

Investigation of the Impact of Equity Duration on Total and Systematic Risk

Maryam Davallou¹, Alireza Varzideh², Arian Safari³

Abstract

The purpose of this research is to investigate the simultaneous relationship between equity duration and total risk and systematic risk and the possibility of predicting total risk and systematic risk using equity duration. To do this purpose, a sample was constructed containing 107 listed firms in Tehran stock market from 1386 to 1397. In order to investigate the simultaneous relationship between duration and risk measures, the correlation test was used. Also, panel regression was implemented to investigate the possibility of predicting total risk and systematic risk using equity duration. The results show that there is a negative significant relationship between equity duration and total risk and between equity duration and systematic risk. Moreover, equity duration is an appropriate measure to predict total risk and systematic risk. According to the significant relationship between equity duration and total risk and between equity duration and systematic risk, equity duration could be a measure of assessing equity risk. Also, the results show that as the magnitude of duration increases, the magnitude of total risk and systematic risk decreases for the following period. This negative relationship may be due to the specific economic conditions of our country and its possible impact on the sales and risk of companies, which may be considered in further studies.

Keywords: Equity Duration, Total Risk, Systematic Risk.

JEL: G11, G12

-
- 1 . Associate Prof. of finance, Faculty of management and accounting, Shahid beheshti university, Tehran, Iran. Email:ma_davallou@yahoo.com
 - 2 . Master of Finance Accounting and Finance department, Faculty of Economics, Management & Accounting, Yazd University, Yazd, Iran. (Corresponding Author), Email:alireza968@yahoo.com
 - 3 . PHD student of Finance/ Faculty of management and accounting , Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. Email:arian.safari70@gmail.com

<https://jfm.alzahra.ac.ir>

بررسی تأثیر دیرش سهام بر ریسک کل و ریسک سیستماتیک^۱

مریم دولو^۲، علیرضا ورزیده^۳، آرین صفری^۴

چکیده

هدف پژوهش حاضر، بررسی رابطه هم‌زمان دیرش سهام با ریسک کل و ریسک سیستماتیک و امکان پیش‌بینی ریسک کل و ریسک سیستماتیک با استفاده از دیرش سهام است. برای این منظور نمونه‌ای متشکل از ۱۰۷ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۷ بررسی گردید. جهت آزمون رابطه هم‌زمان دیرش سهام با ریسک کل و ریسک سیستماتیک از آزمون همبستگی و به‌منظور بررسی توان پیش‌بینی ریسک از طریق دیرش از رگرسیون داده‌های ترکیبی استفاده شده است. نتایج حاصله نشان داد رابطه بین دیرش سهام با ریسک کل و ریسک سیستماتیک منفی و از نظر آماری معنادار است. همچنین دیرش سهام معیار مناسبی برای پیش‌بینی ریسک کل و ریسک سیستماتیک است. وجود رابطه معنادار بین دیرش سهام با ریسک کل و ریسک سیستماتیک حاکی از آن است که دیرش سهام را می‌توان به‌عنوان سنج ریسک سهام تلقی کرد. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد هرچه دیرش سهام بیشتر باشد ریسک سیستماتیک و ریسک کل برای دوره بعد کمتر خواهد بود که ممکن است این رابطه منفی به دلیل شرایط اقتصادی خاص کشور و تأثیر احتمالی آن بر فروش و ریسک شرکت‌ها حاصل شده باشد که این موضوع می‌تواند در پژوهش‌های بعدی مورد توجه قرار گیرد.

واژه‌های کلیدی: دیرش سهام، ریسک کل، ریسک سیستماتیک.

طبقه‌بندی موضوعی: G11، G12.

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/jfm.2020.23721.1905

۲. دانشیار گروه مالی دانشکده مدیریت و حسابداری دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران،

Email: ma_davallou@yahoo.com

۳. کارشناسی ارشد مدیریت مالی دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری دانشگاه یزد، نویسنده مسئول،

Email: alireza968@yahoo.com

۴. دانشجوی دکتری مالی دانشکده مدیریت و حسابداری دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران،

Email: arian.safari70@gmail.com

مقدمه

زمان‌بندی دریافت جریان‌های نقدی مورد انتظار فرصت‌های سرمایه‌گذاری، از جمله عوامل اساسی است که عموماً مورد توجه سرمایه‌گذاران بوده است. اتخاذ تصمیمات اقتصادی توسط سرمایه‌گذاران مستلزم ارزیابی توان واحد تجاری در ایجاد وجوه نقد، زمان‌بندی و قطعیت ایجاد آن است (استانداردهای حسابداری ایران (۱۳۸۶)). به عبارت دیگر، سرمایه‌گذاران به دنبال معیاری هستند تا بتوانند با استفاده از آن تخمین مناسبی از زمان بازگشت اصل سرمایه و عواید ناشی از آن داشته باشند. دیرش معیار استاندارد میانگین زمان‌بندی بازگشت جریان‌های نقدی دارای است (شرودر و استرر^۱ (۲۰۱۲)). برای دارایی با دیرش بالاتر، مدت زمان بازگشت سرمایه و عواید ناشی از آن بیشتر خواهد بود. مک کالی^۲ (۱۹۳۸) دیرش اوراق با درآمد ثابت^۳ را به صورت میانگین موزون زمان تا سررسید جریان‌های نقدی تعریف می‌کند که در آن وزن‌ها برابر ارزش فعلی نسبی جریان‌های نقدی این اوراق است. او سنجه دیرش را به عنوان ملاک اندازه‌گیری ریسک اوراق بهادار با درآمد ثابت معرفی کرد و بر اساس آن مدیریت دارایی‌ها و بدهی‌ها و طراحی استراتژی‌های مدیریت ریسک از جمله تطابق دیرش و مصون‌سازی را ارائه کرد (عرب مازار یزدی، باغومیان و کاکه خانی (۱۳۹۲)). دیرش ابزاری کلیدی در مدیریت سبد سرمایه‌گذاری اوراق با درآمد ثابت است (بادی، کین و مارکوس^۴ (۲۰۰۹)). به عبارتی رایج‌ترین سنجه ریسک اوراق با درآمد ثابت، دیرش مک کالی و تحذب است که به لحاظ مفهومی نشان‌دهنده میزان تغییرات قیمت ورقه ناشی از یک واحد تغییر نرخ می‌باشد (زمردیان، آزاد و رجب زاده (۱۳۹۸)). نظر به این که در بازارهای مالی ابزارهای متعددی در دسترس سرمایه‌گذاران قرار دارد، دور از انتظار نخواهد بود که سرمایه‌گذاران به هنگام تشکیل و ارزیابی عملکرد سبد سرمایه‌گذاری خود مایل باشند از زمان بازگشت سرمایه و عواید حاصل از هر یک اطلاع حاصل کنند تا بتوانند نسبت به انتخاب و سرمایه‌گذاری در این ابزارها تصمیم‌گیری نمایند. سهام نیز در کنار اوراق با درآمد ثابت و سایر ابزارهای مالی، یکی از گزینه‌های سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی به شمار می‌رود و در نتیجه به منظور اتخاذ تصمیمات مالی و سرمایه‌گذاری، به معیاری نیاز است که بتوان با استفاده از آن به محاسبه زمان دریافت جریان‌های نقدی سهام پرداخت. همین امر باعث شد تا پس از ارائه مفهوم دیرش اوراق با درآمد ثابت، پژوهش‌گران زیادی در صدد اندازه‌گیری و استفاده از معیار دیرش برای سهام برآیند (بوکسیت، ریست و شلارباوم^۵ (۱۹۷۵))، لانتسین و شارپ^۶ (۱۹۷۸)، کافمن^۷ (۱۹۸۰)، دیچاو، اسلون و سلیمان^۸ (۲۰۰۴)، شرودر و استرر (۲۰۱۲)، براتون و لوبو^۹ (۲۰۱۵) و بر^{۱۰} (۲۰۱۶)). دیرش سهام این امکان را برای سرمایه‌گذاران فراهم می‌آورد تا به بررسی و ارزیابی فرصت‌های سرمایه‌گذاری بپردازند (براتون و لوبو (۲۰۱۵)). دیرش سهام معیار بالقوه ریسک سهام است که می‌توان با استفاده از آن به تخصیص بهینه دارایی‌ها، مدیریت ریسک پرتفوی و مدیریت صندوق‌های بازنشستگی پرداخت (بلیتر، لو سو^{۱۱} (۲۰۱۲)). برای اوراق با درآمد ثابت، دیرش معیار شناخته‌شده ریسک است و عمده ریسک مربوط به تغییر قیمت این اوراق را شامل می‌شود، در حالی که این معیار تنها یکی از عوامل مهمی است که به توضیح ریسک سهام می‌پردازد (لیبویتر^{۱۲} و همکاران (۱۹۸۹)). با توجه به این که سرمایه‌گذاران و مدیران پرتفوی از گذشته

- 1 . Schröder and Esterer
- 2 . Macaulay
- 3 . Fixed income security
- 4 . Bodie, Kane and Marcus
- 5 . Boquist, Racette and Schlarbaum
- 6 . Lanstein and Sharpe
- 7 . Kaufman
- 8 . Dechow, Sloan and Soliman
- 9 . Broughton and Lobo
- 10 . Weber
- 11 . Blitzler, Luo and Soe
- 12 . Leibowitz

توجه ویژه‌ای به ریسک سهام داشته‌اند، شناسایی عوامل اثرگذار بر ریسک سهام ضروری به نظر می‌رسد. در همین راستا، رابطه دیرش سهام با ریسک کل و ریسک سیستماتیک در پژوهش‌هایی نظیر بوکسیت، ریسیت و شلاریام (۱۹۷۵)، کافمن (۱۹۸۰) و دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) به صورت تئوریک و تجربی بررسی و تبیین شده است و نتایج حاکی از آن است که دیرش سهام رابطه مستقیمی با ریسک دارد. دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) بر این باورند که نوسانات بازده مورد انتظار سهم از طریق دیرش به نوسانات بازده دوره نگهداری انتقال می‌یابد. لذا برای سهام با دیرش بالاتر، اثر نوسانات بازده مورد انتظار بر نوسانات بازده دوره نگهداری بیشتر خواهد بود. علاوه بر این، آن‌ها معتقدند دیرش سهام دربرگیرنده ریسکی است که بتا قادر به توضیح آن نیست.

در پژوهش حاضر با استفاده از رهیافت دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) در ابتدا دیرش سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران محاسبه و سپس به بررسی رابطه دیرش به‌عنوان یکی از معیارهای سنجش ریسک سهام با ریسک کل و ریسک سیستماتیک پرداخته شده است و در نهایت به این سؤال پاسخ داده خواهد شد که آیا می‌توان با استفاده از دیرش اقدام به پیش‌بینی ریسک کل و سیستماتیک به‌عنوان معیارهای اصلی ریسک کرد. به سخن دقیق‌تر، پژوهش حاضر در پی پاسخ به این سؤال است: آیا دیرش معیار اندازه‌گیری ریسک سهام است؟ پژوهش پیش رو در ۶ قسمت تنظیم شده است. پس از ارائه مبانی نظری و پیشینه پژوهش، فرضیه‌ها و سپس در بخش ۴ روش‌شناسی پژوهش تبیین شده است. نتایج حاصل از پژوهش در قسمت ۵ و در نهایت به جمع‌بندی و ارائه پیشنهادهایی جهت مطالعات آتی پرداخته شده است.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

دیرش سهام

دیرش سهام برابر با میانگین موزون زمان تا سررسید جریان‌های نقدی حاصل از سرمایه‌گذاری در سهام یک شرکت است، به نحوی که در آن وزن‌ها برابر ارزش فعلی نسبی جریان‌های نقدی است. به عبارت دقیق‌تر، دیرش سهام برابر است با متوسط دوره زمانی وصول سود تقسیمی. مفهوم دیرش سهام شباهت بسیار زیادی به دیرش اوراق قرضه دارد که توسط مک‌کالی (۱۹۳۸) معرفی شد (شرودر و استرر (۲۰۱۲)). جهت محاسبه دیرش اوراق قرضه، مک‌کالی (۱۹۳۸) از رابطه (۱) استفاده می‌کند:

$$D = \frac{\sum_{t=1}^T t \times \frac{CF_t}{(1+r)^t}}{P} \quad (1)$$

که CF_t بیانگر جریان‌های نقدی اوراق قرضه در زمان t ، r بازده تا سررسید و P قیمت اوراق قرضه است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، دیرش از طریق مجموع ضرب ارزش فعلی جریان‌های نقدی هر دوره در تعداد دوره‌ها به دست می‌آید (جونز^۱ (۲۰۰۷)). به عبارت دیگر، دیرش مک‌کالی (۱۹۳۸) به صورت میانگین وزنی زمان‌های هر یک از کوپن‌های پرداختی و ارزش اسمی قرضه محاسبه می‌شود (بادی، کین و مارکوس^۲ (۲۰۰۹)).

استفاده از رابطه (۱) به دو دلیل برای سهام امکان پذیر نیست. اول، سهام عادی دارای سررسید مشخص نیست و برخلاف اوراق قرضه که پرداخت‌های محدود دارد، پرداخت‌های سهام عادی، نامحدود است. دوم، مقادیر پرداختی و زمان‌بندی جریان‌های نقدی اوراق قرضه از قبل تعیین شده و بدون ریسک است در حالی که پرداخت سود نقدی به‌عنوان اصلی‌ترین جریان نقدی سهام عادی نه تنها تضمین شده نیست بلکه میزان آن نیز در صورت پرداخت، از پیش تعیین شده نیست. دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) برای مرتفع کردن مشکل زمان‌بندی جریان‌های نقدی، دوره زمانی پرداخت‌های سهام را به دو بخش مجزا تفکیک می‌کنند: دوره زمانی محدود^۱ و معین تا زمان T و دوره زمانی نامحدود^۲ که تا بی‌نهایت ادامه دارد. می‌توان رابطه (۱) را به شکل رابطه (۲) بازنویسی کرد:

$$D = \frac{\sum_{t=1}^T t \times \frac{CF_t}{(1+r)^t}}{P} + \frac{\sum_{t=T+1}^{\infty} t \times \frac{CF_t}{(1+r)^t}}{P} \quad (2)$$

که P ارزش بازار سهام، r نرخ تنزیل و برابر بازده مورد انتظار سهام و CF_t جریان نقدی زمان t است. نخستین عبارت سمت راست رابطه (۲)، دیرش دوره زمانی محدود است که از زمان حال آغاز شده و تا سال T ادامه دارد. عبارت دوم، دیرش دوره زمانی نامحدود است و از سال T+1 آغاز شده و تا بی‌نهایت ادامه پیدا می‌کند. می‌توان رابطه (۲) را بدون تغییر در محتوا و با اندکی تغییر به شکل رابطه (۳) بازنویسی کرد:

$$D = \frac{\sum_{t=1}^T t \times \frac{CF_t}{(1+r)^t}}{\sum_{t=1}^T \frac{CF_t}{(1+r)^t}} \times \frac{\sum_{t=1}^T \frac{CF_t}{(1+r)^t}}{P} + \frac{\sum_{t=T+1}^{\infty} t \times \frac{CF_t}{(1+r)^t}}{\sum_{t=T+1}^{\infty} \frac{CF_t}{(1+r)^t}} \times \frac{\sum_{t=T+1}^{\infty} \frac{CF_t}{(1+r)^t}}{P} \quad (3)$$

عبارت اول بعد از مساوی در رابطه (۳) دربرگیرنده ارزش فعلی عایدات دوره زمانی محدود T است و عبارت دوم، شامل ارزش فعلی عایداتی است که انتظار می‌رود سهامداران از سال T+1 تا بی‌نهایت دریافت کنند. دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) فرض می‌کنند جریان‌های نقدی سهام در دوره زمانی نامحدود، سالواره مادام‌العمری است که ارزش فعلی آن به‌طور ضمنی از اختلاف ارزش سهام شرکت و ارزش فعلی جریان‌های نقدی مورد انتظار دوره زمانی محدود به دست می‌آید و به همین دلیل از اصطلاح دیرش ضمنی سهام^۳ برای این معیار استفاده می‌کنند. به‌عبارت‌دیگر، با توجه به این که قیمت هر اوراق بهادار برابر ارزش فعلی جریان‌های نقدی آتی آن است، در صورتی که مجموع ارزش فعلی جریان‌های نقد آتی تا دوره زمانی مشخص T را از ارزش سهام شرکت (P) کسر کنیم، می‌توان ارزش فعلی جریان‌های نقدی دوره T+1 تا بی‌نهایت را محاسبه کرد؛ بنابراین خواهیم داشت:

$$\sum_{t=T+1}^{\infty} \frac{CF_t}{(1+r)^t} = (P - \sum_{t=1}^T \frac{CF_t}{(1+r)^t}) \quad (4)$$

لذا با جایگذاری رابطه (۴) در رابطه (۳) و با توجه به این که دیرش اوراقی که جریان‌های نقد آن از زمان T+1 شروع شده و تا بی‌نهایت ادامه می‌یابند برابر با $T + (1+r)/r$ است، دیرش سهام از رابطه (۵) به دست می‌آید:

1 . Finite horizon
2 . Infinite horizon
3 . Implied equity duration

$$D = \frac{\sum_{t=1}^T t \times \frac{CF_t}{(1+r)^t}}{\sum_{t=1}^T \frac{CF_t}{(1+r)^t}} \times \frac{\sum_{t=1}^T \frac{CF_t}{(1+r)^t}}{P} + \left(T + \frac{(1+r)}{r}\right) \times \frac{(P - \sum_{t=1}^T \frac{CF_t}{(1+r)^t})}{P} \quad (5)$$

با توجه به رابطه (۵) درمی‌یابیم که دیرش سهام عبارت است از میانگین موزون دیرش دوره زمانی محدود و نامحدود که وزن‌ها از نسبت ارزش فعلی عایدات هر یک از این دوره‌ها به کل ارزش بازار سهام محاسبه می‌شود.

دیرش سهام و ریسک کل

پس از تبیین نحوه محاسبه دیرش سهام، نوبت به بررسی رابطه دیرش با ریسک کل می‌رسد. اگر h بازده دوره نگهداری سهام و Δr تغییر بازده مورد انتظار باشد، داریم:

$$h = \frac{\Delta P}{P} \approx - \frac{D}{1+r} \Delta r \quad (6)$$

رابطه (۶) برای تغییرات اندک نرخ تنزیل برقرار است. دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) معتقدند اگرچه تغییر نرخ بازده مورد انتظار مستقیماً قابل مشاهده نیست، اما می‌توان با استفاده از رابطه (۷) به نقش اساسی دیرش در انتقال نوسانات نرخ بازده مورد انتظار به نوسانات بازده دوره نگهداری اشاره کرد. اگر انحراف معیار طرفین رابطه (۶) را محاسبه کنیم، داریم:

$$\sigma(h) \approx \frac{D}{1+r} \sigma(\Delta r) \quad (7)$$

رابطه (۷) نشان می‌دهد هرچه دیرش سهام بالاتر باشد، نوسان بازده مورد انتظار بیشتر بر نوسان بازده دوره نگهداری اثرگذار است و لذا انتظار می‌رود بین دیرش سهام و ریسک کل رابطه مستقیم برقرار باشد.

دیرش سهام و ریسک سیستماتیک

با توجه به این که بتا به‌عنوان ریسک سیستماتیک سهام و ریسک غیرقابل تنوع‌بخشی نقش پررنگ‌تری در ارزیابی ریسک سهام ایفا می‌کند، لازم است رابطه دیرش و ریسک سیستماتیک نیز بررسی شود. اگر h_m بازده دوره نگهداری پرتفوی بازار باشد، با توجه به اینکه بتا برابر نسبت کواریانس بازده سهام و بازده بازار به واریانس بازده بازار است، خواهیم داشت:

$$\beta(h, h_m) = \frac{\sigma(h, h_m)}{\sigma^2(h_m)} \quad (8)$$

اگر D_m دیرش پرتفوی بازار و r_m بازده مورد انتظار پرتفوی بازار باشد، با استفاده از رابطه (۸)، رابطه دیرش با بتای سهام به شرح رابطه (۹) تبیین می‌گردد:

$$\beta(h, h_m) \approx \frac{D}{D_m} \times \frac{1+r_m}{1+r} \times \beta(\Delta r, \Delta r_m) \quad (9)$$

رابطه (۹) حساسیت تغییر بازده سهام نسبت به تغییر بازده بازار را نشان می‌دهد. به‌عبارت‌دیگر، با تغییر بازده مورد انتظار، بتا به نسبت دیرش سهام به دیرش پرتفوی بازار افزایش می‌یابد. در نتیجه، می‌توان ادعان داشت دیرش سهم یکی از اجزای اصلی تعیین‌کننده بتای سهم است.

پیشینه پژوهش

به بیان بوکیست، ریسیت و شلازبام (۱۹۷۵) حلقه ارتباط بین ریسک و بازده، مفهوم دیرش است. آن‌ها در تبیین رابطه دیرش و بتا (ریسک سیستماتیک) نشان دادند رابطه تعادلی ریسک و بازده به واسطه دیرش به الگوی زمانی جریان‌های نقدی وابسته است که توسط بازار پیش‌بینی می‌گردد و هرگونه تغییر جریان‌های نقدی مورد انتظار، علاوه بر تغییر دیرش منجر به تغییر بتا نیز می‌شود. لانستین و شارپ (۱۹۷۸) شواهدی ارائه کردند که نشان می‌داد می‌توان از معیار سستی دیرش برای پیش‌بینی کواریانس فرابازار^۱ بین بازده اوراق بهادار استفاده کرد. این پژوهش نشان داد اوراق بهاداری که جریان‌های نقدی آن‌ها در فواصل زمانی کوتاه‌تری پرداخت می‌گردد، در واکنش به بازار، از تغییرات بالاتری برخوردارند اما اوراقی که جریان‌های نقدی آن‌ها در فواصل طولانی‌تری واقع می‌شود، مستقل از اثرات بازار حرکت می‌کنند. کافمن (۱۹۸۰) ضمن بررسی رابطه دیرش و بتای سهام نشان داد برای این که بتای اوراق بهادار در طول زمان ثابت بماند لازم است دیرش سهام نسبت ثابتی از دیرش پرتفوی بازار باشد و هرگاه دیرش یکی از آن‌ها تغییر کند، دیرش دیگری نیز باید به گونه‌ای تغییر کند که بتا دستخوش تغییر نشود. این قاعده هم برای اوراق بهادار منفرد و هم برای پرتفوی صدق می‌کند. کافمن (۱۹۸۰) استدلال می‌کند دیرش سهام به دلیل نداشتن سررسید معین، نسبت به اوراق قرضه تغییرپذیری پایین‌تر و درعین حال، قابلیت پیش‌بینی کم‌تری دارد. لیویتر (۱۹۸۶) با استفاده از همبستگی بین بازده شاخص سهام و شاخص اوراق قرضه به محاسبه دیرش سهام منفرد، پرتفوی سهام و همچنین پرتفوی متشکل از سهام و اوراق قرضه پرداخت. وی معتقد است اگرچه پرتفوی دارایی‌ها در معرض ریسک‌های متعددی است اما زمانی که نرخ بهره در معرض تغییرات زیادی قرار می‌گیرد، دیرش بخش اعظم ریسک پرتفوی را تشکیل می‌دهد. جانسون^۲ (۱۹۸۹) معتقد است برخلاف معیاری‌های سستی دیرش که مبتنی بر حساسیت قیمت اوراق نسبت به تغییرات نرخ بهره بودند، معیار لیویتر (۱۹۸۶) حساسیت بازده نسبت به تغییرات نرخ بهره را محاسبه می‌کند و به کارگیری آن تنها در صورتی مفید است که هدف، محاسبه سریع حساسیت بازده پرتفوی نسبت به تغییر نرخ بهره باشد. لیویتر (۱۹۸۹) بین حساسیت قیمت سهام نسبت به نرخ تنزیل در مدل سستی تنزیل سود نقدی^۳ و حساسیت قیمت سهام نسبت به نرخ بهره تفاوت قائل می‌شود. با توجه به این که نرخ بهره از دو جزء نرخ تورم و بهره واقعی تشکیل می‌شود، او استدلال می‌کند با افزایش نرخ تورم، ارزش سهام به دلیل افزایش نرخ تنزیل، کاهش می‌یابد. درعین حال، شرکت‌ها معمولاً از طریق افزایش قیمت محصولات خود نسبت به افزایش نرخ تورم واکنش نشان می‌دهند و این امر منجر به افزایش نرخ رشد سود تقسیمی شده و کاهش ارزش سهام را خنثی می‌کند. به همین دلیل تغییر نرخ تورم در نهایت اثر ناچیزی بر بازارهای مالی خواهد داشت درحالی که تغییر نرخ بهره واقعی می‌تواند اثر قابل ملاحظه‌ای بر ارزش سهام شرکت‌ها و بازارهای مالی داشته باشد. او همچنین نشان داد به دلیل وجود اثر تورم، دیرش تجربی سهام که به وسیله نرخ بهره اندازه‌گیری می‌شود از دیرش محاسبه‌شده بر اساس نرخ تنزیل مدل تنزیل سود تقسیمی (DDM) کوچک‌تر است. دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) با بسط رابطه دیرش مک کالی (۱۹۳۸) و تقسیم آن به دو بخش دیرش دوره زمانی محدود و دیرش دوره زمانی نامحدود، به محاسبه دیرش سهام پذیرفته‌شده در بورس NYSE، AMEX و نزدک پرداخته و رابطه ریسک کل و ریسک سیستماتیک سهام را با دیرش ضمنی بررسی کردند.

1 . Extra-market covariance

۱. کواریانس فرابازاری آن بخش از کواریانس بین بازده اوراق بهادار است که ناشی از همبستگی مشترک اوراق بهادار با بازار نیست.

2 . Johnson

3 . Dividend discount model

نتایج حاصله نشان داد بین دیرش ضمنی سهام با ریسک کل و ریسک سیستماتیک همبستگی مثبتی برقرار است و دیرش سهام قادر است ریسک کل و ریسک سیستماتیک سهام را پیش‌بینی کند. علاوه بر این، دیرش ضمنی قادر بود تغییرات بازده سهام را توضیح دهد. لذا می‌توان ادعا کرد رابطه مثبت و معنادار دیرش با نوسانات بازده سهام و بتا مؤید آن است که دیرش سنج ریسک می‌باشد. لیتیا و اجتر^۱ (۲۰۰۷) استدلال می‌کنند تفاوت بین سهام رشدی و ارزشی ناشی از تفاوت بین زمان‌بندی جریان‌های نقدی آن‌ها است. اغلب جریان‌های نقدی سهام رشدی در آینده اتفاق می‌افتد و این سهام به‌طور ذاتی نسبت به سهام ارزشی دارای دیرش بالاتری است. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که سهام ارزشی نسبت شارپ و بازده اضافی مورد انتظار بالاتری نسبت به سهام رشدی دارند. علاوه بر این، آن‌ها نشان دادند کوارینانس بین شوک‌ها و بازده سهام به دیرش سهام بستگی دارد. همچنین با توجه به این که عمده جریان‌های نقدی سهام رشدی در زمان‌های دورتر دریافت می‌گردد، این سهام حساسیت بیشتری نسبت به نرخ تنزیل داشته و لذا بازده سهام رشدی، همبستگی بیشتری با نرخ تنزیل دارد درحالی که بازده سهام ارزشی دارای همبستگی بیشتری با جریان‌های نقدی است. شرودر و استرر^۲ (۲۰۱۲) رابطه دیرش و بازده سهام و همچنین صرف ارزش^۳ را بررسی کردند. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که سهام با دیرش پایین‌تر دارای بازده مورد انتظار و بازده تحقق‌یافته بالاتر است. بدین مفهوم که دیرش سهام همانند عامل ارزش HML به‌عنوان عامل ریسک قیمت‌گذاری می‌شود، لذا می‌توان صرف ارزش را به‌عنوان پاداش ریسک بالاتر جریان‌های نقدی سهام ارزشی در نظر گرفت. فولانا و توسکانو^۴ (۲۰۱۴) با استفاده از رهیافت دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) به محاسبه دیرش ضمنی سهام پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار اسپانیا پرداختند. نتایج حاصله ضمن تأیید یافته‌های دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) حاکی از آن است که رابطه بین دیرش سهام و نسبت درآمد به قیمت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، منفی و معنادار است. این در حالی است که رابطه دیرش و نرخ رشد فروش به دلیل اثر تعیین‌کننده نرخ رشد فروش در پیش‌بینی جریان‌های نقد شرکت، مثبت و معنادار است. فوکاتا و یامن^۵ (۲۰۱۵) نیز با به‌کارگیری رهیافت دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) ضمن محاسبه دیرش ضمنی سهام پذیرفته‌شده در بورس سهام نیکی ژاپن نشان دادند سهام رشدی دیرش بالاتری دارند درحالی که سهام ارزشی دارای دیرش پایین‌تری هستند که این امر به دلیل همبستگی منفی بین دیرش سهام و نسبت B/M است. آن‌ها با مقایسه مدل‌های قیمت‌گذاری CAPM، سه عاملی فاما^۶ و فرنچ^۷ (۱۹۹۳) و مدل قیمت‌گذاری حاوی دیرش به‌عنوان معیار ریسک، دریافتند مدل دربردارنده دیرش عملکردی شبیه مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) داشته و هر دوی این مدل‌ها نسبت به مدل CAPM بهتر عمل می‌کنند. براتون و لوبو (۲۰۱۵) با به‌کارگیری مدل سود باقیمانده^۸ به تخمین دیرش شاخص سهام رشدی و ارزشی S&P پرداختند. نتایج نشان داد سهام رشدی نسبت به سهام ارزشی از دیرش بالاتری برخوردار است. دیرش سهام رشدی، تغییرپذیری بیشتری داشته درحالی که دیرش سهام ارزشی از ثبات بالاتری برخوردار است زیرا قابلیت پیش‌بینی جریان‌های نقدی آن‌ها بالاتر است. به همین دلیل با دقت بیشتری می‌تواند تغییرات قیمت سهام را پیش‌بینی کند. ژیانگ و سان^۹ (۲۰۱۶) نشان دادند سهامی که بازده نقدی بالاتری

- 1 . Lettau and Wachter
- 2 . Schröder and Esterer
- 3 . Value premium
- 4 . Fullana and Toscano
- 5 . Fukuta and Yamane
- 6 . Fama
- 7 . French
- 8 . Residual income model
- 9 . Jiang and Sun

پرداخت می کنند، از دیرش بالاتری برخوردار است و با افزایش نرخ بهره کاهش قیمت بیشتری تجربه می کنند. به عبارت دیگر، با کاهش نرخ بهره تمایل سرمایه گذاران به این سهام به عنوان جایگزینی برای اوراق با درآمد ثابت افزایش می یابد و همین امر حساسیت قیمت سهام نسبت به تغییرات نرخ بهره را افزایش می دهد. پارک و چوی^۱ (۲۰۱۹) با استفاده از مدل تنزیل سود تقسیمی به محاسبه دیرش سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار کره پرداختند. آن ها همچنین نشان دادند با افزایش بازده سود نقدی دیرش سهام افزایش می یابد که این امر مؤید یافته های ژیانگ و سان (۲۰۱۶) می باشد. این نتایج پس از کنترل فاصله تا ورشکستگی^۲ و نوسانات جریان نقدی تغییر نمی کند. علاوه بر این، با کاهش روند نرخ بهره، دیرش سهامی که سود نقدی بالا پرداخت می کنند، کاهش می یابد. وبر (۲۰۱۶) برای شرکت های پذیرفته شده در بورس سهام نیویورک، بورس سهام آمریکا و بورس سهام نزدیک نشان داد سهام با دیرش بالا، بازده کمتری دارند حال آن که سهام با دیرش پایین تر، دارای ریسک و بازده بالا و بتای کمتر است. برای شرکت هایی که محدودیت فروش استقراری دارند، تفاوت بازده سهام با دیرش بالا و پایین از نظر آماری معنادار است. کاظمی گورتی و سروش یار (۱۳۹۶) به بررسی اثر عامل ارزش و دیرش ضمنی سهام بر بازده اضافی سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. آن ها با به کارگیری رهیافت دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) دیرش سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را برای سال های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۵ محاسبه کرده و با استفاده از مدل سه عاملی فاما-فرنچ (۱۹۹۳) نشان دادند صرف ارزش و دیرش ضمنی سهام اثر مثبت و معناداری بر بازده اضافی سهام دارند و دیرش می تواند به عنوان یک عامل ریسک در مدل فاما-فرنچ (۱۹۹۳) منظور شود.

فرضیه های پژوهش

در پژوهش حاضر علاوه بر بررسی توان پیش بینی ریسک کل و ریسک سیستماتیک توسط دیرش، به بررسی رابطه هم زمان دیرش و ریسک کل و سیستماتیک نیز پرداخته می شود. بدین ترتیب فرضیه های پژوهش به شرح زیر تبیین می گردد:

فرضیه نخست: دیرش سهام با ریسک سیستماتیک ارتباط مستقیم و معنادار دارد.

فرضیه دوم: دیرش سهام می تواند ریسک سیستماتیک سهام را پیش بینی کند.

فرضیه سوم: دیرش سهام با ریسک کل ارتباط مستقیم و معنادار دارد.

فرضیه چهارم: دیرش سهام می تواند ریسک کل سهام را پیش بینی کند.

روش شناسی پژوهش

جامعه آماری پژوهش شامل تمامی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۷ می باشد. نمونه پژوهش شامل کل شرکت های جامعه است که حائز شرایط زیر هستند:

۱. جزء شرکت های واسطه گری مالی و لیزینگ نباشد.

۲. اطلاعات صورت‌های مالی آن‌ها برای دوره زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۶ در دسترس باشد.^۱

۳. ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام آن‌ها منفی نباشد.

۴. سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفند ماه هر سال باشد.

۵. در بازه زمانی پژوهش تغییر سال مالی نداشته باشند.

بر این اساس، شمار شرکت‌های نمونه به ۱۰۷ می‌رسد. داده‌های مربوط به صورت‌های مالی شامل ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، فروش و سود خالص و همچنین داده‌های ریسک کل و ریسک سیستماتیک سهام از نرم‌افزار ره‌آورد نوین و تولید ناخالص داخلی از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج گردیده است.

با توجه به این که دیرش نقش پررنگی در انتقال نوسانات بازده مورد انتظار به بازده دوره نگهداری ایفا می‌کند و به لحاظ تئوریک بین دیرش و ریسک کل رابطه مثبت مشاهده می‌شود، ضروری است به لحاظ تجربی نیز این رابطه بررسی گردد. همانند دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) جهت بررسی رابطه دیرش با ریسک کل از همبستگی پیرسون و به منظور بررسی توانایی پیش‌بینی ریسک کل توسط دیرش از رگرسیون داده‌های ترکیبی رابطه (۱۰) استفاده می‌شود.

$$STD_{i(t+1)} = \alpha_0 + \alpha_1 Dur_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

که STD ریسک کل سهام و Dur دیرش سهام و ε_{it} جز خطاست.

نگاهی اجمالی به رابطه (۹) نشان می‌دهد که دیرش سهام یکی از عوامل تعیین‌کننده ریسک سیستماتیک می‌باشد. برای آزمون رابطه دیرش و ریسک سیستماتیک سهام همانند دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) از همبستگی پیرسون و جهت بررسی توانایی پیش‌بینی ریسک سیستماتیک توسط دیرش رابطه (۱۱) در چارچوب رگرسیون داده‌های ترکیبی برازش می‌گردد:

$$\beta_{i(t+1)} = \alpha_0 + \alpha_1 Dur_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

که β ریسک سیستماتیک سهام می‌باشد.

نحوه محاسبه متغیرهای پژوهش به شرح زیر است:

دیرش سهام (Dur): محاسبه دیرش سهام در چارچوب رهیافت دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴)

صورت می‌گیرد. برای محاسبه دیرش سهام از رابطه (۱۲) استفاده می‌شود:

$$Dur = \frac{\sum_{t=1}^T t \times \frac{CF_t}{(1+r)^t}}{P} + \left(T + \frac{(1+r)}{r} \right) \times \frac{(P - \sum_{t=1}^T \frac{CF_t}{(1+r)^t})}{P} \quad (12)$$

که P ارزش بازار سهام و برابر حاصل ضرب قیمت سهام در تعداد سهام شرکت، T بازده مورد انتظار و CF_t جریان نقد زمان t می‌باشد. از آنجا که میزان جریان‌های نقدی پرداختی به سهامداران،

۱. از اطلاعات صورت‌های مالی جهت محاسبه دیرش سهام استفاده می‌گردد و با توجه به این که برای پیش‌بینی

ریسک کل و ریسک سیستماتیک دیرش سهام با یک وقفه وارد معادله‌های مربوطه می‌شود نیاز است این

اطلاعات از سال ۸۶ تا انتهای سال ۹۶ در دسترس باشد.

نامعلوم است، لذا پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی (CF_t) امری ضروری است. با استفاده از رهیافت نیسیم و پنمن^۱ (۲۰۰۱) جریان‌های نقد پرداختی به سهامداران طبق رابطه (۱۳) محاسبه می‌شود:

$$CF_t = BV_{t-1} \times [ROE_t - g_t] \quad (13)$$

که BV ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، ROE بازده حقوق صاحبان سهام (از تقسیم سود خالص هر سال بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام سال قبل محاسبه می‌شود)، g نرخ رشد حقوق صاحبان سهام می‌باشد. طبق رابطه (۱۳) برآورد جریان‌های نقد آتی سهام مستلزم پیش‌بینی نرخ بازده حقوق صاحبان سهام و نرخ رشد است. مطابق یافته استیگلر^۲ (۱۹۶۳) و پنمن (۱۹۹۱) بازده حقوق صاحبان سهام از فرآیند بازگشت به میانگین پیروی می‌کند. از طرفی، نیسیم و پنمن (۲۰۰۱) معتقدند نرخ ROE به آن بازمی‌گردد تقریباً برابر هزینه سرمایه سهام عادی^۳ است. لذا برای پیش‌بینی ROE از فرآیند بازگشت به میانگین استفاده می‌کنیم که در آن انتظار می‌رود ROE به میانگین بلندمدت خود بازگردد. بدین ترتیب، برای تخمین نرخ بازده حقوق صاحبان سهام ابتدا رابطه خودهمبسته مرتبه اول^۴ (۱۴) برآورد می‌شود:

$$ROE_t = c + \alpha ROE_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) معتقدند فرآیند بازگشت به میانگین در بلندمدت با نرخ برابر ضریب خودهمبستگی ROE در رابطه (۲۳) رشد می‌کند. لذا پس از تخمین رابطه (۱۴)، فرآیند بازگشت به میانگین به شرح رابطه (۱۵) محاسبه می‌گردد:

$$ROE_t = \alpha (ROE_{t-1} - \overline{ROE}) + \overline{ROE} + \varepsilon_t \quad (15)$$

که \overline{ROE} میانگین بلندمدت نرخ بازده حقوق صاحبان سهام و برابر با میانگین حسابی نرخ بازده حقوق صاحبان سهام شرکت‌ها از سال ۸۷ تا ۹۶ می‌باشد و ε_t جزء خطا است.

نیسیم و پنمن (۲۰۰۱) نشان دادند فروش تاریخی بهترین شاخص رشد آتی سهام است. از سوی دیگر، رشد فروش نیز مانند ROE از فرآیند بازگشت به میانگین پیروی می‌کند اما بازگشت به میانگین رشد فروش نسبت به ROE نسبتاً سریع‌تر است (دیچاو، اسلون و سلیمان، ۲۰۰۴). به عقیده دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) میانگین مبنای بازگشت رشد فروش تقریباً برابر نرخ رشد بلندمدت تولید ناخالص داخلی کشور است. بر این اساس، به منظور پیش‌بینی رشد فروش نیز یک فرآیند خود توضیح مرتبه اول به شرح رابطه (۱۶) برآورد می‌شود:

$$g_t = c + \alpha g_{t-1} + \varepsilon_t \quad (16)$$

g_t نرخ رشد فروش است و از رابطه (۱۷) محاسبه می‌شود:

$$g_t = \frac{S_t - S_{t-1}}{S_{t-1}} \quad (17)$$

که S فروش شرکت است. سپس با استفاده از ضریب خودهمبستگی محاسبه شده در رابطه (۱۶)، فرآیند بازگشت به میانگین برای نرخ رشد فروش محاسبه می‌گردد:

1 . Nissim and Penman
2 . Stigler
3 . Cost of equity
4 . First order autoregressive

$$g_t = \alpha (g_{t-1} - \overline{GDP}) + \overline{GDP} + \varepsilon_t \quad (18)$$

که \overline{GDP} نرخ رشد بلندمدت تولید ناخالص داخلی می باشد و برابر است با میانگین حسابی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی کشور از سال ۸۷ تا ۹۶.

دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) معتقدند فرآیند بازگشت به میانگین طی ۱۰ سال تکمیل می گردد به همین دلیل، جریان های نقد آتی را برای ۱۰ سال پیش بینی کردند. در این پژوهش نیز به تبعیت از دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) جریان های نقدی آتی سهام به مدت ۱۰ سال پیش بینی می شود. جهت برآورد ضرایب خودهمبستگی نرخ بازده حقوق صاحبان سهام و نرخ رشد فروش، روابط (۱۴) و (۱۶) با استفاده از رگرسیون داده های ترکیبی برازش می شود و ضرایب به دست آمده با پیروی از رهیافت دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) به طور یکسان برای تمامی شرکت های نمونه اعمال می گردد. به منظور تعدیل اثر داده های پرت، کلیه محاسبات پژوهش پس از وینسوریزه کردن متغیر دیرش برای صدک ۵ام از بالا و پایین انجام می شود.

بتای بازده ماهانه سهام (Betam): بتای بازده ماهانه سهام در هر سال، از نسبت کواریانس بازده سهام و بازده بازار تقسیم بر واریانس بازده بازار با استفاده از رابطه (۱۹) محاسبه می گردد:

$$\beta_i = \frac{COV(r_i, r_m)}{\sigma_m^2} \quad (19)$$

که r_i بازده ماهانه هر سهم و r_m برابر بازده ماهانه شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران می باشد. $COV(r_i, r_m)$ برابر با کواریانس بازده ماهانه سهام و بازده ماهانه شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و σ_m^2 بربر با واریانس بازده ماهانه شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران می باشد که در سال محاسبه می گردد.

بتای بازده هفتگی سهام (Betaw): برای هر سال، بتای بازده هفتگی هر سهم نیز از نسبت کواریانس بازده هفتگی سهام و بازده هفتگی شاخص کل بورس اوراق بهادار تقسیم بر واریانس بازده هفتگی شاخص مذکور در هر سال، همانند رابطه (۱۹) محاسبه می گردد.

انحراف معیار بازده ماهانه سهام (StdM): انحراف معیار بازده ماهانه سهام هر شرکت با استفاده از رابطه (۲۰) محاسبه می شود:

$$stdm = \sqrt{\frac{\sum_{t=0}^n (r_i - E(r_i))^2}{n - 1}} \quad (20)$$

که $E(r_i)$ برابر با میانگین حسابی بازده ماهانه هر سهم در هر سال می باشد. **انحراف معیار بازده هفتگی سهام (Stdw):** انحراف معیار بازده هفتگی هر شرکت نیز با استفاده از رابطه (۲۰) محاسبه می گردد. با این تفاوت که $E(r_i)$ برابر با میانگین حسابی بازده هفتگی هر سهم در هر سال می باشد.

تجزیه و تحلیل داده ها و آزمون فرضیه ها

به منظور محاسبه دیرش سهام در ابتدا پارامترهای مورد نیاز به شرح جدول (۱) محاسبه شده است.

جدول ۱. پارامترهای محاسبه شده جهت محاسبه دیرش

پارامترهای مورد نیاز برای هر سهم	
ارزش دفتری	سود خالص
ارزش بازاری	فروش
پارامترهای محاسبه شده	مقدار
ضریب خودهمبستگی ROE	۰/۰۶۹۴
ضریب خودهمبستگی فروش	۰/۰۶۹۵
میانگین بلندمدت ROE	۲۸/۸۳۷۲
میانگین بلندمدت رشد تولید ناخالص داخلی	۱۹/۵۰۶۸

منبع: محاسبات پژوهش

برای محاسبه دیرش سهام باید اطلاعات مربوط به ارزش دفتری، سود خالص، فروش و ارزش بازار سهام شرکت جمع آوری گردد. ضریب خودهمبستگی ROE و فروش به ترتیب با استفاده از روابط (۲۳) و (۲۵) محاسبه گردیده و برابر ۰/۰۶۹۴ و ۰/۰۶۹۵ است. میانگین بلندمدت ROE برابر ۲۸/۸۳۷۲ و میانگین بلندمدت رشد تولید ناخالص داخلی برابر ۱۹/۵۰۶۸ می باشد. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول (۲) ارائه شده است:

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرها

متغیر	میانگین	انحراف معیار	مینیمم	ماکزیمم	چولگی	کشیدگی
دیرش سهام	۱۱/۲۳۰۲	۱۳/۲۲۶۷	۶/۱۰۹۳	۱۳/۴۷۵۹	-۱/۱۴۲۹	۰/۴۰۹۰
انحراف معیار بازده ماهانه	۱۳/۹۵۵۳	۱۵/۷۲۹۱	۰/۱۰۴۵	۴۲۷/۱۶۵۰	۱۷/۹۶۰۶	۴۵۰/۴۹۱۶
انحراف معیار بازده هفتگی	۶/۳۵۴۶	۱۱/۲۴۷۳	۰/۰۸۳۳	۳۳۱/۲۵۲۴	۲۳/۹۹۵۶	۶۶۳/۶۲۳۳
بتای بازده ماهانه	۰/۷۰۴۰	۱/۷۱۲۸	-۲/۹۵۹۲	۳۶/۸۳۲۱	۱۳/۸۶۳۷	۲۷۰/۵۳۵۶
بتای بازده هفتگی	۰/۶۶۷۲	۱/۱۰۴۷	۱۰/۴۷۸۸	۲۳/۵۶۶۶	۷/۸۵۰۸	۱۸۲/۴۳۶۶

منبع: محاسبات پژوهش

همان گونه که در جدول (۲) مشاهده می شود میانگین و انحراف معیار دیرش به ترتیب ۱۱/۲۳۰۲ و ۱۳/۲۲۶۷ است. بیشینه دیرش حدود ۱۳ سال و کمینه آن تقریباً برابر ۶ سال است. به منظور بررسی رابطه بین دیرش سهام و ریسک کل و ریسک سیستماتیک از آزمون همبستگی پیرسون استفاده شده است. نتایج حاصل در جدول (۳) ملاحظه می شود:

جدول ۳. همبستگی پیرسون بین دیرش و ریسک کل و ریسک سیستماتیک

بتای بازده هفتگی	بتای بازده	انحراف معیار بازده	انحراف معیار بازده
ماهانه	ماهانه	هفتگی	ماهانه
دیرش	۰/۰۵۰۱	۰/۱۳۲۰*	۰/۱۵۲۱*
احتمال	۰/۱۰۱۳	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰

*، ** و *** به ترتیب به معنای معناداری آماری در سطوح خطای ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشد.

منبع: محاسبات پژوهش

همان گونه که جدول (۳) نشان می‌دهد همبستگی دیرش با بتای بازده ماهانه برابر با ۱۳/۲- درصد و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار می‌باشد درحالی که همبستگی دیرش با بتای بازده هفتگی سهم برابر با ۵- درصد و بی معنی است. لذا هرچه دیرش سهام بیشتر باشد، ریسک سیستماتیک آن کمتر خواهد بود. همچنین همبستگی دیرش ضمنی با انحراف معیار بازده ماهانه (ریسک کل) و انحراف معیار بازده هفتگی سهام به ترتیب برابر با ۱۵/۷۷- و ۱۵/۲۱- درصد و در سطح خطای یک درصد معنادار است. لذا با افزایش دیرش، ریسک کل سهم کاهش می‌یابد. با توجه به وجود رابطه منفی بین دیرش و بتا و از آنجایی که ریسک کل از دو جز ریسک سیستماتیک و غیر سیستماتیک تشکیل شده است دور از انتظار نخواهد بود که رابطه بین ریسک کل و دیرش نیز منفی گزارش شود. به عبارتی به نظر می‌رسد نوع ارتباط بین دیرش و بتا به خوبی توانسته بر نحوه ارتباط بین دیرش و ریسک غیر سیستماتیک فائق آید که این امر مستلزم بررسی‌های بیشتری در پژوهش‌های آتی است. نتایج حاصل از بررسی امکان پیش‌بینی ریسک سیستماتیک توسط دیرش سهام با استفاده از رگرسیون داده‌های ترکیبی در جدول (۴) ارائه شده است:

جدول ۴. رابطه دیرش با ریسک سیستماتیک

الف) رابطه دیرش سهام با بتای بازده ماهانه			
ضریب	آماره t	احتمال	
دیرش	۰/۱۰۹۵*	۰/۱۴۹۲-	۰/۰۰۰۰
آماره F	۱۷/۲۱۶*		
ب) رابطه دیرش سهام با بتای بازده هفتگی			
ضریب	آماره t	احتمال	
دیرش	۰/۰۰۶۰	۰/۲۹۶	۰/۷۶۷۳
آماره F	۰/۰۸۷۶		

$$\beta_{i(t+1)} = \alpha_0 + \alpha_1 Dur_{it} + \varepsilon_{it}$$

*، ** و *** به ترتیب به معنای معناداری آماری در سطوح خطای ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشد.

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج قسمت «الف» جدول (۴) نشان می‌دهد ضریب دیرش برابر ۰/۱۰۹۵- و در سطح خطای ۱ درصد معنادار است. با توجه به معناداری ضریب دیرش می‌توان با استفاده از دیرش به پیش‌بینی ریسک سیستماتیک پرداخت لیکن برخلاف یافته‌های دیچاوا، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴)، هرچه دیرش سهام بیشتر باشد، ریسک

سیستماتیک سهام برای دوره بعد کمتر خواهد بود. علاوه بر این، همان‌طور که در قسمت «ب» جدول (۴) مشاهده می‌شود ضریب دیرش برابر با ۰/۰۰۶ می‌باشد و با افزایش فراوانی داده‌ها و محاسبه بتای بازده هفتگی سهام به جای بتای بازده ماهانه، قدر مطلق ضریب دیرش کاهش یافته لیکن باید توجه داشت که این ضریب از نظر آماری معنادار نیست. کاربرد فواصل زمانی متفاوت بازده (هفتگی و ماهانه) منجر به تعدد تخمین‌های بتای سهام معین در افق‌های زمانی مشابه می‌شود (اسدی و دولو (۱۳۸۴)). در نتیجه تغییر نحوه ارتباط بین دیرش و بتا با تغییر فاصله زمانی تخمین بتا چندان دور از انتظار نخواهد بود.

جهت بررسی توان پیش‌بینی ریسک کل توسط دیرش ضمنی از رگرسیون داده‌های ترکیبی استفاده شده که نتایج آن در جدول (۵) ارائه می‌شود:

جدول ۵. رابطه دیرش با ریسک کل

بخش الف) رابطه دیرش سهام با انحراف معیار بازده ماهانه			
احتمال	آماره t	ضریب	
۰/۰۰۰۰	-۵/۲۲۱	-۱/۲۲۲۹*	دیرش
۲۷/۲۵۸۵*			آماره F
بخش ب) رابطه دیرش سهام با انحراف معیار بازده هفتگی			
احتمال	آماره t	ضریب	
۰/۰۰۰۰	-۵/۳۱۵	-۰/۸۴۳۴*	دیرش
۲۵/۳۱۶۳*			آماره F

$$STD_{i(t+1)} = \alpha_0 + \alpha_1 Dur_{it} + \varepsilon_{it}$$

* ** و *** به ترتیب به معنای معناداری آماری در سطوح خطای ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشد.

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج بخش «الف» جدول (۵) نشان می‌دهد ضریب دیرش برابر ۱/۲۲۲۹- و در سطح خطای ۱ درصد معنادار است. این ضریب نشان می‌دهد در صورتی که اختلاف دیرش دو سهم ۱۰ سال باشد، ریسک کل آن‌ها در دوره بعد اختلافی برابر ۱۲/۲۲ واحد خواهد داشت و سهم با دیرش بیشتر، ریسک کل کمتری خواهد داشت. این امر برخلاف یافته‌های دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) مبنی بر وجود رابطه مثبت و معنادار دیرش ضمنی و ریسک کل سهام در دوره بعد است. همچنین معناداری ضریب دیرش حاکی از آن است که این متغیر قادر به پیش‌بینی ریسک کل سهام است. بخش «ب» جدول (۵) نشان می‌دهد با افزایش فراوانی داده‌ها و محاسبه انحراف معیار بازده هفتگی سهام به جای انحراف معیار بازده ماهانه سهام، قدر مطلق دیرش کاهش می‌یابد و این ضریب همچنان منفی و معنادار است.

نتیجه‌گیری و بحث

عدم اطمینان و تغییرپذیری جریان‌های نقدی سهام عادی، نبود سررسید از پیش تعیین شده و دشوار بودن مدل‌سازی نرخ تنزیل از جمله مواردی است که تخمین و محاسبه دیرش سهام را با مشکل مواجه می‌کند. با این حال، از آنجاکه غالباً سهام بخش اعظم پرتفوی سرمایه‌گذاران را تشکیل می‌دهد، نیاز به معیاری جهت محاسبه دیرش سهام احساس می‌شود که بتوان با به‌کارگیری آن اقدام به مدیریت ریسک پرتفوی و

تخصیص بهینه دارایی‌ها کرد و همچنین به بررسی و ارزیابی ریسک فرصت‌های سرمایه‌گذاری و انطباق سررسید دارایی‌ها و بدهی‌ها پرداخت. در پژوهش حاضر به پیروی از رهیافت دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) به محاسبه دیرش سهام پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌شده است. سپس رابطه دیرش با ریسک کل و ریسک سیستماتیک سهام بررسی شده و در نهایت به بررسی این سؤال پرداختیم که آیا دیرش سهام قادر است ریسک کل و ریسک سیستماتیک سهام را پیش‌بینی کند. نتایج نشان می‌دهد بین دیرش سهام و ریسک کل رابطه منفی و معناداری وجود دارد که این امر برخلاف یافته‌های دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) مبنی بر رابطه مثبت و معنادار دیرش و ریسک کل است. علاوه بر این، شواهد نشان می‌دهد بین دیرش سهام و ریسک سیستماتیک برای داده‌های ماهانه رابطه منفی و معناداری برقرار است، لیکن با افزایش فراوانی داده‌ها و استفاده از داده‌های هفتگی به جای داده‌های ماهانه رابطه بین دیرش و بتا از معکوس به مستقیم تغییر می‌یابد اگرچه این ارتباط معنادار نمی‌باشد. یافته اخیر در تقابل با نتایج بوکسیت، ریسیت و شلارام (۱۹۷۵)، کافمن (۱۹۸۰)، دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) و بر (۲۰۱۶) می‌باشد. همچنین نتایج حاکی از آن است که دیرش سهام قادر به پیش‌بینی ریسک کل و ریسک سیستماتیک (بتای بازده ماهانه) است که این امر یافته‌های دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) را تأیید می‌کند، اگرچه علامت دیرش مؤید یافته‌های دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) نیست. نتایج به دست آمده برای سرمایه‌گذاران، مدیران مالی و مدیران صندوق‌های سرمایه‌گذاری به‌منظور مدیریت دارایی‌ها و بدهی‌ها و همچنین مدیریت بهینه ریسک بسیار مفید است. ارتباط منفی بین دیرش و ریسک سهام می‌تواند ناشی از عوامل متعددی باشد. این احتمال وجود دارد که شرایط خاص اقتصادی کشور و اعمال تحریم‌های اقتصادی و افزایش ریسک سیاسی در سال‌های اخیر منجر به کاهش فروش و جریان‌ات نقدی دریافتی شرکت‌ها و متعاقباً کاهش سود تقسیمی و در نهایت کاهش دیرش سهام شده باشد. از طرفی در این شرایط اثرپذیری بازده سهام از اخبار مثبت و منفی اعلام شده احتمالاً افزایش می‌یابد و همین امر می‌تواند افزایش ریسک کل و ریسک سیستماتیک سهام را در پی داشته باشد. همان‌طور که پژوهش بوالی، کوست و اسادام^۱ (۲۰۰۵) نشان می‌دهد ریسک سیاسی می‌تواند نقش پررنگی در نوسانات بازده سهام ایفا کند و نوسانات بازده سهام برحسب اثرپذیری شرکت‌ها از ریسک سیاسی تغییر کند. به عبارتی اثری که تحریم‌ها به‌عنوان یک متغیر برون‌زا بر دیرش و ریسک سهام به‌طور مجزا دارد می‌تواند بر نحوه ارتباط این دو متغیر با یکدیگر اثرگذار باشد. فلذا نیاز به بررسی اثر تحریم‌ها بر ارتباط بین دیرش سهام و ریسک در پژوهش‌های آتی احساس می‌شود. بر همین اساس پیشنهاد می‌شود با تقسیم دوره پژوهش به دوران پیش و پس از تحریم‌ها مجدداً به محاسبه دیرش برای هر دو بازه زمانی پرداخت و به‌منظور تبیین اثر تحریم‌ها بر ارتباط بین دیرش سهام و ریسک کل و سیستماتیک فرضیه‌های این پژوهش را به‌طور مجزا مورد آزمون مجدد قرار داد. علاوه بر این، با توجه به اثرپذیری ریسک سیستماتیک از تغییر فاصله زمانی و دوره تخمین (اسدی و دولو (۱۳۸۴)) ممکن است با تغییر هر یک از این دو عامل و متعاقباً تغییر ضریب بتای محاسبه‌شده نتایج این پژوهش نیز دستخوش تغییر گردد. در نهایت، با توجه به رابطه معنادار دیرش با معیارهای اصلی ریسک سهام، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی رابطه دیرش سهام با سایر معیارهای ریسک از جمله ریسک نقدشوندگی و ریسک غیر سیستماتیک مورد بررسی قرار گیرد.

منابع

- استانداردهای حسابداری ایران (۱۳۸۶). تهران: انتشارات سازمان حسابرسی.
- اسدی، غلامحسین؛ دولو، مریم (۱۳۸۴). «بررسی تأثیر طول دوره تخمین و فاصله زمانی محاسبه بازده بر شاخص ریسک بازار»، پیام مدیریت، ۱۷ و ۱۸، صص. ۳۳-۵۴.
- بادی، زوی؛ کین، الکس؛ مارکوس، آلان جی. (۲۰۰۹). مدیریت سرمایه گذاری. (ترجمه روح الله فرهادی، مجید شریعت پناهی). تهران: انتشارات بورس.
- پی جونز، چارلز. (۲۰۰۷). مدیریت سرمایه گذاری. (ترجمه و اقتباس رضا تهرانی، عسگر نوربخش). تهران: نگاه دانش.
- زمریان، غلامرضا؛ آزاد، محمد؛ رجب زاده، محمدرضا (۱۳۹۸). «مقایسه توان پیش بینی سنج‌های ریسک اوراق با درآمد ثابت در تعیین قیمت‌ها؛ بررسی موردی اوراق بدهی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران»، راهبرد مدیریت مالی، ۷، ۳، صص. ۱۷۵-۱۹۹.
- عرب مازار یزدی، محمد؛ باغومیان، رافیک؛ کاکه خانی، فرزانه (۱۳۹۲). «بررسی رابطه میان ترکیب دارایی-بدهی و ریسک نقدینگی بانک‌ها در ایران»، دانش حسابرسی، ۱۳، ۵۲، صص. ۳۳-۵۱.
- کاظمی گورتی، حسین، سروش یار، افسانه (۱۳۹۶). دیرش ضمنی سهام و مازاد بازده سهام: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران، مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۳۵، صص. ۲۴۳-۲۵۸.
- Arab Mazar Yazdi, Mohammad. Baghumian, Rafik and Farzaneh Kakeh Khani. (1392). "investigating the relation between debt-asset structure and liquidity risk of Banks in Iran". *Journal of Audit science*, 13, 52, pp 33-51, (in Persian).
- Asadi, Gholamhossein and Maryam Davallou. (1384). "investigation of the impact of estimation period and return interval on market risk". *Management perspective*, 17 & 18, pp 33-54, (in Persian).
- Beaulieu, M. C. Cosset, J. C. and Essaddam, N. (2005). "The impact of political risk on the volatility of stock returns: The case of Canada". *Journal of International Business Studies*, 36(6), pp 701-718.
- Blitzer, D. M. Luo, F. and Soe, A. M. (2012). "Equity Duration of the S&P 500: Latest Updates".
- Bodie, Z. Kane, A. and Marcus, A. J. (2009). Investments. (translated by: Roohollah Farhadi, Majid Shariat Panahi). Tehran: Bourse publications. (in Persian)
- Boquist, J. A. Racette, G. A. and Schlarbaum, G. G. (1975). "Duration and risk assessment for bonds and common stocks". *The Journal of Finance*, 30(5), pp 1360-1365.
- Broughton, J. and Lobo, B. J. (2015). "Equity duration of value and growth indices". Available at: <https://papers.ssrn.com/sol3/Delivery.cfm?abstractid=2679068>
- Charles P. Jones. (2007). Investments: analysis and management. (translated by: Reza Tehrani, Asgar Noorbakhsh). Tehran: Negahe Danesh. (in Persian).
- Dechow, P. M. Sloan, R. G. and Soliman, M. T. (2004). "Implied equity duration: A new measure of equity risk". *Review of Accounting Studies*, 9(2-3), pp 197-228.
- Fama, E. F. and French, K. R. (1993). "Common risk factors in the returns on stocks and bonds". *Journal of financial economics*, 33(1), pp 3-56.

- Fukuta, Y. and Yamane, A. (2015). "Value premium and implied equity duration in the Japanese stock market". *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 39, pp 102-121.
- Fullana, O. and Toscano, D. (2014). "The implied equity duration for the Spanish listed firms". *The Spanish Review of Financial Economics*, 12(1), pp 33-39.
- Iran Auditing Standards (1386). Tehran: Audit Organization Publications. (in Persian).
- Jiang, H. and Sun, Z. (2016). "Equity duration: A puzzle on high dividend stocks". Working Paper.
- Johnson, L. D. (1989). "Equity duration: Another look". *Financial Analysts Journal*, 45(2), pp 73-75.
- Kaufman, G. G. (1980). "Duration, planning period, and tests of the capital asset pricing model". *Journal of Financial Research*, 3(1), pp 1-9.
- Kazemi Gavarti, Hossein and Afsaneh soroushyar. (1396). "Implied Equity Duration and Excess Stock Return: The Evidence from Tehran Stock Exchange". *Journal of financial engineering and portfolio management*, Vol 9 (35), pp 243-258, (in Persian).
- Lanstein, R. and Sharpe, W. F. (1978). "Duration and security risk". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 13(4), pp 653-668.
- Lettau, M. & Wachter, J. A. (2007). "Why is long-horizon equity less risky? a duration-based explanation of the value premium". *The Journal of Finance*, 62(1), pp 55-92.
- Leibowitz, M. L. (1986). "Total portfolio duration: a new perspective on asset allocation". *Financial Analysts Journal*, 42(5), pp 18-29.
- Leibowitz, M. L. Sorensen, E. H. Arnott, R. D. and Hanson, H. N. (1989). "A total differential approach to equity duration". *Financial Analysts Journal*, 45(5), pp 30-37.
- Macaulay, F. R. (1938). "Some Theoretical Problems Suggested by the Movements of Interest Rates, Bond Yields and Stock Prices in the United States since 1856". *National Bureau of Economic Research, Inc.*
- Nissim, D. and Penman, S. H. (2001). "Ratio analysis and equity valuation: From research to practice". *Review of accounting studies*, 6(1), pp 109-154.
- Park, Y. K. and Choi, H. S. (2019). "equity duration puzzle and investors' demands: evidence from Korea". *International Journal of Business & Society*, 20(2).
- Penman, S. H. (1991). "An evaluation of accounting rate-of-return". *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 6(2), pp 233-255.
- Schröder, D. and Esterer, F. (2012). "A new measure of equity duration: The duration-based explanation of the value premium revisited". *Journal of Money Credit and Banking*, 48(5), pp 857-900.
- Stigler, G. J. (1963). "Introduction to Capital and Rates of Return in Manufacturing Industries". *Capital and Rates of Return in Manufacturing Industries*, Princeton University Press, pp 3-10.
- Weber, M. (2016). "Cash flow duration and the term structure of equity returns" (No. w22520). *National Bureau of Economic Research*.
- Zomorodian, Gholamreza. Azad, Mohammad and Mohammadreza Rajab zadeh. (1398). "Comparison of predictability of fixed incomes risk measures in pricing; Case Study of Debt Securities Accepted in Tehran Stock Exchange". *Journal of Financial Management Strategy*, Vol 7, 3, pp 175-199, (in Persian).