.

متغیرهای وضعیت

تلاطم شرطی بازار[2]: برای به‌دست آوردن تلاطم شرطی بازار، آزمون گارچ چند متغیره به روش همبستگی‌های شرطی پویا برای بازدهٔ بازار اجرا می‌شود. با اجرای آزمون گارچ، می‌توان سری زمانی واریانس شرطی اجزای اخلال یا تلاطم بازار را استخراج کرد. با توجه به اینکه اثرهای تلاطم بازار در فاصلهٔ داده‌های ماهانه یا سالانه حذف می‌شود، از داده‌های هفتگی برای برآورد تلاطم بازار استفاده شده است.

رشد قیمت طلا و نرخ ارز: برای بررسی اثر تغییرات قیمت طلا و ارز بر بازدهٔ دارایی‌ها، از رشد هفتگی قیمت سکه و نرخ دلار بازار آزاد طی دورهٔ ۱۳۹۰– ۱۳۸۵ استفاده شده است.

متغیر مجازی تحریم

در این مطالعه برای بررسی اثر تحریم بر بده‌بستان ریسک و بازده، از متغیر مجازی استفاده می‌شود. تجربهٔ بورس اوراق بهادار نشان داده است، اِعمال و تصویب تحریم می‌تواند شاخص

1. Proxy
2. Market Volatility

Arhive of SID

www.SID.ir

بازار سهام را تحت تأثیر قرار دهد. همچنین در آستانهٔ تصویب تحریم نیز انتظارات سرمایه‌گذاران تحریک‌شده و شاخص بازار تحت تأثیر قرار می‌گیرد. بنابراین باید آثار منفیِ قبل از تصویب تحریم نیز در نظر گرفته شود. به همین دلیل برای ساختن سری زمانی متغیر مجازی تحریم، دو هفته قبل از تصویب تحریم‌ها و دو هفته بعد از تصویب، عدد ۱ و مابقی هفته‌ها صفر لحاظ می‌شود.

نتایج حاصل از رابطهٔ بین‌دوره‌ای ریسک و بازده بدون تقاضای پوشش ریسک

جدول ۱ برآورد ضرایب رابطهٔ بین‌دوره‌ای ریسک و بازده را بدون تقاضای پوشش ریسک برای سیستم معادلات زیر، نشان می‌دهد.

رابطهٔ ۷)
$$R_{i,t} = C_i + \beta_{i,t}.\sigma_{im,t} + e_{i,t} \qquad i = 1,...n$$
$$\beta_{i,t} = F_{0i} + F_{1i}\beta_{i,t-1} + u_{i,t}$$

که در آن $R_{i,t}$ بیانگر بازده اضافی دارایی iام (یا پورتفوی iام) در زمان t، $\sigma_{im,t}$ کواریانس شرطی انتظاری بین $R_{i,t}$ و $R_{m,t}$ (بازده اضافی پورتفوی بازاری)، C_i عرض از مبدأ دارایی iام و $\beta_{i,t}$ شیب معمولی ضرایب است که در مدل بین‌دوره‌ای، درجهٔ ریسک‌گریزی نسبی سرمایه‌گذاران در بازار را نشان می‌دهد و در طول زمان تغییر می‌کند.

با توجه به اینکه از مازاد بازدهٔ پورتفوها و مازاد بازدهٔ بازار استفاده شده است، انتظار می‌رود مطابق مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها، عرض از مبدأها از لحاظ آماری بی‌معنی باشند و ضرایب کواریانس‌های شرطی مازاد بازده پورتفوها و مازاد بازده بازار، مثبت باشند. چنانچه عرض از مبدأ پورتفویی (دارایی) مثبت و معنادار باشد، نشان‌دهندهٔ بازده‌های غیرعادی[1] است و در صورتی که عرض از مبدأ منفی و معنادار باشد، بازده‌های کمتر از نرمال را نشان می‌دهد و به اصطلاح عملکرد مدیران بدتر از بازار است. اگر عرض از مبدأ بی‌معنی به‌دست آمد، عملکرد مدیران همانند بازار است.

نتایج جدول ۱ نشان می‌دهد تمام ضرایب کواریانس‌های شرطی مازاد بازدهٔ عوامل با بازدهٔ بازار $\sigma_{im,t+1}$، مطابق نظریه مثبت و معنادار است (بین ۰/۰۱۳ و ۰/۲۸ و متوسط ۰/۲۰). در مدل بین‌دوره‌ای، این ضرایب درجهٔ ریسک‌گریزی نسبی سرمایه‌گذاران را نشان می‌دهند که با توجه به مثبت‌بودن آن، می‌توان نتیجه گرفت سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران ریسک‌گریزند.

1. Abnormal Returns

Arhive of SID

www.SID.ir

جدول ۱. بده‌بستان ریسک و بازده در مدل بین‌دوره‌ای با لحاظ کواریانس‌های شرطی پویا[1]

پورتفوهای آزمون	R_{HML}		R_{Equity}		R_{Ind}		R_{MOM}	
	ضریب	سطح احتمال	ضریب	سطح احتمال	ضریب	سطح احتمال	ضریب	سطح احتمال
عرض از مبدأ	−۰/۵۵	۰/۰۳	۰/۰۰۳	۰/۹۹	−۰/۵۵	۰/۰۸	۲/۲۵	۰/۰۰
کواریانس بازادهٔ دارایی‌ها با بازدهٔ بازار	۰/۲۸	۰/۰۰	۰/۲۷	۰/۰۰	۰/۴۲	۰/۶۲	−۰/۰۶	۰/۷

پورتفوهای آزمون	R_{SMB}		R_{ROA}		R_{IA}	
	ضریب	سطح احتمال	ضریب	سطح احتمال	ضریب	سطح احتمال
عرض از مبدأ	۰/۲۱	۰/۲۶	۰/۴۵	۰/۱۱	−۰/۵۰	۰/۰۰۶
کواریانس بازادهٔ دارایی‌ها با بازدهٔ بازار	۰/۱۶	۰/۰۰	۰/۱۴	۰/۰۰	۰/۱۳	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

از سوی دیگر، با توجه به اینکه در مدل قیمت‌گذاری از مازاد بازدهٔ سهام استفاده شده است، انتظار داریم مطابق نظریهٔ قیمت‌گذاری دارایی‌ها، عرض از مبدأ سیستم معادلات فوق بی‌معنی باشد. جدول ۱ نشان می‌دهد عرض از مبدأهای R_{HML} (بازدهٔ پورتفوی نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری)، R_{MOM} (بازده مومنتوم) و R_{IA} در سطح آماری ۵ درصد معنادارند و بقیهٔ عوامل در سطح ۵ درصد از لحاظ آماری بی‌معنی به‌دست آمده‌اند. بنابراین، رابطهٔ مثبت بین ریسک و بازده (متوسط ضرایب بتا) به این معنا است که کواریانس شرطی دارایی‌ها با بازده بازار، پیش‌بینی‌کنندهٔ قوی برای سری زمانی بازدهٔ انتظاری دارایی‌ها است و با توجه به بی‌معنی‌بودن اغلب عرض از مبدأها، مدل CAPM بین‌دوره‌ای در بورس اوراق بهادار تهران برقرار است.

بده‌بستان ریسک و بازدهٔ بعد از کنترل اثر تحریم

برای بررسی اثر تحریم بر بده‌بستان ریسک و بازده، از متغیر مجازی استفاده شده است. به‌طور متوسط اثر تحریم دو هفته قبل از اعلام تحریم و دو هفته بعد از تصویب آن، بر شاخص بازار تأثیر می‌گذارد و سپس اثر آن از بین می‌رود. بنابراین، برای ساختن سری زمانی متغیر مجازی به این صورت عمل شد که به دو هفته قبل از اعلام تحریم و دو هفته بعد از تصویب، عدد ۱ اختصاص یافت و در بقیهٔ روزها صفر لحاظ شد.

---

۱. در جدول ۱ R_{SMB} بازدهٔ هفتگی عامل اندازه، R_{MOM} بازده هفتگی عامل مومنتوم، R_{Ind} بازده هفتگی عامل بخش صنعت، R_{Equity} بازده هفتگی عامل نسبت حقوق صاحبان سهام، R_{HML} بازده هفتگی نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری، R_{ROA} بازده هفتگی عامل درصد بازدهٔ دارایی‌ها و R_{IA} بازده هفتگی عامل سرمایه‌گذاری است.

Arrive of SID

www.SID.ir

جدول ۲ اثر تحریم بر بده‌بستان ریسک و بازده را در قالب مدل بین‌دوره‌ای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای برای سیستم معادلات زیر گزارش می‌دهد.

رابطهٔ ۸)
$$R_{i,t} = C_i + \gamma_i DUsan + \beta_{i,t}.\sigma_{im,t} + e_{i,t} \qquad i = 1,...n$$
$$\beta_{i,t} = F_{0i} + F_{1i}\beta_{i,t-1} + u_{i,t}$$

با توجه به نتایج جدول، ضریب متغیر مجازی در ردیف دوم جدول برای تمام معادلات (R_{IND}، R_{SMB}، R_{HML}، R_{ROA} و R_{Equity})، در سطح آماری ۵ درصد بی‌معنی است، بنابراین تحریم‌ها بر بده‌بستان ریسک و بازده تأثیر نداشتند. با توجه به شدت تحریم‌ها از سال ۱۳۸۵ به بعد، می‌توان گفت تحریم از یک سو با افزایش موانع فروش برای شرکت‌های صادراتی، موجب کاهش سودآوری و در نتیجه کاهش بازدهٔ آنها شده است و از سوی دیگر، با افزایش نرخ ارز که در اثر تحریم‌ها رخ داده، اکنون شرکت‌های صادراتی درآمدهای خود را با نرخ بیشتری تسعیر می‌کنند، لذا سودهای آنها با تعدیلات مثبتی همراه بوده است. بنابراین با توجه به چشم‌انداز مثبتی که سرمایه‌گذاران برای این‌گونه شرکت‌ها می‌بینند، تقاضای سهام آنها و در نتیجه بازدهٔ قیمتی آنها افزایش می‌یابد. مسائلی مانند عدم ارتباط بین‌المللی بورس اوراق بهادار با بازارهای جهانی و نقش پررنگ دولت، شبه‌دولتی‌ها و حقوقی‌های بازار در ممانعت از ریزش قیمت‌ها (به خصوص برای شرکت‌های بزرگ)، اثر ظاهری ریسک سیستماتیک تحریم بر شاخص بازار را کاهش داده است. بنابراین، هر گونه استنباطی مبنی بر بی‌تأثیری تحریم بر اقتصاد کشور کاملاً غلط و گمراه‌کننده است.

جدول ۲. بده‌بستان ریسک و بازدهٔ بعد از کنترل اثر تحریم

پورتفوهای آزمون	R_{IND}		R_{SMB}		R_{HML}	
	ضریب	سطح احتمال	ضریب	سطح احتمال	ضریب	سطح احتمال
عرض از مبدأ	-۰/۵۶	۰/۱۲	۰/۰۲	۰/۹۳	-۰/۶۷	۰/۰۱
متغیر مجازی تحریم	-۰/۲۴	۰/۷۳	۰/۰۱	۰/۹۸	۰/۷۸	۰/۵۰
کواریانس بازادهٔ دارایی‌ها با بازدهٔ بازار	۰/۴۴	۰/۶۰	۰/۰۶	۰/۹۸	-۰/۰۳	۰/۰۰

پورتفوهای آزمون	R_{ROA}		R_{MOM}		R_{Equity}	
	ضریب	سطح احتمال	ضریب	سطح احتمال	ضریب	سطح احتمال
عرض از مبدأ	۰/۳۷	۰/۲۹	۱/۷۱	۰/۰۰	۰/۱۰	۰/۷۸
متغیر مجازی تحریم	۰/۸۳	۰/۶۸	-۰/۱۷	۰/۸۷	۱/۲۰	۰/۵۶
کواریانس بازادهٔ دارایی‌ها با بازدهٔ بازار	۰/۲۹	۰/۴۲	۰/۲۹	۰/۷۰	۰/۳۲	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

Arhive of SID

www.SID.ir

پاداش ریسک از طریق کواریانس شرطی بازده دارایی‌ها و بازارهای موازی بازار سهام

بازارهای طلا و ارز، بازارهای ریسکی‌ای هستند که همواره فرصت سرمایه‌گذاری و جانشین سرمایه‌گذاری در بازار سهام محسوب می‌شوند. معمولاً تحولات بازار سهام بر بازارهای رقیب تأثیر می‌گذارد و متقابلاً می‌تواند این تأثیر می‌تواند متقابلاً از طرف بازارهای طلا و ارز نیز شکل گیرد. به بیانی، این بازارها همچون مجموعهٔ فرصت سرمایه‌گذاری برای افراد عمل می‌کنند، بنابراین مطابق پژوهش مرتون (۱۹۷۳)، ضریب کواریانس شرطی بازده دارایی‌ها و بازده بازارهای ارز و طلا پاداش ریسکی[1] تلقی می‌شود که در ازای سرمایه‌گذاری در این بازارها انجام گرفته است. حال به بررسی این مسئلهٔ پرداخته می‌شود که چگونه کواریانس شرطی بازده دارایی‌ها و بازارهای موازی بازار سهام (سکه و طلا)، بازده انتظاری دارایی‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. به بیانی، پاداش ریسک به‌وسیلهٔ کواریانس شرطی بازده دارایی‌ها و بازارهای موازی بازار سهام چگونه تغییر می‌کند. بدین منظور از مازاد بازده عوامل مومنتوم، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری و نسبت حقوق صاحبان سهام استفاده شده است. جدول ۳ تأثیر کواریانس شرطی بازده دارایی‌ها و بازده بازارهای ارز و سکه را در قالب سیستم معادلات زیر نشان می‌دهد.

$$R_{i,t} = C_i + \beta_{i,t} \times \sigma_{im,t} + \gamma_{ij,t}\,\sigma_{iz,t} + e_{i,t} \qquad \text{رابطهٔ ۹)}$$

$$\beta_{i,t} = F_{0i} + F_{1i}\beta_{i,t-1} + u_{i,t}$$

که Z_t رشد قیمت ارز و طلا و $\sigma_{iz,t}$ نیز کواریانس شرطی بازده عوامل مومنتوم، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری و نسبت حقوق صاحبان سهام و بازده ارز و طلا است.

جدول ۳. پاداش ریسک از طریق کواریانس شرطی بازده دارایی‌ها و بازار ارز

پورتفوهای آزمون	R_{IND}		R_{ROA}		R_{Equity}	
	ضریب	سطح احتمال	ضریب	سطح احتمال	ضریب	سطح احتمال
عرض از مبدأ	-۰/۳۹	۰/۳۰	-۰/۰۶	۰/۵۸	-۰/۵۶	۰/۰۰
کواریانس بازده عوامل با رشد نرخ ارز	-۰/۱۲	۰/۸۱	۱/۹۱	۰/۰۰	۱/۷۴	۰/۰۰
کواریانس بازاده دارایی‌ها و بازده بازار	۰/۳۱	۰/۷۳	۰/۰۵	۰/۹۹	۰/۱۰	۰/۹۸

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Risk Premium

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ٤. پاداش ریسک از طریق کواریانس شرطی بازده دارایی‌ها و بازار طلا

پورتفوهای آزمون	R_{IND}		R_{ROA}		R_{Equity}	
	ضریب	سطح احتمال	ضریب	سطح احتمال	ضریب	سطح احتمال
عرض از مبدأ	-۰/۲۲	۰/۰۲	-۰/۴۳	۰/۲۵	-۰/۴۷	۰/۰۰
کواریانس بازده عوامل با رشد قیمت طلا	-۱/۰۸	۰/۰۰	۰/۰۹	۰/۶۹	-۰/۵۰	۰/۰۰
کواریانس بازاده دارایی‌ها و بازده بازار	۰/۱۷	۰/۹۸	۰/۳۲	۰/۷۲	۰/۰۶	۰/۹۹

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول‌های ۴ و ۵ می‌توان گفت: ۱. با وارد کردن کواریانس شرطی بازده دارایی‌ها و بازده نرخ ارز، اگرچه رابطهٔ مثبت ریسک و بازده کماکان برقرار است، در سطح آماری قابل قبولی معنادار نیست؛ ۲. کواریانس بازده عوامل ROA و Equity با رشد قیمت ارز رابطهٔ معناداری را نشان می‌دهد. بنابراین کواریانس بازده این عوامل با رشد قیمت ارز، توانسته است پاداش ریسک اضافه‌ای دربرداشته باشد؛ به این معنا که انتظار می‌رود سهام و پورتفوهایی که کواریانس (یا همبستگی) زیادی با رشد نرخ ارز دارند، بازده بیشتری در دورهٔ بعد کسب کنند. یعنی، ریسک‌های بازار ارز و نوسان‌های این بازار تأثیر معناداری بر بازده این‌گونه دارایی‌ها دارد و سبب افزایش بازده انتظاری آنها می‌شود؛ ۳. کواریانس بازده دارایی‌ها و بازار طلا، پاداش ریسک منفی را برای عوامل شاخص بخش صنعت و نسبت حقوق صاحبان سهام داشته است. بنابراین ریسک‌های بازار طلا و نوسان‌های بازار طلا، بازده انتظاری دارایی‌هایی را کاهش می‌دهد که با این بازار همبستگی زیادی دارند.

پاداش ریسک از طریق کواریانس شرطی بازده دارایی‌ها با تلاطم شرطی بازار

بر اساس پژوهش کمبل (۱۹۹۳ و ۱۹۹۶)، سرمایه‌گذاران خود را با ریسک تغییرات غیرمنتظرهٔ تلاطم بازار پوشش می‌دهند، بنابراین معناداری ضریب کواریانس شرطی دارایی‌هایی که با تلاطم شرطی بازار همبستگی زیادی دارند، برای سرمایه‌گذاران از اهمیت زیادی برخوردار است. برای به‌دست‌آوردن تلاطم شرطی بازار، آزمون گارچ به روش همبستگی‌های شرطی پویا[1] برای بازده بازار اجرا می‌شود و واریانس‌های شرطی آن متغیر تلاطم در نظر گرفته می‌شود. حال به‌دنبال این هستیم که بازده انتظاری سهام یا پورتفوهایی که همبستگی بالایی با تلاطم بازار دارند، در دورهٔ

1. Dynamic Conditional Correlation

Archive of SID

www.SID.ir

بعد چه تغییری خواهند کرد. بدین منظور از سیستم معادلاتی که در رابطهٔ ۱۰ آمده است، استفاده شده است.

$$R_{i,t} = C_i + \beta_{i,t} \times \sigma_{im,t} + \gamma \times \sigma_{i,VOL_{m,t}} + e_{i,t} \qquad i = 1, \dots, n \qquad \text{(رابطهٔ ۱۰)}$$

$$\beta_{i,t} = F_{0i} + F_{1i}\beta_{i,t-1} + u_{i,t}$$

که $\sigma_{i,VOL_{m,t}}$ کواریانس شرطی مازاد بازده پورتفوی iام و تلاطم بازار را اندازه می‌گیرد.

ردیف دوم جدول ۵، تأثیر کواریانس بازده دارایی‌ها (پورتفوها) و تلاطم شرطی بازار بر بده‌بستان ریسک و بازده را نشان می‌دهد.

جدول ۵. پاداش ریسک از طریق کواریانس شرطی بازده دارایی‌ها با تلاطم شرطی بازار

پورتفوهای آزمون	R_{MOM}		R_{ROA}		R_{Equity}	
	ضریب	سطح احتمال	ضریب	سطح احتمال	ضریب	سطح احتمال
عرض از مبدأ	-۰/۲۲	۰/۰۲	-۰/۴۳	۰/۲۵	-۰/۴۷	۰/۰۰
کواریانس بازده عوامل با تلاطم بازار	-۱/۰۸	۰/۰۰	۰/۰۹	۰/۶۹	-۰/۵۰	۰/۰۰
کواریانس بازاده دارایی‌ها و بازده بازار	۰/۱۷	۰/۹۸	۰/۳۲	۰/۷۲	۰/۰۶	۰/۹۹

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج نشان می‌دهد ضریب «کواریانس بازده عوامل و تلاطم شرطی بازار» برای بازده عوامل مومنتوم و نسبت حقوق صاحبان سهام منفی و معنادار و برای نرخ بازده دارایی‌ها (عامل ROA) بی‌معناست. این نتیجه با یافته‌های مطالعهٔ کمبل (۱۹۹۳) همخوانی دارد. بنابراین، انتظار داریم سهام یا پورتفوهایی که همبستگی زیادی با تلاطم بازار دارند، در دورهٔ بعد بازده کمتری داشته باشند، همچنین ریسک تلاطم‌های بازار بر این‌گونه دارایی‌ها تأثیر منفی دارد. نتیجهٔ دیگر اینکه ضریب ریسک‌گریزی (ضریب کواریانس بازده دارایی‌ها و بازده بازار) کماکان بعد از کنترل تلاطم‌های شرطی بازار مثبت و معنادار (در سطح آماری ۵ درصد) است؛ به این معنا که در کنار ریسک‌های بازار، ریسک‌های تلاطم شرطی بازار نیز بازده انتظاری دارایی‌ها را به خوبی پیش‌بینی می‌کند.

پاداش ریسک از طریق کواریانس بازده دارایی‌ها و رشد قیمت نفت

شرکت‌های فراوانی در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارند که درآمد و سودآوری آنها مستقیم یا غیرمستقیم به قیمت نفت وابسته است. از این رو اثر همبستگی بین رشد قیمت نفت و بازده دارایی‌ها بررسی شده است. با اجرای این آزمون درمی‌یابیم همبستگی بین بازده دارایی‌ها و رشد

Arrive of SID

www.SID.ir

قیمت نفت، پاداش ریسک اضافه‌ای به همراه دارد یا خیر. در جدول ۶ نتایج رابطهٔ بین‌دوره‌ای ریسک و بازده بعد از کنترل کواریانس بازده عوامل و رشد قیمت نفت با استفاده از سیستم معادلات (رابطهٔ ۱۱) نشان داده شده است.

رابطهٔ ۱۱)
$$R_{i,t} = C_i + \beta_{i,t} \times \sigma_{im,t} + \lambda_i \times \sigma_{i\ oil,t} + e_{i,t} \qquad i = 1,2,\dots,n$$
$$\beta_{i,t} = F_{0i} + F_{1i}\beta_{i,t-1} + u_{i,t}$$

که $\sigma_{i\ oil,t}$ کواریانس بازده عوامل شاخص صنعت، نرخ بازده دارایی‌ها، اندازه، نسبت حقوق صاحبان سهام با رشد قیمت نفت است.

با توجه به جدول ۶ ضریب کواریانس شرطی بازده عوامل فوق با رشد قیمت نفت بی‌معناست. بنابراین همبستگی دارایی‌ها با رشد قیمت نفت، پاداش ریسک اضافه‌ای برای دارایی‌ها به همراه نخواهد داشت. این ضریب اگرچه مطابق انتظار مثبت به‌دست‌آمده، از نظر آماری معنادار نیست.

جدول ٦. پاداش ریسک از طریق کواریانس بازده دارایی‌ها و رشد قیمت نفت

پورتفوهای آزمون	R_{HML}		R_{Equity}		R_{Ind}		R_{MOM}	
	ضریب	سطح احتمال	ضریب	سطح احتمال	ضریب	سطح احتمال	ضریب	سطح احتمال
عرض از مبدأ	-۰/۵۳	۰/۰۲	۰/۱۷	۰/۳۳	۰/۴۴	۰/۰۰	-۰/۲۲	۰/۴۷
کواریانس بازده دارایی‌ها با رشد قیمت نفت	۰/۰۷	۰/۴۷	۰/۰۰۴	۰/۹۵	۰/۰۰۷	۰/۹۲	-/۰۳	۰/۶۰
کواریانس بازاده دارایی‌ها و بازده بازار	۰/۳۲	۰/۷۱	۰/۰۹	۰/۹۱	۰/۳۲	۰/۵۷	۰/۱۸	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این مطالعه به آزمون مدل قیمت‌گذاری بین دوره‌ای دارایی‌های سرمایه‌ای برای بورس اوراق بهادار تهران با در نظر گرفتن همبستگی‌های شرطی پویا و بتاهای متغیر در طول زمان به‌صورت سیستمی پرداخت. در مدل اول، رابطهٔ بین‌دوره‌ای ریسک و بازده ـ که به نوعی نگرش جدید به رویکرد کلاسیک CAPM است ـ برآورد شد و نتایج آن نشان داد بین ریسک و بازده دارایی‌ها رابطهٔ بین‌دوره‌ای مثبت و معناداری برقرار است. رابطهٔ مثبتِ ریسک و بازده، بدیهی‌ترین اصل در اقتصاد مالی است که نتایج رگرسیونی حتی بعد از کنترل عوامل مختلف نیز آن را نشان داد. بر اساس این رابطه، به سرمایه‌گذاران توصیه می‌شود چنانچه به پذیرش بازدهی بیشتر از نرخ سود

Arhive of SID

www.SID.ir

بانکی یا اوراق مشارکت تمایل دارند با تحمل ریسک بیشتر می‌توانند در بورس سرمایه‌گذاری کنند. با توجه به مثبت‌بودن این رابطه، در صورتی که سرمایه‌گذاران به خرید دارایی با بتای مثبت اقدام کنند، در بازار مثبت (صرف ریسک مثبت) سود کسب می‌کنند و در بازار منفی (صرف ریسک منفی) متحمل ضرر می‌شوند. چنانچه دارایی با بتای منفی خریداری شود، برعکس حالت بالا اتفاق می‌افتد، یعنی در بازار مثبت متحمل ضرر و در بازار منفی سود کسب می‌کنند.

رابطهٔ ریسک و بازده بعد از کنترل متغیرهای اقتصاد کلان (مانند قیمت نفت) و متغیرهای بازارهای موازی (مانند درصد رشد قیمت سکه و ارز) نیز برآورد شد. برآورد مدل رگرسیونی ریسک و بازده بعد از کنترل همبستگی‌های بازده دارایی‌ها با رشد قیمت طلا و نرخ ارز نشان داد: اولاً، رابطهٔ ریسک و بازده[1] مطابق انتظار مثبت است، اما در سطح آماری قابل قبولی معنادار نیست. ثانیاً، رابطهٔ معناداری بین کواریانس بازده دارایی‌ها و رشد قیمت طلا و نرخ ارز وجود دارد. پاداش ریسک برای دارایی‌هایی که با نرخ ارز همبستگی زیادی دارند، مثبت است و برای دارایی‌هایی که با قیمت طلا همبستگی زیادی دارند، منفی است. لذا می‌توان از بازارهای طلا و ارز برای پوشش ریسک دارایی‌های بازار سهام استفاده کرد. منفی‌بودن کواریانس بازده دارایی‌ها با بازار طلا به این معناست که انتظار می‌رود دارایی‌هایی که با رشد قیمت طلا همبستگی زیادی دارند، در دورهٔ بعد بازده پایین‌تری کسب کنند. مثبت‌بودن ضریب همبستگی بازده دارایی‌ها با رشد نرخ ارز نیز به این معناست که انتظار می‌رود دارایی‌هایی که با رشد نرخ ارز همبستگی زیادی دارند، در دورهٔ آتی بازده بیشتری کسب کنند. به بیانی، ریسک نوسان‌های بازار ارز و به‌طور کلی ریسک‌هایی که در بازار ارز وارد می‌شوند و این بازار را متلاطم می‌کنند، می‌توانند بر بازده چنین دارایی‌هایی اثر مثبتی داشته باشند. این نتیجه را می‌توان به‌صورت تجربی در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۲ به خوبی مشاهده کرد؛ به‌طوری که نوسان‌های بازار ارز به‌گونه‌ای عمل کرد که سبب جهش نرخ ارز شد و در نتیجه شرکت‌های بورسی زیادی که بازده آنها همبستگی زیادی با نرخ ارز داشتند، به سودآوری و رشد مناسبی رسیدند. بنابراین، به سرمایه‌گذاران توصیه می‌شود در صورتی که مایل‌اند از پاداش ریسک مثبت بیشتری نسبت به بازار بهره‌مند شوند، دارایی‌هایی خریداری کنند که با نرخ ارز همبستگی زیادی دارد. با توجه به مثبت‌بودن ضریب همبستگی این دارایی‌ها با نرخ ارز، انتظار می‌رود در دوره‌های آتی بازده بیشتری کسب کنند.

---

۱. منظور از رابطهٔ ریسک و بازده، ضریب کواریانس بازده دارایی‌ها و بازده بازار است.

Archive of SID

www.SID.ir

نتایج همچنین نشان داد کواریانس بازده دارایی‌ها و تلاطم شرطی بازار اثر منفی و معناداری بر بازده دارایی‌ها گذاشته است. بنابراین، انتظار داریم دارایی‌هایی که همبستگی زیادی با تلاطم شرطی بازار دارند، در دورهٔ بعد بازده پایین‌تری کسب کنند. از این رو، ریسک‌های تلاطم بازار بر بازده انتظاری چنین دارایی‌هایی تأثیر منفی دارد. برآورد مدل رگرسیون بعد از کنترل کواریانس (همبستگی) بازده دارایی‌ها با رشد قیمت نفت نیز نشان داد رابطهٔ معناداری بین کواریانس (همبستگی) بازده دارایی‌ها با رشد قیمت نفت به‌دست نیامده است. این عامل می‌تواند به‌مانند پوشش ریسک عمل کند. پس به سرمایه‌گذاران توصیه می‌شود بخشی از سبد دارایی‌های خود را به‌گونه‌ای انتخاب کنند که همبستگی زیادی با تلاطم بازار نداشته باشد؛ چرا که این دسته دارایی‌ها در دورهٔ آتی، بازده منفی به همراه دارد.

References

Adrian, T. & Franconia, F. (2009). Learning about beta: time-varying factor loadings, expected returns, and the conditional CAPM. *Journal of Empirical Finance*, 16 (4): 537-556.

Ang, A. & Chen, J. (2007). CAPM over the long run: 1926–2001. *Journal of Empirical Finance,* 14 (1): 1–40.

Bali, T., Cakici, N., Yan, X. & Zhang, Z. (2005). Does idiosyncratic risk really matter? *The Journal of Finance*, 60 (2): 905-929.

Bali, T.G., (2008). The intertemporal relation between expected returns and risk. *Journal of Financial Economics,* 87 (1): 101-131.

Bali, T.G. & Engle, R.T. (2010). The intertemporal capital asset pricing model with dynamic conditional correlations. *Journal of Monetary Economic,* 57(4): 377-390.

Bollerslev, T. (1990). Modeling the coherence in short-Run nominal exchange rates: A multivariate generalized ARCH model. *Review of Economics and Statistics*, 72 (3): 498-505.

Bollerslev, T., Engle, R.F. & Wooldridge, M. (1988). A capital asset pricing model with time varying covariances. *The Journal of Political Economy*, 96 (1): 116-131.

Campbell, J. Y., (1993). Intertemporal asset pricing without consumption data. *The American Economic Review*, 83 (3): 487- 512.

Engle, R., (2002). Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 20 (3): 339-350.

Archive of SID

www.SID.ir

Engle, R., (2009). *Anticipating correlations.* A new Paradigm for risk management. Princeton University Press, USA.

Epstein, L. G. & Zin, S. (1989). Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: A theoretical framework. *Econometrica*, 57 (4): 937-969.

Epstein, L. G. & Zin, S. (1991). Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: An empirical analysis. *Journal of Political Economy*, 99 (2): 263-286.

Fama, E. F. & French, K. R. (1992). The cross section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, 47 (2): 427- 465.

Fama, E. F. & French, K. R. (1993). Common risk factor in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33 (1): 3-56.

French, K., Schwert, G. & Stambaugh, R. (1987). Expected stock returns and volatility. *Journal of Financial Economics*, 19 (1): 3-29.

Ghysels, E., Santa-Clara, P. & Valkanov, R. (2005). There is a risk-return trade-off after all. *Journal of Financial Economics*, 76 (3) 509-548.

Giovannini, A. & Weil, P., (1989). Risk aversion and intertemporal substitution in the capital asset pricing model. *NBER Working Paper Series*, No. 2824.

Glosten, L., Jagannathan, R. & Runkle, D. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The Journal of Finance*, 48 (5): 1779 -1801.

Goyal, A. & Santa- Clara, P. (2003). Idiosyncratic risk Matters! *The Journal of Finance*, 58 (3): 975- 1007.

Hardouvelis, G. A., Kim D. & Wizman T.A., (1996). Asset pricing models with and without consumption data: An empirical evaluation. *Journal of Empirical Finance*, 3 (3): 267-301.

Harrison, P. & Zhang, H. (1999). An Investigation Risk and Return Relation at Long Horizon. *The Review of Economics and Statistics*, 81 (3): 399-408.

Jegadeesh, N. & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency. *Journal of Finance,* 48 (1): 65–91.

Lewellen, J. & Nagel, S. (2006). The conditional CAPM does not explain asset-pricing anomalies. *Journal of Financial Economics,* 82 (2): 289–314.

Lundblad, C. (2007). The risk - return tradeoff in the long run: 1836–2003. *Journal of Financial Economics,* 85 (1): 123–150.

Archive of SID

www.SID.ir

Merton, R., (1973). An intertemporal capital asset pricing model. *Econometrica,* 41 (5): 867-887.

Raee, R., Farhadi, R. & Shirvani, A. (2011). Intertemporal relationship between return and risk; Evidence of Intertemporal capital asset pricing model. *Accounting and financial management perspective*. 2(2):125-140. (*in Persian*)

Sabunchi, M., Fallahpur, S. & Mohammadi, Sh. (2014). *Comparison of conditional capital asset pricing model with time - varying beta and the standard capital asset pricing model*. Published online: http://jfr.ut.ac.ir/article. (*in Persian*)

Tehrani, R. & SadeghiSharir, S. (2004). Conditional capital asset pricing model in Tehran stock market. *Financial research*, 18 (2): 41-75. (*in Persian*)

Turner, C., Startz, R. & Nelson, C. (1989). A markov model of heteroskedasticity, risk, and learning in the stock market. *Journal of Financial Economics*, 25 (1): 3-22.

Weil, P. (1989). The equity premium puzzle and the risk-free rate puzzle. *Journal of Monetary Economics*, 24 (3): 401- 421.

Weil, P. (1990). Non -expected utility in macroeconomics. *Quarterly Journal of Economics*, 105 (1): 29-42.

Arhive of SID

www.SID.ir