فصلنامه علمی- پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی
سال ششم، شماره چهارم، شماره پیاپی (۲۳) زمستان ۱۳۹۷
تاریخ دریافت: ۹۶/۰۲/۰۶ تاریخ پذیرش: ۹۶/۱۰/۲۳
صص: ۱۰۳-۱۲۰

Persistent exchange-rate changes; state variable and distress risk?

Maryam Davallou [1], Mehdi Davari [2*]

1- Assistant Prof., Faculty of management and accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran
m_davallou@sbu.ac.ir
2- Ph.D. Student in Finance - Financial engineering, Faculty of Management and accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran
davari.mehdi59@gmail.com

Abstract
exchange rate as a source of uncertainty exposes investors to some kind of risk. When investors are exposure to exchange risk, it's expected that investors expect higher return but some empirical evidences show that exchange risk is not priced. Since the exchange rate risk and stock returns are not correlated, we face some kind of anomaly that it is called "exposure risk" in the exchange-rate literature. Some evidences indicate, we can't price exchange-rate risk because of using contemporaneous exchange-rate movements. This evidences state that persistent exchange-rate movements is a state variable and a financial distress risk and if we use persistent exchange-rate movements instead of contemporaneous exchange-rate movements then we can see that exchange-rate risk is priced. The purpose of this research is to test exchange-rate risk, as a state and financial distress risk variable, pricing in the Tehran security exchange to find a solution for exposure puzzle. In this research we calculate exchange-rate risk premium by "tracking portfolio" approach and then we test its pricing. For this purpose, we chose a sample with about 160 firms in Tehran security exchange in the period of 1384 to 1394. To survey our hypothesis, we use time series regression. The results show that persistent exchange-rate risk is priced in Tehran security exchange. So if we use persistent exchange-rate movements instead of contemporaneous exchange-rate movements, we can solve exposure puzzle.
Keywords: Exposure Puzzle, Financial Distress Risk, Persistent Exchange Rate Volatility, State Variable, Tracking Portfolio Approach

تغییر پایدار نرخ ارز؛ متغیر حالت و ریسک درماندگی؟

مریم دولو [۱]، مهدی داوری [۲*]

۱- استادیار، گروه مدیریت مالی و حسابداری، دانشکدهٔ مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
m_davallou@sbu.ac.ir
۲- دانشجوی دکتری مالی- مهندسی مالی، گروه مدیریت مالی، دانشکدهٔ مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
davari.mehdi59@gmail.com

چکیده
نوسان نرخ ارز به‌منزلهٔ یکی از منابع عدم اطمینان، سرمایه‌گذار را در معرض ریسک قرار می‌دهد. انتظار می‌رود سرمایه‌گذاران برای تحمل ریسک نوسان نرخ ارز، بازده بالاتری طلب کنند؛ اما برخی شواهد تجربی نشان‌دهندهٔ عدم قیمت‌گذاری ریسک نوسان نرخ ارز است. تأییدنشدن رابطهٔ ریسک نوسان نرخ ارز و بازده موردانتظار نشان‌دهندهٔ نوعی خلاف قاعده با عنوان «معمای ریسک ارز» است. برخی شواهد تجربی نشان می‌دهد دلیل عدم قیمت‌گذاری ریسک نوسان نرخ ارز آن است که از تغییرات همزمان نرخ ارز استفاده شده است؛ اما اگر از تغییرات پایدار نرخ ارز (که متغیر حالت و ریسک درماندگی مالی است) استفاده شود، ریسک نوسان نرخ ارز قیمت‌گذاری می‌شود. هدف پژوهش حاضر، آزمون تغییرات پایدار نرخ ارز به‌منزلهٔ متغیر حالت و ریسک درماندگی مالی در بورس اوراق بهادار تهران برای توضیح معمای ریسک نوسان نرخ ارز است. در این پژوهش صرف ریسک تغییرات پایدار نرخ ارز با استفاده از رویکرد سبد ردیاب، محاسبه و قیمت‌گذاری آن آزمون شده است. برای این منظور، نمونه‌ای متشکل از حدود ۱۶۰ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۴ بررسی شده است. برای آزمون قیمت‌گذاری ریسک نوسان نرخ ارز بر مبنای تغییرات پایدار نرخ ارز از روش رگرسیون سری زمانی استفاده شده است. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد ریسک نوسان نرخ ارز در بورس اوراق بهادار تهران براساس تغییرات پایدار سالانه قیمت‌گذاری شده است؛ بنابراین، معمای ریسک نوسان نرخ ارز با درنظرگرفتن تغییرات پایدار به‌جای تغییرات همزمان توضیح داده شده است.
واژه‌های کلیدی: تغییرات پایدار نرخ ارز، درماندگی مالی، رویکرد سبد ردیاب، متغیر حالت، معمای ریسک نوسان نرخ ارز

* نویسنده مسؤول

مقدمه

تغییرات نرخ ارز از خاستگاه‌های ایجاد عدم اطمینان است و تأثیر بسزایی بر عملکرد شرکت و بازده سهام آن دارد؛ برای مثال، تقویت نرخ ارز، وضعیت رقابتی شرکت‌های صادرکننده را به مخاطره می‌اندازد و سبب کاهش سودآوری و درنهایت افت قیمت سهام آنها می‌شود. به‌طور کلی، شرکت‌هایی که ماهیت فعالیت آنها به هر نحوی به صادرات/واردات وابسته است، به‌طور مستقیم یا غیرمستقیم در معرض عدم اطمینان ناشی از ریسک نوسان نرخ ارز قرار دارد؛ بنابراین، بازده سهام اینگونه شرکت‌ها به‌طور چشمگیری ممکن است از تغییرات نرخ ارز تأثیر بگیرد. به‌ویژه تغییرات پایدار[1] نرخ ارز ممکن است سبب بروز بحران مالی شود و به‌دنبال ریسک بازده سرمایه‌گذاران را دستخوش تغییر کند. به گمان دو[2] (۲۰۱۴) تغییرات پایدار نرخ ارز، ریسک بحران مالی و متغیر حالت[3] الگوی مرتون[4] (۱۹۷۳) است. رویکرد بین‌دوره‌ای[5] اخیر با الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بین‌المللی (ICAPM)[6] سولنیک[7] (۱۹۷۴)، سرکو[8] (۱۹۸۰) و آدلر و دوماس[9] (۱۹۸۳) متفاوت است؛ زیرا الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بین‌المللی بر تغییرات همزمان نرخ ارز متمرکز است.

چَن و چِن[10] (۱۹۹۱) و فاما و فرنچ[11] (۱۹۹۶) استدلال می‌کنند که عوامل اندازه و ارزش، ریسک بحران مالی را نشان می‌دهد. کاپادیا[12] (۲۰۱۱) نیز شواهدی در تأیید این استدلال ارائه می‌کند؛ بنابراین، اگر تغییرات پایدار نرخ ارز دربرگیرندهٔ ریسک بحران مالی شرکت‌ها باشد، باید توسط عوامل اندازه و ارزش ردیابی شود. اگر تغییرات پایدار نرخ ارز متغیر حالت تلقی شود، طبق الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بین‌المللی سولنیک (۱۹۷۴) می‌توان ادعا کرد تا زمانی که قضیهٔ برابری قدرت خرید[13] نقض شود، باید کوواریانس بازده دارایی و تغییرات نرخ ارز قیمت‌گذاری شود. بر این اساس، بسیاری از شواهد تجربی دربارهٔ ریسک نوسان نرخ ارز، به‌طور معمول تغییرات همزمان نرخ ارز را عاملی اضافی در الگوهای استاندارد قیمت‌گذاری دارایی لحاظ می‌کند. بیشتر شواهد حاصل از کاربرد این رویکرد نشان‌دهندهٔ عدم قیمت‌گذاری ریسک نوسان نرخ ارز است. با توجه به اینکه نوسان‌های نرخ ارز ممکن است سبب تغییر سود شرکت شود و آن را در معرض ریسک قرار دهد، اخبار مربوط به نوسان‌های آتی نرخ ارز باید قادر باشد

1. Persistent exchange-rate Movements
2. Du

۳. الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بین‌دوره‌ای (ICAPM) توسط مرتون (۱۹۷۳) برای درنظرگرفتن بُعد چنددوره‌ای تعادل بازارهای مالی توسعه یافت. طبق این الگو، مرز فرصت سرمایه‌گذاری (IOS) ممکن است در طی زمان دستخوش تغییر شود؛ به همین دلیل، سرمایه‌گذاران مایل‌اند خود را در برابر تغییرات نامطلوب مجموعهٔ سرمایه‌گذاری‌های دردسترس، مصون کنند. چنانچه اوراق بهاداری در شرایط بدترشدن مرز فرصت سرمایه‌گذاری بازده بالایی داشته باشد، سرمایه‌گذاران تمایل دارند آن را به‌منزلهٔ یک مصون‌ساز در سبد خود نگه دارند. یکی از نکات مهم ICAPM انعکاس تقاضای مصون‌سازی در قیمت‌گذاری دارایی است. طبق الگوهای چندعاملی مرتون (۱۹۷۳) و راس (۱۹۷۶) وقتی مرز فرصت‌های سرمایه‌گذاری در طی زمان تغییر می‌کند، صرف ریسک سهام به کوواریانس شرطی بازده دارایی و شوک متغیرهای حالتی مرتبط می‌شود که تغییر فرصت‌های سرمایه‌گذاری را در بستر زمان توصیف می‌کند [۱۵]. طبق ICAPM مرتون (۱۹۷۳)، تقاضای دارایی ریسکی به قابلیت آن دارایی برای مصون‌سازی عدم اطمینان فرصت‌های مصرف آتی وابسته است. در دنیای ICAPM که متغیرهای s تغییرات طی زمان مرز فرصت سرمایه‌گذاری را توصیف می‌کند، بازده موردانتظار دارایی تابع کوواریانس بازده دارایی و سبد بازار و کوواریانس بازده دارایی و بازده سبد مصون‌سازی s است. از آنجا که ICAPM ماهیت متغیرهای حالت را مشخص نمی‌کند، پژوهشگران مختلف از متغیرهای متفاوتی برای تقریب آن استفاده می‌کنند [۳].

4. Merton
5. Inter-temporal
6. International Capital Asset Pricing Model
7. Solnik
8. Sercu
9. Adler & Dumas
10. Chan & Chen
11. Fama & French
12. Kapadia
13. Purchasing-Power Parity

تغییرات بازده سهام را تبیین کند [۱۷]؛ با این حال، برخی شواهد تجربی نظیر جورین[1] (۱۹۹۱)، دولد[2] و همکاران (۲۰۱۲) و دو (۲۰۱۴) نشان‌دهندهٔ عدم‌قیمت‌گذاری ریسک نوسان نرخ ارز است. به همین دلیل، این یافته «معمای ریسک ارز»[3] خوانده می‌شود [۱۱]. پژوهش‌های بسیاری برای حل معمای ریسک ارز انجام شده است. کوو[4] (۱۹۹۴) از نرخ ارز دوطرفه به‌جای میانگین موزون نرخ ارز چندجانبه استفاده می‌کند. بارتو و بدنار[5] (۱۹۹۴) به‌جای تغییرات همزمان نرخ ارز از وقفهٔ آن استفاده می‌کنند. بدنار و وانگ[6] (۲۰۰۳) و چاو[7] و همکاران (۱۹۹۷) افق‌های زمانی متفاوتی را بررسی می‌کنند. آلایانیس[8] (۱۹۹۷) ریسک ارز متغیر را طی زمان بررسی می‌کند و بارترام[9] (۲۰۰۴) (۲۰۰۴) ریسک ارز غیرخطی را واکاوی می‌کند. بدنار و بارترام (۲۰۰۷) نشان می‌دهند مطالعات اولیه قادر به توضیح معمای ریسک ارز نیست. بارترام (۲۰۰۸) و بارترام و همکاران (۲۰۱۰) چنین استدلال می‌کنند که شرکت‌ها به کمک مصون‌سازی، بخش چشمگیری از ریسک نوسان نرخ ارز را کاهش می‌دهند. برعکس، فرانسیس[10] و همکاران (۲۰۰۸) ادعا می‌کنند ضعف روش‌شناسی (نه مصون‌سازی) ممکن است عدم معناداری ریسک نوسان نرخ ارز را در مطالعات پیشین توضیح دهد. نکتهٔ مهم آن است که مطالعات پیشین به‌طور معمول بر تغییرات همزمان نرخ ارز متمرکز بوده است که شامل هر دو مؤلفهٔ موقت و پایدار است. همان گونه که کودری و هووی[11] (۱۹۹۹) نشان می‌دهند مصون‌سازی قادر است با هزینه‌ای ناچیز برای حذف اثر تغییرات موقت نرخ ارز استفاده شود؛ اما تأثیری بر نوسان‌های پایدار آن ندارد. لیمنت[12] (۲۰۰۱) نشان می‌دهد تغییرات پایدار متغیرهای کلان اقتصادی، عامل توضیح‌دهندهٔ تغییرات بازده سهام محسوب می‌شود. به علاوه، تغییرات پایدار نرخ ارز ممکن است به‌طرز چشمگیری بر فروش، بهای تمام‌شده یا محیط رقابتی تأثیر بگذارد و شرکت را با بحران مالی روبه‌رو کند؛ بنابراین، تغییرات پایدار نرخ ارز، ریسک بحران مالی است که ممکن است تعادل ریسک بازده سرمایه‌گذار را دستخوش تغییر کند. اگر تغییرات پایدار نرخ ارز شرکت را با بحران مالی روبه‌رو کند، اخبار مربوط به تغییرات آتی نرخ ارز باید متغیر حالت بازده سهام باشد. براساس برخی شواهد تجربی نظیر لیمنت (۲۰۰۱) و دو (۲۰۱۴) این ادعا مطرح می‌شود که دلیل عدم قیمت‌گذاری ریسک نوسان نرخ ارز و به‌دنبال آن بروز «معمای ریسک ارز»، نادیده‌انگاشتن تغییرات پایدار[13] نرخ ارز است؛ زیرا این تغییرات قادر است شرکت را در معرض بحران مالی قرار دهد؛ بنابراین، بر بازده سهام تأثیر می‌گذارد. اگر تغییرات پایدار نرخ ارز بتواند شرکت را دچار بحران مالی کند، اخبار مربوط به تغییرات آتی نرخ ارز باید متغیر حالت بازده سهام باشد.

1. Jorion
2. Dolde
3. Exposure puzzle
4. Khoo
5. Bartov & Bodnar
6. Wong
7. Chow
8. Allayannis
9. Bartram
10. Francis

11. Chowdhry & Howe
12. Lamont

۱۳. تغییرات یک متغیر زمانی پایدار است که تغییرات امروز متغیر تأثیر معناداری بر تغییرات تعداد زیادی از دوره‌های بعدی آن داشته باشد [۱۸]. اگر تغییرات بازده امروز اثر طولانی‌مدتی بر واریانس تعداد زیادی از دوره‌های بعدی متغیری داشته باشد، به تغییرات آن متغیر تغییرات پایدار گفته می‌شود.

اگر بازده امروز تنها بر تغییرات امروز متغیری تأثیر داشته باشد و با واریانس آن در دوره‌های بعدی ارتباطی نداشته باشد، به تغییرات آن متغیر، تغییرات همزمان گفته می‌شود. در مطالعات گذشته، بیشتر از تغییرات همزمان نرخ ارز استفاده شده است؛ به این معنی که تغییرات نرخ ارز در بازه زمانی t با تغییرات بازده سهام در همان بازه زمانی t بررسی شده است.

در پـژوهش حاضـر بـه پیـروی از دو (۲۰۱۴) از رویکـرد سـبد ردیـاب لیمنـت (۲۰۰۱) بـرای محاسـبهٔ صرف ریسک نوسان نـرخ ارز اسـتفاده مـی‌شـود. سـبد ردیاب متشکل از دارایی‌هایی است که بازده آنها، یـک متغیر کلان اقتصـادی نظیـر نـرخ ارز را دنبـال مـی‌کنـد. رویکـرد سـبد ردیـاب بـرای تشـکیل سـبدی اسـتفاده مـی‌شـود کـه تغییـر انتظـارات آتـی نـرخ ارز را دنبـال می‌کند. نکتهٔ مهم آن است که به کمـک ایـن رویکـرد سبدهایی شناسایی مـی‌شـود کـه بـازده غیرمنتظـرهٔ آنهـا بالاترین همبستگی را با تغییر انتظارات مربوط به نوسـان آتی نرخ ارز دارد؛ به همین دلیل امکان تخمـین صـرف ریسک تغییرات پایدار نرخ ارز بدون استفاده از الگـوی قیمت‌گذاری خاصی فـراهم مـی‌شـود. هـدف پـژوهش حاضر آزمون قیمـت‌گـذاری تغییـرات پایـدار نـرخ ارز برای توضیح معمای ریسک نوسـان نـرخ ارز اسـت. بـر این اساس، سؤالات پژوهش بدین شرح است:

آیا تغییرات پایدار نـرخ ارز در بـورس اوراق بهـادار تهران نمایندهٔ ریسک بحران مالی است؟

آیا تغییرات پایدار نـرخ ارز در بـورس اوراق بهـادار تهران، متغیر حالت است؟

مبانی نظری

کوو (۱۹۹۴) با بررسی رابطهٔ بازده سهام شرکت‌هـای معدنی بازار سهام اسـترالیا و تغییـرات نـرخ ارز بـر مبنـای رگرسیون چندمتغیره نشان می‌دهد حساسیت بـازده سـهام این شرکت‌ها نسبت به نوسـان‌هـای نـرخ ارز بسـیار پـایین است. بارتو و بدنار (۱۹۹۴) با استفاده از رگرسیون سـری زمانی رابطهٔ بازده غیرعادی، سهام شـرکت‌هـا در ایـالات متحده و تغییرات نرخ ارز را بررسـی کردنـد و شـواهدی نیافتند که بر رابطهٔ معنادار بین بازده غیرعـادی و تغییـرات نرخ دلار دلالت کند. بارتو و همکاران (۱۹۹۶) با تجزیـهٔ رابطـهٔ بـین نوسـان‌هـای نـرخ ارز و تغییـرات بـازده سـهام شرکت‌های چندملیتی ایالات متحـده بـه اجـزای ریسـک سیسـتماتیک و غیرسیسـتماتیک بـرای دو دورهٔ ۵سـاله (۱۹۷۰-۱۹۶۶ و ۱۹۷۷-۱۹۷۳)، نشان می‌دهنـد تـا زمـانی که نوسان‌های نرخ ارز فزاینده باشد، تغییرات بازده ماهانهٔ سهام نیـز افـزایش مـی‌یابـد. چـاو و همکـاران (۱۹۹۷) بـا آزمون ریسـک نوسـان نـرخ ارز در بـازار سـهام و اوراق قرضهٔ آمریکا از مارس ۱۹۷۷ تا دسامبر ۱۹۸۹ و با استفاده از رگرسـیون سـری زمـانی اسـتدلال مـی‌کننـد کـه اگـر تغییـرات نـرخ ارز حـاوی اطلاعـاتی دربـارهٔ نـرخ بهـره و جریان نقد آتی باشد، افق‌هـای زمـانی کوتـاه‌مـدت قـادر نیست ریسک نوسـان نـرخ ارز را بـه‌طـور کامـل در نظـر بگیرد و ممکن است دلیـل شکسـت مطالعـات پیشـین در تبیین رابطهٔ بین بازده سهام و نرخ ارز ناشـی از همـین امـر باشد. طبـق یافتـهٔ ایـن پژوهشـگران، اسـتفاده از افـق‌هـای زمانی بلندمدت بازده سـهام و تغییـرات نـرخ ارز، تصـویر روشنی از ریسک نوسان نرخ ارز ارائـه مـی‌دهـد. بـارترام (۲۰۰۴) رابطـهٔ غیرخطـی نـرخ ارز و ارزش شـرکت‌هـای آلمانی را در بازه زمـانی ۱۹۸۱ تـا ۱۹۹۵ بررسـی کـرده و نشان داده است روابط خطی و غیرخطـی ریسـک نوسـان نرخ ارز و بـازده سـهام بـه‌لحـاظ آمـاری معنـادار اسـت و میـزان ایـن معنـاداری تـابع فـروش خـارجی، نقـدینگی شـرکت و صـنعت اسـت. بـارترام (۲۰۰۸) در تحلیـل ریسک نوسان نرخ ارز شـرکت‌هـای غیرمـالی آلمـان در سال‌های ۱۹۹۶ تا ۱۹۹۹ ادعا می‌کند از آنجا که عملیـات شرکت‌های چنـدملیتی در پـی فعالیـت براسـاس ارزهـای خـارجی بـه‌طـور معنـاداری بـه نـرخ ارز بسـتگی دارد، اقدامات ایمن‌سازی شـرکت‌هـا در برابـر ریسـک نوسـان نـرخ ارز، ریسـک مـذکور را کـاهش مـی‌دهـد. هـو و هوانگ[1] (۲۰۱۵) از قاعدهٔ ضرایب لاگرانژ بـرای بررسـی

1. Ho & Huang

رابطهٔ شاخص سهام و نرخ ارز کشورهای برزیل، روسیه، هند و چین استفاده کردند. آنها نشان دادند در روسیه تغییرات شاخص سهام علت بروز تغییرات نرخ ارز است. در هند تغییرات نرخ ارز علت تغییرات شاخص سهام است. در چین نیز تغییرات نرخ ارز علت تغییرات شاخص سهام است؛ اما در برزیل هیچ‌گونه رابطهٔ علیتی بین شاخص بازار سهام و نرخ ارز وجود ندارد. هوگن و بیر[1] (۲۰۱۵) با استفاده از الگوی چهارعاملی کارهارت برای یک دورهٔ ۴۰سالهٔ بازار سهام ایالات متحده نشان می‌دهند تا زمانی که روند تغییر دلار صعودی است، بازده سهام ۲/۵ برابر بیش از شرایطی است که تغییرات آن نزولی است. شواهد ارائه‌شده توسط موزومدر[2] و همکاران (۲۰۱۵) در بررسی ۱۰۰ شرکت اروپایی از سال ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۲ نشان می‌دهد بازده سهام شرکت‌های اروپایی از کاهش نرخ ارز تأثیر می‌گیرد و ریسک نوسان نرخ ارز در شرایط بحران بیش از دوران قبل و بعد از بحران است.

دو (۲۰۱۴) با بررسی بازار سهام ایالات متحده در بازه زمانی ۱۹۷۳ تا ۲۰۱۰ نشان می‌دهد نوسان‌های پایدار نرخ ارز قادر است تغییرات بازده سهام را توضیح دهد. او برای احتساب محتوای اطلاعاتی نوسان‌های آتی نرخ ارز، از رویکرد سبد ردیاب استفاده می‌کند. بهمنی‌اسکویی و ساها (۲۰۱۶) با ترکیب رویکرد ARDL غیرخطی و الگوی تصحیح خطا با استفاده از داده‌های ماهانهٔ کشورهای برزیل (۲۰۱۴-۱۹۹۴)، کانادا (۲۰۱۴-۱۹۸۰)، شیلی (۲۰۱۴-۲۰۰۲)، اندونزی (۱۹۹۸-۲۰۱۴)، ژاپن (۲۰۱۴-۱۹۸۵)، کره (۲۰۱۴-۱۹۹۷)، مالزی (۲۰۱۴-۱۹۹۷)، مکزیک (۲۰۱۴-۱۹۹۴) و انگلیس (۱۹۹۸-۲۰۱۴) نشان می‌دهند اثر تغییرات نرخ ارز بر قیمت سهام، نامتقارن و به‌طور معمول کوتاه‌مدت است.

هوانگ و همکاران (۲۰۱۶) رابطهٔ بین قیمت سهام شرکت‌های نفتی و نرخ ارز چین و روسیه را در بازه زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۵ بررسی کرده‌اند. آنها رابطهٔ قیمت سهام با تغییرات نرخ ارز را در این دو کشور تأیید می‌کنند و نشان می‌دهند حساسیت قیمت سهام نسبت به تغییرات نرخ ارز در روسیه نسبت به چین بالاتر است.

محقق‌نیا و همکاران (۲۰۱۳) تأثیرپذیری بانک‌های ایرانی از ریسک نوسان نرخ ارز را بررسی کردند. نمونهٔ بررسی‌شده در پژوهش آنها شامل ۷ بانک پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۰ است. نتایج نشان می‌دهد رابطهٔ معناداری بین نوسان‌های نرخ برابری دلار آمریکا در مقابل ریال و قیمت سهام این بانک‌ها برقرار نیست.

کیان‌ارثی (۲۰۱۳) رابطهٔ بین نوسان نرخ ارز و تغییر بازده سهام را بررسی کرده است. او با استفاده از الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بین‌المللی برای بیان اثرگذاری نوسان نرخ ارز بر بازده سهام نشان می‌دهد تغییرات تصادفی گذشتهٔ نرخ ارز بر نوسان‌های مشترک دو متغیر، اثرات مثبت دارد. همچنین نوسان‌های نرخ ارز و بازده سهام از نوسان‌های گذشتهٔ خود تأثیر مثبت می‌گیرد.

مسعودی‌پورلیر (۲۰۱۳) ارتباط بین نرخ ارز و بازده سهام شرکت‌های تولیدی بورس اوراق بهادار تهران را در بازه زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۸۱ بررسی کرده است. او نشان می‌دهد نرخ ارز با بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران همبستگی منفی دارد.

1. Hughen & Beyer
2. Mozumder

روش پژوهش

برای آزمون فرضیه‌ها مبنی بر اینکه تغییرات پایدار نرخ ارز، متغیر حالت و ریسک بحران مالی است، چهار الگوی قیمت‌گذاری با یکدیگر مقایسه می‌شود. این الگوها عبارت است از: الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (شارپ[1]، ۱۹۶۴)، الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بین‌المللی سولنیک (۱۹۷۴) (الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای حاوی عامل اضافی تغییرات همزمان نرخ ارز)، الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۲) و الگوی دوعاملی حاوی عامل بازار و تغییرات پایدار نرخ ارز. الگوهای مذکور به‌اختصار در ادامه تشریح می‌شود:

الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای شارپ (۱۹۶۴):

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_{MKT} MKT_t + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

که r_{it}، بازده اضافی دارایی i در دورهٔ t و MKT بازده اضافی بازار است. دومین الگو، نسخهٔ توسعه‌یافتهٔ الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با عنوان الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بین‌المللی سولنیک (۱۹۷۴) است که از آن در بیشتر مطالعات قبلی نرخ ارز، استفاده شده است.

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_{MKT} MKT_t + \beta_{EX} EX_t + \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

که EX_t تغییر همزمان نرخ ارز است.

سومین الگو، الگوی ۳ عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۲) است:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_{MKT} MKT_t + \beta_{SMB} SMB_t + \beta_{HML} HML_t + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

که SMB_t اختلاف بازده سبد سهام شرکت‌های کوچک و بزرگ و HML_t اختلاف بازده سبد شرکت‌های دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و شرکت‌های دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین است.

الگوی چهارم، الگویی دوعاملی شامل بازده اضافی بازار و صرف ریسک نوسان نرخ ارز است:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_{MKT} MKT_t + \beta_{TRACK} TRACK_t + \varepsilon_{it} \quad (۴)$$

که $TRACK_t$، بازده سبد ردیاب نرخ ارز است (یعنی bR_t). برای آزمون ریسک نوسان نرخ ارز باید یک الگوی قیمت‌گذاری دارایی به‌منزلهٔ الگوی مبنا انتخاب شود. با توجه به گسترهٔ کاربردی الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و به پیروی از دو (۲۰۱۴)، این الگو برای آزمون ریسک نوسان نرخ ارز انتخاب می‌شود. یکی از دلایل طرح‌شده برای عدم قیمت‌گذاری ریسک نوسان نرخ ارز، استفاده از تغییرات همزمان نرخ ارز است؛ در حالی که برخی پژوهشگران نظیر دو (۲۰۱۴) ادعا می‌کنند در صورت استفاده از تغییرت پایدار نرخ ارز، ریسک مذکور قیمت‌گذاری می‌شود. بر این اساس، تغییرات همزمان نرخ ارز در الگوی دارایی‌های سرمایه‌ای بین‌المللی و تغییرات پایدار نرخ ارز (صرف ریسک نوسان نرخ ارز حاصل از سبد ردیاب) در الگوی دوعاملی در نظر گرفته شده است و ادعای پژوهشگران ذکرشده آزمون می‌شود. برخی شواهد تجربی مانند دو (۲۰۱۴) ریسک نوسان نرخ ارز را نشان‌دهندهٔ ریسک بحران مالی یا متغیر حالت الگوی مرتون (۱۹۷۳) می‌داند. اگر ریسک نوسان نرخ ارز نشان‌دهندهٔ ریسک بحران مالی بوده باشد یا متغیر حالتی متضمن اثر عوامل اندازه و ارزش باشد، انتظار می‌رود عملکرد الگوی دوعاملی در مقایسه با الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بین‌المللی، بهتر و نسبت به الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۲)

1. Sharpe

بدتر باشد. پژوهشگران به این دلیل انتظار دارند الگوی دوعاملی نسبت به الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بین‌المللی عملکرد بهتری داشته باشد که الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، ریسک درماندگی را در نظر نمی‌گیرد و الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بین‌المللی نیز بر تغییرات همزمان نرخ ارز متمرکز است که شاخص بسیار نویزی تغییرات پایدار نرخ ارز محسوب می‌شود. همچنین از آنجا که متغیرهای حالت زیادی وجود دارد که متضمن عوامل اندازه و ارزش است، انتظار می‌رود الگوی دوعاملی که تنها یکی از این عوامل را در نظر می‌گیرد (ریسک نوسان نرخ ارز)، عملکرد بدتری نسبت به الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۲) داشته باشد. اگر نوسان‌های پایدار نرخ ارز ناشی از ریسک درماندگی شرکت باشد و توسط سرمایه‌گذاران قیمت‌گذاری شود، اخبار مربوط به تغییرات آتی نرخ ارز باید متغیر حالت باشد؛ به همین دلیل از الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۲) نیز برای مقایسه استفاده می‌شود. برای بررسی این مهم، صرف ریسک نوسان نرخ ارز با استفاده از رویکرد سبد ردیاب، برآورد و قیمت‌گذاری تغییرات پایدار نرخ ارز آزمون می‌شود. پژوهش حاضر در زمینهٔ آزمون قیمت‌گذاری ریسک نوسان نرخ ارز از رویکرد متفاوتی استفاده کرده است. ابتدا با استفاده از روش سبد ردیاب، صرف ریسک نوسان نرخ ارز محاسبه شده است؛ سپس برای توضیح معمای ریسک نوسان نرخ ارز، قیمت‌گذاری تغییرات پایدار نرخ ارز آزمون شده است.

سبد ردیاب[1] متشکل از دارایی‌هایی است که بازده آنها یک متغیر کلان اقتصادی را دنبال می‌کند [۳۳].

بازده سبد مذکور به پیش‌بینی تورم، نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی و سایر متغیرهای کلان اقتصادی کمک می‌کند؛ زیرا قیمت و به‌دنبال آن بازده دارایی‌ها از شرایط کلی حاکم بر اقتصاد تأثیر می‌گیرد و متغیرهای کلان اقتصادی نظیر نرخ ارز، تولید ناخالص ملی و تورم در مجموع شرایط کلی اقتصاد را تشکیل می‌دهد؛ بنابراین، هریک از متغیرهای کلان اقتصادی به‌طور جداگانه بر قیمت دارایی‌ها مؤثر است. تغییر قیمت امروز دارایی‌ها نشان‌دهندهٔ تغییر اطلاعات مربوط به شرایط آتی اقتصادی است؛ بنابراین، مشخص کردن تأثیر شوک‌ها و بحران‌های اقتصادی بر قیمت دارایی‌ها ممکن است صرف ریسک آن عامل را مشخص کند. سبد ردیاب، قیمت دارایی‌ها را به اخبار و اطلاعات مربوط به متغیرهای کلان اقتصادی پیوند می‌دهد. بازده غیرمنتظرهٔ این سبد، همبستگی بالایی با اخبار و انتظارات فعالان بازار دربارهٔ تغییرات آتی متغیرهای کلان اقتصادی دارد. فرض اصلی روش سبد ردیاب آن است که تغییر بازده دارایی در زمان حال، انعکاس تغییر انتظارات فعالان بازار از متغیر کلان اقتصادی در آینده است. دارایی‌های موجود در سبد ردیاب، دارایی مبنا[2] خوانده می‌شود. دارایی مبنا آن نوع دارایی است که بازده آن تغییرات آتی نرخ ارز (متغیر کلان اقتصادی) را دنبال می‌کند [۳۳]. سبد ردیاب هر متغیر اقتصادی مانند y می‌تواند براساس برازش y بر بازده مجموعه‌ای از دارایی‌های مبنا حاصل شود (y به‌منزلهٔ متغیر وابسته و بازده دارایی‌ها به‌منزلهٔ متغیر مستقل). وزن دارایی‌های مبنا در سبد ردیاب **y**، ازطریق رگرسیون متغیر **y** بر دارایی‌های مبنا به دست می‌آید و این وزن‌ها معادل ضرایب الگوی رگرسیون ($\boldsymbol{\beta_i}$ها) است. از آنجا که حساسیت هر متغیر مستقل نسبت به متغیر وابسته ازطریق

1. Tracking Portfolio Approach

2. Base Asset

بتا (β) حاصل می‌شود، می‌توان با برازش الگوی رگرسیونی سبد ردیاب، حساسیت هر دارایی را نسبت به اخبار و انتظارات مربوط به متغیر کلان اقتصادی y در آینده به دست آورد. الگوی رگرسیون سبد ردیاب به‌صورت رابطهٔ (۵) بیان می‌شود [۳۳]:

$$y_{t+k} = bR_{t-1,t} + cZ_{t-1} + \varepsilon_{t,t+k} \quad (۵)$$

که $a = b$ و $c = f - ad$ و $\varepsilon_{t,t+k} = \mu_t + \mu_{t-1} + e_{t,t+k}$ است.

برازش معادلهٔ (۱) به روش OLS، $bR_{t-1,t}$ را نتیجه می‌دهد که نشان‌دهندهٔ صرف ریسک متغیر کلان اقتصادی y است. رابطهٔ ذکرشده بر این فرض استوار است که تغییر انتظارات فعالان بازار دربارهٔ تغییرات آتی y، در بازده دارایی منعکس شده و بازده موردانتظار دارایی، تابع متغیرهای کنترل دورهٔ گذشته است. از متغیرهای کنترل به‌دلیل توان آن در پیش‌بینی بازده‌های موردانتظار و همچنین کمک این متغیرها به توضیح y استفاده می‌شود. اگر تغییرات پایدار نرخ ارز، ریسک درماندگی باشد باید توسط عوامل اندازه و ارزش ردیابی شود [۱۷]؛ بنابراین، در پژوهش حاضر به تبعیت از واسالوا[1] (۲۰۰۳) ، کاپادیا (۲۰۱۱) و دو (۲۰۱۴) از ۶ سبد مبتنی بر اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (به روش فاما و فرنچ (۱۹۹۲)) به‌منزلهٔ دارایی مبنا استفاده می‌شود. با استفاده از سبد ردیاب میزان حساسیت دارایی‌های مبنا نسبت به اخبار و اطلاعات آتی نرخ ارز بررسی می‌شود. برای برازش صرف ریسک نوسان نرخ ارز براساس رویکرد سبد ردیاب، تغییرات آتی نرخ ارز بر بازده دارایی‌های مبنا در چارچوب رگرسیون سری زمانی (۶) برازش می‌شود:

$$\begin{aligned} CEX_{t+12} = {} & b_{RF}R_{f_t} + b_{S_H}S_H_t \\ & + b_{S_M}S_M_t + b_{S_L}S_L_t \\ & + b_{B_H}B_H_t + b_{B_M}B_M_t \\ & + b_{B_L}B_L_t + b_{EX}EX_t \\ & + b_{IM}IM_t + \varepsilon_{t+12} \end{aligned} \quad (۶)$$

که CEX_{t+12} تغییرات نرخ ارز در طول یکسال آینده (t+1 تا t+12)، EX صادرات، IM واردات، R_f نرخ بازده بدون ریسک، S_H بازده سبد شرکت‌های کوچک با نسبت B/M بالا، S_M بازده سبد شرکت‌های کوچک با نسبت B/M متوسط، S_L بازده سبد شرکت‌های کوچک با نسبت B/M پایین، B_H بازده سبد شرکت‌های بزرگ با نسبت B/M بالا، B_M بازده سبد شرکت‌های بزرگ با نسبت B/M متوسط، B_L بازده سبد شرکت‌های بزرگ و نسبت B/M پایین است.

پیش از محاسبهٔ صرف ریسک نوسان نرخ ارز در چارچوب سبد ردیاب، باید بررسی شود که آیا بازده دارایی‌های مبنا، منعکس‌کنندهٔ اخبار و اطلاعات نرخ ارز در یکسال آینده است یا خیر. در رابطهٔ (۶) اگر ضریب بازده هر دارایی مبنا به‌لحاظ آماری معنادار باشد، دارایی مذکور اخبار و اطلاعات مربوط به تغییرات نرخ ارز را در یکسال آینده دنبال می‌کند. واسالوا (۲۰۰۳) عقیده دارد به‌دلیل وجود همخطی بین بازده دارایی‌های مبنای موجود در سبد ردیاب، نمی‌توان برای بررسی ردیابی اخبار و اطلاعات آتی نرخ ارز توسط بازده دارایی‌های مبنا، معناداری ضریب هر دارایی را به‌طور جداگانه آزمون کرد؛ بلکه باید معناداری ضرایب دارایی‌ها به‌صورت همزمان بررسی شود. ازسوی دیگر، بازده دارایی‌های مبنا نمایندهٔ بازده کل دارایی‌های بورس اوراق بهادار است؛ بنابراین، معناداری بازده کل دارایی‌های مبنا اهمیت دارد (نه معناداری بازده هر دارایی به‌صورت جداگانه). برای بررسی معناداری ضرایب بازده دارایی‌های مبنا

1. Vassalou

به‌صورت همزمان، از آزمون والد[1] استفاده می‌شود. به کمک آزمون والد می‌توان احتمال صفربودن مجموع ضرایب دارایی‌های مبنا را آزمون کرد. ضریب هر یک از دارایی‌های مبنا نشان‌دهندهٔ میزان حساسیت آن دارایی نسبت به اطلاعات و اخبار مربوط به نرخ ارز در یکسال آینده است. صرف ریسک نوسان نرخ ارز براساس مجموع حاصل‌ضرب ضرایب حساسیت دارایی‌های مبنا در مقادیر آن به دست می‌آید. به زبان ریاضی، صرف ریسک نوسان نرخ ارز ($TRACK_t$) به شرح رابطهٔ (۷) محاسبه می‌شود [۱۷].

$$TRACK_t = \begin{bmatrix} b_{S_-H} & b_{S_-M} & b_{S_-L} & b_{B_-H} & b_{B_M} & b_{B_L} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} S_H \\ S_M \\ S_L \\ B_H \\ B_M \\ B_L \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{S_-H} \times S_H + b_{S_-M} \times S_M + b_{S_-L} \times S_L \\ + b_{B_-H} \times B_H + b_{B_M} \\ \times B_M + b_{B_L} \times B_L \end{bmatrix} \quad (۷)$$

به توصیهٔ لیمنت (۲۰۰۱) برای محاسبهٔ صرف ریسک علاوه بر تغییرات پایدار یکسالهٔ نرخ ارز، تغییرات دوساله و پنج‌ساله نیز بررسی می‌شود. برای آزمون قیمت‌گذاری تغییرات همزمان نرخ ارز[2]، نوسان‌های همزمان نرخ ارز در الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای منظور شده است و الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بین‌المللی حاصل می‌شود.

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_{MKT,i} MKT_t + \beta_{EX,i} EX_t + \varepsilon_{i,t} \quad (۸)$$

که EX_t تغییرات نرخ ارز در زمان t، MKT_t بازده اضافی بازار در زمان t و r_{it} بازده موردانتظار سرمایه‌گذار است. برای آزمون تغییرات پایدار[3] نرخ ارز همانند دو (۲۰۱۴) صرف ریسک نوسان نرخ ارز حاصل از روش سبد ردیاب به‌منزلهٔ عامل ریسک در الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در نظر گرفته می‌شود و الگوی دوعاملی به‌دست‌آمده آزمون می‌شود:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_{MKT} MKT_t + \beta_{TRACK} TRACK_t + \varepsilon_{it} \quad (۹)$$

که $TRACK_t$ بازده سبد ردیاب نرخ ارز، r_{it} بازده اضافی دارایی i در دورهٔ t و MKT_t بازده اضافی بازار است. برای بررسی رابطهٔ تغییرات پایدار نرخ ارز و بازده سهام از رگرسیون سری زمانی استفاده شده است. نتایج به‌دست‌آمده براساس سه معیار قدر مطلق آلفای جنسن[4] (۱۹۶۸) (α)، میزان توضیح‌دهندگی الگو (R^2) و آمارهٔ F-GRS[5] را می‌سنجد. هرچه میزان آلفای جنسن کمتر باشد، توان توضیحی عوامل ریسک فراگیر شمرده‌شده در الگو و به‌دنبال آن کارآیی الگوی قیمت‌گذاری بالاتر است. آلفای جنسن ممکن است منفی یا مثبت باشد؛ بنابراین، برای اجتناب از خنثی‌شدن آلفاهای مثبت و منفی، از قدر مطلق آلفای جنسن به‌منزلهٔ معیار کارآیی الگو استفاده می‌شود. آمارهٔ GRS برای آزمون صفربودن چندین عرض از مبدأ استفاده می‌شود. هرچه عرض از مبدأ الگوی رگرسیون پایین‌تر باشد به معنی توان توضیحی بیشتر الگوست؛ بنابراین، هرچه آمارهٔ GRS پایین‌تر باشد، الگوی قیمت‌گذاری کاراتر خواهد بود. برای بررسی اینکه تغییرات پایدار نرخ ارز متغیر حالت و ریسک بحران مالی است،

1. Wald-test
2. International Capital Asset Pricing Model

۳. از تغییرات سالانهٔ نرخ ارز به‌منزلهٔ تغییرات پایدار استفاده شد؛ به عبارتی، ارتباط تغییرات ماهانهٔ بازده سهام و تغییرات نرخ ارز در ۱۲ ماه آینده بررسی شده است.

4. Jensen
5. F-statistic of Gibbons, Ross and Shanken(GRS)

الگوی دوعاملی با الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بین‌المللی و الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۲) مقایسه می‌شود. برای آزمون قیمت‌گذاری ریسک نوسان نرخ ارز الگوی دوعاملی باید نسبت به الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بین‌المللی کاراتر و نسبت به الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ ناکاراتر باشد. الگوی دوعاملی از اضافه‌کردن صرف ریسک نوسان نرخ ارز به الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به دست می‌آید؛ بنابراین، اگر صرف ریسک نوسان نرخ ارز عامل مهمی در توضیح بازده موردانتظار باشد، باید کارآیی الگوی دوعاملی بیش از کارآیی الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای باشد. چَن و چِن (۱۹۹۱) و فاما و فرنچ (۱۹۹۶) عقیده دارند ریسک‌های درماندگی شرکت از عوامل اندازه و ارزش نشئت می‌گیرد. کاپادیا (۲۰۱۱) نیز این نکته را تأیید کرده است؛ بنابراین، از آنجا که صرف ریسک نوسان نرخ ارز حاصل از سبد ردیاب براساس تغییرات دارایی‌های پایه (۶ سبد مبتنی بر عوامل اندازه و ارزش) برآورد شده است و ریسک های درماندگی زیادی وجود دارد که از عوامل اندازه و ارزش نشئت می‌گیرد، الگوی دوعاملی نباید کاراتر از الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ باشد؛ زیرا اگر همهٔ ریسک‌های درماندگی که از عوامل اندازه و ارزش مشتق می‌شود، شناسایی شود و داخل الگو قرار گیرد، درنهایت قادر است توضیح‌دهندگی الگوی رگرسیون را به اندازهٔ کارآیی الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ نشان دهد. برای برازش الگوهای پیش‌گفته از رگرسیون سری زمانی استفاده می‌شود. برای این منظور، داده‌های ماهانهٔ عوامل ریسک بر بازده ماهانهٔ سبدهای شش‌گانهٔ مبتنی بر اندازه و B/M برازش می‌شود و مانند کاپادیا (۲۰۱۰)، واسالوا (۲۰۰۳) و دو (۲۰۱۴) از روش فاما و فرنچ (۱۹۹۶) از این داده‌ها برای تشکیل سبدها استفاده می‌شود. طبق این روش کل سهام نمونه در هر ماه از ابتدای سال ۱۳۸۴ تا انتهای سال ۱۳۹۴ برحسب اندازه به دو سبد کوچک و بزرگ تقسیم می‌شود؛ سپس در یک طبقه‌بندی مستقل، کل سهام نمونه برحسب B/M به سه سبد تقسیم می‌شود؛ به‌طوری که ۳۰ درصد دارای بالاترین B/M در گروه سهام ارزشی و ۳۰ درصد دارای پایین‌ترین B/M در گروه سهام رشدی قرار می‌گیرد. فصل مشترک سبدهای به‌دست‌آمده، شش سبد مبتنی بر اندازه و ارزش است. از آنجا که در پژوهش حاضر از داده‌های ماهانه استفاده شده است، امکان تشکیل بیش از ۶ سبد وجود ندارد؛ زیرا در این صورت، در برخی از سبدها سهام هیچ شرکتی قرار نمی‌گیرد.

جامعهٔ آماری پژوهش حاضر عبارت از همهٔ شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دورهٔ زمانی ابتدای سال ۱۳۸۴ تا انتهای سال ۱۳۹۴ است. نمونهٔ آماری آن عبارت است از همهٔ شرکت‌های موجود در جامعهٔ آماری که شرایط زیر را داشته باشد: در بازه زمانی پژوهش (۱۳۹۴-۱۳۸۴) در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشد؛ اطلاعات صورت‌های مالی و یادداشت‌های توضیحی آنها در دسترس باشد؛ طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۴، تغییر فعالیت یا تغییر سال مالی نداده باشد و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها مثبت باشد.

داده‌های موردنیاز پژوهش شامل نرخ ارز و نرخ اوراق مشارکت مستخرج از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بازده سهام شرکت‌ها، شاخص بورس اوراق بهادار و داده‌های ترازنامه‌ای شرکت‌ها مستخرج از اطلاعات رسمی سازمان بورس اوراق

بهادار تهران و سایت شرکت مدیریت خدمات فناوری بورس و حجم صادرات و واردات مستخرج از گمرک جمهوری اسلامی ایران است.

متغیرهای پژوهش حاضر به‌شرح زیر محاسبه و اندازه‌گیری می‌شود:

بازده بازار: بازده بازار براساس لگاریتم طبیعی نسبت شاخص قیمت و بازده نقدی بورس اوراق بهادار تهران در زمان t و t-1 محاسبه می‌شود:

$$r_{Mt} = \ln\left(\frac{TEDPIX_t}{TEDPIX_{t-1}}\right) \times 100 \qquad (۱۰)$$

که r_{Mt} بازده بازار در ماه t، $TEDPIX_t$ شاخص قیمت و بازده نقدی پایان ماه t و $TEDPIX_{t-1}$ شاخص قیمت و بازده نقدی در انتهای ماه t-1 است.

بازده سهام: بازده سهام با لگاریتم طبیعی نسبت قیمت‌های سهام به‌شرح رابطهٔ (۱۱) محاسبه می‌شود:

$$r_{it} = \ln\left(\frac{P_t + D_t}{P_{t-1}}\right) \times 100 \qquad (۱۱)$$

که r_{it} بازده سهام در ماه t، P_t قیمت تعدیل‌شدهٔ سهم در پایان ماه t، P_{t-1} قیمت تعدیل‌شدهٔ سهم در انتهای ماه t-1 و D_t سود نقدی سهام در ماه t است. قیمت سهام برای سود نقدی و افزایش سرمایهٔ تعدیل‌شده است.

اندازه: همانند فاما و فرنچ (۱۹۹۲)، اوتچوا[1] (۲۰۰۷) و کرگار[2] (۲۰۱۱) اندازهٔ شرکت معادل لگاریتم طبیعی ارزش بازار شرکت در تاریخ تشکیل سبد (پایان هر ماه) است:

$$Size_{it} = \ln\left(p_{it} \times N_{it}\right) \qquad (۱۲)$$

که $Size_{it}$ اندازهٔ شرکت در ماه t، p_{it} قیمت سهم شرکت در زمان تشکیل سبد و N_{it} تعداد سهام منتشرهٔ شرکت در زمان تشکیل سبد است.

نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار: همانند فاما و فرنچ (۱۹۹۲)، کرگار (۲۰۱۱) و اوتچوا (۲۰۰۷) نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (B/M) معادل لگاریتم طبیعی آخرین ارزش دفتری شرکت تقسیم بر ارزش بازار آن در پایان هر ماه است.

$$B/M_{it} = ln(\frac{BV_{it}}{MV_{it}}) \qquad (۱۳)$$

که B/M_{it} نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار هر شرکت در ماه t، BV_{it} ارزش دفتری هر شرکت در پایان ماه t و MV_{it} ارزش بازار شرکت در انتهای ماه t است.

عامل اندازه و عامل ارزش: در پایان هر ماه سهام موجود در نمونه براساس عامل اندازه به دو سبد سهام شرکت‌های کوچک و بزرگ تخصیص می‌یابد. در همین زمان، همهٔ سهام نمونه براساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار ($^{B}/_{M}$) به سه سبد رشدی، خنثی و ارزشی تقسیم می‌شود[3]. درنتیجه تقابل گروه‌های طبقه‌بندی‌شده بر مبنای اندازه و نسبت $^{B}/_{M}$، شش سبد موزون برحسب ارزش، S_H، S_M، S_L، B_H، B_M و B_L شکل می‌گیرد. ترکیب سبدهای اخیر در هر یک از ماه‌های دورهٔ زمانی بررسی‌شده براساس رویه‌ای مشابه، تجدید ساختار می‌شود. برای تشکیل سبدها و تعیین نقاط مرزی مبتنی بر $^{B}/_{M}$، شرکت‌های دارای ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام منفی، منظور نمی‌شود. درنهایت SMB و HML به‌شرح زیر محاسبه می‌شود:

SMB=1/3(S_H+S_M+S_L)-
1/3(B_H+B_M+B_L)
HML=1/2(S_H+B_H)-1/2(S_L+B_L)

1. Outecheva
2. Kregar

۳. ۳۰ درصد سهام دارای بیشترین نسبت $^{B}/_{M}$، گروه شرکت‌های ارزشی (G)، ۴۰ درصد میانی گروه شرکت‌های خنثی (N) و ۳۰ درصد سهام دارای کمترین نسبت $^{B}/_{M}$، گروه شرکت‌های رشدی (V) را تشکیل می‌دهد.

نرخ بازده بدون ریسک: نرخ بهرهٔ بدون ریسک معادل نرخ سود اوراق مشارکت دولتی در نظر گرفته می‌شود. راعی و همکاران (۲۰۱۱)، مشایخی و همکاران (۲۰۱۰) و کردستانی و علوی (۲۰۱۳) از نرخ سود اوراق مشارکت دولتی به‌منزلهٔ نرخ بدون ریسک استفاده کرده‌اند. از آنجا که در پژوهش حاضر از داده‌های ماهانه استفاده شده است، همانند هاشمی و میرکی (۲۰۱۳) نرخ سالانهٔ سود اوراق مشارکت ازطریق رابطهٔ (۱۴) ماهانه می‌شود[1]:

$$R_{fM,t} = \left[\left(1 + \left(\frac{R_{fA,T}}{4}\right)\right)^{4} - 1\right] \div 12 \qquad (۱۴)$$

$R_{fM,t}$ نرخ بدون ریسک ماهانه در ماه t و $R_{fA,T}$ نرخ بدون ریسک در سال T است.

صادرات: همانند دو (۲۰۱۴) حجم صادرات ماهانهٔ کشور پس از تقسیم بر تولید ناخالص داخلی به‌شرح رابطهٔ (۱۵) محاسبه می‌شود:

$$EXP_{it} = \frac{\mathrm{EXport}_t}{\mathrm{GDP}_t} \qquad (۱۵)$$

که EXP_{it} درصد صادرات از تولید ناخالص داخلی، EXport_t صادرات در ماه t و GDP_t تولید ناخالص داخلی در ماه t است.

واردات: همانند دو (۲۰۱۴) حجم واردات ماهانهٔ کشور پس از تقسیم بر تولید ناخالص داخلی به‌شرح رابطهٔ (۱۶) محاسبه می‌شود:

$$IMP_{it} = \frac{\mathrm{IMport}_t}{\mathrm{GDP}_t} \qquad (۱۶)$$

که IMP_{it} درصد واردات از تولید ناخالص داخلی، IMport_t واردات در ماه t و GDP_t تولید ناخالص داخلی در ماه t است.

یافته‌ها

بررسی آمار توصیفی متغیرهای پژوهش نشان می‌دهد متغیرهای پژوهش چولگی نزدیک به نرمال دارد و توزیع آنها تقریباً منطبق بر توزیع نرمال است. ازنظر کشیدگی نیز متغیرها ضرایبی نزدیک به ۳ دارد که نشان‌دهندهٔ انطباق تقریبی توزیع آنها با توزیع نرمال است. همچنین ملاحظه می‌شود که میانگین و انحراف معیار تغییرات پایدار سالانهٔ نرخ ارز با مقادیر ۰/۶۸۳ و ۰/۲۳ بیش از میانگین و انحراف معیار تغییرات همزمان ماهانهٔ نرخ ارز با مقادیر ۰/۰۱۱ و ۰/۰۴۴ است.

برای برآورد صرف ریسک نوسان نرخ ارز با استفاده از رویکرد سبد ردیاب، تغییرات پایدار نرخ ارز (سالانه، دوساله و پنج‌ساله) در چارچوب رگرسیون سری زمانی بر بازده دارایی‌های مبنا برازش شده است و با استفاده از آزمون والد ردیابی اخبار و اطلاعات آتی (یکسال آینده، دو سال آینده و پنج سال آینده) نرخ ارز آینده توسط دارایی‌های مبنا بررسی شده است. اگر آزمون والد نشان‌دهندهٔ ردیابی اخبار و اطلاعات نرخ ارز در آینده باشد، صرف ریسک نوسان نرخ ارز محاسبه و قیمت‌گذاری آن آزمون می‌شود؛ اما اگر آزمون والد نشان دهد دارایی‌های مبنا اخبار و اطلاعات آتی نرخ ارز را دنبال نمی‌کند، بدین معنا است که صرف ریسکی برای نرخ ارز وجود ندارد؛ بنابراین، آزمون صرف ریسک موضوعیت ندارد. نتیجهٔ برازش رگرسیون سبد ردیاب در جدول (۱) ارائه می‌شود:

۱. این نرخ به‌صورت فصلی توسط بانک مرکزی منتشر می‌شود.

جدول (۱) نتایج حاصل از روش سبد ردیاب برای محاسبهٔ صرف ریسک و آزمون معناداری ضرایب دارایی‌های مبنا

	تغییرات پایدار سالانه		تغییرات پایدار ۲ ساله		تغییرات پایدار ۵ ساله	
	ضرایب	احتمال معناداری	ضرایب	احتمال معناداری	ضرایب	احتمال معناداری
دارایی‌های مبنا						
S_H	−۲/۳۳۷	۰/۰۰۴*	−۱/۷۵۵	۰/۲۳	۳/۰۴	۰/۱۸
S_M	۲/۰۵۵	۰/۰۰۲*	۱/۹۷۹	۰/۰۹۶	۱/۲۹	۰/۵۲
S_L	۰/۱۴۹	۰/۳۷۱	۰/۲۳۸	۰/۴۵	−۰/۹۴۶	۰/۱۰
B_H	−۰/۴۹۶	۰/۱۳۴	−۰/۰۶۸	۰/۹۰	−۰/۴۳۲	۰/۶۰
B_M	۰/۹۷۵	۰/۲۲۹	−۰/۱۲۸	۰/۹۲	−۲/۶۶	۰/۱۹
B_L	−۱/۳۴۷	۰/۰۶۹	−۰/۷۲۵	۰/۵۷	−۰/۸۷۹	۰/۷۰
متغیرهای کنترل						
R_f	−۲۷/۷۶۱	۰/۰۰۰*	−۷۴/۲۸	۰/۰۰۰*	۱۵۳/۱۹	۰/۰۰۶*
EX	۵/۵۷۹	۰/۱۲	۱۴/۴۱	۰/۰۲۲*	۳۱/۳۰	۰/۰۴۱*
IM	−۱۰/۶۶۱	۰/۰۰۰*	−۱۳/۱۸	۰/۰۰۰*	−۱۴/۰۴	۰/۰۰۵*
C	۰/۹۳۹	۰/۰۰۰*	۱/۶۷	۰/۰۰۰*	−۰/۹۹	۰/۲۳
R^2	٪۴۰		٪۲۹		٪۴۲	
احتمال χ^2	۰/۰۱۵*		۰/۵۷۲		۰/۴۸۴	

$CEX_{t+k} = b_{RF}R_f + b_{S_H}S_H + +b_{S_M}S_M + b_{S_L}S_L + b_{B_H}B_H + b_{B_M}B_M + b_{B_L}B_L + b_{EX}EX + b_{IM}IM + \varepsilon_{t+k}$

که S_H، سبد با اندازهٔ کوچک و نسبت B/M بالا؛ S_M، سبد با اندازهٔ کوچک و نسبت B/M متوسط؛ S_L، سبد با اندازهٔ کوچک و نسبت B/M پایین؛ B_H، سبد با اندازهٔ بزرگ و نسبت B/M بالا؛ B_M، سبد با اندازهٔ بزرگ و نسبت B/M متوسط؛ B_L، سبد با اندازهٔ بزرگ و نسبت B/M پایین؛ R_f، نرخ بازده بدون ریسک؛ ex، حجم صادرات تقسیم بر تولید ناخالص داخلی؛ Im، حجم واردات تقسیم بر تولید ناخالص داخلی؛ CEX_{t+k}، برای k=12 تغییرات یکسال آیندهٔ نرخ ارز، برای k=24 تغییرات دوسال آیندهٔ نرخ ارز و برای k=60 تغییرات پنج‌سال آیندهٔ نرخ ارز است؛ سپس با استفاده از آزمون والد معناداری همزمان ضرایب دارایی‌های مبنا (براساس آمارهٔ کای‌دو) بررسی می‌شود.

براساس استدلال واسالوا (۲۰۰۳) مبنی بر وجود همخطی چندگانه بین بازده سبدهای شش‌گانهٔ مبتنی بر اندازه و ارزش و لزوم تأکید بر معناداری مشترک ضرایب دارایی‌های مبنا، جدول (۱) نشان می‌دهد طبق آزمون کای‌دو برای تغییرات پایدار یکساله (۰/۰۱۵) فرض مبتنی بر اینکه همهٔ ضرایب دارایی‌های مبنا همزمان برابر صفر است، در سطح اطمینان ۹۵ درصد مردود می‌شود؛ به عبارت دیگر، بازده دارایی‌های مبنا اخبار و اطلاعات ۱۲ ماه آتی نرخ ارز را ردیابی می‌کند؛ اما برای تغییرات پایدار ۲ و ۵ سالهٔ نرخ ارز به ترتیب، با احتمال آمارهٔ کای‌دو برابر ۰/۵۷۲ و ۰/۴۸۴، می‌توان ادعا کرد دارایی‌های مبنا قادر به انعکاس اخبار و اطلاعات تغییرات ۲ و ۵ سالهٔ نرخ ارز نیست؛ به همین دلیل، آزمون قیمت‌گذاری تغییرات پایدار ۲ و ۵ سالهٔ نرخ ارز در بورس اوراق بهادار تهران انجام نمی‌شود؛ سپس چهار الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بین‌المللی تعدیل‌شده با تغییرات همزمان نرخ ارز، الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ

و الگوی دوعاملی شامل بازار و تغییرات پایدار نرخ ارز با یکدیگر مقایسه می‌شود. نتایج حاصل از برازش الگوهای قیمت‌گذاری فوق به ازای هر یک از سبدهای مبتنی بر اندازه و ارزش در جدول (۲) ارائه شده است:

جدول (۲) آزمون قیمت‌گذاری صرف ریسک نوسان نرخ ارز در صورت احتساب تغییرات پایدار سالانهٔ نرخ ارز

سبد	CAPM		الگوی قیمت‌گذاری بین‌المللی			سه‌عاملی فاما و فرنچ		دوعاملی		
	آلفا	R^2	آلفا	نرخ ارز	R^2	آلفا	R^2	آلفا	صرف ریسک نرخ ارز	R^2
S_H	-۰/۰۰۵۷ (۰/۰۶)	۰/۴۴	-/۰۰۵۱ (۰/۱۰)	-۰/۰۵۰ (۰/۴۳)	۰/۴۵	-۰/۰۰۲۵ (۰/۳۲)	۰/۶۳	-۰/۰۰۷۸ (۰/۰۰۹*)	-۰/۱۵ (۰/۰۰۸*)	۰/۵۰
S_M	-۰/۰۰۶۵ (۰/۰۶)	۰/۳۶	-۰/۰۰۶۳ (۰/۰۷)	-۰/۰۱۹ (۰/۷۹)	۰/۳۵	-۰/۰۰۳۴ (۰/۲۶)	۰/۵۰	-۰/۰۰۴۱ (۰/۲۱)	۰/۱۷ (۰/۰۰۰*)	۰/۴۲
S_L	۰/۰۰۰۸ (۰/۹۳)	۰/۰۶	۰/۰۰۵۰ (۰/۶۲)	-۰/۳۸ (۰/۰۷۳)	۰/۷۴	۰/۰۰۳۰ (۰/۵۶)	۰/۷۵	۰/۰۰۴۶ (۰/۶۴)	۰/۲۸ (/۰۴۸*)	۰/۶۸
B_H	۰/۰۰۳۲ (۰/۵۶)	۰/۱۷	۰/۰۰۶۱ (۰/۲۷)	-۰/۲۶ (۰/۰۰۰*)	۰/۲۰	۰/۰۰۱۹ (۰/۶۸)	۰/۴۰	-۰/۰۰۱۹ (۰/۶۹)	-۰/۳۸ (۰/۰۰۰*)	۰/۳۲
B_M	-۰/۰۰۶۰ (۰/۸۵)	۰/۴۱	۰/۰۰۰۱ (۰/۹۶)	-۰/۰۷۰ (۰/۲۵)	۰/۴۲	-۰/۰۰۱۲ (۰/۷۱)	۰/۴۲	-۰/۰۰۱۱ (۰/۷۲)	-۰/۰۴ (۰/۱۵)	۰/۴۲
B_L	-۰/۰۰۲۶ (۰/۲۵)	۰/۷۰	-۰/۰۰۲۰ (۰/۴۰)	-۰/۰۵۷ (۰/۱۲۷)	۰/۷۰	-۰/۰۰۳۶ (۰/۱۱)	۰/۷۲	-۰/۰۰۳۴ (۰/۱۴)	-۰/۰۶ (۰/۰۷)	۰/۷۱
میانگین	۰/۰۰۴۲ (۰/۴۵)	۰/۳۶	۰/۰۰۴۱ (۰/۴۴)	-۰/۱۳۹ (۰/۲۷)	۰/۴۷	۰/۰۰۲۶ (۰/۴۴)	۰/۵۷	۰/۰۰۳۸ (۰/۴۰)	-۰/۰۳ (۰/۰۴۶*)	۰/۵۱
GRS	۱/۳۰۰۸		۱/۳۰۴۰			۰/۶۴۴۸		۱/۰۴۹		

جدول (۲) حاوی آلفای جنسن و میزان توضیح‌دهندگی (R^2) هر الگوی قیمت‌گذاری به تفکیک هر سبد است. میانگین آلفا و ضریب تعیین تعدیل‌شدهٔ همهٔ سبدها به ازای هر الگو قیمت‌گذاری و مقدار آمارهٔ GRS آن در زیر جدول (۲) ارائه شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود میانگین خطای قیمت‌گذاری محاسبه‌شده بر مبنای متوسط قدر مطلق عرض از مبدأ الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای برابر با ۰/۰۰۴۲ و متوسط ضریب تعیین آن برابر با ۰/۷۰ است. آمارهٔ GRS الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای برابر با ۱/۳۰۰۸ است. احتساب تغییرات همزمان نرخ ارز در الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سبب می‌شود متوسط خطای قیمت‌گذاری به ۰/۰۰۴۱ و ضریب تعیین تعدیل‌شده به ۰/۴۷ بهبود یابد و آمارهٔ GRS تقریباً بدون تغییر و برابر

با ۱/۳۰۴۰ باشد[1]. الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ در مقایسه با الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بین‌المللی به‌طرز معناداری سبب کاهش خطای قیمت‌گذاری و افزایش توان توضیحی می‌شود. متوسط قدر مطلق عرض از مبدأ الگو به ۰/۰۰۲۶ (نسبت به ۰/۰۰۴۲ الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و ۰/۰۰۴۱ برای الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بین‌المللی) و توان توضیحی آن به ۰/۵۷ می‌رسد. آمارهٔ GRS الگوی مذکور (در مقایسه با ۱/۳۰۰۸ الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و ۱/۳۰۴۰ الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بین‌المللی) به ۰/۶۴۴۸ کاهش می‌یابد.

به تعبیر چَن و چِن (۱۹۹۱) و فاما و فرنچ (۱۹۹۶) اندازه و ارزش، ریسک بحران مالی را نشان می‌دهد؛ بنابراین، اگر تغییرات پایدار نرخ ارز دربرگیرندهٔ ریسک بحران مالی شرکت‌ها باشد یا یکی از متغیرهای حالت تبیین‌کنندهٔ عوامل اندازه و ارزش باشد، انتظار می‌رود کارآیی الگوی دوعاملی فراتر از الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بین‌المللی و ضعیف‌تر از الگوی سه‌عاملی باشد. الگوی دوعاملی ازنظر معیار قدر مطلق آلفای جنسن با مقدار ۰/۰۰۳۸ نسبت به الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بین‌المللی با مقادیر ۰/۰۰۴۲ و ۰/۰۰۴۱ کاراتر و نسبت به الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ با مقدار ۰/۰۰۲۶ ناکاراتر است. توان توضیحی الگوی دوعاملی معادل ۵۱ درصد است و نسبت به الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بین‌المللی با مقادیر ۳۶ و ۴۷ درصد، کاراتر و نسبت به الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ معادل ۵۷ درصد ناکاراتر است. آمارهٔ F-GRS الگوی دوعاملی با مقدار ۱/۰۴۹ نسبت به الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بین‌المللی با مقادیر ۱/۳۰۰۸ و ۱/۳۰۴۰ کاراتر و نسبت به الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ با مقدار ۰/۶۴۴۸ ناکاراتر است. نتایج به‌دست‌آمده تأییدکنندهٔ آن است که تغییرات پایدار نرخ ارز، ریسک بحران مالی است و در بورس اوراق بهادار تهران قیمت‌گذاری می‌شود.

با توجه به ضرایب تغییرات همزمان نرخ ارز در ستون الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بین‌المللی در تأیید یافته‌های پیشین مشخص شد تغییرات همزمان ریسک نوسان نرخ ارز در بورس اوراق بهادار تهران قیمت‌گذاری نمی‌شود (تنها در یکی از سبدها ضریب نرخ ارز معنادار است).

نتایج و پیشنهادها

عدم قیمت‌گذاری ریسک ناشی از نرخ ارز و ظهور «معمای ریسک نوسان نرخ ارز» بسیاری از پژوهشگران را بر آن داشت تا معمای مذکور را توضیح دهند. یکی از توضیحات ارائه‌شده مبتنی بر این استدلال است که عدم قیمت‌گذاری ریسک نوسان نرخ ارز ناشی از کاربرد تغییرات همزمان آن است که هر دو مؤلفهٔ تغییرات موقت و دائمی را در بر دارد. این در حالی است که مؤلفهٔ موقتی و گذرا به‌طور معمول ازطریق

۱. در بیشتر پژوهش‌های تجربی برای آزمون قیمت‌گذاری ریسک نوسان نرخ ارز، تغییرات همزمان نرخ ارز در نظر گرفته شده است و معمولاً شواهدی دال بر عدم قیمت‌گذاری صرف ریسک نوسان نرخ ارز ارائه شده است. همان گونه که در ستون الگوی ICAPM جدول (۳) ملاحظه می‌شود از ۶ سبد آزمون، صرف ریسک نوسان نرخ ارز، ۵ سبد (S_H، S_M، S_L، B_M، و B_L) به ترتیب با احتمال ۰/۴۳، ۰/۷۹، ۰/۰۷۳، ۰/۲۵ و ۰/۱۲۷ غیرمعنادار است و تنها یک سبد (B_H) معنادار است؛ بنابراین، تغییرات همزمان نرخ ارز در بورس اوراق بهادار تهران نیز قیمت‌گذاری نمی‌شود.

مصون‌سازی مرتفع می‌شود؛ اما قادر نیست بر مؤلفهٔ دائمی تأثیر بگذارد. با استناد به شواهد تجربی (نظیر چَن و چِن (۱۹۹۱) و فاما و فرنچ (۱۹۹۶)) که عوامل اندازه و ارزش را خاستگاه ریسک درماندگی مالی دانسته‌اند و در چارچوب الگوی مرتون (۱۹۷۳)، می‌توان ادعا کرد تغییرات پایدار نرخ ارز، متغیر حالت و ریسک درماندگی مالی است. برای آزمون ادعای اخیر ۴ الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، دارایی‌های سرمایه‌ای بین‌المللی تعدیل‌شده با تغییرات همزمان نرخ ارز، الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ و الگوی دوعاملی شامل بازار و تغییرات پایدار نرخ ارز مقایسه شد. در صورت تأیید ادعای طرح‌شده، عملکرد الگوی دوعاملی در مقایسه با الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بین‌المللی بالاتر و نسبت به الگوی سه‌عاملی ضعیف‌تر است. شواهد حاصل از این پژوهش همانند دو (۲۰۱۴) این ادعا را تأیید می‌کند؛ بدین مفهوم که سرمایه‌گذاران، اخبار و اطلاعات یکسال آتی نرخ ارز را مهم تلقی می‌کنند و به ازای تحمل ریسک تغییر این متغیر، انتظار کسب بازده بالاتری دارند. نتایج به‌دست‌آمده از این پژوهش در حوزهٔ مالی بین‌المللی متضمن توضیح معمای ریسک نوسان نرخ ارز است و به جای استفاده از تغییرات همزمان نرخ ارز بر تغییرات پایدار آن تأکید دارد. در حوزهٔ قیمت‌گذاری دارایی نیز تأییدکنندهٔ نقش تغییرات پایدار نرخ ارز به‌منزلهٔ متغیر حالت است. در پژوهش حاضر از روش سبد ردیاب برای آزمون صرف ریسک متغیر کلان نرخ ارز استفاده شد؛ اما این روش محدودیتی در انتخاب متغیر کلان اقتصادی ندارد؛ بنابراین، به پژوهشگران بعدی توصیه می‌شود صرف ریسک سایر متغیرهای کلان اقتصادی را - که با توجه به مباحث نظری قادر است بر ریسک فعلان بازار سرمایه مؤثر باشد (نظیر تولید ناخالص داخلی) - استخراج کنند و قیمت‌گذاری آن را در بورس اوراق بهادار آزمون کنند.

References

[1] Adler, M., Dumas, B. (1983). International portfolio choice and corporation finance: A synthesis. *The Journal of Finance*, 38(3): 925-984.

[2] Allayannis, G. (1997). The time-variation of the exchange rate exposure: An industry analysis. paper presented at the 57th Annual American Finance Association Conference, New Orleans, January.

[3] Angelidis, T., Tessaromatis, N. (2008). Idiosyncratic volatility and equity returns: UK evidence. *International Review of Financial Analysis*, 17(3): 539-556.

[4] Bahmani-Oskooee, M., Saha, S. (2016). Do exchange rate changes have symmetric or asymmetric effects on stock prices? *Global Finance Journal*, 31: 57-72. (in persian).

[5] Bartov, E., Bodnar, G. M. (1994). Firm valuation, earnings expectations and the exchange-rate exposure effect. *The Journal of Finance*, 49(5): 1755-1785.

[6] Bartov, E., Bodnar, G. M., & Kaul, A. (1996). Exchange rate variability and the riskiness of U.S .multinational firms: Evidence from the breakdown of the bretton woods system. *Journal of Financial Economics*, 42(1): 105-132.

[7] Bartram, S. M. (2004). Linear and nonlinear foreign exchange rate exposures of German nonfinancial corporations. *Journal of International Money and Finance*, 23(4): 673-699.

[8] Bartram, S. M. (2008). What lies beneath: Foreign exchange rate exposure, hedging and cash flows. *Journal of Banking & Finance*, 32(8): 1508-1521.

[9] Bartram, S. M., Brown, G. W., & Minton, B. A. (2010). Resolving the exposure puzzle: The many facets of exchange rate exposure. *Journal of Financial Economics*, 95*:* 148-173.

[10] Bodnar, G. M. & Wong, M. F. (2003). Estimating exchange rate exposures: Issues in model structure. *Financial Management*, 3: 35-67.

exchange rates on the oil-stock nexus: Evidence from China and Russia. *Applied Energy*, 194: 667-678.

[25] Hughen, J. C., Beyer, S. (2015). Stock returns and the US dollar: The importance of monetary policy. *Managerial Finance*, 41(10): 1046-1058.

[26] Jensen, M. C. (1968). The performance of mutual funds in the Period 1945–1964. *The Journal of Finance*, 23(2): 389-416.

[27] Jorion, P. (1991). The pricing of exchange rate risk in the stock market. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 26(3): 363-376.

[28]Kapadia, N. (2011). Tracking down distress risk. *Journal of Financial Economics*, 102(1): 167-182.

[29] Khoo, A. (1994). Estimation of foreign exchange exposure: An application to mining companies in Australia. *Journal of International Money and Finance*, 13(3): 342-363.

[30] Kianersi, Z. (2013). The relationship between exchange rate fluctuations and stock return changes in Iran, using multivariate GARCH. *Economic value*, 1(10): 99-118. (in persian).

[31] Kordestani, G., Alavi, S. (2010). The effect of accounting transparency on the cost of equity. *Journal of Securities Exchange*, 1(12): 43-61 (in persian).

[32] Kregar, M. (2011). Cash Flow Based Bankruptcy Risk and Stock Returns in the US Computer and Electronics Industry. (Doctoral Dissertatio). University of Manchester. Faculty of Humanities.

[33] Lamont, O. A. (2001). Economic tracking portfolios. *Journal of Econometrics*, 105(1): 161-184.

[34] Mashayekhi, B., Fadayinejad, M., & Kalaterahmani, R. (2010). Capital costs, accrual components and stock returns. *Financial Accounting Researches*, 1(1): 77-92. (in persian).

[35] Masudipourlir, A. (2013). The Relationship between Exchange Rate and Stock Returns. (Masteral Dissertatio) Shahid Chamran University Liberary. (in persian).

[36] Merton, R. C. (1973). An intertemporal capital asset pricing model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 3(6): 867-887.

[11] Bodnar, G. M., Bartram, S. M. (2007). The exchange rate exposure puzzle. *Managerial Finance*, 33(9): 642-666.

[12] Chan, K. C., Chen, N. F. (1991). Structural and return characteristics of small and large firms. *The Journal of Finance*, 46(4): 1467-1484.

[13] Chow, E. H., Lee, W. Y., & Solt, M. E. (1997). The exchange-rate risk exposure of asset returns. *Journal of Business*, 5(4): 105-123.

[14] Chowdhry, B., Howe, J .T. B. (1999). Corporate risk management for multinational corporations: Financial and operational hedging policies. *European Finance Review*, 2(2): 229-246.

[15] Davis, J. L. (2001). Explaining stock returns: A literature survey. Working Paper.

[16] Dolde, W., Giaccotto, C., Mishra, D. R., & O'Brien, T. (2012). Should managers estimate cost of equity using a two-factor international CAPM? *Managerial Finance*, 38(8): 708-728.

[17] Du, D. (2014). Persistent exchange-rate movements and stock returns. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 28: 36-53.

[18] Fama, E. F. (1963). Mandelbrot and the stable paretian hypothesis. *The Journal of Business*, 36(4): 420-429.

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

[20] Fama, E. F., French, K. R. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *The Journal of Finance*, 51(1): 55-84.

[21] Francis, B. B., Hasan, I., & Hunter, D. M. (2008). Can hedging tell the full story? reconciling differences in United States aggregate- and industry-level exchange rate risk premium. *Journal of Financial Economics*, 90(2): 169-196.

[22] Hashemi, S., Miraki, F. (2013). Excess return of momentum risk in Tehran Security Exchange. *Financial Accounting Researches*, 1(8): 39-56. (in persian).

[23] Ho, L. C., Huang, C. H. (2015). The nonlinear relationships between stock indexes and exchange rates. *Japan and the World Economy*, 33: 20-27.

[24] Huang, S., An, H., Gao, X., Wen, S., & Hao, X. (2016). The multiscale impact of

[37] Mohagheghnia , A., Hoseini , M., & Jafari bagherabadi, S. (2013). The relationship of management accounting information, organizational learning and production. *Empirical Research in Accounting,* 1(9): 58-65 (in persian).

[38] Mozumder, N., Vita, G. D., Larkin, C., & Kyaw, K. S. (2015). Exchange rate movements and firm value: Evidence from european firms across the financial crisis period. *Journal of Economic Studies,* 42(4): 561-577.

[39] Outecheva, N. (2007). Corporate Financial Distress: An Empirical Analysis of Distress Risk (Doctoral Dissertatio). University of St. Gallen Graduate School of Business Administration, Economics, Law and Social Sciences (HSG).

[40] Raee, R., Farhadi, R., & Shirvani, A. (2011). Risk and return intemporal relationship: Evidences of intemporal capital asset pricing. *Financial Management Perspective,* 1(2): 125-140. (in persian).

[41] Ross, S. A. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory,* 13(3): 341-360.

[42] Sercu, P. (1980). A generalization of the international asset pricing model. *Revue de l'association française de Finance,* 1(1)*:* 91-135.

[43] Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, 19(3): 425-442.

[44] Solnik, B. H. (1974). An equilibrium model of the international capital market. *Journal of Economic Theory,* 8(4): 500-524.

[45] Vassalou, M. (2003). News related to future GDP growth as a risk factor in equity returns. *Journal of Financial Economics,* 68(1): 47-73.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی