

Explaining the Default Risk Premium Anomaly Using Two Beta Model

Dariush Foroughi^{1*}, Hadi Amiri², Ebrahim Sadreddin³

1- Associate Professor, Accounting Dept, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran
foroghi@ase.ui.ac.ir

2- Assistant Professor, Economics Dept, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran
h.amiri@ase.ui.ac.ir

3- M.Sc. Student in Financial Management, Accounting Dept, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Iran
e.sadr@ase.ui.ac.ir

Abstract

Since the Capital Asset Pricing Model cannot adequately explain the default risk anomaly, some researchers have been exploited the two-beta model of Campbell and Vulteenaho (2004) to explain this anomaly. This model is in fact originated from the Capital Asset Pricing Model and decomposes the market beta to discount-rate beta and cash flow beta. In other words, the two beta model decomposes the systematic risk to the discount rate and cash flow risk. This research aims to verify the applicability of this model using data from 180 firms in the Tehran Exchange Security spanning 2005 to 2014 in this regard. Firstly, we ranked firms based on their default risks measured by Ohlson's (1980) model and employ the two-beta model to decompose the market beta to discount-rate beta and cash-flow beta. Secondly, we apply a simple regression model to estimate discount-rate risk premium and cash-flow risk premium. Our result shows that as the default risk increases, the discount-rate beta increases and the cash-flow beta decreases. Also, cash-flow risk premium is significantly more than discount rate risk premium. Therefore, two-beta model can explain the default risk anomaly in Tehran Exchange Security.

Keywords: Default risk, Ohlson's Probabilistic Prediction Model of Default, Cash-Flow Risk, Discount Rate Risk

توضیح بازده غیرعادی مرتبط با ریسک ورشکستگی با استفاده از الگوی دو بتا بر مبنای ریسک نرخ تنزیل و ریسک جریان نقدی

داریوش فروغی^{۱*}، داریوش فروغی^۲، ابراهیم صدرالدین^۳

۱- دانشیار گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

foroghi@ase.ui.ac.ir

۲- استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

h.amiri@ase.ui.ac.ir

۳- دانشجوی گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

e.sadr@ase.ui.ac.ir

چکیده

ناتوانی الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در توضیح بازده غیرعادی مرتبط با ریسک ورشکستگی شرکت‌ها سبب شده است برخی از پژوهشگران بکوشند ریسک ورشکستگی را با استفاده از الگوی دو بتا توضیح دهند. الگوی دو بتا با استفاده از اخبار جریان نقدی و اخبار نرخ تنزیل، بتای بازار دارایی را به بتای جریان نقدی و بتای نرخ تنزیل تجزیه می‌کند. هدف این پژوهش، بررسی قابلیت الگوی دو بتا، در توضیح ریسک ورشکستگی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. در این پژوهش، نمونه‌ای شامل ۱۸۰ شرکت از میان شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ بررسی شد. برای رتبه‌بندی سهام شرکت‌ها به لحاظ ریسک ورشکستگی از الگوی اهلسون (۱۹۸۰) استفاده شده است. نتایج حاصل از الگوی دو بتا نشان می‌دهد متوسط صرف ریسک جریان نقدی برای شرکت‌های نمونه به‌طور معناداری، بزرگ‌تر از متوسط صرف ریسک نرخ تنزیل است. به‌علاوه، با افزایش ریسک ورشکستگی شرکت‌های نمونه، بتای نرخ تنزیل افزایش و بتای جریان نقدی کاهش می‌یابد؛ بنابراین با توجه به شواهد، توانایی الگوی دو بتا در توضیح ریسک ورشکستگی شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران تأیید می‌شود.

واژه‌های کلیدی: الگوی احتمال ورشکستگی اهلسون، الگوی دو بتا، ریسک جریان نقدی، ریسک نرخ تنزیل، ورشکستگی

مقدمه

قیمت گذاری شرطی دارایی سرمایه‌ای^۹ توضیح دهند [۱۱]؛ با این حال، هیچ یک از این الگوها تاکنون نتوانسته‌اند این موضوع را به روشنی توضیح دهند که چگونه ریسک ورشکستگی را بازار قیمت گذاری می‌کند. در نهایت، بینگ^{۱۰} و همکاران (۲۰۱۴) مدعی شدند الگوی دو بتا نمی‌تواند ریسک ورشکستگی غیرعادی شرکت‌ها را توضیح دهد [۳]. در این پژوهش نیز کوشش شده است توانایی الگوی دو بتا در توضیح ریسک ورشکستگی شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران بررسی شود.

مبانی نظری

بر اساس الگوی تعادلی قیمت گذاری دارایی سرمایه‌ای، ریسک هر سهم را بتای آن سهم با سبد سرمایه گذاری بازار توضیح می‌دهد؛ به عبارتی، با کنترل بتای یک سهم، هیچ یک از مشخصه‌های سهم نمی‌تواند بازده مورد انتظار سهم را برای یک سرمایه گذار منطقی تحت تأثیر قرار دهد و هر گونه افزایش ریسک شرکت‌ها که به افزایش بتای سهم منجر شود، باید بازده مورد انتظار بیشتری را برای سهم ارائه کند [۱۳]. پس از استخراج الگوی سنتی قیمت گذاری دارایی سرمایه‌ای، آزمون‌های بسیاری در رد و یا قبول این الگو انجام شد؛ اما آنچه در رابطه با نارسایی الگوی قیمت گذاری دارایی سرمایه‌ای بیشتر از همه مورد توجه قرار گرفت، ناتوانی این الگو در توجیه بازده زیاد سهام شرکت‌های ارزشی^{۱۱} و شرکت‌های کوچک^{۱۲}، با استفاده از داده‌های پس از سال ۱۹۶۳ بوده است [۱]. مسأله، زمانی جدی‌تر به نظر رسید که مشاهده شد سهامی که در گذشته، بتای بزرگ‌تر داشته‌اند، نسبت به سهام مشابه با بتای

در طول چند دهه اخیر، مطالعاتی درباره وجود رویدادی غیرعادی در بازارهای سرمایه انجام شده است. این رویداد به این صورت است که سهام شرکت‌های با ریسک ورشکستگی زیاد، بتای بازار بالا لکن بازده محقق شده کمتری دارند. این مسأله‌ای است که دیچو^۱ (۱۹۹۸)، گریفین و لیمون^۲ (۲۰۰۲)، هیلگیست^۳ (۲۰۰۴)، کمبل^۴ و همکاران (۲۰۰۸)، گارلاپی^۵ و همکاران (۲۰۰۸)، گارلاپی و یان^۶ (۲۰۱۱) با آن مواجه شده‌اند [۵،۸،۹،۲،۶،۷]. این مسأله دقیقاً برخلاف نتایج الگوی سنتی قیمت گذاری دارایی سرمایه‌ای است؛ زیرا بر اساس الگوی قیمت گذاری دارایی سرمایه‌ای که شارپ^۷ (۱۹۶۴) و لیتنر^۸ (۱۹۶۵) استخراج کردند، انتظار می‌رود هر گونه افزایش در سطح ریسک سیستماتیک سهام که به افزایش بتای بازار منجر شود، به افزایش بازده محقق شده بینجامد. در غیر این صورت، می‌توان وقوع فرصت‌های آربیتراژ را انتظار داشت. همبستگی منفی بین بازده و بتای بازار سهام که همزمان با افزایش ریسک ورشکستگی مشاهده شده، سبب شده است پژوهشگران به چنین رابطه‌ای به عنوان رویداد غیرعادی نظر کنند و این پدیده را پدیده‌ای غیرعادی توصیف کنند که با ریسک ورشکستگی مرتبط است [۳]. ناتوانی در توضیح ریسک ورشکستگی با الگوی سنتی قیمت گذاری دارایی سرمایه‌ای، سبب شد تعدادی از پژوهشگران بکوشند این رویداد غیرعادی را با سایر نسخه‌های الگوی قیمت گذاری دارایی سرمایه‌ای مانند الگوی

1. Dichev
2. Griffin & Lemmon
3. Hillegeist
4. Campbell
5. Garlappi
6. Garlappi & Yan
7. Sharpe
8. Lintner

9. Conditional Capital Asset Pricing Model

10. Chung Ying Yeh

11. Value Stock

12. Small Stock

زمان‌های آتی باشد، این خبر در ارزش سبد سرمایه‌گذاری بازار تأثیر می‌گذارد و به کاهش ارزش آن منجر می‌شود. کمبل و وولتیناهو (۲۰۰۴) بیان کردند کاهش جریان‌های نقدی و افزایش نرخ تنزیل، هر دو، موجب کاهش بازده سرمایه‌گذاران می‌شود؛ اما تفاوت زیاد این دو جزء اثرگذار در بازده سبد بازار در این است که در صورت کاهش جریان‌های نقدی، ارزش فعلی سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد؛ اما فرصت‌های سرمایه‌گذاری آتی تغییر نمی‌کند؛ در حالی که افزایش نرخ تنزیل، ضمن کاهش ارزش کنونی سرمایه‌گذاری، فرصت‌های سرمایه‌گذاری آتی را بهبود می‌بخشد؛ یعنی درحقیقت، تغییرات نرخ‌های تنزیل، نوعی پوشش ریسک ذاتی^۵ دارد. نتیجه^۵ مطالب مذکور این است که سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز با دوره سرمایه‌گذاری بلندمدت، بابت تحمل ریسک نوسان نرخ تنزیل، صرف ریسک کمتری نسبت به تحمل ریسک نوسان جریان‌های نقدی تقاضا می‌کنند؛ زیرا با افزایش نرخ تنزیل، امکان سرمایه‌گذاری مجدد جریان‌های نقدی (عایدات) میان‌دوره‌ای با نرخ بازده بیشتری برای سرمایه‌گذاران میسر می‌شود؛ در حالی که کاهش جریان‌های نقدی یک سبد سرمایه‌گذاری، در بهبود فرصت‌های سرمایه‌گذاری آتی تأثیری ندارد؛ در نتیجه، از یک سرمایه‌گذار ریسک‌گریز منطقی انتظار می‌رود، به دلیل تحمل ریسک جریان نقدی، تقاضای صرف ریسک بیشتری نسبت به تحمل ریسک نرخ تنزیل داشته باشد [۱]. چنانکه مرتون (۱۹۷۳) با طرح الگوی چنددوره‌ای قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای^۶ پیشنهاد کرد قیمت ریسک ناشی از بتای نرخ تنزیل باید برابر واریانس بازده بازار در نظر گرفته شود؛ در حالی که قیمت ریسک ناشی از بتای جریان‌های نقدی باید γ

کوچک‌تر، بازده کمتری دارند. این مشاهدات می‌توانست سرمایه‌گذاران را به سمت تشکیل سبدهای سرمایه‌گذاری با وزن سرمایه‌گذاری بیشتر در سهام کوچک، سهام ارزشی و سهام با بتای تاریخی کوچک‌تر وسوسه کند. این مسأله همان موضوعی بود که بنز^۱ (۱۹۸۱)، رینگانوم^۲ (۱۹۸۱)، بال^۳ (۱۹۷۸) و باسو^۴ (۱۹۸۳)، در مقالات خود، بررسی کردند [۱]. یکی دیگر از نارسایی‌های این الگو، در توجیه بازده سهام شرکت‌های با ریسک ورشکستگی زیاد بوده است؛ بدین ترتیب که در داده‌های تاریخی بازده سهام شرکت‌ها مشاهده می‌شود سهام شرکت‌های با ریسک ورشکستگی زیاد، با وجود مقدار زیاد بتای بازار، بازده شناسایی‌شده کمتری را نسبت به سایر شرکت‌ها تجربه کرده‌اند. در راستای رفع این نارسایی‌ها، کمبل و وولتیناهو (۲۰۰۴) اظهار کردند که ارزش هر دارایی از جمله سبد سرمایه‌گذاری بازار به‌طور خاص، تحت تأثیر دو عامل مشخص قرار می‌گیرد؛ به گونه‌ای که می‌توان بازده سبد بازار را به این دو جزء تجزیه کرد. استدلال آنها چنین بود که ارزش فعلی هر دارایی با تنزیل عایدات دارایی در زمان‌های آتی حاصل می‌شود؛ بنابراین هر آنچه ارزش دارایی را تحت ساز و کار تنزیل عایدات، تغییر دهد، موجب تغییر بازده دارایی می‌شود. همواره، دو عامل جریان‌های نقدی آتی دارایی و نرخ تنزیل، به‌عنوان عوامل مؤثر در ارزش فعلی دارایی مطرح بوده‌اند. هر عامل دیگری بجز جریان‌های نقدی و نرخ تنزیل، در نهایت، تنها با تأثیر در این دو عامل، می‌تواند ارزش دارایی را تحت تأثیر قرار دهند [۱]. هنگامی که سهامداران، اخباری را دریافت کنند که بیان‌کننده کاهش جریان‌های نقدی و یا افزایش نرخ‌های تنزیل در

1. Banz
2. Reinganum
3. Ball
4. Basu

5. Internal Hedging

6. Intertemporal Capital Asset Pricing Model (ICAPM)

برابر، بزرگ‌تر از قیمت ریسک ناشی از بتای نرخ تنزیل باشد.

چن^۱ و همکاران (۲۰۱۵) همبستگی بین اطلاعات مربوط به سودهای تجمعی و قیمت سهام را بررسی کردند. آنها از الگوی دو بتا برای تجزیه بازده سهام به اخبار جریان‌های نقدی و اخبار نرخ‌های تنزیل استفاده کردند و نشان دادند ضریب حساسیت سودهای تجمعی، به شدت به بازده مورد انتظار، نرخ تنزیل و جریان نقدی حساس است [۱۴].

یینگ یه و همکاران (۲۰۱۴) کوشیدند توضیح ریسک ورشکستگی شرکت‌ها را با استفاده از الگوی دو بتا توضیح دهند. آنها بیان کردند الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای از توضیح ریسک ورشکستگی شرکت‌ها ناتوان است؛ زیرا در بازه زمانی ۱۹۶۳ تا ۲۰۱۲ بین بازده شرکت‌های با ریسک ورشکستگی زیاد و سطح ریسک سیستماتیک آنها، رابطه مستقیم برقرار نبود. جورج و هوآنگ^۲ (۲۰۱۰) ریسک ورشکستگی شرکت‌ها را بررسی کردند. آنها بر مسأله همبستگی منفی بین بازده سهام و بتای بازار سهام شرکت‌های با ریسک ورشکستگی زیاد تأکید و هزینه‌های ورشکستگی را عامل وقوع ریسک ورشکستگی غیرعادی ذکر کردند [۳]. گارلاپی و همکاران (۲۰۰۸) رابطه ریسک ورشکستگی و بازده سهام را بررسی کردند. آنها در این پژوهش بیان کردند رابطه ریسک ورشکستگی و بازده سهام، معکوس است [۶].

پژوهش حاضر می‌کوشد به این پرسش پاسخ دهد: «آیا الگوی دو بتا می‌تواند ریسک ورشکستگی شرکت‌ها را توضیح دهد؟»
بدین منظور، فرضیه‌های زیر تدوین شده است:

۱- متوسط صرف ریسک جریان‌های نقدی از متوسط صرف ریسک نرخ تنزیل بیشتر است.

۲- با افزایش ریسک ورشکستگی، بتای جریان نقدی کاهش و بتای نرخ تنزیل افزایش پیدا می‌کند.

روش پژوهش

از آنجا که این پژوهش می‌کوشد ریسک ورشکستگی شرکت‌ها را با استفاده از دو عامل تشکیل‌دهنده بتای بازار یعنی بتای جریان نقدی و بتای نرخ تنزیل توضیح دهد، از نظر ماهیت، ساختاری علی دارد. جامعه آماری این پژوهش، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بود و با توجه به ویژگی‌های پژوهش و دسترسی نداشتن به اطلاعات صورت‌های مالی برخی از شرکت‌ها، نمونه استخراج شده، ۱۸۰ شرکت را در سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ شامل می‌شد.

فرضیه اول این پژوهش به بیشتر بودن مقدار صرف ریسک جریان نقدی نسبت به صرف ریسک نرخ تنزیل اشاره دارد. برای آزمون این فرضیه، پس از برآورد بتای جریان نقدی و بتای نرخ تنزیل و با فرض ثبات بتاها در طول زمان، می‌توان با استفاده از رگرسیون رابطه ۱ صرف ریسک جریان نقدی و صرف ریسک نرخ تنزیل را برای هر یک از شرکت‌ها برآورد کرد.

$$\overline{R_{i,t+1}^e} = g_0 + g_1 \overline{\beta_{i,CF}} + g_2 \overline{\beta_{i,DR}} + e_{i,t+1} \quad (1)$$

الگوی رگرسیون فوق، از نوع حداقل مربعات معمولی و به صورت مقطعی است. در این رابطه، $\overline{R_{i,t+1}^e}$ میانگین مازاد بازده سهام، $\overline{\beta_{i,CF}}$ بتای جریان نقدی، $\overline{\beta_{i,DR}}$ بتای نرخ تنزیل، g_1 صرف ریسک جریان نقدی و g_2 صرف ریسک نرخ تنزیل است. بتای

(VAR(1)) است. ماتریس ضرایب و ماتریس جملات
 اخلاص، با رابطه ۶ محاسبه می شود.

$$Z_{t+1} = a + \Gamma Z_t + u_{t+1} \quad (6)$$

متغیر مستقل در این الگو، ماتریس Z است که
 به صورت یک ماتریس از متغیرهای توضیحی تعریف
 می شود. همچنین Γ ماتریس ضرایب و u_{t+1} یک
 ماتریس از شوک های تصادفی یا اجزای تصادفی است.
 متغیرهای توضیحی مدنظر در ماتریس Z به صورت زیر
 است:

r_M^e : لگاریتم مابه التفاوت بازده ماهانه شاخص کل
 بورس اوراق بهادار تهران با نرخ بهره ماهانه سپرده های
 دولتی کوتاه مدت.

TY: اختلاف نرخ بهره سپرده های یک ساله با
 سپرده های پنج ساله برای بانک های دولتی.

PE: میانگین موزون ماهانه نسبت قیمت بازار هر
 سهم به سود هر سهم $(P/E)^2$.

VS: مابه التفاوت ارزش در سهام شرکت های
 کوچک به صورت ماهانه.

در این پژوهش برای محاسبه مابه التفاوت ارزش در
 سهام شرکت های کوچک^۳، از الگوی دیویس، فاما و
 فرنچ^۴ (۲۰۰۰) برای رتبه بندی سهام شرکت ها استفاده
 شده است. برای محاسبه مابه التفاوت ارزش در سهام
 شرکت های کوچک، از اختلاف لگاریتم «نسبت ارزش
 دفتری به ارزش بازار» $(BV/MV)^5$ سهام شرکت های
 کوچک ارزشی^۶ و سهام شرکت های کوچک رشدی^۷
 استفاده شده است. روش کار در الگوی مذکور
 به صورت زیر است:

جریان نقدی و بتای نرخ تنزیل با استفاده از الگوی دو
 بتا و مطابق روابط ۲ و ۳ استخراج می شود.

$$\beta_{i,CF} = \frac{Cov(r_{i,t+1}, N_{CF,t+1})}{Var(r_{m,t+1} - E_t r_{m,t+1})} \quad (2)$$

$$\beta_{i,DR} = \frac{Cov(r_{i,t+1}, N_{DR,t+1})}{Var(r_{m,t+1} - E_t r_{m,t+1})} \quad (3)$$

که در آن، $\beta_{i,CF}$ بتای جریان های نقدی، $\beta_{i,DR}$
 بتای نرخ تنزیل، $N_{CF,t+1}$ اخبار جریان نقدی برای هر
 ماه، $N_{DR,t+1}$ اخبار نرخ تنزیل برای هر ماه،
 بازده ماهانه سهم، $r_{m,t+1}$ بازده ماهانه بازار،
 $E_t r_{m,t+1}$ بازده مورد انتظار ماهانه بازار و $(r_{m,t+1} - E_t r_{m,t+1})$
 بازده تصادفی بازار است. برای محاسبه اخبار جریان
 نقدی و اخبار نرخ تنزیل که در روابط ۲ و ۳ به کار
 رفته اند، از روابط ۴ و ۵ استفاده می شود.

$$N_{CF,t+1} = (e1' + e1'[\rho\Gamma(I - \rho\Gamma)^{-1}])u_{t+1} \quad (4)$$

$$N_{DR,t+1} = e1'[\rho\Gamma(I - \rho\Gamma)^{-1}]u_{t+1} \quad (5)$$

در این روابط، $e1'$ ترانهاده^۱ بردار صفری است که
 تنها اولین درایه آن برابر عدد واحد است. هدف از
 به کارگیری این نوع بردار، استخراج اولین درایه از
 ماتریس های مدنظر است. ρ متوسط بازده ماهانه
 انباشت سودهای نقدی است. این نرخ مقدار بازدهی را
 نشان می دهد که انتظار می رود از انباشت مبالغ
 مصرف نشده برای سود نقدی در شرکت حاصل شود؛
 به گونه ای که اگر متوسط نرخ بازده سود تقسیمی در
 طول دوره زمانی برابر $\frac{D}{P}$ فرض شود، مقدار ρ در هر
 ماه برابر با $(1 - \frac{D}{P})^{12}$ است. همچنین مقادیر Γ و u_{t+1}

به ترتیب، ماتریس ضرایب و ماتریس جملات اخلاص در
 یک الگوی بردارهای خودرگشتی با وقفه واحد

2. Price to Earning
 3. Small Firms
 4. Davis, Fama & French
 5. Book Value to Market Value
 6. Small Value Stock
 7. Small Growing Stock

1. Transpose

سوم که سهام با کمترین نسبت BV/MV دارد، به عنوان سبد دارای سهام رشدی شناخته می شود.

۵. به سبد حاوی سهام رشدی و سبد محتوی سهام ارزشی، کد ۱ و به سبد باقیمانده، کد صفر تعلق گرفته است.

۶. سهامی که همزمان در سبد سرمایه گذاری کوچک و سبد سرمایه گذاری ارزشی قرار می گیرند، به عنوان سهام کوچک ارزشی و سهامی که همزمان در سبد سهام کوچک و سبد سهام رشدی قرار گرفته اند، به عنوان سهام کوچک رشدی شناخته می شوند.

۷. میانگین نسبت (BV/MV) برای سهام کوچک ارزشی و سهام کوچک رشدی محاسبه شده است.

۸. لگاریتم مقدار به دست آمده در بند ۱۰، مابه التفاوت ارزش، برای سهام کوچک ارزشی و سهام کوچک رشدی را حاصل کرده است.

۹. روند فوق، برای ۱۰۸ ماه در دوره زمانی پژوهش تکرار شده و هر یک از مقادیر محاسبه شده به عنوان مابه التفاوت ارزش در سهام شرکت های کوچک، در هر ماه، چهارمین متغیر توضیحی ماتریس Z را تشکیل داده است.

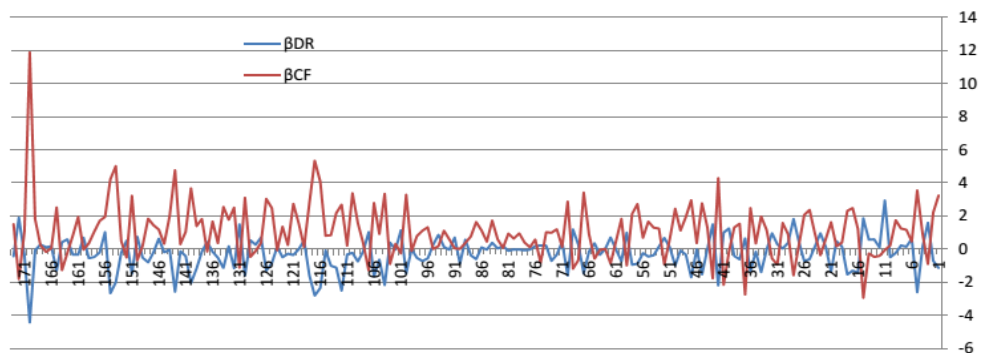
نمودار ۱ چگونگی تغییرات بتای تنزیل و بتای جریان نقدی را نسبت به یکدیگر در طول زمان نشان می دهد. نمودار ۲ نیز تفاوت مقدار مجموع دو بتا از بتای بازار را منعکس کرده است.

۱. ابتدا ارزش بازار (MV) و سپس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (BV/MV) برای سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران محاسبه شده است.

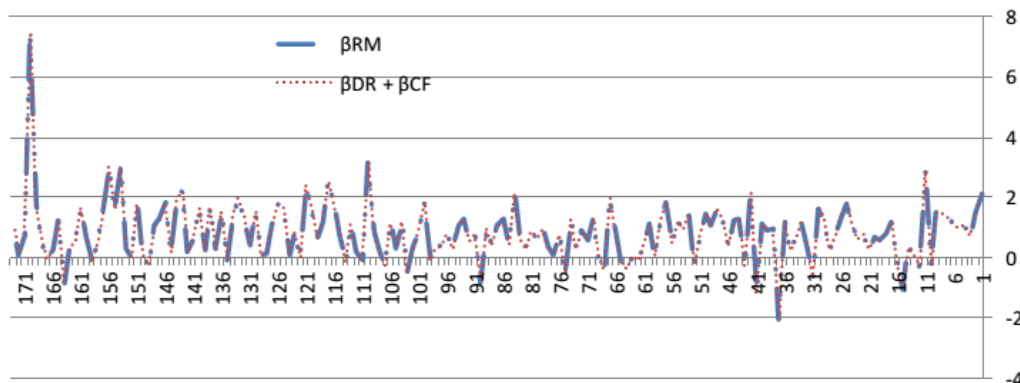
۲. سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، براساس ارزش بازار (MV)، از کوچک ترین ارزش به بزرگ ترین ارزش، رتبه بندی شده و در دو سبد سرمایه گذاری برابر تقسیم شده اند. سبد اول که شامل سهام با کمترین ارزش بازار (MV) است، به عنوان سبد با سهام کوچک و سبد دوم که شامل سهام با بزرگ ترین ارزش بازار (MV) است، به عنوان سبد با سهام بزرگ شناخته می شود.

۳. به سبد دارای سهام کوچک، کد ۱ و به سبد دارای سهام بزرگ، کد صفر تعلق گرفته است.

۴. در مرحله بعد، سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران براساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (BV/MV)، از بیشترین تا کمترین مقدار دسته بندی شده اند. سهام رتبه بندی شده، این بار، در سه سبد سرمایه گذاری تقسیم شده است؛ به گونه ای که ۳۰ درصد اول سهام در سبد اول، ۴۰ درصد بعدی در سبد دوم و ۳۰ درصد آخر در سبد سوم قرار گرفته است. سبد اول که شامل سهام با بیشترین نسبت BV/MV است، به عنوان سبد دارای سهام ارزشی و سبد



نمودار (۱) روند تغییرات بتای جریان نقدی و بتای نرخ تنزیل



نمودار (۲) روند تغییرات مجموع بتای جریان نقدی و بتای نرخ تنزیل در مقابل بتای بازار

بررسی مانایی متغیرها، از آزمون ریشه واحد^۱ استفاده شده است. این آزمون برای الگوی مورد انتظار، نشان دهنده مانایی تمامی متغیرهای پژوهش بجز متغیر اختلاف نرخ بهره بین سپرده‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت (TY) است. این متغیر، ریشه واحد دارد؛ ولی میان متغیرهای الگو، رابطه هم‌انباشتگی درجه اول برقرار است. برای اطمینان از مقدار وقفه بهینه الگو نیز با توجه به داده‌های پژوهش، مقدار وقفه بهینه الگو بردار خودبرگشتی محاسبه شد. نتایج نشان داد وقفه واحد به عنوان وقفه بهینه این الگو، شناسایی می‌شود؛ بنابراین گفتنی است با توجه به نوع داده‌ها، استفاده از الگوی بردارهای خودبرگشتی مرتبه اول بدون مانع است. نتایج آزمون مانایی داده‌ها و آزمون هم‌انباشتگی در جدول ۱ و نتایج آزمون مقدار وقفه بهینه در جدول ۲ ارائه شده است.

نمودار ۲ نشان می‌دهد در طول زمان، مجموع مقادیر بتای نرخ تنزیل و بتای جریان نقدی، به خوبی بتای بازار را پوشش داده است؛ به گونه‌ای که با تقریب بسیار زیادی، مجموع بتای نرخ تنزیل و جریان نقدی با بتای بازار برابر بوده است. این موضوع از این نظر مهم است که هر اندازه در برآورد الگوی دو بتا، تفاضل بین بتای بازار دارایی و مجموع بتای جریان نقدی و نرخ تنزیل کمتر شود، قابلیت الگوی دو بتا در برآورد بازده دارایی افزایش می‌یابد.

یکی از آزمون‌های لازم پیش از برآورد الگوی رگرسیون VAR، آزمون مانایی متغیرهاست؛ زیرا نامانایی متغیرهای الگو به بروز مشکل رگرسیون کاذب منجر می‌شود. به طور کلی، متغیرهای مانا، مقداری تعادلی یا یک روند تعادلی دارند که در طول زمان به سمت آن حرکت می‌کنند. اگر متغیرهای یک الگو، مانا باشند، می‌توان چنین وضعیت تعادلی را برای آنها در نظر گرفت. در صورت مانا نبودن متغیرهای یک الگو، مسأله هم‌انباشتگی متغیرها مطرح می‌شود که در صورت وجود رابطه هم‌انباشته میان متغیرهای الگو، یک ترکیب خطی مانا از متغیرهای الگو را می‌توان در نظر گرفت. در این پژوهش برای

جدول (۱) نتایج آزمون مانایی داده‌ها و آزمون هم‌انباشگی

نتیجه	سطح معناداری	آماره t	نماد	متغیر	آزمون مانایی
مانا	۰/۰۰۰	-۶/۳۹۵	r_M^e	صرف ریسک بازده بازار	
نامانا	۰/۸۷	-۰/۵۴۸	TY	اختلاف نرخ بهره	
مانا	۰/۰۰۰	-۴/۲۹۷	PE	نسبت قیمت به سود برای بازار	
مانا	۰/۰۰۰	-۴/۸۶۴	VS	اختلاف ارزش در سهام کوچک	
		مقدار بحرانی	آماره	ضریب	آزمون هم‌انباشگی
		۰/۰۰۰	۶۵/۸۸	۰/۲۳	

جدول (۲) نتایج آزمون تعداد وقفه بهینه

معیار حنان کوئین	معیار آکائیک	معیار شوارتز	معیار ضرایب لاگرانژ	Log likelihood	وقفه بهینه
-۸/۲۱۸۹	-۸/۲۶۱۱	-۸/۱۵۶۹	NA	۴۱۷/۰۵۸۴	۰
*-۱۱/۸۷۵۸	*-۱۲/۰۸۶۷	*-۱۱/۵۶۵۷	*۳۹۳/۸۳۰	۶۲۴/۳۳۷۵	۱
-۱۱/۵۲۹۹	-۱۱/۹۰۹۵	-۱۰/۹۷۱۶	۱۲/۹۹۴۱	-۶۳۱/۴۷۷۲	۲
-۱۱/۱۲۱۷	-۱۱/۶۷۰۰	-۱۰/۳۱۵۳	۶/۹۹۹۶	۶۳۵/۵۰۰۰	۳
-۱۰/۸۲۸۲	-۱۱/۵۴۵۱	-۹/۷۷۳۶	۱۶/۱۹۸۵	۶۴۵/۲۵۸۱	۴
-۱۰/۵۱۲۰	-۱۱/۳۹۷۷	-۹/۲۰۹۳	۱۳/۶۳۱۰	۶۵۳/۸۸۵۴	۵
-۱۰/۱۸۲۵	-۱۱/۲۳۶۹	-۸/۶۳۱۷	۱۱/۹۴۳۲	۶۶۱/۸۴۷۶	۶

برداری نشان می‌دهد. پس از تعیین وقفه بهینه، الگوی خودرگرسیون برداری با وقفه واحد برآورد شد. هدف از برآورد این رگرسیون، استفاده از ماتریس ضرایب و ماتریس اجزای تصادفی این الگو در استخراج اخبار جریان نقدی و اخبار نرخ تنزیل است. ماتریس ضرایب حاصل از الگوی بردارهای خودرگرستی مرتبه اول که مطابق رابطه ۶ است، در جدول ۳ آورده شده است.

جدول ۲ مقادیر مختلف معیار اطلاعاتی و سایر روش‌های تعیین مرتبه وقفه را تا طول ۶ وقفه نشان می‌دهد. چنانچه از جدول مشخص است، تمامی معیارها نشان می‌دهد طول وقفه بهینه الگوی رگرسیون برابر واحد است. برابر بودن وقفه بهینه در تمام معیارهای ضرایب لاگرانژ، شوارتز، آکائیک و حنان کوئین، استفاده از وقفه واحد را در الگوی خودرگرسیون

جدول (۳) خروجی الگوی بردارهای خودبرگشتی مرتبه اول

	r_M^e	PE	TY	VS
$r_M^e(-1)$	۰/۴۳۴۲۵۴ (۰/۰۹۱)	-۳/۲۳۸۶ (۵/۴۴۳۰)	-۰/۰۰۲۰ (۰/۰۱۵۷)	۰/۱۹۲۱ (۰/۱۵۶۳)
PE(-1)	۰/۰۰۰۳ (۰/۰۰۱۲)	۰/۶۸۳۷ (۰/۰۷۲۷)	-۰/۰۰۰۱ (۰/۰۰۰۲)	-۰/۰۰۲۵ (۰/۰۰۲۰)
TY(-1)	۰/۰۸۶۱ (۰/۱۵۹۶)	۹/۲۰۲۸ (۹/۵۳۶۷)	۰/۹۹۰۶ (۰/۰۲۷۵)	-۰/۳۹۷۰ (۰/۲۷۳۸)
VS(-1)	-۰/۰۶۱۸ (۰/۰۴۵۴)	۰/۴۵۸۵ (۲/۷۱۳۲)	۰/۰۰۱۲ (۰/۰۰۷۸)	۰/۵۸۸۶ (۰/۰۷۷۹)
C	۰/۰۴۰۰ (۰/۰۴۱۱)	۱/۲۳۵۷ (۲/۴۵۶۸)	۰/۰۰۰۳ (۰/۰۰۷۱)	۰/۳۶۲۳ (۰/۰۷۰۵)
R^2	۰/۲۱۴۲	۰/۵۰۷۹	۰/۹۳۵۸	۰/۴۳۵۳
Adj R^2	۰/۱۸۳۴	۰/۴۸۸۶	۰/۹۳۳۳	۰/۴۱۳۲
F-statistic	۶/۹۵۴۲	۲۶/۳۲۳۳	۳۷۲/۲۲۸۷	۱۹/۶۶۲۷

اما برای محاسبهٔ مخرج این روابط که برابر واریانس بازده غیرمنتظرهٔ بازار است، از درایه‌های ستون اول ماتریس جملات اخلال رابطهٔ ۶ استفاده می‌شود. درحقیقت، ستون اول ماتریس جملات اخلال در الگوی بردارهای خودبرگشتی مرتبهٔ اول، مقادیری از بازده بازار را ارائه می‌کند که با متغیرهای توضیحی الگو، برآورد نشده است؛ به همین دلیل، از این مقادیر، به عنوان بازده تصادفی یا بازده غیرمنتظره، نام برده می‌شود. واریانس مقادیر حاصل برابر با واریانس بازده غیرمنتظرهٔ بازار است.

فرضیهٔ دوم این پژوهش، بر افزایش بتای نرخ تنزیل و کاهش بتای جریان نقدی، همزمان با افزایش ریسک ورشکستگی شرکت‌ها دلالت دارد. از الگوی پیش‌بینی احتمال ورشکستگی اهلسون، برای رتبه‌بندی سهام شرکت‌ها بر مبنای ریسک ورشکستگی استفاده شده است. بدین منظور، ۱۸۰ شرکت بورس اوراق بهادار تهران در سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ به صورت سالانه بررسی شد. در راستای آزمون فرضیهٔ دوم پس از

در جدول ۳ چگونگی تأثیر وقفهٔ واحد هر یک از متغیرهای برون‌زا آورده شده است. مقادیر خطای استاندارد ضرایب تخمین زده شده در داخل پرانتز گزارش شده است. مقادیر ضریب تعیین، ضریب تعیین تعدیل شده و آمارهٔ نیز در ستون‌های بعدی آورده شده است. در ستون مربوط به مازاد ریسک بازده بازار (r_M^e) ، تأثیر وقفهٔ هر یک از متغیرها در این متغیر گزارش شده است. به طور کلی، قدرت بیشتر وقفهٔ متغیرها در توضیح بازده بازار، الگوی خودرگرسیون قدرتمندتری برای استخراج بتای جریان نقدی و بتای نرخ تنزیل ارائه می‌دهد.

پس از محاسبهٔ ماتریس ضرایب و استخراج جملات اخلال الگوی بردارهای خودبرگشتی مرتبهٔ اول، اخبار جریان نقدی و اخبار نرخ تنزیل، با ضرب‌های برداری مطابق روابط ۴ و ۵ استخراج شده است. پس از استخراج اخبار جریان نقدی و اخبار نرخ تنزیل، از کوواریانس بین بازده سهام شرکت‌ها و اخبار استخراج شده، صورت روابط ۲ و ۳ محاسبه شده است؛

در صورت مثبت بودن پاسخ دو پرسش بالا، فرضیه اول پژوهش، رد نمی شود. برای برآورد رگرسیون بر مبنای الگوی اهلسون، رابطه ۷ برآورد شد.

$$O - socre_{it} = \alpha + \beta_1 L_n(TA/CPI)_{it} + \beta_2 TLTA_{it} + \beta_3 WCTA_{it} + \beta_4 CLCA_{it} + \beta_5 OENEG_{it} + \beta_6 NITA_{it} + \beta_7 FUTL_{it} + \beta_8 INTWO_{it} + \beta_9 CHIN_{it} \quad (7)$$

در معادله فوق، $O - socre_{it}$ امتیاز ورشکستگی اهلسون است، که به عنوان متغیر وابسته در الگوی ورشکستگی اهلسون استفاده می شود، $L_n(TA/CPI)_{it}$ لگاریتم کل دارایی ها به شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی، $TLTA_{it}$ نسبت کل دارایی ها به کل بدهی ها، $WCTA_{it}$ نسبت سرمایه در گردش (دارایی جاری منهای بدهی جاری) به کل دارایی ها، $CLCA_{it}$ نسبت بدهی جاری به دارایی جاری، $OENEG_{it}$ متغیر مجازی است که اگر کل بدهی ها بزرگ تر یا مساوی کل دارایی ها باشد، به آن عدد یک و در غیر این صورت به آن عدد صفر تخصیص داده می شود. $NITA_{it}$ نسبت سود خالص به کل دارایی ها، $FUTL_{it}$ نسبت منابع حاصل از فعالیت های عملیاتی به مجموع دارایی ها، $INTWO$ متغیر مجازی است که اگر سود خالص برای دو سال متوالی قبلی منفی باشد، برابر یک است و در غیر این صورت به آن عدد صفر تخصیص داده می شود و $CHIN$ تغییرات در سود خالص است که به صورت رابطه ۸ نمایش داده می شود:

$$\frac{NI_{it} - NI_{it-1}}{|NI_{it}| + |NI_{it-1}|} \quad (8)$$

جدول ۴ نتایج حاصل از برآورد الگوی رگرسیون لجستیک اهلسون را نشان می دهد.

رتبه بندی سهام شرکت ها به لحاظ ریسک ورشکستگی با استفاده از الگوی اهلسون، مقادیر بتای جریان نقدی و بتای نرخ تنزیل محاسبه شده است. در مرحله بعد، سهامی که به لحاظ ریسک ورشکستگی رتبه بندی شده است، به سه دسته مساوی تقسیم شده و در سه سبد سرمایه گذاری قرار گرفته است. سهامی که در رتبه بندی سهام شرکت ها، کمترین رتبه و یا به عبارتی، کمترین احتمال ورشکستگی در الگوی اهلسون را داشته اند، در سبد سرمایه گذاری اول (سبد ۱) قرار گرفته اند. سهام با ریسک ورشکستگی متوسط نیز در سبد دوم (سبد ۲) و سهام با ریسک ورشکستگی بالا در سبد سوم (سبد ۳) قرار گرفته اند. در نهایت، برای آزمون تغییرات بتای جریان نقدی و بتای نرخ تنزیل، از یک سبد سرمایه گذاری پوششی^۴ استفاده شده است. سبد سرمایه گذاری پوششی، با اتخاذ موقعیت خرید^۵ در سبد سرمایه گذاری H و اتخاذ موقعیت فروش^۶ در سبد سرمایه گذاری L حاصل شده است. با مقایسه متوسط مقادیر بتای جریان نقدی و بتای نرخ تنزیل سبدهای سرمایه گذاری، این پرسش مطرح می شود که آیا با افزایش ریسک ورشکستگی، بتای نرخ تنزیل افزایش و بتای جریان نقدی کاهش می یابد؟ برای پاسخ به این پرسش باید به دو پرسش زیر پاسخ داد:

۱. آیا مقدار بتای نرخ تنزیل برای سبد سرمایه گذاری پوششی، به صورت معناداری مثبت است؟
۲. آیا مقدار بتای جریان نقدی برای سبد سرمایه گذاری پوششی، به صورت معناداری منفی است؟

1. Low Default Risk
2. Medium Default Risk
3. High Default Risk
4. Hedging Portfolio
5. Long Position
6. Short Position

جدول (۴) نتایج الگوی رگرسیون لجستیک احتمال ورشکستگی اهلسون

متغیر	نماد متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره z	p-value
لگاریتم دارایی به شاخص مصرف	Ln(TA/CPI)	-۰/۰۸۲	۰/۱۴۷	-۰/۵۶	۰/۵۷۴
نسبت بدهی به دارایی	TLTA	۱۱/۴۷	۲/۳۵	۴/۸۸	۰/۰۰۰
نسبت سرمایه در گردش به دارایی	WCTA	-۱/۲۰	۲/۴۵	-۰/۴۹	۰/۶۲
نسبت بدهی جاری به دارایی جاری	CLCA	-۰/۳۱۹	۰/۸۵۲	-۰/۳۷	۰/۷
مقایسه بدهی و دارایی	OENEG	۳/۳۳۹	۱/۲۰	۲/۷۶	۰/۰۰۶
سود خالص به دارایی	NITA	-۱۱/۵۴	۳/۵۶۹	-۳/۲۳	۰/۰۰۱
منابع عملیاتی	FUTL	-۶/۵۲	۲/۵۴۷	-۲/۵۶	۰/۰۱
وضعیت سود خالص در سال‌های قبل	INTWO	۳/۷	۰/۷۱۷	۵/۱۶	۰/۰۰۰
تغییر در سود خالص	CHIN	۰/۵۴۴	۰/۳۶۲	۱/۵۰	۰/۱۳۲
آماره LR	۱۹۶/۲۴	سطح معناداری		۰/۰۰۰	

یافته‌ها

حاصل شده است. مقادیر مذکور در جدول ۵ نشان

داده شده است.

پس از برآورد رگرسیون رابطه ۱، مقادیر صرف

ریسک جریان نقدی و صرف ریسک نرخ تنزیل،

جدول (۵) مقادیر صرف ریسک جریان نقدی و صرف ریسک نرخ تنزیل

متغیرهای توضیحی	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
بتای جریان نقدی	۰/۵۴۶	۰/۱۰۸	۵/۰۲۴۵	۰/۰۰۰
بتای نرخ تنزیل	۰/۴۷۷	۰/۱۸۲	۲/۶۲۴	۰/۰۰۹
عرض از مبدأ	۲/۲۹۱	۰/۱۲۶	۱۸/۱۳۵	۰/۰۰۰
آماره F (سطح معناداری)	۱۷/۶۷۸ (۰/۰۰۰)		ضریب تعیین	۰/۱۷۲
آماره دوربین واتسون	۲/۰۵		ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۱۶۲

نقدی نسبت به صرف ریسک نرخ تنزیل اشاره دارد، رد نمی‌شود.

پس از برآورد الگوی رگرسیون لجستیک اهلسون و رتبه‌بندی سهام شرکت‌های نمونه بر مبنای ریسک ورشکستگی و محاسبه بتای جریان نقدی و بتای نرخ تنزیل، سهام شرکت‌های نمونه با توجه به ریسک ورشکستگی، در سه سبد سرمایه‌گذاری کمکی (سبد L، سبد M و سبد H) و یک سبد سرمایه‌گذاری

چنانچه از جدول ۵ مشخص است، ضریب متغیر بتای جریان نقدی که برابر صرف ریسک جریان نقدی یا قیمت ریسک جریان نقدی است، برابر با ۰/۵۴۶ و ضریب متغیر بتای نرخ تنزیل که برابر صرف ریسک نرخ تنزیل یا قیمت ریسک نرخ تنزیل است، برابر با ۰/۴۷۷ برآورد شده است. با توجه به سطح معناداری ۵ درصد، هر دو متغیر معنادار هستند و فرضیه اول پژوهش که بر بزرگ‌تر بودن صرف ریسک جریان

ریسک ورشکستگی بررسی شده است. جدول ۶ نتایج حاصل از تغییرات بتای جریان نقدی و بتای نرخ تنزیل را همزمان با افزایش ریسک ورشکستگی نشان می‌دهد.

پوششی (سبد H-L) قرار گرفتند. با مقایسه بتای جریان نقدی و بتای نرخ تنزیل سبدهای سرمایه‌گذاری تشکیل شده، نوع تغییرات بتای جریان نقدی و بتای نرخ تنزیل شرکت‌های نمونه همزمان با افزایش

جدول (۶) تغییرات بتای نرخ تنزیل و بتای جریان نقدی همزمان با تغییرات ریسک ورشکستگی

H-L	H	M	L	
۰/۳۵۸	-۰/۰۶۲	-۰/۲۳۹	-۰/۴۲۰	میانگین بتای نرخ تنزیل
۰/۰۲۸	۰/۱۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	سطح معناداری
-۰/۹۲۹	۰/۵۷۳	۱/۲۳۹	۱/۵۰۲	میانگین بتای جریان نقدی
۰/۰۰۰	۰/۰۰۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	سطح معناداری
-۰/۵۷۱	۰/۵۱۰	۰/۹۹۹	۱/۰۸۱	میانگین بتای بازار
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	سطح معناداری

شرکت‌ها دلالت دارد. این فرضیه در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد نمی‌شود؛ به عبارتی، برای تمامی شرکت‌ها، نه صرفاً شرکت‌های با ریسک ورشکستگی زیاد، به‌طور متوسط، صرف ریسک جریان نقدی بزرگ‌تر از صرف ریسک نرخ تنزیل است. فرضیه دوم پژوهش نیز بیان می‌کند همزمان با افزایش ریسک ورشکستگی شرکت‌ها، بتای نرخ تنزیل افزایش و بتای جریان نقدی کاهش می‌یابد. نتایج پژوهش نشان داد این فرضیه از پژوهش نیز در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد نمی‌شود؛ یعنی شرکت‌های با ریسک ورشکستگی زیاد، به‌طور متوسط، بتای نرخ تنزیل بیشتر و بتای جریان نقدی کمتری نسبت به سایر شرکت‌ها دارند و با افزایش ریسک ورشکستگی، این روند همچنان ادامه می‌یابد. این نتایج، با نتایج پژوهش بینگ یه و همکاران (۲۰۱۴) مشابهت دارد. با قراردادن نتایج فرضیه اول و دوم پژوهش، علت بازده غیرعادی شرکت‌های با ریسک ورشکستگی زیاد را به‌خوبی می‌توان توجیه

در جدول ۶ مقادیر متوسط بتای نرخ تنزیل، بتای جریان نقدی و بتای بازار برای هر یک از سبدهای سرمایه‌گذاری سه‌گانه و برای سبد سرمایه‌گذاری پوششی گزارش شده است. چنانچه از جدول ۶ برمی‌آید، فرضیه دوم پژوهش که بر افزایش بتای نرخ تنزیل و کاهش بتای جریان نقدی همزمان با افزایش ریسک ورشکستگی دلالت دارد، رد نمی‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش، توانایی الگوی دو بتا در توضیح ریسک ورشکستگی غیرعادی شرکت‌ها بررسی شد. در راستای سنجش توانایی الگوی دو بتا در توضیح ریسک ورشکستگی شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران، دو فرضیه تدوین شد. فرضیه اول که مطابق پژوهش‌های مرتون (۱۹۷۳) و کمبل و وولتیناهوو (۲۰۰۴) است، بر بیشتر بودن صرف ریسک جریان نقدی نسبت به صرف ریسک نرخ تنزیل برای تمامی

- Covariances, and Average Returns: 1929 to 1997. *Journal of Finance*. 55(1): 389-406.
- [5] Dichev, Ilia D. (1998). Is the risk of bankruptcy a systematic risk. *Journal of Finance*. 53: 1131-1147.
- [6] Garlappi, L., Shu, T., & Yan, H. (2008). Default risk, shareholder advantage and stock returns. *Review of Financial Studies*. 21: 2743-2778.
- [7] Garlappi, L., & Yan, H. (2011). Financial distress and the cross section of equity returns. *Journal of Finance*. 66: 789-822.
- [8] Griffin, John M., & Lemmon, Michael L. (2002). Does book-to-market equity proxy for distress risk?, *Journal of Finance*. 57: 2317-2336.
- [9] Hillegeist, Stephen A., Keating, Elizabeth K., Cram, Donald P., & Lundstedt, Kyle G. (2004). Assessing the probability of bankruptcy. *Review of Accounting Studies*. 9: 5-34.
- [10] Merton, R. C. (1973). An intertemporal capital asset pricing model. *Journal of Financial Economics*. 41: 867-887.
- [11] O'Doherty, Michael. S. (2012). On the conditional risk and performance of financially distressed stocks. *Management Science*. 58: 1502-1520
- [12] Ohlson, J. A. (1980). Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy. *Journal of Accounting Research*. 18: 109-131.
- [13] Sharpe F. William. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*. 19(3): 425-442.
- [14] Yunhao C., Xiaoquan J., & Bong-Soo Lee. (2015). Long-term evidence on the effect of aggregate earnings on prices. *Financial Management*. 44(2): 323-35.

کرد. در این شرکت‌ها، با توجه به اینکه صرف ریسک جریان نقدی بزرگ‌تر از صرف ریسک نرخ تنزیل است، مقادیر کوچک‌تر بتای جریان نقدی نسبت به بتای نرخ تنزیل سبب می‌شود مقادیر بازده در شرکت‌های با ریسک ورشکستگی زیاد، کوچک‌تر از مقادیر بازده سایر شرکت‌ها باشد.

با توجه به مطالب گفته‌شده، پیشنهادها برای انجام پژوهش‌های بعدی بیان می‌شود. دوره زمانی این پژوهش، از سال ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ بوده است. این دوره از سویی، مصادف با خصوصی‌سازی گسترده شرکت‌های دولتی بوده است و از سوی دیگر، بحران به وقوع پیوسته در اواسط سال ۱۳۹۲ در بازار سرمایه کشور که موجب تأثیرپذیری گسترده بازار سرمایه از سیاست‌های اعمالی دولت شد، در این دوره زمانی واقع شده است؛ بنابراین پیشنهاد می‌شود، آزمون‌های این پژوهش برای دوره‌های زمانی دیگر، دوباره بررسی شود. معمولاً آماره‌های حاصل شده با روش‌های رگرسیونی، توزیع خاصی را برای داده‌های الگوها در نظر می‌گیرند؛ بنابراین پیشنهاد می‌شود برای برآورد مقادیر صرف ریسک جریان نقدی و نرخ تنزیل و تخمین احتمال ورشکستگی، از روش‌های مبتنی بر روش‌های فراطحلیل و یا روش‌های شبیه‌سازی استفاده شود.

References

- [1] Campbell, J Y., & Vuolteenaho, T. (2004). Bad beta, Good beta. *American Economic Association*. 94(5):1249-1275.
- [2] Campbell, John Y., Hilscher, Jens., & Szilagyi, J. (2008). In search of distress risk. *Journal of Finance*. 63: 2899-2939.
- [3] Chung-Ying Y., Junming H, Kai-Li W., & Che-Hui, L. (2015). Explaining the default risk anomaly by the two-beta model. *Journal of Empirical Finance*. 30(2015): 16-33.
- [4] Davis, James.; Fama, Eugene F., & French, Kenneth R. (2000). Characteristics,

