دوفصلنامه اقتصاد پولی، مالی(دانش وتوسعه سابق) دوره جدید، سال بیست ویکم، شمارۀ۷، بهار و تابستان ۱۳۹۳

مدل قیمت‌گذاری بین‌دوره‌ای دارایی‌های سرمایه‌ای با استفاده از تغییرات زمانی کواریانس‌های شرطی

اسداله فرزین وش[1]
دانشیار اقتصاد و عضو هیئت علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
شاپور محمدی[2]
دانشیار اقتصاد و عضو هیئت علمی دانشکده مدیریت دانشگاه تهران
حجت‌اله باقرزاده[3]
فارغ‌التحصیل دکتری دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

تاریخ دریافت : ۱۳۹۱/۸/۱۸ تاریخ پذیرش : ۱۳۹۲/۲/۳۰

چکیده

مرتون (۱۹۷۳) در مطالعه بنیادین خود مدل قیمت‌گذاری بین‌دوره‌ای که مبنای مطالعات تجربی زیادی قرار گرفته است را استخراج کرد. در این مدل، بازده انتظاری دارایی به کوارایانس شرطی پویای آن دارایی با پورتفولیوی بازار و متغیرهای وضعیت که جانشین فرصت‌های سرمایه‌گذاری هستند، بستگی دارد. با توجه به پویا بودن این مدل، در این مطالعه از مدل قیمت‌گذاری بین دوره‌ای استفاده شده و پارامترها با رویکرد سیستمی معادلات رگرسیونی به ظاهر نامرتبط و با در نظر گرفتن تغییرات زمانی کواریانس‌های شرطی برای اقتصاد ایران برآورد شده است. بدین منظور از داده‌های ماهانه شرکت‌های بورسی طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۷۳ استفاده گردید.

در این مطالعه، ابتدا از مدل گارچ چند متغیره به منظور برآورد کواریانس شرطی بازده پورتفولیوها با همدیگر و با بازده بازار استفاده کرده و نشان که این کواریانس‌های شرطی چگونه بازدهی انتظاری پورتفولیوها را پیش‌بینی می‌کنند. هم‌چنین، تاثیر اخبار غیر منتظره (تغییر بی‌ثباتی شرطی بازار) و اثر آن بر رابطه ریسک و بازده را در یک مدل سیستمی بررسی شد.

نتایج نشان داد تغییر درجه بی‌ثباتی شرطی نسبت به دوره قبل آن می‌تواند تاثیر مثبت و معنی‌داری بر پاداش

1- farzinv@ut.ac.ir
2- shmohammadi@gmail.com
۳- نویسنده مسئول: bagherzadeh61@gmail.com

ریسک پورتفولیوها داشته باشد. هم‌چنین، معنی‌داری ضرایب کواریانس‌های شرطی نشان می‌دهد پورتفولیوهای تشکیل داده شده در مدل قیمت‌گذاری بین‌دوره‌ای به خوبی قیمت‌گذاری می‌شوند و می‌توانند باعث تحریک پاداش ریسک شوند. تغییرات بازده قیمتی بازار طلا به عنوان متغیر جانشین فرصت سرمایه‌گذاری نیز تاثیر معنی‌داری بر رابطه ریسک و بازده دارایی‌ها نداشت.

واژه‌های کلیدی: قیمت‌گذاری بین‌دوره‌ای دارایی‌های سرمایه‌ای، کواریانس‌های شرطی، معادلات رگرسیونی به ظاهر نامرتبط

طبقه‌بندی JEL: G11 و G12

The Intertemporal Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Conditional Covariances

Asaddolah Farzinvash
Associate Professor in Economics, University of Tehran
Shapur Mohammadi
Associate Professor in Management, University of Tehran
Hojjatollah Bagherzadeh
Graduated in Ph. D Economics, University of Tehran

Received: 8 Nov 2013 **Accepted:** 20 May 2013

Abstract

Merton (1973) derives an intertemporal capital asset pricing model (ICAPM) and that has formed the basis for much empirical research. The model predicts that an asset's expected return depends on its dynamic conditional covariance with the market portfolio and with state variables that proxy for investment opportunities. This paper explores the intertemporal capital asset pricing model with Seemingly Unrelated Regressions (SUR) estimate and conditional covariances in Iran's Economy. We use monthly data in 1994-2011 time periods.

In order to estimate portfolios conditional covariances, we applied different order of GARCH and then show how these covariances forecast expected returns. We also show the effect of unexpected news (change in conditional volatility) on risk- return trade off in system equations.

The result reveals that risk premium induced by change in conditional volatility. It has positive effect on risk premium induce. The result also show financial factors priced very well in Intertemporal Capital Asset Pricing Model, and Risk premium induced by conditional covariances between these factors. The change of price return in gold market also don't affect on risk- return trade off.

Key words: Intertemporal Capital Asset Pricing Model, Seemingly Unrelated Regressions (SUR), GARCH and Conditional Covariances

JEL Classification: G11, G12

۱. مقدمه

پس از طرح مساله انتخاب پورتفولیو[۱] توسط هری مارکوویتز[۲] (۱۹۵۲)، شارپ[۳] (۱۹۶۴) و لینتنر[۴] (۱۹۶۵) یک مدل ساده قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای[۵] (CAPM) را ارائه کردند که در ساده‌ترین فرم از نظریه آنها، پیش‌بینی می‌شود بازده اضافی انتظاری یک دارایی نسبت به دارایی بدون ریسک، نسبتی از ریسک سیستماتیکی باشد که به وسیله کواریانس بازده دارایی با یک پورتفولیویی که متشکل از تمام دارایی‌های بازار است اندازه‌گیری شود. کواریانس یک دارایی با پورتفولیوی بازار مشخص‌کننده صرف ریسک بازار است و همانند مدل کلاسیک انتظار داریم با توجه به ریسکی بودن دارایی‌ها و فرض ریسک گریزی افراد، ضریب آن مثبت باشد.[۶] در این صورت هر چه ریسک دارایی بیشتر باشد انتظار داریم بازده بیشتری عاید سرمایه‌گذار شود که این موضوع به بده‌بستان ریسک و بازده معروف است.

مطالعات متعددی در زمینه ناکافی بودن بتا برای توضیح رابطه ریسک و بازده وجود دارد و با شروع دهه ۱۹۸۰، انتقاداتی نظیر فاما و فرنچ (۱۹۹۲) دال بر اینکه ریسک سیستماتیک (بتا)، قدرت تبیین همه اختلافات بازده سهام را ندارد، به عملکرد مدل CAPM وارد آمد. هم‌چنین انتقاداتی نیز بر مفروضات بنیادین این مدل وارد آمد. برخی مفروضات این مدل نظیر انتظارات همگن سرمایه‌گذاران و در نظر گرفتن بتا برای اندازه‌گیری کل ریسک بازار در معرض انتقادات فراوانی قرار گرفت. این انتقادات در صورتی تشدید می‌شود که آنها را در کنار طبیعت تک‌دوره‌ای و ایستای این مدل قرار دهیم. ظهور این واقعیات، منجر به کاهش اعتبار مدل CAPM شد و با هدف توجیهِ علت این اثرات خاص، موج جدیدی در گسترش تئوری‌های مالی ایجاد گردد. با این

1- Portfolio selection
2- Markowitz
3- Sharpe
4- Lintner
5- Capital asset pricing model

۶- در مدل کلاسیک قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، رابطه ریسک و بازده به صورت زیر تصریح می‌شود. در این رابطه انتظار داریم بازده هر دارایی در بازار ریسکی برابر با مقدار ثابت آلفا (که بیانگر نرخ بهره بدون ریسک است) و مقداری که بیانگر صرف ریسک بازار است ($\beta(R_i - R_M)$) باشد.

$$ER_i = \alpha + \beta(R_i - R_M)$$

وجود، مدل CAPM هنوز به دلیل اینکه یک مدل تعادلی است که تصریح مناسبی از رابطه بین عایدی دارایی‌ها را تعبیر و تفسیر می‌کند مورد استفاده محققان قرار می‌گیرد. همچنین این مدل، جزء معنی‌داری از تغییرات بازده دارایی‌ها را نشان می‌دهد، (مرتون[1]، ۱۹۷۳).

یکی از دلایل مهم استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌سرمایه‌ای پایه مستحکم نظری و استخراج این مدل از پایه‌ترین رفتار انسان یعنی مصرف است. مدل CAPM نتیجه بلافصل بهینه‌سازی تابع مطلوبیت، مصرف، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری است که پررنگ‌ترین مباحث اقتصاد خرد است.

جهت رفع این مشکلات، مرتون (۱۹۷۳) مدلی را ارائه داد که ۱) سادگی و جذابیت تجربی مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای را دارد، ۲) با حداکثرسازی مطلوبیت انتظاری سازگار است و ۳) روابط بین عایدات دارایی‌ها را به گونه‌ای تصریح می‌کند که به راحتی در مطالعات تجربی قابل استفاده است. مرتون معتقد است چنین مدلی نمی‌تواند بدون هزینه تصریح شود و لذا برخی فروض بحث‌برانگیز نظیر انتظارات همگن هنوز هم در مدل بین‌دوره‌ای وجود دارد. مرتون مدل قیمت‌گذاری بین‌دوره‌ای دارایی‌ها را به صورتی نشان داد که کواریانس بازده انتظاری یک دارایی به بازده پورتفولیو بازار (بازده شاخص کل قیمت) و «متغیرهای وضعیت[2]» که نماینده مناسبی برای تغییرات مجموعه فرصت سرمایه‌گذاری هستند بستگی دارد. برخی از این متغیرهای وضعیت که در مطالعات تجربی مورد استفاده قرار گرفتند عبارتند از؛ نرخ بهره وجوه فدرال[3]، نرخ اوراق خزانه‌داری ۳ ماهه، عایدی اوراق خزانه‌داری ۱۰ ساله، تفاوت بین نرخ اوراق قرضه ۳ ماهه و ۱۰ساله[4].

در همین راستا، فروض زیر در این تحقیق مورد آزمون قرار می‌گیرند؛

۱- همبستگی‌های شرطی پویا بین بازده پورتفولیوها و بازده بازاری، صرف ریسک اضافی مثبتی را به ارمغان خواهد داشت. به عبارتی، سرمایه‌گذاران بازار ریسک گریز هستند.

1- Merton
2- State variables
3- Federal funds rate
۴- مرتون معتقد است متغیرهایی که بر روی فرصت سرمایه‌گذاری فرد تاثیر دارند می‌توانند به عنوان متغیر وضعیت در نظر گرفته شوند.

۲- تغییرات در بی‌ثباتی شرطی[1] بازار در هر دوره نسبت به دوره قبل از آن می‌تواند تغییرات رابطه ریسک و بازده را برای هر دارایی (پورتفولیو) پیش‌بینی کند.

برای آزمون فروض تحقیق، بعد از تشکیل پورتفولیوها، ابتدا از نرخ اوراق مشارکت به عنوان نرخ دارایی بدون ریسک استفاده کرده و با استفاده از آن مازاد بازده پورتفولیوها محاسبه می‌شود. سپس کواریانس‌های شرطی بین مازاد بازده پورتفولیوها با استفاده از درجات مختلف گارچ چند متغیره برآورد شده و مدل قیمت‌گذاری بین‌دوره‌ای به وسیله «رگرسیون معادلات به ظاهر نامرتبط[2]»برآورد خواهد شد. قبل از آن، ابتدا آزمون «رگرسیون معادلات به ظاهر نامرتبط» به منظور تشخیص انتخاب صحیح مدل و اطمینان از معنی‌داری کواریانس‌های شرطی بین پورتفولیوها انجام شده و سپس درجه بهینه گارچ به‌دست خواهد آمد. در مدل بین‌دوره‌ای انتظار داریم کواریانس شرطی بین مازاد بازده دارایی‌ها با مازاد بازده بازار صرف ریسک مثبتی به همراه داشته باشد و کواریانس شرطی بین مازاد بازده دارایی‌ها با متغیرهای وضعیت می‌تواند بر حسب موقعیت و نوع انتخاب متغیر وضعیت علامت مثبت و یا منفی به همراه داشته باشد. به عنوان مثال به قسمت ۴-۴ و ۴-۶-۲ مطالعه بالی و انگل (۲۰۱۰) مراجعه شود.

در این مطالعه، منظور از کواریانس شرطی کواریانسی است که بر مبنای اطلاعات دوره قبل به‌دست می‌آید و بعد از برآورد سیستمی مازاد بازده دارایی‌ها که با استفاده از مدل‌های گارچ (که در روابط ۴ تا ۸ قسمت ۵ توضیح داده شده) صورت می‌گیرد می‌توان کواریانس‌های شرطی را استخراج نمود.

در این مطالعه، در قسمت دوم به معرفی ادبیات موضوع بده - بستان ریسک بازده پرداخته می‌شود. درقسمت سوم، مدل تحقیق ارائه می‌شود. در قسمت چهارم، داده‌ها و نحوه اندازه‌گیری و تشکیل پورتفولیوها مورد بررسی قرار می‌گیرد. در قسمت پنجم، تخمین کواریانس‌های شرطی و تعیین درجه بهینه آزمون‌های گارچ بررسی می‌شود. در قسمت ششم، آزمون رگرسیون معادلات به ظاهر نامرتبط[3] برای تشخیص استفاده درست و وجود همبستگی‌های شرطی همزمان بین جملات

1- Conditional Volatility
2- Seemingly Unrelated Regressions Test (SUR Test)
3- SUR Test

اختلال بررسی می‌شود. قسمت هفتم، نتایج تجربی تحقیق و قسمت پایانی را با نتیجه‌گیری به پایان خواهیم برد.

۲. ادبیات موضوع

بعد از اینکه قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای کلاسیک (مدل ایستا)، توسط شارپ و لینتنر مدل‌سازی شد، مطالعات زیادی مدل کلاسیک و مدل بین‌دوره‌ای را به صورت تجربی بررسی کردند و بعضاً به نتایج متناقضی در خصوص رابطه ریسک و بازده رسیدند. در برخی مطالعات رابطه ریسک و بازده بی‌معنی به‌دست آمد و در برخی مطالعات رابطه منفی و یا مثبتی بین این دو متغیر مشاهده شده است. در زیر به برخی از این مطالعات اشاره می‌شود.

۲-۱. عدم وجود ارتباط بین‌دوره‌ای معنی‌دار بین ریسک و بازده

گویال و کلارا[1] (۲۰۰۳) نگاه جدیدی را به پیش‌بینی‌پذیری بازده‌های بازاری سهام ارائه دادند. آنها به یک رابطه مثبت معنی‌داری بین متوسط واریانس سهام و بازده بازار رسیدند. در مقابل، واریانس بازار قدرت پیش‌بینی برای بازده بازار ندارد. زمانی که متغیرهای اقتصادکلان را به عنوان متغیرهای کنترل برای پیش‌بینی بازار سهام وارد نمودند، این روابط به قوت خود باقی ماند.

بالی و همکاران[2] (۲۰۰۵) معتقدند رابطه مثبتی که گویال و همکاران (۲۰۰۳) بین متوسط تلاطم سهام و ارزش وزنی بازده‌های پورتفولیو سهام طی دوره ۱۹۶۳:۰۸ تا ۱۹۹۹:۱۲ به‌دست آوردند تحت شرایطی درست نمی‌باشد. آنها دریافتند که بخشی از نتایج گویال و همکاران به دلیل سهام کوچکی بود که مورد مطالعه قرار گرفت و بخشی از آن نیز به دلیل پاداش نقدینگی این نوع سهام است که در آن مطالعه نادیده گرفته شد.

۲-۲. رابطه منفی ریسک و بازده در قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای

تورنر و همکاران[3] (۱۹۸۹) مدل‌هایی را بررسی کردند که در آن واریانس مازاد بازده

1- Goyal and Santa-Clara
2- Bali et al.,
3- Turner et al.,

پورتفولیو به متغیر وضعیتی بستگی دارد که از فرآیند درجه اول مارکوف تبعیت می‌کند. آنها نشان دادند که میانگین مازاد بازده به طور معکوسی با سطح ریسک حرکت می‌کند. سپس مدلی را در شرایط نااطمینانی وضعیت تخمین زدند و نتایج این مدل نشان داد که در دوره‌های با واریانس بالا، واحدهای اقتصادی تحت تاثیر قرار خواهند گرفت و بنابراین همبستگی منفی بین حرکت تلاطمات و مازاد بازده وجود دارد.

گلاستین و همکاران[1] (۱۹۹۳) رابطه منفی بین بازده ماهانه انتظاری شرطی و واریانس شرطی بازده‌ها را به‌دست آوردند. در این رابطه، از مدل گارچ تعدیل یافته به گونه‌ای استفاده شده که اولاً، الگوهای فصلی در تلاطمات لحاظ شده، دوماً، جزء اخلالات مثبت و منفی در بازده‌ها که اثرات متفاوتی بر روی تلاطمات دارند در نظر گرفته شده و سوماً، نرخ‌های بهره اسمی را نیز به منظور پیش‌بینی واریانس شرطی لحاظ کرده است.

۲-۳. رابطه مثبت ریسک و بازده

فرنچ و همکاران[2] (۱۹۸۷) رابطه بین بازده‌های سهام و تلاطمات بازار سهام[3] را بررسی کردند. نتایج نشان داد که صرف ریسک انتظاری بازار (بازده انتظاری پورتفولیوی سهام منهای بازده اوراق قرضه) به صورت مثبتی با تلاطمات قابل پیش‌بینی بازده‌های سهام رابطه دارد. هم‌چنین، شواهدی مبنی بر رابطه منفی بازده‌های غیر منتظره بازار سهام[4] با تغییر غیر منتظره در تلاطمات بازده‌های سهام[5] وجود دارد. این رابطه منفی شواهد غیر مستقیمی از وجود یک رابطه مثبت بین صرف ریسک انتظاری و تلاطم را به دست می‌دهد.

لاندبلاد[6] (۲۰۰۷) با استفاده از داده‌های شبیه‌سازی شده (۱۸۳۶ -۲۰۰۳) رابطه مثبت و معنی‌داری بین بازده انتظاری و ریسک به‌دست آوردند. او معتقد است هر گونه استنباط از طریق

1- Glosten et al.,
2- French et. Al
۳- در این مطالعه از تلاطمات بازده سهام به عنوان معیار اندازه‌گیری ریسک استفاده شده است.
4- Unexpected Stock Market Returns
5- Unexpected Change in the Volatility of Stock Returns
6- Lundblad

نمونه‌های کوچک سبب می‌شود که تلاطم شرطی قدرت توضیحی برای بازده‌های تحقق یافته نداشته باشد و حتی داده‌های ۱۰۰ سال نیز اگر منجر به رابطه مثبت ریسک و بازده گردد باز هم داده‌های کوچکی محسوب می‌شود و تلاطمات شرطی قدرت توضیحی مناسبی برای پیش‌بینی بازده‌های آینده ندارد. به همین دلیل از داده‌های شبیه‌سازی شده بازده‌های بازار سهام ایالات متحده طی دو قرن استفاده کرد و رابطه مثبت و معنی‌داری را بین بده بستان ریسک و بازده نشان داد.

بالی (۲۰۰۸) رابطه بین‌دوره‌ای ریسک و بازده را با استفاده از داده‌های ماهانه از ۱۹۲۶ تا ۲۰۰۲ بررسی کرد. برای تخمین واریانس و کواریانس‌های شرطی مازاد بازده‌های هر پورتفولیو و پورتفولیوی بازار از مدل گارچ استفاده نمود. بالی پورتفولیوهای متعددی را بر مبنای صنعت، اندازه شرکت، ارزش دفتری به بازاری و بتا انتخاب نمود.[1] او ابتدا با استفاده از مدل گارچ، کواریانس‌های شرطی تمام پورتفولیوها را با همدیگر به‌دست آورد و سپس از این کواریانس‌های شرطی برای تخمین رگرسیون‌های سری زمانی بین مازاد بازده پورتفولیوها و کواریانس‌های شرطی‌شان استفاده نمود. نتایج این مطالعه روابط مثبت و معنی‌داری را بین ریسک و بازده نشان داد.

دیوید نگ[2] (۲۰۰۴) با استفاده از مدل کمبل (۱۹۹۳)، یک مدل CAPM پویای شرطی را برای بررسی بین کشوری توسعه داد. نگ معتقد است در CAPM بین‌المللی (بررسی CAPM برای چندین کشور) باید عامل ریسک نرخ ارز را نیز وارد کرد.

کیمیاگری و همکاران (۱۳۸۶) رابطه ریسک و بازده را بر مبنای مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بورس تهران بررسی کرده‌اند و توانایی این مدل در تبیین بازده سهام را با مدل تک عاملی CAPM مقایسه کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تغییرات بازده سهام در بورس تهران به وسیله سه متغیر «بازده اضافی بازار نسبت به نرخ بازده بدون ریسک»، «اندازه» و نسبت «ارزش دفتری به ارزش بازار» در حد قابل قبولی (به طور متوسط ۶۰٪) تبیین می‌شود.

۱- مرتون (۱۹۸۰) معتقد بود که بازده انتظاری هر دارایی در طول زمان متناسب با کواریانس شرطی‌اش با سایر دارایی‌ها و پورتفولیوها تغییر می‌کند.

2- David Ng.

۳. مدل

کمبل[1] (۱۹۹۳) واحد اقتصادی[2] را در نظر گرفت که همه ثروت او (که شامل سرمایه‌انسانی و فیزیکی است) قابل مبادله است. در این مدل، W_t کل ثروت در ابتدای دوره، C_t مصرف در زمان t و $R_{m,t+1}$ بازده ناخالص ثروت (پورتفولیوی بازار) در طی دوره t و $t+1$ است. $E\{.|\Omega_t\}$ انتظارت ریاضی را مشروط به اطلاعات دوره t نشان می‌دهد. هدف مصرف‌کننده، انتخاب مسیر سرمایه‌گذاری و مصرفی است که تابع مطلوبیت بازگشتی[3] زیر را با توجه به قید بودجه حداکثر کند[4]؛

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

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

که β عامل تنزیل ثابت ذهنی، γ ضریب ثابت ریسک گریزی نسبی و به تبعیت از تابع مطلوبیتی که جیوانی و ویل[5] (۱۹۸۹) معرفی کرده است، θ به صورت $\frac{(1-\gamma)}{(1-\frac{1}{\sigma})}$ تعریف شده است.[6] هم‌چنین، σ کشش جانشینی بین‌دوره‌ای است. زمانی که $\gamma = \frac{1}{\sigma}$ و بنابراین $\theta = 1$ شود، معادله (۱) به تابع هدف جدایی‌پذیر زمانی[7] تبدیل می‌شود. برای هر دارایی i با نرخ ناخالص بازده R_i، ایپشن و زین (۱۹۸۹، ۱۹۹۱)[8] و ویل[9] (۱۹۸۹و ۱۹۹۰) نشان دادند که (سرمایه‌گذار) حداکثرکننده مطلوبیت، مسیر مصرفی که معادله اولر زیر را تامین سازد انتخاب خواهد نمود. فرض

1- Campbell
2- Representative agent
3- Recursive utility
۴- اطلاعات بیشتر در خصوص تابع بازگشتی (عطفی) فوق‌الذکر در مقاله ویل (Weil (1989, 1990)) آمده است.
5- Giovannini and Weil
۶- این تعریف برای ساده‌کردن فرم تابع مطلوبیت است.
7- Objective function with time- separable utility
8- Epstein and Zin
9- Weil

بر این است که رشد مصرف و بازده دارایی‌ها به صورت نرمال توزیع شده است.

$$E_t\left[\left\{\beta\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\frac{1}{\sigma}}\right\}^{\theta}\left\{\frac{1}{R_{m,t+1}}\right\}^{1-\theta}R_{i,t+1}\mid\Omega\right]=1 \qquad (۲)$$

به منظور بررسی تجربی شرط (۲)، ایپشن و زین (۱۹۹۱)، جیوانی و ویل (۱۹۸۹) و کمبل (۱۹۹۳)، تقریب درجه دوم تیلور از معادله ۲ را برای هر دارایی ریسکی iام محاسبه و در نهایت به مدل رگرسیونی زیر که بدون داده مصرف است رسیدند[۱].

$$E(R_{i,t+1}\mid z_t)-R_{f,t+1}\approx\gamma V_{i1,t}+(\gamma-1)(1+\frac{\psi}{\sigma-1})\sum_{k=1}^{K}\lambda_k V_{ik,t} \qquad (۳)$$

در این مدل، $R_{i,t+1}$ بازده پورتفولیوی iام در زمان t+1 مشروط به اطلاعات z، $R_{f,t+1}$ بازده دارایی بدون ریسک در زمان t+1، $V_{i,1t}$ واریانس شرطی پورتفولیوی iام، $V_{ik,1t}$ کواریانس شرطی بازده پورتفولیوی iام و متغیرهای تاثیرگذار بر مجموعه فرصت سرمایه‌گذاری است.[۲] این کواریانس‌ها در طول زمان متغیر در نظر گرفته می‌شود و می‌تواند بر مبنای مدل‌های خانواده گارچ و یا سایر مدل‌ها به‌دست آورده شوند. به عنوان مثال بالی (۲۰۰۸) کواریانس‌های شرطی را بر مبنای مدل‌های گارچ (۱،۱) به دست آورده و بالی و انگل (۲۰۱۰) آن را بر مبنای مدل همبستگی شرطی پویا (DCC) به‌دست آوردند.

۴. داده‌ها و اندازه‌گیری متغیرهای مالی

در این تحقیق به تبعیت از بالی و انگل (۲۰۱۰) و کمبل (۱۹۹۳) از بازدهی ماهانه مجموعه‌ای از

۱- برای جزئیات بیشتر در خصوص نحوه به‌دست آوردن این توابع به کمبل (۱۹۹۳) رجوع شود.

۲- اساساً دلیل خاصی برای انتخاب مدل کمبل در این مطالعه و ارجحیت آن بر مدل مرتون (۱۹۷۳) وجود ندارد. مدل کمبل با با مفروضات خاصی نظیر «کوچک بودن تغییرات نسبت مصرف به ثروت» به همان مدل اولیه مرتون رسید. مرتون برای ارائه مدل بنیادین خود حالت پیوسته زمانی را در نظر گرفت و فرض کرد فاصله زمانی خیلی کوچک است. در مجموع، هر دو مدل، تغییرات مازاد بازده انتظاری را به کواریانس‌های شرطی مازاد بازده دارایی‌ها با مازاد بازده بازار و کواریانس‌های شرطی مازاد بازده دارایی‌ها با مازاد بازده متغیرهای وضعیت نسبت می‌دهند.

متغیرها و پورتفولیوهای مالی طی دوره زمانی ۱۳۹۰- ۱۳۷۳ استفاده شد. بنابراین، با در اختیار داشتن ۲۱۶ مشاهده تخمین معادلات رگرسیونی به ظاهر نامرتبط (SUR) به خوبی قابل انجام است. در روش SUR همبستگی‌های همزمان اجزاء اخلال بین معادلات و مساله ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی‌های هر معادله تصحیح می‌گردد. در این مطالعه به دنبال این هستیم که آیا کواریانس شرطی پویا بین پورتفولیوهای مالی تاثیر معنی‌داری بر بده - بستان ریسک و بازدهی در بازار سرمایه دارد یا خیر. در همین راستا، از متغیرهای مالی زیر که در مطالعات اخیر استفاده شده است برای تشکیل پورتفولیو و محاسبه کواریانس‌های شرطی استفاده می‌شود.

۴-۱. شاخص کل بورس

از تغییرات شاخص کل بورس به منظور بازده پورتفولیوی بازار استفاده می شود. در این پورتفولیو، از تمامی سهام موجود به عنوان پورتفولیو بازار استفاده می‌شود. بازده شاخص کل بورس را با m داده می‌شود.

۴-۲. عامل اندازه[1] و عامل نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری[2] $\frac{BE}{ME}$

به تبعیت از فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، شرکت‌ها در پایان سال مالی بر حسب عامل اندازه مرتب شده و با به دست آوردن میانه، آنها به دو پورتفولیوی شرکت‌های کوچک و بزرگ تقسیم می‌گردد. در مرحله بعد، مجدداً شرکت‌ها در پایان سال مالی از لحاظ نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری[3]، به سه پورتفولیوی با نسبت پایین (۳۰ درصد پایین)، متوسط (۴۰ درصد میانی) و بالا (۳۰ درصد بالا) دسته‌بندی می‌شود. از تقاطع، دو پورتفولیویی که بر حسب عامل اندازه به‌دست آمده و سه پورتفولیویی که بر حسب عامل نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری به‌دست آمده، ۶ پورتفولیو به صورت زیر به‌دست می‌آید که بر مبنای آن عوامل اندازه[4] (SMB) و نسبت ارزش دفتری به ارزش

1- Size

2- Book- to- Market

۳- برای ارزش دفتری از مجموع حقوق صاحبان سهام و برای ارزش بازاری از ارزش کل دارایی های شرکت استفاده می‌شود.

4- Small minus Big

بازاری (HML)[1] را به‌دست می‌گردید:

BE/ME

Size	Low	Medium	High
Small	S/L	S/M	S/H
Big	B/L	B/M	B/H

به عنوان مثال، پورتفولیوی S/M سهام شرکت‌هایی را در بردارد که بر حسب عامل اندازه، کوچک و بر حسب عامل «نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری» متوسط باشد.

حال می‌توان بر حسب این ۶ پورتفولیو، عوامل SMB و HML را به صورت زیر محاسبه نمود:

۴-۲-۱. عامل اندازه (SMB)

این متغیر از تفاوت بین میانگین بازده ماهانه سه پورتفولیوی کوچک (S/L، S/M و S/H) و سه پورتفولیوی بزرگ (B/L، B/M و B/H) در سال طط نظر به‌دست می‌آید:

$$SMB = \frac{1}{3}(r^{B/L} + r^{B/M} + r^{B/H}) - \frac{1}{3}(r^{S/L} + r^{S/M} + r^{S/H})$$

۴-۲-۲. عامل نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری (HML)

این متغیر از تفاوت بین میانگین بازده ماهانه دو پورتفولیوی با نسبت «ارزش دفتری به ارزش بازاری بالا (S/H و B/H)» و نسبت «ارزش دفتری به ارزش بازاری پایین (S/L و B/L)» به دست می‌آید:[2]

$$HML = \frac{1}{2}(r^{S/H} + r^{B/H}) - \frac{1}{2}(r^{S/L} + r^{B/L})$$

1- High minus Low

۲- در پایان هر سال، ۶ پورتفولیو بر اساس عامل اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری تشکیل می شود و سپس بازده ماهانه این پورتفولیوها در همان سال به‌دست می آید و متغیرهای SMB و HML را به‌دست می آوریم. این عمل برای هر سال تکرار می شود و در هر سال بر اساس ۶ پورتفولیو تشکیل داده شده متغیرهای مذکور را محاسبه می نماییم.

۴-۳. عامل گشتاور[1] (MOM)

کارهات[2] (۱۹۹۷) و جیگادیش و تیتمن[3] (۱۹۹۳) شواهدی مبنی بر اهمیت بازده‌های گذشته در پیش‌بینی تغییرات سری زمانی و مقطع زمانی بازده آینده سهام و پورتفولیو نشان دادند و بر این اساس عامل گشتاور را به عنوان یکی از متغیرهای مالی معرفی نمودند. این عامل از تفاوت بین بازده متوسط ماهانه پورتفولیوهای «برندگان[4] و بازندگان[5] بورس» به‌دست می‌آید. پورتفولیوی برندگان بورس، سهامی را دربردارد که بازده تجمعی ۲ تا ۱۲ ماه گذشته بالایی را داشته و پورتفولیوی بازندگان بورس، سهامی را در بردارد که بازده تجمعی ۲ تا ۱۲ ماه گذشته پایینی دارند.

بنابراین، برای ساختن عامل گشتاور، سهام شرکت‌ها در پایان سال مالی بر حسب بازده تجمعی ۲ تا ۱۲ ماهه گذشته به سه پورتفولیوی بازندگان (۳۰ درصد نسبت پایین، Loser)، میانی (۴۰ درصد نسبت متوسط، Middle) و برندگان (۳۰ درصد نسبت بالایی، Winner) تقسیم بندی می‌شود و از تقاطع این سه پورتفولیو با دو پورتفولیوی تشکیل داده شده بر حسب عامل اندازه (پورتفولیوی سهام کوچک و بزرگ) ۶ پورتفولیو به صورت زیر تشکیل می‌شود:

Momentum

		Loser	Middle	Winner
Size	Small	S/L	S/M	S/W
	Big	B/L	B/M	B/W

به عنوان مثال، پورتفولیوی S/W سهام شرکت‌هایی را در بردارد که بر حسب عامل اندازه کوچک و بر حسب عامل گشتاور، برندگان بازار هستند.

برای به‌دست آوردن عامل گشتاور، بعد از تشکیل ۶ پورتفولیو، متوسط بازده ماهانه پورتفولیوی برندگان و بازندگان بازار به‌دست می‌گردید:

1- Momentom
2- Carhart
3- Jigadeesh and Titman
4- Winner
5- Losers

$$MoM = \frac{1}{2}(r^{S/W} + r^{B/W}) - \frac{1}{2}(r^{S/L} + r^{B/L})$$

۴-۴- عامل سرمایه‌گذاری[1]

(*IA*)؛ به تبعیت از چن و زینگ[2] (۲۰۰۹) عامل سرمایه‌گذاری به صورت نسبت تغییرات سالانه سرمایه‌گذاری به ارزش دفتری دارایی تعریف می‌شود. سرمایه‌گذاری شامل تغییر در دارایی ناخالص و تجهیزات و موجودی انبار است. در این مطالعه به دلیل محدودیت دسترسی به آمار سرمایه‌گذاری هر شرکت در طول سال‌های ۱۳۹۰- ۱۳۷۳ از متغیر «جمع جریان خالص فعالیت‌های سرمایه‌گذاری» به عنوان متغیر جانشین[3] استفاده می‌گردد. بنابراین، برای ساختن عامل سرمایه‌گذاری، تغییرات سالانه سرمایه‌گذاری (جمع جریان خالص فعالیت‌های سرمایه‌گذاری) به ارزش دفتری هر بنگاه تقسیم شده و سپس در پایان هر سال پورتفولیوها را بر مبنای نسبت «تغییرات سرمایه‌گذاری به ارزش دفتری» به سه گروه تقسیم می‌گردد گروه اول، شامل ۳۰ درصد بنگاه‌ها با پایین‌ترین نسبت سرمایه‌گذاری به ارزش دفتری (Low)، گروه دوم، شامل ۴۰ درصد بنگاه‌ها با نسبت متوسط (Middle) و گروه سوم شامل ۳۰ درصد بنگاه‌ها با بالاترین نسبت (High) است. هم‌چنین، شرکت‌ها نیز بر حسب عامل اندازه به دو دسته کوچک (Small) و بزرگ (Big) تقسیم می‌شود و بر حسب سه پورتفولیوی عامل سرمایه‌گذاری و دو پورتفولیوی اندازه، ۶ پورتفولیو به صورت زیر تشکیل می‌شود:

Investment Factor

Size		Low	Middle	High
	Small	S/L	S/M	S/H
	Big	B/L	B/M	B/H

به عنوان مثال، پورتفولیوی S/H سهام شرکت‌هایی را در بردارد که بر حسب عامل اندازه، کوچک و بر حسب عامل سرمایه‌گذاری، در گروه با نسبت بالای I/A جای می‌گیرد.

1- Investment to Asset
2- Chen and Zhang
3- Proxy

بعد از ساختن ۶ پورتفولیوی مذکور، عامل سرمایه‌گذاری به صورت تفاوت بین بازده ماهانه پورتفولیوی با نسبت سرمایه‌گذاری به ارزش دفتری بالا (۳۰ درصد بالایی) و بازده ماهانه پورتفولیوی با نسبت سرمایه‌گذاری به ارزش دفتری پایین (۳۰ درصد پایین) در همان سال تعریف می‌گردد. این نحوه ساختن پورتفولیو برای هر سال تکرار می‌شود.

$$IA = \frac{1}{2}(r^{S/H} + r^{B/H}) - \frac{1}{2}(r^{S/L} + r^{B/L})$$

۴-۵. عامل بازده دارایی‌ها[1] (RoA)

بازده دارایی هر شرکت به صورت نسبت سود خالص به کل دارایی‌ها تعریف می‌شود. از این رو، به تبعیت از چن و زنگ (۲۰۰۹)، در پایان هر سال شرکت‌ها را از لحاظ نسبت «سود خالص به کل دارایی ها» به سه پورتفولیوی با نسبت بالا (۳۰ درصد بالایی)، نسبت متوسط (۴۰ درصد میانی) و نسبت پایین (۳۰ درصد پایینی) تقسیم می‌گردد و از تقاطع با دو پورتفولیوی اندازه، ۶ پورتفولیو تشکیل می‌شود. عامل بازده دارایی‌ها، از تفاوت بازده ماهانه متوسط پورتفولیوی ۳۰ درصد بالایی و بازده متوسط پورتفولیوی ۳۰ درصد پایین در همان سال به‌دست می‌آید.

۴-۶. نسبت حقوق صاحبان سهام به کل بدهی‌ها (Equity)

نسبت حقوق صاحبان سهام به کل بدهی‌ها یک معیار اندازه‌گیری مناسب جهت ادعای حقوق صاحبان سهام و اعتباردهندگان نسبت به منابع شرکت است. بالا بودن این نسبت نشان می‌دهد که سهام‌داران اصلی شرکت نسبت به اعتباردهندگان دارای حقوق و ادعای بیشتری هستند. به عبارتی، بالا بودن این نسبت از نظر اعتباردهندگان یک نشانه مساعد و مثبت بوده و نشانگر این است که شرکت دارای درجه اطمینان بالایی است. در صورت افزایش حقوق صاحبان سهام به کل بدهی‌ها آسیب‌پذیری شرکت نسبت به خطرات اقتصادی و ورشکستگی کاهش می‌یابد و هزینه نگهداری بدهی‌ها نیز کاهش یافته و شرکت قادر است که تعهدات خود را به آسانی پرداخت نماید.

بنابراین، به منظور تشکیل پورتفولیویی بر اساس این نسبت، شرکت‌ها را درپایان سال مالی به سه دسته نسبت پایین حقوق صاحبان سهام به کل بدهی (۳۰ درصد پایینی)، نسبت میانی (۴۰

1- Return on Asset

درصد میانی) و نسبت بالا (۳۰ درصد بالایی) تقسیم بندی کرده و سپس همانند قبل، با تقاطع این سه دسته با دو پورتفولیوی اندازه، ۶ پورتفولیو تشکیل می‌شود. عامل «نسبت حقوق صاحبان سهام به بدهی‌ها»، از تفاوت بازده ماهانه متوسط پورتفولیوی ۳۰ درصد بالایی و بازده متوسط پورتفولیوی ۳۰ درصد پایین در همان سال به‌دست می‌آید.

۴-۷. بی‌ثباتی شرطی بازار[1] (Vol)

برای به‌دست آوردن بی‌ثباتی بازار، از آزمون گارچ (۱،۱) استفاده می‌گردد. به این ترتیب که ابتدا آزمون گارچ برای بازده بازار انجام شده و با استخراج واریانس‌های شرطی آن (به عنوان شاخصی از نواسانات بازار) در طول ماه‌های دوره زمانی ۱۳۹۰- ۱۳۷۳، آن را به عنوان بی‌ثباتی شرطی‌بازار در نظر می‌گیریم.

۵. تخمین کواریانس‌های شرطی پویا

قبل از برآورد مدل بین دوره‌ای قیمت‌گذاری دارایی، باید کواریانس‌های شرطی پویای پورتفولیوها با همدیگر برآورد شوند. به تبعیت از بالی (۲۰۰۹) کواریانس شرطی بین بازده اضافی دارایی i و پورتفولیوی بازاری m بر مبنای تصریح آرچ و گارچ به‌دست می‌آید. روش‌های مختلفی برای تعیین درجه بهینه آرچ و گارچ وجود دارد، ولی ما از معیار شوارتز به عنوان یکی از ساده‌ترین روش‌ها استفاده کرده و درجات مختلفی از آرچ و گارچ را برآورد کرده و کمترین معیار شوارتز را به عنوان درجه بهینه آرچ و گارچ لحاظ می‌کنیم. مشاهدات جدول (۱) بیانگر این است که در بیشتر موارد گارچ (۱،۱) و در بعضی موارد درجات دیگر گارچ پذیرفته می‌شوند. به عنوان مثال، در خصوص کواریانس شرطی بازده «نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری و بازده بازار» ($\sigma_{HML,m}$)، کمترین مقدار شوارتز برابر با ۱۶/۹۴ و متناسب با گارچ (۱،۱) است. بعد از انتخاب درجه بهینه گارچ در هر مورد، کواریانس‌های شرطی بازده پورتفولیوهای مختلف با بازده بازار به‌دست آمد و در مدل‌های قیمت‌گذاری بین‌دوره‌ای که در قسمت‌های ۷-۱ تا ۷-۳ آورده

1- Market Volatility

شده است، استفاده می‌شوند.[۱]

جدول (۱)- مقادیر معیار شوارتز برای انتخاب درجه بهینه آرچ و گارچ[۲]

	گارچ (۱،۱)	گارچ (۱،۰)	گارچ (۲،۰)	گارچ (۰،۱)	گارچ (۱،۲)	گارچ (۲،۲)
$\sigma_{HML,m}$	۱۶/۹۴	۱۶/۹۵	۱۷	۱۷	۱۷/۰۲	۱۷/۰۶
$\sigma_{SMB,m}$	۱۸/۶۵	۱۸/۶۶	۱۸/۶۸	۱۶/۸۱	۱۸/۶۹	۱۸/۷۵
$\sigma_{ROA,m}$	۲۰/۵۲	۱۶/۹۴	۱۶/۹۴	۱۶/۹۴	۱۶/۹۴	۱۶/۹۴
$\sigma_{IA,m}$	۱۱/۷۰	۱۱/۷۱	۱۱/۶۵	۱۱/۹۱	۱۱/۷۸	۱۱/۸۵
$\sigma_{MOM,m}$	۲۱/۳۶	۲۱/۳۸	۲۱/۴۳	۱۷/۹۵	۲۱/۴۴	۲۱/۵۰
$\sigma_{Equity,m}$	۱۷	۱۶/۹۸	۱۷/۰۳	۱۷/۰۲	۱۷/۰۳	۱۷/۱۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

به عنوان مثال برای به‌دست آوردن کواریانس‌های شرطی پورتفولیوهایی که دارای درجه گارچ (۱،۱) باشند از معادلات زیر استفاده می‌شود. لازم به ذکر است تصریح گارچ مستقیماً از مدل CAPM بین‌دوره‌ای نتیجه نمی‌شود بلکه به صورت جداگانه، ابتدا کواریانس‌های شرطی از طریق گارچ برآورد شده و سپس از آنها در مدل CAPM بین‌دوره‌ای استفاده می‌گردد.

$$R_{i,t+1} = \alpha_0^i + \alpha_1^i R_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1} \qquad (۴)$$

۱- کواریانس شرطی بازده پورتفولیوهای مختلف با همدیگر (که در قسمت ۸-۳ مورد استفاده قرار می‌گیرند) نیز به همین ترتیب انجام می‌شود.

۲- در این جدول، $\sigma_{HML,m}$ کواریانس شرطی بازده اضافی پورتفولیوی نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری و بازده اضافی بازار، $\sigma_{SMB,m}$ کواریانس شرطی بازده اضافی پورتفولیوی اندازه و بازده اضافی بازار، $\sigma_{ROA,m}$ کواریانس شرطی بازده اضافی پورتفولیوی بازده دارایی‌ها و بازده اضافی بازار، $\sigma_{IA,m}$ کواریانس شرطی بازده اضافی پورتفولیوی نسبت سرمایه‌گذاری به ارزش دفتری دارایی و بازده اضافی بازار، $\sigma_{MOM,m}$ کواریانس شرطی بازده اضافی پورتفولیوی گشتاور و بازده اضافی بازار، $\sigma_{Equity,m}$ کواریانس شرطی بازده اضافی پورتفولیوی نسبت حقوق صاحبان سهام به کل بدهی‌ها و بازده اضافی بازار است.

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

$$E_t[\varepsilon_{i,t+1}^2] \equiv \sigma_{i,t+1}^2 = \gamma_0^i + \gamma_1^i \varepsilon_{i,t}^2 + \gamma_2^i \sigma_{i,t}^2, \quad (۶)$$

$$E_t[\varepsilon_{m,t+1}^2] \equiv \sigma_{m,t+1}^2 = \gamma_0^m + \gamma_1^m \varepsilon_{m,t}^2 + \gamma_2^m \sigma_{m,t}^2, \quad (۷)$$

$$E_t[\varepsilon_{i,t+1}\varepsilon_{m,t+1}] \equiv \sigma_{im,t+1} = \gamma_o^{im} + \gamma_1^{im} \varepsilon_{i,t}\varepsilon_{m,t} + \gamma_2^{im} \sigma_{im,t}. \quad (۸)$$

که $R_{i,t+1}$ و $R_{m,t+1}$ به ترتیب بازده اضافی پورتفولیو i (یا دارایی iام[۱]) و بازده اضافی پورتفولیوی بازاری m از نرخ دارایی بدون ریسک است.[۲] $E_t[.]$ بیانگر عملگر انتظارات شرطی نسبت به اطلاعات دوره t است. هم‌چنین، $\sigma_{im,t+1}$ کواریانس شرطی انتظاری بین $R_{i,t+1}, R_{m,t+1}$ و $\sigma^2_{i,t+1}$ واریانس شرطی پورتفولیوی i و $\varepsilon_{i,t}^2$ مجذور جزء خطا در زمان t است. کواریانس شرطی هر پورتفولیو با پورتفولیوی بازاری با استفاده از روش حداکثر درستنمایی برآورد می‌شود. با استفاده از ε_{it} و V_t ماتریس‌های مازاد بازده و کواریانس شرطی به صورت زیر تشکیل می‌شود؛

$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} R_{it} - \alpha_0^i - \alpha_1^i R_{i,t-1} \\ R_{m,t} - \alpha_0^m - \alpha_1^m R_{m,t-1} \end{bmatrix} \quad \text{و} \quad V_t = \begin{bmatrix} \sigma_{i,t}^2 & \sigma_{im,t} \\ \sigma_{im,t} & \sigma_{m,t}^2 \end{bmatrix} \quad (۹)$$

و تابع لگاریتم درست‌نمایی به صورت زیر تشکیل می‌گردد؛

$$L(\Theta) = -\frac{1}{2}\sum_{i=1}^{N}[\ln(2\pi) + \ln|V_t| + \varepsilon_t^T V_t^{-1} \varepsilon_t] \quad (۱۰)$$

۱- این معادلات را می‌توان برای هر نوع دارایی منفرد نیز نوشت.

۲- برای پورتفولیوی بازاری m از نرخ بازده شاخص کل استفاده شده است. هم‌چنین، برای محاسبه بازده اضافی هر دارایی (صرف ریسک) از نرخ بازده اوراق مشارکت به عنوان دارایی بدون ریسک استفاده شده است.

که Θ بردار پارامترها را در روابط (۴) تا (۸) نشان می‌دهد و N تعداد ماه‌های مشاهدات را برای هر سری نشان می‌دهد.

۶. آزمون رگرسیون معادلات به ظاهر نامرتبط (آزمون SUR)

به منظور اطمینان و استفاده صحیح از سیستم معادلات SUR، هاروی[1] (۱۹۹۰) روشی را برای تشخیص معنی‌داری ماتریس واریانس کواریانس تک‌تک معادلات سیستم SUR ارائه داد. در این روش، باید جملات اختلال تک تک n معادله سیستم SUR را به روش رگرسیون تک‌معادله‌ای OLS برآورد کرده و ماتریس واریانس کواریانس آنها را استخراج کرد. آماره زیر که از توزیع کای‌دو با درجه آزادی $n.(\frac{n-1}{2})$ تبعیت می‌کند، به وسیله عناصر بالای قطر ماتریس واریانس کواریانس مذکور به‌دست آورده و در صورتی که آماره فوق معنی‌دار باشد، می‌توان اطمینان حاصل کرد که جملات اختلال سیستم معادلات SUR همبستگی معنی‌داری با همدیگر دارند و بنابراین استفاده از روش SUR روش مناسبی است.

$$\sum_{i=1}^{n-1}\sum_{j=i+1}^{n}\sigma_{ij}^{2} \sim \chi^{2}_{n\times\frac{n-1}{2}}$$

این روش را برای تمام معادلات قسمت ۷-۱ تا ۷-۳ تکرار شد و نتایج حکایت از تایید روش SUR به عنوان روش مناسب داشت. به عنوان مثال، به منظور بررسی آزمون فوق برای سیستم معادلات قسمت (۷-۳)، ابتدا سه معادله را به صورت جداگانه به روش OLS تخمین زده شد و ماتریس واریانس کواریانس آن به صورت زیر تشکیل شد:

$$\begin{bmatrix} 18.3 & 3.05 & 0.62 \\ 3.052 & 34 & 5.22 \\ 0.62 & 5.22 & 46.4 \end{bmatrix}$$

آماده کای‌دو برای این ماتریس برابر با ۳۶/۹۴ با درجه آزادی ۳ به‌دست می‌آید که در مقایسه با مقدار بحرانی جدول در سطح معنی‌داری ۵ درصد (۷/۸۲)، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود

1- Harvey

همبستگی همزمان بین جملات اختلال رد می‌شود و بنابراین، فرضیه مقابل تایید می‌شود. با اطمینان از وجود همبستگی همزمان بین جملات اختلال معادلات، روش SUR به عنوان روش صحیح و مناسب تشخیص داده می‌شود. این روش برای سیستم‌های قسمت (۷-۱) و (۷-۲) نیز انجام گرفت و این نتیجه حاصل شد که جملات اختلال با همدیگر همبستگی همزمان دارند و بنابراین روش SUR را می‌توان به عنوان روش مناسب برگزید.

۷. نتایج تجربی

به تبعیت از مرتون (۱۹۷۳)، کمبل (۱۹۹۳)، بالی و انگل[1] (۲۰۱۰)، مدل‌های اقتصادسنجی زیر به تفکیک اهداف مختلف ارائه و برای محاسبه کواریانس‌های شرطی پویا، از مدل‌های مختلف گارچ استفاده شد.

۷-۱. بده- بستان ریسک و بازده بدون لحاظ تقاضای پوشش ریسک

به تبعیت از بالی و انگل (۲۰۱۰) و بالی (۲۰۰۹) برای به‌دست آوردن بده بستان ریسک و بازده در مدل بین دوره‌ای از رابطه سیستمی زیر استفاده می‌گردد:[2]

$$R_{i,t+1} = C_i + \beta_{i,t+1}.\sigma_{im,t+1} + e_{i,t+1} \qquad for \quad i = 1,...n \tag{۱۱}$$

که در آن $R_{i,t+1}$ بیانگر بازده اضافی سهام iام (یا پورتفولیوی iام) در زمان t+1، $\sigma_{im,t+1}$ کواریانس شرطی انتظاری بین $R_{i,t+1}, R_{m,t+1}$ (بازده اضافی پورتفولیوی بازاری)، C_i عرض از مبداء دارایی iام، $\beta_{i,t+1}$ شیب است که در مدل بین‌دوره‌ای، درجه ریسک گریزی نسبی سرمایه

1- Bali

۲- در شرایطی که مجموعه فرصت سرمایه‌گذاری در طول زمان تغییر نکند، کواریانس مازاد بازده دارایی با متغیر وضعیت صفر است و بنابراین رابطه (۹) به سادگی به مدل کلاسیک ایستا تبدیل می‌شود؛

$$E(R_i) = C_i + (A.\sigma_m^2).(\frac{\sigma_{im}}{\sigma_m^2}) = C_i + (A.\sigma_m^2).\beta_i = C_i + E(R_m).\beta_i$$

که مازاد بازده انتظاری سهام i ، $E(R_i)$، تابع خطی از بتای بازار، β_i، و $A.\sigma_m^2$ معیار اندازه‌گیری مازاد بازده انتظاری پورتفولیوی بازار است یعنی $E(R_m) = A.\sigma_m^2$ است.

گذاران در بازار را نشان می‌دهد. فرضیه صفر بیان می‌کند عرض از مبداء صفر است. به عبارتی، این فرضیه بیان می‌کند سود غیر نرمال در بازار وجود ندارد و سود انتظاری هر سهم برابر با نرخ بدون ریسک به اضافه پاداش ریسک است. در صورتی که رابطه (۱۱) به صورت سیستمی نوشته شود:

$$HML_{t+1} = C_1 + \beta_{1,t+1}.\sigma_{HML,m,t+1} + e_{1,t+1}$$
$$SMB_{t+1} = C_2 + \beta_{2,t+1}.\sigma_{SMB,m,t+1} + e_{2,t+1}$$
$$ROA_{t+1} = C_3 + \beta_{3,t+1}.\sigma_{ROAm,t+1} + e_{3,t+1}$$
$$IA_{t+1} = C_4 + \beta_{4,t+1}.\sigma_{IA,m,t+1} + e_{4,t+1}$$
$$MOM_{t+1} = C_5 + \beta_{5,t+1}.\sigma_{MOM,m,t+1} + e_{5,t+1}$$
$$HO_{t+1} = C_6 + \beta_{6,t+1}.\sigma_{Equity,m,t+1} + e_{6,t+1}$$

علائم همانند قسمت ۵ تعریف می‌شوند.

جدول (۲) نتایج حاصل از برآورد بده بستان ریسک و بازده را نشان می‌دهد. با توجه به اینکه از بازده اضافی پورتفولیوها استفاده شده است انتظار داریم در سیستم معادلات تمامی عرض از مبداءها از لحاظ آماری بی‌معنی و ضرایب کواریانس‌های شرطی بازده اضافی پورتفولیوها با بازده اضافی بازار مثبت باشند. در صورتی که عرض از مبداء پورتفولیویی مثبت و معنی‌دار به‌دست آمد نشان از وجود بازده‌های غیر عادی[1] و در صورتی که منفی و معنی‌دار به‌دست آمد نشان از وجود بازده‌های کمتر از نرمال دارد.

نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد به استثناء عامل سرمایه‌گذاری، تمامی ضرایب مطابق تئوری و مثبت و معنی‌دار به‌دست آمده است. به عبارتی، عرض از مبداءها مطابق انتظار بی‌معنی و از نظر اقتصادی معقول به‌دست آمده است. هم‌چنین، تمامی ضرایب $\sigma_{im,t+1}$ نیز مطابق انتظار مثبت و معنی‌دار به‌دست آمده‌اند. بنابراین، با توجه به اینکه ضرایب این متغیرها بیانگر درجه ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران است، می‌توان گفت سرمایه‌گذاران بازار بورس دارای درجه ریسک‌گریزی مثبت هستند که این ضرایب بین ۰/۰۴ و ۰/۵۸ و متوسط آن ۰/۴ است.

1- Abnormal returns

جدول (۲)- بده بستان ریسک و بازده در مدل بین‌دوره‌ای با لحاظ کواریانس‌های شرطی پویا

پورتفولیوهای آزمون	عرض از مبداء		کواریانس شرطی بازاده دارایی‌ها با بازده بازار ($\sigma_{im,t+1}$)		
	آماره t	سطح احتمال	ضریب	آماره t	سطح احتمال
عامل نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری(HML)	۱/۱۲	۰/۲۵	۰/۳۸	۱/۸۱	۰/۰۶
عامل اندازه (SMB)	-۱/۵۴	۰/۱۲	۰/۵۸	۱/۹۴	۰/۰۵
عامل بازده دارایی (ROA)	-۱/۳۳	۰/۱۸	۰/۵۲	۱/۸۱	۰/۰۶
عامل سرمایه‌گذاری (IA)	-۲/۲۲	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۱۸	۰/۸۵
عامل گشتاور (MOM)	-۱/۳۲	۰/۱۸	۰/۵۲	۱/۸۷	۰/۰۶
عامل نسبت حقوق صاحبان سهام (Equity)	۱/۱۳	۰/۲۵	۰/۳۷	۱/۸۱	۰/۰۶

به نظر می‌رسد مجموعه فرصت سرمایه‌گذاری و عوامل اقتصاد کلان بتوانند بازده دارایی‌ها را در بازار بورس پیش‌بینی کنند. لذا، در رابطه (۱۱)، برای بررسی اثر تغییر در مجموعه فرصت سرمایه‌گذاری و اثر آن بر بازده دارایی‌ها از متغیر قیمت سکه (به عنوان متغیر جانشین برای سرمایه‌گذاری در بازار طلا) و به تبعیت از چن و همکاران[1] (۱۹۸۶) از نرخ تورم برای بررسی اثر تغییر در وضعیت اقتصاد کلان و اثر آن بر بازده دارایی‌ها استفاده شد. نتایج این بررسی در جدول پیوست (۳) آمده و ضرایب هر دو متغیر از نظر آماری بی‌معنی به‌دست آمد. مرتون (۱۹۸۰) معتقد است برخی مواقع ممکن است مجموعه فرصت سرمایه‌گذاری در طول زمان تغییری نکند و بنابراین مدل عمومی (۳) به مدل محدود (۱۱) تقلیل یابد. در این مطالعه نیز تغییرات بازده قیمت طلا نتوانست بازده دارایی‌ها را پیش‌بینی کند و این با دیدگاه مرتون (۱۹۸۰) مطابقت دارد.

۷-۲. تاثیر بی‌ثباتی شرطی بازار بر بده- بستان ریسک و بازده

مطالعات اخیر اهمیت رابطه بین‌دوره‌ای بین میانگین شرطی بازده پورتفولیوها و بی‌ثباتی شرطی بازده اضافی پورتفولیوی بازاری را بررسی کرده‌اند. در این قسمت قصد داریم به بررسی این موضوع بپردازیم که آیا اخبار غیر منتظره در بی‌ثباتی بازار (تغییرات بی‌ثباتی شرطی بازار در هر دوره نسبت به دوره قبل آن) می‌تواند تغییرات سری‌زمانی بازده دارایی‌ها را پیش‌بینی نمایند یا خیر.

1- Chen et al.

به منظور بررسی اخبار غیر منتظره در بی‌ثباتی بازار و تاثیر آن بر رابطه ریسک و بازده، از مدل سیستمی زیر استفاده می‌شود:

$$R_{i,t+1} = C_i + \beta_{i,t+1}.\sigma_{im,t+1} + \lambda .\Delta Vol_{m,t} + e_{i,t+1} \quad for \quad i = 1,2,...,n \qquad (12)$$

که $\Delta Vol_{m,t}$ تغییر در بی‌ثباتی شرطی بازار است. برای به‌دست آوردن بی‌ثباتی شرطی بازار، ابتدا برآورد گارچ (۱،۱) برای بازده ماهانه بازار انجام شده و سپس واریانس‌های شرطی پویای این متغیر استخراج شده و تغییرات آن در هر دوره به عنوان تغییر در بی‌ثباتی بازار لحاظ می‌شود. بعد از برآورد واریانس شرطی، رابطه سیستمی زیر برای بررسی تاثیر اخبار غیر منتظره (تغییرات بی‌ثباتی بازار) بر پیش‌بینی بازده ماهانه سه پورتفولیوی اندازه (SMB)، گشتاور (MOM) و شاخص کل صنعت (IND) به روش معادلات رگرسیونی به ظاهر نامرتبط برآورد می‌کنیم:

$$SMB_{t+1} = C_1 + \beta_{1,t+1}.\sigma_{SMB,m,t+1} + \lambda_1.\Delta Vol_{m,t+1} + e_{1t+1}$$
$$MOM_{t+1} = C_2 + \beta_{2,t+1}.\sigma_{MOM,m,t+1} + \lambda_2.\Delta Vol_{m,t+1} + e_{2t+1}$$
$$IND_{3,t+1} = C_3 + \beta_{3,t+1}.\sigma_{IND,m,t+1} + \lambda_3.\Delta Vol_{m,t+1} + e_{3t+1}$$

جدول (۳)- بده بستان ریسک و بازده بعد از کنترل بی‌ثباتی بازار

پورتفولیوهای آزمون	عرض از مبداء		کواریانس‌شرطی مازاد بازده دارایی‌ها با مازاد بازده بازار ($\sigma_{im,t+1}$)			تغییر در بی‌ثباتی شرطی بازار ($\Delta Vol_{m,t+1}$)		
	آماره t	سطح احتمال	ضریب	آماره t	سطح احتمال	ضریب	آماره t	سطح احتمال
عامل‌اندازه (SMB)	-۴/۹۳	۰/۰۰	۰/۰۳	۲/۷۳	۰/۰۰	۰/۱۰	۳/۱۰	۰/۰۰
عامل گشتاور (MOM)	۲/۹۴	۰/۰۰	۰/۰۰۷	۱/۶۸	۰/۰۹	۰/۱۶	۳/۱۲	۰/۰۰
عامل بازده شاخص کل صنعت (IND)	۰/۴۶	۰/۶۴	-۰/۰۰۲	-۰/۱۲	۰/۸۹	۰/۰۶	۱/۷۳	۰/۰۸

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول (۳) شواهد قوی را برای رابطه معنی‌دار بین بازده پورتفولیوها و بازده شاخص کل صنعت و کواریانس شرطی آنها با بازده بازار تایید می‌کند. به استثناء بازده شاخص صنعت، کواریانس شرطی دو پورتفولیوی اندازه و گشتاور با بازده بازاری حتی بعد از کنترل بی‌ثباتی بازار نیز مثبت و در سطح آماری ۱۰ درصد معنی‌دار به‌دست آمده است. نکته قابل توجه در این جدول، رابطه مثبت و معنی‌دار (در سطح ۱۰ درصد) بین تغییرات در اخبار غیر منتظره (تغییرات در بی‌ثباتی

شرطی بازار) و بازده پورتفولیوها و شاخص صنعت است. به عبارتی، در صورتی که تغییرات در بی‌ثباتی شرطی بازار نسبت به دوره قبل آن مثبت باشد، بازده پورتفولیوها و شاخص کل صنعت نیز افزایش و در صورتی که تغییرات در بی‌ثباتی بازار منفی باشد، بازده پورتفولیوها و شاخص کل صنعت نیز کاهش می‌یابد.

۷-۳. تاثیر کواریانس شرطی متغیرهای مالی بر صرف ریسک

در این قسمت، عوامل اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری به تبعیت از فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، گشتاور به تبعیت از کارهارت (۱۹۹۷)، عامل سرمایه‌گذاری و بازده دارایی‌ها به تبعیت از چن و زنگ (۲۰۰۹) وعامل نسبت حقوق صاحبان سهام به بدهی (به عنوان شاخصی از ریسک ورشکستگی) انتخاب و به دنبال بررسی این موضوع هستیم که آیا کواریانس شرطی پورتفولیوها با این متغیرها سبب تحریک پاداش ریسک اضافه‌تر خواهد شد یا خیر. بدین منظور ابتدا کواریانس‌های شرطی بین پورتفولیوها مانند قسمت ۶ به روش گارچ تخمین زده شده و سپس معادلات سیستمی زیر به روش SUR برآورد می‌گردد:

$$R_{i,t+1} = C_i + \sum_{j=1}^{m} \beta_{ij,t+1}\sigma_{i,z_j,t+1} + e_{i,t+1} \qquad i = 1,...,n \tag{۱۳}$$

که σ_{i,Z_j} کواریانس بازده اضافی پورتفولیوی iام ($R_{i,t+1}$) و بازده اضافی عوامل مالی (نظیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری، اندازه و ...) است. با برآورد پارامترهای $B1, B2,...$، می‌توان تشخیص داد که چگونه سرمایه‌گذاران به کواریانس بازده سهام با متغیرهای مالی واکنش نشان می‌دهند. برای بررسی این موضوع، رابطه سیستمی (۱۳) را برای پورتفولیوهای اندازه، بازده دارایی‌ها و عامل به صورت زیر تفکیک می‌شود:

$$SMB_{t+1} = C_1 + \beta_{11,t+1}.\sigma_{SMB,m,t+1} + \beta_{12}.\sigma_{SMB,HML,t+1} + \beta_{13}.\sigma_{SMB,MOM,t+1}$$
$$+ \beta_{14}.\sigma_{SMB,Equity,t+1} + \beta_{15}.\sigma_{SMB,IND,t+1} + e_{1t+1}$$
$$ROA_{t+1} = C_2 + \beta_{21,t+1}.\sigma_{ROA,m,t+1} + \beta_{22}.\sigma_{ROA,HML,t+1} + \beta_{23}.\sigma_{ROA,MOM,t+1}$$
$$+ \beta_{24}.\sigma_{ROA,Equity,t+1} + \beta_{25}.\sigma_{ROA,IND,t+1} + e_{2t+1}$$

$$MOM_{t+1} = C_3 + \beta_{31,t+1}.\sigma_{MOM,m,t+1} + \beta_{32}.\sigma_{MOM,HML,t+1} +$$
$$\beta_{33}.\sigma_{MOM,Equity,t+1} + \beta_{34}.\sigma_{MOM,IND,t+1} + e_{3t+1}$$

مساله این است که آیا همبستگی‌های شرطی بین متغیرهای مالی می‌توانند سبب پاداش ریسک بیشتری شوند یا خیر. نتایج این آزمون در جدول (۴) آورده شده است. جدول (۴) شواهد قوی را در خصوص ارتباط معنی‌دار بین بازده پورتفولیوها و کواریانس شرطی آنها با متغیرهای مالی نظیر «نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری»، گشتاور، نسبت حقوق صاحبان سهام و بازده شاخص صنعت را تایید می‌کند. در مجموع، ضرایب $\sigma_{i,HML,t+1}$ و $\sigma_{i,IND,t+1}$ در سیستم معادلات بالا ($\beta_{12}, \beta_{22}, \beta_{32}, \beta_{15}, \beta_{25}, \beta_{34}$) مثبت و معنی‌دار به‌دست آمده‌اند. بنابراین، افزایش در کواریانس شرطی بازده دارایی‌های (پورتفولیوها) HML و IND سبب تحریک بیشتر بازده اضافی (پاداش ریسک) خواهد شد. طبق بالی (۲۰۰۹) مثبت بودن کواریانس شرطی $\sigma_{i,HML,t+1}$ و $\sigma_{i,IND,t+1}$ بیانگر افزایش مثبت بازده انتظاری پورتفولیو iام در دوره بعدی است. هم‌چنین، ضرایب $\sigma_{i,MOM,t+1}$ و $\sigma_{i,Equity,t+1}$ منفی و معنی‌دار به‌دست آمده است. بنابراین، افزایش در کواریانس شرطی پورتفولیوها با متغیرهای گشتاور و نسبت «حقوق صاحبان سهام به بدهی» سبب کاهش بازده اضافی (کاهش پاداش ریسک) خواهد شد و طبق بالی (۲۰۰۹)، انتظار می‌رود بازده اضافی انتظاری این پورتفولیوها در دوره بعد کاهش یابد.

۸. جمع بندی و نتیجه‌گیری

در این مطالعه، رابطه ریسک و بازده در چارچوب مدل قیمت‌گذاری بین‌دوره‌ای دارایی‌های سرمایه‌ای و به روش سیستمی معادلات رگرسیونی به ظاهر نامرتبط (SUR) بررسی شد. در روش SUR همبستگی‌های همزمان اجزاء اخلال بین معادلات و مساله ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی‌های هر معادله تصحیح می‌گردد. قبل از برآورد روابط رگرسیونی، با توجه به جدیدترین مطالعات انجام گرفته در سال‌های اخیر، پورتفولیوهایی بر مبنای عامل اندازه، عامل نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری، عامل بازده دارایی‌ها، عامل سرمایه‌گذاری، عامل نسبت حقوق صاحبان به کل بدهی و بازده شاخص کل صنعت ساخته شد و سپس کواریانس‌های شرطی آن با همدیگر و با بازده بازار استخراج گردید. به منظور استخراج کواریانس‌های شرطی، درجات بهینه گارچ تعیین شد و بر مبنای آن کواریانس‌های شرطی تمامی پورتفولیوها با همدیگر استخراج

و در معادلات رگرسیونی به کار گرفته شد.

جدول (۴)- تاثیر همبستگی‌های شرطی بازده پورتفولیوها با بازده متغیرهای مالی بر روی پاداش ریسک[۱]

پورتفولیوهای آزمون	$\sigma_{im,t+1}$		$\sigma_{i,HML,t+1}$		$\sigma_{i,MOM,t+1}$		$\sigma_{i,Equity,t+1}$		$\sigma_{i,IND,t+1}$	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
عامل اندازه (SMB)	۰/۰۲	۱/۲۲ (۰/۲۲)	-۸/۳۴	۳/۰۰ (۰/۰۰)	-۱/۸۱	-۲/۶۲ ۰/۰۰	-۱۴/۳	-۳/۲۵ (۰/۰۰)	-۰/۱۷	-۰/۴۱ (۰/۶۷)
عامل بازده دارایی (ROA)	۰/۰۰۹	۰/۸۵ (۰/۳۹)	۰/۰۰۸	۱/۶۱ (۰/۱۰)	-۰/۵۶	-۱/۶۰ (۰/۱۰)	-۹/۸۰	-۲/۳۹ (۰/۰۱)	۰/۳۳	۱/۵۹ (۰/۱۱)
عامل گشتاور (MOM)	-۰/۰۲	-۳/۱۲ (۰/۰۰)	۲/۴۲	۱/۸۸ (۰/۰۵)	--	--	-۷/۱۳	-۲/۲۴ (۰/۰۲)	۲/۰۸	۴/۰۹ (۰/۰۰)

ماخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج نشان می‌دهد نه تنها روابط ریسک و بازده در مدل‌های سیستمی بین‌دوره‌ای در دامنه ۰/۰۴ و ۰/۵۸ مثبت و معنی‌دار است بلکه متوسط ضریب ریسک‌گریزی نیز عدد ۰/۴ را نشان می‌دهد و برای تمامی پورتفولیوها مثبت و معنی‌دار به‌دست آمده است.

شاید یکی از دغدغه‌های سرمایه‌گذاران میزان تاثیرگذاری بی‌ثباتی بازار بر بده بستان ریسک و بازده باشد. به منظور پاسخ به این دغدغه، تغییرات اخبار غیر منتظره (بی‌ثباتی شرطی بازار) نسبت به دوره قبل از آن بررسی شد. نتایج نشان می‌دهد که تغییرات بی‌ثباتی، تاثیر مثبت و معنی‌داری بر بازده دارد و به عبارتی سبب تحریک بازده پورتفولیوها می‌شود. میزان این تاثیر در دامنه ۰/۰۶ و ۰/۱۶ به‌دست آمد. هم‌چنین، به منظور تاثیر همبستگی شرطی پورتفولیوها بر تحریک پاداش ریسک، از سه پورتفولیوی اندازه، بازده دارایی‌ها و گشتاور استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد تاثیر

۱- مقادیر داخل پرانتز سطح احتمال می‌باشد و $\sigma_{im,t+1}$ کواریانس شرطی بازده پورتفولیوها با بازده بازار، $\sigma_{i,HML,t+1}$ کواریانس شرطی بازده پورتفولیوها با بازده پورتفولیوی «نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری»، $\sigma_{i,MOM,t+1}$ کواریانس شرطی بازده پورتفولوها با بازده پورتفولیوی گشتاور، $\sigma_{i,Equity,t+1}$ کواریانس شرطی بازده پورتفولیوها با بازده «نسبت حقوق صاحبان سهام به بدهی» و $\sigma_{i,IND,t+1}$ کواریانس شرطی بازده پورتفولیوها با بازده «شاخص صنعت» است.

همبستگی دارایی‌های (پورتفولیوهای) نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری و بازده شاخص صنعت بر روی سه پورتفولیوی مذکور مثبت و معنی‌دار است. به عبارتی این همبستگی‌ها سبب تحریک پاداش ریسک در دارایی‌های (پورتفولیوهای) اندازه، بازده دارایی‌ها و گشتاور می‌شود. همبستگی شرطی دارایی‌های (پورتفولیوهای) گشتاور و نسبت حقوق صاحبان سهام به بدهی‌ها نیز تاثیر منفی و معنی‌دار بر بازده سه دارایی (پورتفولیوی) مذکور دارد و بنابراین سبب کاهش پاداش ریسک این سه پورتفولیو می‌شود. بنابراین می‌توان گفت پورتفولیوهای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری، شاخص صنعت، گشتاور و نسبت حقوق صاحبان سهام به بدهی‌ها می‌توانند در چارچوب مدل قیمت‌گذاری بین‌دوره‌ای دارایی‌های سرمایه‌ای[1] به خوبی قیمت‌گذاری شوند و به صورت نزدیکی با فرصت‌های سرمایه‌گذاری حرکت کنند.

به منظور بررسی اثر متغیرهای وضعیت و متغیرهای اقتصاد کلان بر بده بستان ریسک و بازده، از تغییرات بازده قیمتی طلا و نرخ تورم استفاده شد. نتایج نشان داد این دو متغیر اثر معنی داری بر رابطه ریسک و بازده ندارند.

References:

[1] Kimyagari, A; Eslami Bidgoli, Gh and Eskandari, M. (1386). Examination of relationship between risk and return in Tehran stock in Famma and French three factor model. Financial research, 9 (23), P. 61-81.

[2] Adrian, T. and Franzoni, F. (2009). Learning about beta: Time-varying factor loadings, expected returns, and the conditional CAPM. *Journal of Empirical Finance*. Vol. 16, PP. 537-556.

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

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

[5] Bali, T., Cakici, N., Yan, X., and Zhang, Z. (2005). Does Idiosyncratic Risk Really Matter? *The Journal of Finance*, Vol. Lx, No. 2.

[6] Campbell, J. Y., (1993). Intertemporal Asset pricing without consumption data. *The American Economic Review*, Vol. 83, No. 3 (Jun., 1993), PP. 487-512.

1- Intertemporal Capital Asset Pricing Model (ICAPM)

[7] Carhart, M.M., (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of Finance*, Vol. 52, No. 1 (Mar., 1997), PP. 57-82.
[8] Chen, L., Zhang, L., 2009. A better three-factor model that explains more anomalies. *Journal of Finance*.
[9] Chen, N., Roll, R. and Ross, S. (1986). Economic forces and the stock market. *The Journal of Business*, Vol. 59, No. 3, 383-403.
[10] Engle, R., (2002). Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 20, No. 3 (Jul., 2002), PP. 339-350.
[11] Epstein, L. G. and Zin, S. (1989). Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: A theoretical framework. *Econometrica*, Vol. 57, No. 4 (Jul., 1989), PP. 937-969.
[12] Epstein, L. G. and Zin, S. (1991). Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis," *Journal of Political Economy*, No. 99, 263-86.
[13] Fama, E. F., and French, K. R., (1992). The cross section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, Vol. 47, No. 2 (Jun., 1992), PP. 427- 465.
[14] Fama, E. F., and French, K. R., (1993). Common risk factor in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, 3-56.
[15] French, K., Schwert, G., and Stambaugh, R. (1987). Expected Stock Returns and Volatility. *Journal of Financial Economics*. Vol. 19, 3-29.
[16] Giovannini, A., and Weil, P., (1989). Risk Aversion and Intertemporal Substitution in the capital asset pricing model. *NBER Working Paper Series*, No. 2824.
[17] Glosten, L., Jagannathan, R., and Runkle, D. (1993). On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. *The Journal of Finance*. Vol. XLVIII, No. 5.
[18] Goyal, A., and Santa- Clara, P. (2003). Idiosyncratic RiskMatters! The *Journal of Finance*. Vol. LVIII, No. 3.
[19] Hardouvelis, G. A., Kim D., and Wizman T.A., (1996). Asset pricing models with and without consumption data: An empirical evaluation. *Journal of Empirical Finance*, Vol. 3, 267-301.
[20] Harvey, A. (1990). The econometric analysis of time series (2rd e.). London School of Economics handbooks in economic analysis, Philip Allan.
[21] Jegadeesh, N., Titman, S., (1993). Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency. *Journal of Finance* Vol. 48, 65–91.
[22] *Lundblad, C. (2007). The risk return tradeoff in the long run: 1836–2003, Journal of Financial Economics, 85, 123–150.*
[23] Markowitzh, H., (1952). Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investment. New York: John Wiley.
[24] Merton, R., (1973). An intertemporal capital asset pricing model.

Econometrica, Vol. 41, No. 5 (sep., 1973), PP. 867-887.
[25] Merton, R., 1980. On estimating the expected return on the market: an exploratory investigation. *Journal of Financial Economics* 8, 323–361.
[26] Ng, D., (2004). The international CAPM when expected returns are time – varying. *Journal of International Money and Finance*. Vol. 23, 189-230.
[27] Parks, R.W., (1967). Efficient estimation of a system of regression equations when disturbances are both serially and contemporaneously correlated. *Journal of the American Statistical Association* 62, 500–509.
[28] Sharp, W.F., (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risks. *The journal of Finance*, Vol. 19, No. 3 (sep. 1964), PP. 425- 442.
[29] Turner, C., Startz, R., Nelson, C. (1989). A markov model of heteroskedasticity, risk, and learning in the stock market. *Journal of Financial Economics* 25, 3-22. Nort -Holland.
[30] Weil, P., (1989). The Equity Premium Puzzle and the Risk-Free Rate Puzzle. *Journal of Monetary Economics*, No. 24, 401- 421.
[31] Weil, P., (1990). Non –expected Utility in Macroeconomics. *Quarterly Journal of Economics*, No. 105, 29-42.