Accounting and Auditing Review

Print ISSN: 2645-8020

Online ISSN: 2645-8039

The Effect of the Level of Firm Growth Rate on the Influence of Information Disclosure on Stock Risk Premium

Ghazal Sadeghi Yakhdani

Ph.D. Candidate, Department of Accounting, Faculty of Administrative Science & Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran. E-mail: ghazalsadeghi64@pds.ui.ac.ir

Abdullah Khani

*Corresponding Author, Associate Prof., Department of Accounting, Faculty of Administrative Science & Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran. E-mail: a.khani@ase.ui.ac.ir

Mahmoud Botshekan

Assistant Prof., Department of Management, Faculty of Administrative Science & Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran. E-mail: m.botshekan@ase.ui.ac.ir

Abstract

Objective: The purpose of this study is to investigate the effect of the level of firm growth rate on the relationship between voluntary and mandatory disclosure of information and firm stock risk premium.

Methods: The sample of research includes 130 companies listed on the Tehran Stock Exchange from 2010 to 2018. The research results have been separately analyzed at in the period of boom and bust of the capital market. In order to determine the capital market cycle Hudrick-Prieskat filter was used and multivariate regression model and generalized least squares method was used in order to test the main research models and the hypothesis.

Results: The results of the study showed that the level of firm growth rate is effective on the relationship between voluntary disclosure of information and firm stock risk premium, when for information voluntary disclosure from the criteria of management forecast timeliness of midterm earnings (3 months, 6 months and 9 months) and management forecast bias of midterm (3 months, 6 months, 9 months) and annual earnings and for firm stock risk premium from criteria of implied risk premium is used. The results of the study also show that the level of firm growth rate affects relationship between voluntary disclosure of information and firm stock risk premium only in the period of boom and bust of the capital market, when for information voluntary disclosure from the criteria of management forecast bias and accuracy of midterm (3 months, 6 months, 9 months) and annual earnings and for stock risk premium from criteria of risk

premium based on the firm characteristics. Regarding the mandatory disclosure of information, the research results indicate the effect of the firm growth rate level on the relationship between mandatory disclosure of information and stock risk premium based firm characteristics at the general level of the sample and the period of boom and bust of the capital market.

Conclusion: Firm growth is an important and influential factor on the relationship between information voluntary and mandatory disclosure and different criteria of stock risk premium. Also, the relationship between information voluntary and mandatory disclosure and different criteria of stock risk premium in the period of boom and bust of the capital market is different. Also, the effect of information voluntary disclosure, compared to mandatory disclosure, on risk premium is different, so that in relation to voluntary disclosure this effect is significant and to mandatory disclosure this effect is less.

Keywords: Capital market boom and bust, Firm growth rate, Implied risk premium, Information disclosure, Risk premium based compamiy characteristics.

Citation: Sadeghi Yakhdani, Gh., Khani, A., & Botshekan, M. (2020). The Effect of the Level of Firm Growth Rate on the Influence of Information Disclosure on Stock Risk Premium. *Accounting and Auditing Review*, 27(3), 381- 409. (*in Persian*)

Accounting and Auditing Review, 2020, Vol. 27, No.3, pp. 381-409
DOI: 10.22059/acctgrev.2020.307232.1008409
Received: February 24, 2020; Accepted: June 04, 2020
© Faculty of Management, University of Tehran

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

بررسی‌های حسابداری و حسابرسی
شاپا چاپی: ۲۶۴۵-۸۰۲۰
شاپا الکترونیکی: ۲۶۴۵-۸۰۳۹

بررسی تأثیر افشای اطلاعات بر صرف ریسک سهام با توجه به سطح نرخ رشد شرکت

غزل صادقی یخدانی
دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران. رایانامه: ghazalsadeghi64@pds.ui.ac.ir

عبدالله خانی
* نویسنده مسئول، دانشیار، گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران. رایانامه: a.khani@ase.ui.ac.ir

محمود بت‌شکن
استادیار، گروه مدیریت، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران. رایانامه: m.botshekan@ase.ui.ac.ir

چکیده

هدف: نتایج پژوهش‌های تجربی در بررسی رابطه بین افشای اطلاعات و صرف ریسک سهام تا حدی متناقض بوده است. در پژوهش حاضر، تأثیر سطح نرخ رشد شرکت بر رابطه بین افشای اختیاری و اجباری اطلاعات و صرف ریسک سهام با هدف توضیح تناقض ذکرشده آزمون شده است.

روش: به‌منظور اندازه‌گیری متغیر افشای اختیاری اطلاعات از سه معیار به‌موقع‌بودن، دقت و تورش پیش‌بینی سودهای میان‌دوره‌ای و سالانه شرکت، استفاده شده است. افشای اجباری نیز با استفاده از دستورالعمل اجرایی افشای اطلاعات سازمان بورس اوراق بهادار تهران اندازه‌گیری شده است. برای آزمون فرضیه‌ها از اطلاعات ۱۳۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، بین سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۷و مدل رگرسیون چندگانه استفاده شده است.

یافته‌ها: بر اساس یافته‌های پژوهش، رشد شرکت به‌عنوان متغیر تعدیلگر، بر رابطه بین به‌موقع‌بودن پیش‌بینی سودهای میان‌دوره‌ای با صرف ریسک ضمنی و بین تورش پیش‌بینی سودهای میان‌دوره‌ای و سالانه با صرف ریسک ضمنی، مؤثر است. همچنین، می‌تواند بر رابطه بین دو معیار تورش و پیش‌بینی سودهای میان‌دوره‌ای و سالانه با معیار صرف ریسک مبتنی بر ویژگی‌های شرکت در قالب دوره‌های زمانی تفکیک‌شده رونق و رکود بازار سرمایه نیز مؤثر باشد. علاوه بر این، نتایج پژوهش، حاکی از تأثیر عامل رشد شرکت بر رابطه بین افشای اجباری و صرف ریسک مبتنی بر ویژگی‌ها است.

نتیجه‌گیری: رشد شرکت به‌عنوان متغیری تعدیلگر، بر رابطه بین معیارهای افشای اختیاری و اجباری اطلاعات و معیارهای صرف ریسک مؤثر است و می‌تواند نتایج متناقض پژوهش‌های این حوزه از بورس اوراق بهادار تهران را توضیح دهد. البته توانایی توضیح‌دهندگی، در دوره‌های زمانی رونق و رکود بازار، متفاوت خواهد بود.

کلیدواژه‌ها: افشای اطلاعات، رونق و رکود بازار سرمایه، صرف ریسک ضمنی، صرف ریسک مبتنی بر ویژگی‌ها، نرخ رشد شرکت.

استناد: صادقی یخدانی، غزل؛ خانی، عبدالله؛ بت‌شکن، محمود (۱۳۹۹). بررسی تأثیر افشای اطلاعات بر صرف ریسک سهام با توجه به سطح نرخ رشد شرکت. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۷(۳)، ۳۸۱- ۴۰۹.

بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۱۳۹۹، دوره ۲۷، شماره ۳، صص. ۳۸۱- ۴۰۹
DOI: 10.22059/acctgrev.2020.307232.1008409
دریافت: ۱۳۹۸/۱۲/۰۵، پذیرش: ۱۳۹۹/۰۳/۱۵
© دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

مقدمه

ارتباط بین افشای اطلاعات و هزینه سرمایه در مباحث مرتبط با گزارشگری مالی، مفهومی کلیدی محسوب می‌شود. بر اساس تئوری اقتصادی افشا، کیفیت افشای اطلاعات در بازاری رقابتی، می‌تواند نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذار یا به بیان دیگر، هزینه سرمایه را از طریق کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و همچنین، افزایش نقدینگی کاهش دهد (کامران، اسدی و اثنی‌عشری، ۱۳۹۹) که به افزایش رفاه سهامداران فعلی و آتی منجر می‌شود. بنابراین، انتظار می‌رود بین افشای اطلاعات و هزینه سرمایه، رابطه‌ای منفی برقرار باشد (دیاموند و ورشیا[1]، ۱۹۹۱ و ولکر[2]، ۱۹۹۵). علی‌رغم این موضوع، نتایج پژوهش‌های تجربی در بررسی رابطه بین افشای اطلاعات و هزینه سرمایه، تا حدی متناقض بوده است. به‌طور مثال، بر اساس نتایج پژوهش بوتوسان[3] (۱۹۹۷)، بین افشای اطلاعات و هزینه سرمایه رابطه معناداری وجود ندارد یا در پژوهش مشترک دیگری از همین نویسنده، بین افشای اطلاعات و هزینه سرمایه، رابطه‌ای مثبت وجود دارد (بوتوسان و پلومل[4]، ۲۰۰۲). اما در مقابل، نتایج پژوهش ایزیلی و اوهارا[5] (۲۰۰۴) و ریچاردسون و ولکر[6] (۲۰۰۱)، مبین رابطه منفی بین افشای اطلاعات و هزینه سرمایه است. گاه، در پژوهش‌های داخلی نیز برای رابطه بین افشای اجباری و اختیاری اطلاعات و هزینه سرمایه، نتایج متناقضی وجود دارد (پورحیدری، یوسف‌زاده، اعظمی و معصومی بیلندی، ۱۳۹۶؛ اسدی‌راد، کعب‌عمیر و مهربانی، ۱۳۹۵؛ افلاطونی و بختیاروند، ۱۳۹۵؛ ربانی مورخ، ۱۳۹۳؛ ناظمی و نصیری،۱۳۹۳؛ پورحیدری، یوسف‌زاده و اعظمی، ۱۳۹۳ و مشایخی و فرهادی، ۱۳۹۲). در این میان، داتا و نزلوبین[7] (۲۰۱۶، ۲۰۱۸)، سعی داشتند مسئله تناقض بیان‌شده را توضیح دهند. بر اساس نظر آنها، تأثیر افشای اطلاعات روی رفاه سهامداران فعلی و آتی، از طریق تأثیر بر هزینه سرمایه خواهد بود که خود، تحت تأثیر عوامل کلان اقتصادی و میزان رشد شرکت و نوع تکنولوژی در بازار است. در واقع، تغییر در شرایط اقتصادی می‌تواند به رونق یا رکود در بازار سرمایه منجر شده و در نتیجه، عملکرد هر شرکت و سطح نرخ رشد هر شرکت را به فراخور تأثیرپذیری آن شرکت از شرایط اقتصادی، تحت تأثیر قرار دهد که به‌نوبه خود می‌تواند به تأثیر متفاوت اطلاعات افشاشده توسط شرکت روی رفاه سهامداران فعلی و آتی، از طریق تأثیر منفی یا مثبت بر هزینه سرمایه منجر شود. بر اساس دیدگاه این دو پژوهشگر، انتظار می‌رود، در هر یک از دوره‌های زمانی رونق یا رکود بازار سرمایه، هنگامی که نرخ رشد شرکت کمتر از نرخ رشد آستانه قرار گیرد (شرکت‌هایی که در پایین‌ترین چارک نرخ رشد بلندمدت[8] شرکت‌ها قرار می‌گیرند)، افشای آگاهی‌بخش اطلاعات به صرف ریسک پایین‌تر منجر شود. به بیان دیگر، صرف ریسک با افزایش افشای اطلاعات آگاهی‌بخش برای شرکت‌های با رشد پایین، کاهش می‌یابد، زیرا عدم اطمینان سهامداران در رابطه با سودهای تقسیمی آتی که عامل تعیین‌کننده ریسک در این شرکت‌ها و به‌تبع آن، ارزش این شرکت‌ها است، کاهش خواهد یافت. اما در شرکت‌هایی که در هر یک از دوره‌های زمانی رونق یا رکود بازار سرمایه، نرخ رشد آنها از نرخ رشد آستانه بیشتر است (شرکت‌هایی که در بالاترین چارک نرخ رشد بلندمدت شرکت‌ها قرار دارند)، نرخ رشد بیشتر می‌تواند دلیل انگیزه مدیر برای تقسیم سود کمتر و سرمایه‌گذاری بیشتر باشد. در این صورت، افزایش افشای اطلاعات آگاهی‌بخش در خصوص این گونه شرکت‌ها می‌تواند به آگاهی

1. Diamond & Verrecchia
2. Welker
3. Botosan
4. Botosan & Plumlee
5. Easley & Ohara
6. Richardson & Welker
7. Dutta & Nezlobin
8. Long-term growth rate

سهام‌دار از انگیزه احتمالی مدیر برای تقسیم نکردن سود و سرمایه‌گذاری بیشتر در شرکت منجر شود. ضمن اینکه، ابهام در تحقق رشدهای مورد انتظار نیز باعث ریسک بیشتر این شرکت‌ها می‌شود. بر این اساس و بر مبنای پیش‌بینی نظریه نوین ارتباط افشا با هزینه سرمایه (داتا و نزلوبین، ۲۰۱۶، ۲۰۱۸)، افزایش افشای اطلاعات شرکت‌های با نرخ رشد بالاتر از نرخ رشد آستانه، به آگاهی بیشتر از وجود نوسان در جریان وجوه نقد آتی شرکت و در نتیجه، قیمت‌های آتی سهام منجر خواهد شد که به‌نوبه خود، سبب درخواست صرف ریسک بیشتر از طرف سهام‌دار خواهد شد.

بر این اساس، در این پژوهش، برای نخستین بار توانایی توضیح‌دهندگی متغیر نرخ رشد شرکت بر تأثیر منفی یا مثبت افشای اطلاعات روی هزینه سرمایه برای شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و در هر یک از دوره‌های زمانی رونق و رکود بازار سرمایه ایران، بررسی شده است. همچنین، برای تخمین هزینه سرمایه شرکت، از دو معیار صرف ریسک ضمنی و صرف ریسک مبتنی بر ویژگی‌های شرکت استفاده شده است که تخمین صرف ریسک ضمنی (بر اساس پیش‌بینی سود مبتنی بر مدل‌های رگرسیون) برای نخستین بار در ایران صورت می‌گیرد.

مبنای نظری پژوهش

افشا، مفهومی کلی است که می‌تواند هزینه سرمایه را از طریق تأثیر بر عدم تقارن اطلاعاتی یا ریسک اطلاعات تحت تأثیر قرار دهد (آمیهود و مندلسون[1]، ۱۹۸۶ و دیاموند و ورشیا، ۱۹۹۱). بر اساس پژوهش ایزیلی و اوهارا (۲۰۰۴)، افزایش در کمیت یا کیفیت افشا، هزینه سرمایه شرکت را از طریق کاهش ریسک اطلاعات کاهش می‌دهد. در واقع، شرکت‌ها یا از طریق الزام به ارائه گزارش‌های مالی، ملزم به افشای اطلاعات در بازار سرمایه خواهند بود یا به‌صورت اختیاری، همچون ارائه پیش‌بینی‌های مدیریت، به افشای اطلاعات تمایل خواهند داشت. بسیاری از پژوهش‌ها نشان‌دهنده استفاده هم‌زمان شرکت‌ها از سازوکار افشای اجباری و اختیاری برای انتقال اطلاعات به بیرون از واحد تجاری هستند (لی و یانگ[2]، ۲۰۱۶؛ کال، کمپبل، دی هالیوال و مون[3]، ۲۰۱۷ و نوح، سو و وبر[4]، ۲۰۱۹). با وجود این، پژوهش‌های مذکور نتوانسته‌اند در خصوص نحوه ارتباط بین افشای اجباری و اختیاری اطلاعات و تأثیر آن بر رفاه سرمایه‌گذاران از طریق تأثیر بر هزینه سرمایه (صرف ریسک سهام)، نتایج یکسانی ارائه دهند. بخش زیادی از این پژوهش‌ها، نشان‌دهنده این واقعیت بوده که بین افشای اجباری و اختیاری اطلاعات، رابطه مکملی وجود دارد، به‌طوری که افشای اختیاری با کیفیت بالا می‌تواند به‌عنوان سازوکار مکملی برای افزایش اعتبار افشای اجباری، به‌کار برده شود (نظریه رابطه مکملی، لی و یانگ، ۲۰۱۶). از طرفی، پژوهش‌های دیگر نشان‌دهنده این واقعیت بوده که افشای اختیاری می‌تواند به‌عنوان جایگزینی برای افشای اجباری تلقی شود، به‌طوری که با افزایش تعداد دفعات افشای اختیاری در یک دوره و در نتیجه کاهش تأخیر در زمان افشای اطلاعات، می‌توان هزینه و پیچیدگی موجود در افشای اجباری را کاهش داد (گای، ساموئل و تیلور[5]، ۲۰۱۶). همچنین، با افزایش آگاهی سرمایه‌گذاران از ارزش شرکت، می‌توان الزام به افشای اجباری اطلاعات را تقلیل داد (نظریه رابطه جایگزینی، ورشیا[6]، ۱۹۹۰).

1. Amihud & Mendelson
2. Li & Yang
3. Call, Campbell, Dhaliwal & Moon
4. Noh, So & Weber
5. Guay, Samuels & Taylor
6. Verrecchia

به‌تازگی، افشای رقم سود پیش‌بینی‌شده توسط مدیریت، به‌عنوان جنبه دیگری از موضوع افشا در رابطه با افشای اختیاری و اجباری در پژوهش‌ها مد نظر قرار گرفته است. مدیر در سود پیش‌بینی‌شده خود اطلاعات داخلی (خصوصی) شرکت را نیز در نظر می‌گیرد. به همین دلیل، افشای رقم سود پیش‌بینی‌شده از طرف مدیر می‌تواند برای سرمایه‌گذار، محتوای اطلاعاتی داشته باشد. در واقع، سود پیش‌بینی شدهٔ مدیریت، ابزار مهمی است تا مدیر بتواند درک سرمایه‌گذاران از عملکرد شرکت را بهبود بخشد (نوح و همکاران، ۲۰۱۹؛ کال و همکاران، ۲۰۱۷ و گای و همکاران، ۲۰۱۶). از طرف دیگر، در این خصوص ادعا می‌شود که مدیر فقط زمانی به افشای اختیاری ارقام سود پیش‌بینی‌شده تمایل خواهد داشت که فقط دربرگیرنده اخبار خوب برای سرمایه‌گذار باشد و در این صورت، این امر در رقم سود پیش‌بینی‌شده در مقایسه با رقم سود پژوهشگر، تورش[1] ایجاد خواهد کرد (پنمن[2]، ۱۹۸۰). از سوی دیگر، بر اساس پژوهش دیگری، افشای سودهای پیش‌بینی‌شده در فواصل زمانی مشخص می‌تواند به کاهش تورش سودهای پیش‌بینی‌شده و افزایش دقت[3] آنها منجر شود (بال، جیارامان و شیواکومار[4]، ۲۰۱۲).

بر اساس بررسی گراهام، هاروی و راژگوپال[5] (۲۰۰۵)، بیش از ۹۰ درصد مدیران معتقدند که اطلاعات آینده‌نگر از سود می‌تواند به کاهش ریسک اطلاعات و هزینه سرمایه کمک کند، اما شواهد تجربی در زمینه ارتباط بین پیش‌بینی سود توسط مدیریت و هزینه سرمایه، مبهم است. به‌طور مثال، کلمنت، فرانکل و میلر[6] (۲۰۰۳) دریافتند که بین اعلام پیش‌بینی سود توسط مدیریت و هزینه سرمایه رابطه منفی وجود دارد. در مقابل، بر اساس پژوهش فرانسیس، نانـدا و اولسون[7] (۲۰۰۸)، افشای داوطلبانه پیش‌بینی سود توسط مدیریت، در میان تمام اقدامات افشای داوطلبانه، هزینه سرمایه را افزایش می‌دهد. داتا و نزلوبین (۲۰۱۶ و ۲۰۱۸)، در پژوهشی نظری و با تکیه بر پژوهش‌های گذشته و با استفاده از مدل پویای دودوره‌ای، نقش بالقوه نرخ رشد شرکت را در توانایی توضیح‌دهندگی یافته‌های تجربی متناقض در زمینه ارتباط بین سطح افشا و هزینه سرمایه شرکت بررسی کردند. آنها در مدل نظری خود فرض کرده‌اند که تمام ریسک دارایی سرمایه‌ای، ریسک سیستماتیک است. در این مدل، دو دوره سرمایه‌گذاری برای شرکت در نظر گرفته شده، به‌طوری که در ابتدای دوره نخست، گروهی از سهام‌داران، سهام شرکت را خریداری کرده و در پایان دوره بعد، سهام‌داران فعلی، سهام شرکت را به نسل بعدی سهام‌داران (سهام‌داران بالقوه) خواهند فروخت (مدل دودوره‌ای و دونسلی). در این مدل و در پایان هر دوره، شرکت به‌طور عمومی، پیامی را که قرار است در دوره بعد تحقق یابد، در قالب اطلاعات در خصوص جریان‌های نقدی آتی افشا یا ارسال می‌کند. در نتیجه، بازده برای هر نسل از سهام‌داران، دو جزء یا بخش خواهد داشت: جزء اول (جزء کوتاه‌مدت)، جریان نقدی توزیع‌شده به‌عنوان سود تقسیمی دوره زمانی اول و جزء دوم (جزء بلندمدت)، سود سرمایه که از فروش سهام شرکت به نسل بعد و در ابتدای دوره زمانی دوم، به دست خواهد آمد که البته فرض می‌شود جریان‌های نقدی مرتبط با هر دو جزء کوتاه‌مدت و بلندمدت، نامطمئن باشند. صرف ریسک تعادلی در هر دوره، بر اساس پاداشی خواهد بود که سرمایه‌گذاران برای تحمل ریسک تغییر سود تقسیمی و ریسک مرتبط با قیمت

1. Bias
2. Penman
3. Accuracy
4. Ball, Jayaraman & Shivakumar
5. Graham, Harvey & Rajgopal
6. Clement, Frankel & Miller
7. Francis, Nanda & Olsson

فروش مجدد سهام تقاضا می‌کند. در مدل داتا و نزلوبین (۲۰۱۶، ۲۰۱۸)، فرض می‌شود که اولاً، جریان‌های وجوه نقد هر دوره از دوره‌های بعد مستقل باشند، ثانیاً، جمع جریان‌های وجوه نقد هر دوره در قالب سود تقسیمی بین سهامداران تقسیم شوند و ثالثاً، اطلاعات، در اینجا صورت‌های مالی منتشرشده در پایان دوره t، فقط در رابطه با جریان‌های وجوه نقد دوره بعد، t +۱، آگاهی‌بخش باشند.

بر اساس نتایج پژوهش نظری داتا و نزلوبین (۲۰۱۶، ۲۰۱۸)، انتظار می‌رود افشای آگاهی‌بخش[1] اطلاعات، واریانس شرطی جریان‌های نقدی موجود و به‌نوبه خود، صرف ریسک تحصیل سود تقسیمی را کاهش دهد. به این معنا که فرض کنید سرمایه گذار x، سهام شرکت الف را در ابتدای دوره t خریداری کرده و در پایان دوره t+۱ و بعد از دریافت سود تقسیمی دوره t در دوره t+۱ (c_{t+1}) به فروش برساند، جمع ریسک این سرمایه‌گذار در دوره t به دو بخش ریسک سود تقسیمی آن دوره که در دوره بعد تحصیل می‌کند (c_{t+1}) و همچنین ریسک ناشی از فروش سهام نام‌برده در دوره بعد (p_{t+1}) قابل تفکیک خواهد بود. حال، فرض کنید اطلاعات، به‌خصوص سود هر سهم و در قالب صورت‌های مالی در پایان دوره t منتشر شود، این اطلاعات انتشاریافته می‌تواند در اختیار عموم، از جمله سرمایه‌گذار x قرار گرفته و اطلاعات آگاهی‌بخش در خصوص سود تقسیمی بیان‌شده ارائه دهد. بنابراین، انتشار گزارش‌ها در پایان دوره t، می‌تواند به کاهش بی‌اطمینانی پیرامون جریان‌های نقدی در قالب سودهای تقسیمی دوره بعد (c_{t+1}) منجر شود و در نتیجه، ریسک سرمایه‌گذار در خصوص سود تقسیمی دوره بعد (c_{t+1}) را کاهش دهد. نتیجه آن، کاهش صرف ریسک مرتبط با نوسان سودهای تقسیمی خواهد بود و در نتیجه، بین کیفیت افشا و صرف ریسک مرتبط با پرداخت سودهای تقسیمی، ارتباطی منفی وجود خواهد داشت.

از طرف دیگر، اثر افشای اطلاعات بر ریسک ناشی از قیمت فروش سهام، در دیدگاه‌ها و نظریه‌های هیرش لیفر[2] (۱۹۷۱) ریشه دارد که براین اساس، فرض می‌شود، بازارها رقابتی و کامل بوده و در نتیجه، اطلاعات به‌صورت کامل در بازار سرمایه وجود خواهد داشت و تا زمان انتشار اطلاعات جدید، درباره جریان‌های نقدی آتی، اطلاعات پنهان یا ناگفته و جدیدی وجود نخواهد داشت و درنتیجه تمام اطلاعات مرتبط در قیمت سهام منعکس شده و شاهد قیمت ثابتی از سهام باشیم. در این صورت، افشای اطلاعات جدید یا آگاهی‌بخش، فقط نوسان قیمت‌های آتی را از دید سهامداران فعلی بیشتر خواهد کرد. این مسئله، باعث افزایش در صرف ریسک تعادلی مرتبط با جزء بلندمدت یا ریسک ناشی از فروش مجدد سهام و در نتیجه، ایجاد ارتباطی مثبت بین کیفیت افشا و صرف ریسک مرتبط با سود سرمایه خواهد شد. بنابراین، در مجموع، ارتباط تعادلی بین کیفیت افشا و صرف ریسک، به قدرت نسبی این دو اثر متقابل (کاهش ریسک جزء کوتاه‌مدت و افزایش ریسک جزء بلندمدت) وابسته خواهد بود.

در این ارتباط، پژوهش نظری داتا و نزلوبین (۲۰۱۶، ۲۰۱۸)، نشان داده است که رشد شرکت، در تعیین ارتباط تعادلی بین صرف ریسک و افشای اطلاعات نقش اصلی را ایفا خواهد کرد. هنگامی که نرخ رشد شرکت، کمتر از نرخ رشد آستانه قرار گیرد، افشای آگاهی‌بخش اطلاعات می‌تواند به صرف ریسک پایین‌تر منجر شود. به بیان دیگر، صرف ریسک با افزایش افشای اطلاعات آگاهی‌بخش برای شرکت‌های با رشد پایین، کاهش می‌یابد، زیرا با توجه به ثبات

1. Informativeness
2. Hirshleifer

نسبی این سودها، افشای اطلاعات، بی‌اطمینانی سرمایه‌گذاران درباره سودهای تقسیمی در دوره بعد که عامل تعیین‌کننده ریسک در این شرکت‌ها است را کاهش می‌دهد. در مقابل، سرمایه‌گذاران در شرکت‌های با نرخ رشد بالاتر از نرخ رشد آستانه، در رابطه با جزء ریسک قیمت، نگرانی بیشتری دارند، زیرا این ریسک، منعکس‌کننده بی‌اطمینانی به سودهای نقدی آتی است که با نرخ رشد بالایی افزایش خواهد یافت و همچنین باعث اطمینان نداشتن به عامل رشد می‌شود که می‌تواند در قیمت سهام، نوسان زیادی ایجاد کند. بنابراین، افزایش افشای اطلاعات آگاهی‌بخش در خصوص این گونه شرکت‌ها، به افزایش صرف ریسک کل (تعادلی) منجر می‌شود. بر این اساس و بر مبنای پیش‌بینی نظریه نوین ارتباط افشا با هزینه سرمایه (داتا و نزلوبین، ۲۰۱۶، ۲۰۱۸)، افزایش افشای اطلاعات آگاهی‌بخش شرکت‌های با نرخ رشد بالا، به درخواست صرف ریسک بیشتر از طرف سرمایه‌گذار منجر خواهد شد. بر اساس مطالب بیان‌شده، در این پژوهش با توجه به معیارهای مختلف برای اندازه‌گیری افشای اطلاعات، فرضیه‌هایی به‌شرح زیر تدوین شدند:

فرضیه ۱: سطح نرخ رشد شرکت، بر رابطه بین تورش پیش‌بینی سود و صرف ریسک سهام اثرگذار است.

فرضیه ۲: سطح نرخ رشد شرکت، بر رابطه بین افشای به موقع پیش‌بینی سود و صرف ریسک سهام اثرگذار است.

فرضیه ۳: سطح نرخ رشد شرکت، بر رابطه بین دقت پیش‌بینی سود و صرف ریسک سهام اثرگذار است.

فرضیه ۴: سطح نرخ رشد شرکت، بر رابطه بین افشای اجباری اطلاعات و صرف ریسک سهام اثرگذار است.

روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش، بعد از گردآوری داده‌ها و در مرحله نخست، با استفاده از نرم‌افزار اقتصادسنجی ایویوز، سودهای مورد انتظار شرکت‌ها پیش‌بینی شده‌اند. برای پیش‌بینی سودهای مورد انتظار نیز از داده‌های ترکیبی و مدل رگرسیونی چندگانه مبتنی بر پژوهش لی و موهانرام (۲۰۱۴) استفاده شد. در مرحله دوم و با استفاده از نرم‌افزار برنامه‌نویسی اکلیپس[1]، از سود مورد انتظار پیش‌بینی‌شده برای محاسبه نرخ بازده مورد انتظار (هزینه سرمایه ضمنی) و در نهایت، صرف ریسک ضمنی سهام استفاده شد. در مرحله آخر، با استفاده از نرم‌افزار اقتصادسنجی استتا، فرضیه‌های پژوهش آزمون شدند. در پژوهش حاضر و بعد از انجام فروض رگرسیون، به‌دلیل وجود ناهم‌سانی واریانس و خودهم‌بستگی، برای آزمون فرضیه‌ها از مدل رگرسیونی حداقل مربعات تعمیم‌یافته استفاده شد.

جامعه آماری پژوهش

جامعه آماری پژوهش حاضر، شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران هستند. در پژوهش حاضر، به‌منظور پیش‌بینی سودها از داده‌های سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۷ استفاده شده است. از سودهای پیش‌بینی‌شده برای تخمین صرف ریسک ضمنی و صرف ریسک مبتنی بر ویژگی‌ها برای سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۷ استفاده شده است. سپس، مدل اصلی پژوهش در بازه این زمانی، آزمون شده است. مدل اصلی پژوهش، در بازه زمانی رونق و رکود بازار سرمایه نیز آزمون شده است. به‌منظور در دسترس بودن و همگن کردن جامعه آماری پژوهش، ویژگی‌هایی به‌شرح زیر در نظر گرفته شده‌اند:

1. Eclipse

۱. شرکت‌های صنایع واسطه‌گری مالی، سرمایه‌گذاری و بانک‌ها، نباید جزء نمونه انتخابی باشند، زیرا ماهیت عملیات آنها متفاوت است.
۲. تمام داده‌های مورد نیاز پژوهش برای شرکت‌های بررسی‌شده طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۷، موجود باشند.
۳. طی دوره مد نظر سال مالی خود را تغییر نداده باشند.

پس از بررسی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، نمونه نهایی شامل ۱۶۳ شرکت شد که واجد تمام شرایط بالا بودند. از بین شرکت‌های نام‌برده، ۳۳ شرکت نیز به‌دلیل داشتن ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام منفی در بین دوره زمانی پژوهش (۱۳۸۰ تا ۱۳۹۷) از جامعه آماری پژوهش حذف شدند و سرانجام، تجزیه و تحلیل روی ۱۳۰ شرکت انجام شد. کلیه متغیرهای موجود در پژوهش در سطح ۱ درصد و ۹۹ درصد تریم[1] شده است.

مدل اصلی پژوهش

مدل رگرسیونی چندگانه پژوهش‌های بوتوسان و پلومل (۲۰۰۲)، فرانسیس و همکاران (۲۰۰۸) و پلومل، براون، هایز و مارشال[2] (۲۰۱۵)، ارتباط بین افشای اطلاعات و صرف ریسک سهام را بدون قید و شرط (بدون در نظر گرفتن عامل رشد) بررسی می‌کنند که در این پژوهش و بر مبنای پژوهش‌های (الهی، هایز و پلومل[3]، ۲۰۱۹؛ هی، پلومل و ون[4]، ۲۰۱۸؛ پورحیدری و همکاران، ۱۳۹۳ و مشایخی و فرهادی، ۱۳۹۲) به‌شرح در زیر توسعه داده شده‌اند تا بتوان مدل داتا و نزلوبین (۲۰۱۶، ۲۰۱۸) را در قالب سنجش تأثیر سطح نرخ رشد شرکت‌ها بررسی کرد.

مدل ۱)
$$RP_{k,i} = \alpha_0 + \alpha_1 Disclosure_{ji} + \alpha_2 BelowThreshold + \alpha_3\left(BelowThreshold \times Disclosure_{ji}\right) + \alpha_4 Size_i + \alpha_5 Beta_i + \alpha_6 Leverage_i + \alpha_7 B_i/P_i + \varepsilon_i$$

که در این مدل:

$RP_{k,i}$ متغیر وابسته و نشان‌دهنده صرف ریسک سهام شرکت i در دوره مالی منتهی به زمان t است که بر اساس دو معیار صرف ریسک ضمنی (هس، میچر و کائول[5]، ۲۰۱۹ و لی و موهانرام[6]، ۲۰۱۴) و صرف ریسک مبتنی بر ویژگی‌های شرکت (الهی و همکاران، ۲۰۱۹؛ پنمن و ژو[7]، ۲۰۱۶؛ پنمن، رگیانی، ریچاردسون و تونا[8]، ۲۰۱۵؛ لولن[9]، ۲۰۱۴ و لیل، کالن و الیوت[10]، ۲۰۱۳) برآورد شده است. در ادامه، نحوه محاسبه هر یک از آنها بیان شده است. شایان ذکر است، برای سهولت، اندیس t از کلیه متغیرها در فرمول بالا حذف شده است.

$Disclosure_{ji}$ متغیر مستقل و نشان‌دهنده میزان افشای اختیاری یا اجباری اطلاعات برای شرکت i در دوره مالی منتهی به زمان t است که برای این منظور از به‌موقع بودن، تورش و دقت پیش‌بینی سودهای میان‌دوره‌ای و سالانه به‌عنوان نماینده افشای اختیاری اطلاعات (کال و همکاران، ۲۰۱۷؛ آقابیک‌زاده، فروغی و دستگیر، ۱۳۹۶؛ گای و

1. Trimi
2. Plumlee, Brown, Hayes & Marshall
3. Ellahie, Hayes & Plumlee
4. He, Plumlee & Wen
5. Hess, Meuter & Kaul
6. Li & Mohanram
7. Penman & Zhu
8. Penman, Reggiani, Richardson & Tuna
9. Lewellen
10. Lyle, Callen &Elliott

همکاران، ۲۰۱۶؛ بال و همکاران، ۲۰۱۲ و واک، رو و سک[1]، ۲۰۱۲) و از دستورالعمل اجرایی افشای اطلاعات سازمان بورس اوراق بهادار تهران به‌عنوان نماینده افشای اجباری استفاده شده که در ادامه، نحوه محاسبه هر یک از آنها بیان شده است (نوروش و حسینی، ۱۳۸۷؛ ستایش، کاظم‌نژاد و ذوالفقاری، ۱۳۹۰ و نیکبخت و حاجی‌عظیمی، ۱۳۹۲).

$BelowThreshold$ متغیر تعدیلگر و در قالب ارزش صفر و ۱ است. در صورتی که نرخ رشد بلندمدت شرکت کمتر از نرخ رشد آستانه باشد، ارزش ۱ و در غیر این صورت، ارزش صفر می‌گیرد. در ادامه، نحوه اندازه‌گیری نرخ رشد بلندمدت شرکت‌ها و نحوه تعیین نرخ رشد آستانه توضیح داده شده است (الهی و همکاران، ۲۰۱۹).

$BelowThreshold \times Disclosure_{ji}$ متغیر تعاملی است که تأثیر سطح نرخ رشد شرکت بر رابطه بین افشا $(Disclosure_{ji})$ و صرف ریسک سهام برای شرکت‌های با نرخ رشد بلندمدت پایین‌تر از نرخ رشد آستانه را نشان می‌دهد (الهی و همکاران، ۲۰۱۹).

$Size_i$ متغیرکنترلی اندازه شرکت i است که از طریق لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سرمایه، در ابتدای دوره مالی t، محاسبه شده است (الهی و همکاران، ۲۰۱۹ و هی و همکاران، ۲۰۱۸).

$Beta_i$ متغیر کنترلی معیار ریسک سیستماتیک یعنی بتای بازار است که با استفاده از رگرسیون غلتان[2] بازده‌های ماهانه هر شرکت بر بازده‌های بازار، طی ۳۶ ماه قبل از دوره مالی t، تخمین زده می‌شود. ضریب بازده بازار در رگرسیون مربوطه بتای شرکت i در دوره مالی t است (حداقل ۱۲ ماه از ۳۶ ماه نیاز است) (الهی و همکاران، ۲۰۱۹؛ هی و همکاران، ۲۰۱۸ و پورحیدری و همکاران، ۱۳۹۳).

$Leverage_i$ متغیر کنترلی اهرم مالی است که از طریق نسبت بدهی‌های بلندمدت شرکت i به جمع دارایی‌های شرکت i در ابتدای دوره مالی t محاسبه شده است (الهی و همکاران، ۲۰۱۹؛ هی و همکاران، ۲۰۱۸؛ مشایخی و فرهادی، ۱۳۹۲ و پورحیدری و همکاران، ۱۳۹۳).

B_i/P_i متغیر کنترلی نسبت ارزش دفتری شرکت i به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام آن شرکت در ابتدای دوره مالی t است. در محاسبه این متغیر، شرکت‌های با ارزش دفتری منفی در نظر گرفته نشده‌اند (الهی و همکاران، ۲۰۱۹؛ هی و همکاران، ۲۰۱۸؛ مشایخی و فرهادی، ۱۳۹۲ و پورحیدری و همکاران، ۱۳۹۳).

نحوه محاسبه متغیر وابسته

متغیر وابسته پژوهش، صرف ریسک سهام $(RP_{k,i})$ شرکت i در دوره مالی t است که شامل دو معیار صرف ریسک ضمنی و صرف ریسک مبتنی بر ویژگی‌ها است. در ادامه، نحوه محاسبه هر دو معیار توضیح داده شده است.

معیار اول: صرف ریسک ضمنی[3]

به‌منظور محاسبه صرف ریسک ضمنی، مطابق با مدل هس و همکاران (۲۰۱۹) و لی و موهانرام (۲۰۱۴)، از روش صرف ریسک ضمنی ترکیبی، به‌شرح زیر استفاده شد.

1. Kwak, Ro & Suk
2. Rolling regression
3. Composite Implied Risk Premium

$$RP_{k=1,i} = CICC_i - R_f$$ مدل ۲)

که در آن، R_f، نرخ بهره بدون ریسک است که در این پژوهش بر اساس نرخ سپرده‌های یک‌ساله بانکی محاسبه شده که از سایت بانک مرکزی[1] استخراج شده و برای سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۷ به‌شرح زیر است.

سال	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۶	۱۳۹۷
نرخ سپرده یک‌ساله بانکی	۱۴٪	۱۳٪	۱۳/۵٪	۱۳/۵٪	۱۴٪	۱۵٪	۱۵٪	۱۵٪	۱۵٪

$CICC_i$ ، هزینه سرمایه ضمنی ترکیبی شرکت i در دوره مالی t است. هزینه سرمایه ضمنی ترکیبی (CICC) بر اساس میانگین چهار معیار اندازه‌گیری هزینه سرمایه ضمنی (ICC)، شامل هزینه سرمایه ضمنی (ICC) به روش کلاس و توماس[2] (۲۰۰۱)، هزینه سرمایه ضمنی (ICC) به روش خگبهارت، لی و سوآمیناتان[3] (۲۰۰۱)، هزینه سرمایه ضمنی (ICC) به روش خوگاد و موهانرام[4] (۲۰۰۳) و هزینه سرمایه ضمنی (ICC) به روش لی و موهانرام (۲۰۱۴) محاسبه شد که در ادامه، نحوه محاسبه هر یک از این معیارهای هزینه سرمایه ضمنی (ICC) توضیح داده شده است.

روش خگبهارت و همکاران (۲۰۰۱) (ICC_{GLS})

هزینه سرمایه ضمنی با این روش با این فرض محاسبه شده که هرگونه رشد در سودها یا جریان‌های نقدی بعد از حداقل پنج سال (t=۵) برابر با صفر است.

$$P_t = B_t + \sum_{\tau=1}^{4} \frac{FROE_{t+\tau} - ICC_{GLS}}{(1+ICC_{GLS})^{\tau}} B_{t+\tau 1} + \frac{FROE_{t+5} - ICC_{GLS}}{r_{GLS}(1+ICC_{GLS})^{4}} B_{t+4}$$ مدل ۳)

که در این مدل، P_t قیمت هر سهم در سال t و B_t ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام برای هر سهم در سال t است.

در این رابطه، $\sum_{\tau=۱}^{۴} \frac{FROE_{t+\tau}-ICC_{GLS}}{(۱+ICC_{GLS})^{\tau}}$ تنزیل ارزش افزوده اقتصادی پیش‌بینی‌شده $(FROE_{t+\tau})$ برای چهار سال و با نرخ تنزیل r_{gls} است که در ادامه، نحوه محاسبه $FROE_{t+\tau}$ آورده شده است.

$FROE_{t+\tau}$ بازده حقوق صاحبان سهام پیش‌بینی‌شده برای سال $t+\tau$ است $(\tau = ۱, ۲, ۳, ۴, ۵, ۶)$ که به‌شرح زیر محاسبه شد.

$$FROE_{t+\tau} = \frac{FEPS_{t+\tau}}{B_{t+\tau-1}}$$ مدل ۴)

$FEPS_{t+\tau}$ سودهای آتی هر سهم عادی برای سال $t+\tau$ است $(\tau = ۱, ۲, ۳, ۴, ۵, ۶)$.

$$B_{t+\tau} = B_{t+\tau-1} + FEPS_{t+\tau}(1-k)$$ مدل ۵)

1. https://cbi.ir/simplelist/1515.aspx
2. Claus & Thomas
3. Gebhardt, Lee & Swaminathan
4. Gode & Mohanram

k میانگین نسبت پرداخت سود تقسیمی شرکت‌ها طی ده سال گذشته است. نسبت پرداخت سود تقسیمی بر اساس مدل ۶ محاسبه شده است.

$$k = \frac{DPS_t}{EPS_t}$$ مدل ۶)

DPS_t سود تقسیمی واقعی پرداخت‌شده برای هر سهم در سال t است، EPS_t سودهای واقعی گزارش‌شده برای هر سهم در پایان سال t است و ICC_{GLS} هزینه سرمایه ضمنی است که بر اساس مدل خگبهارت و همکاران (۲۰۰۱) و مدل ۳ تخمین زده شده است.

نحوه محاسبه سودهای پیش‌بینی‌شده هر سهم $(FEPS_{i,t+\tau})$ مبتنی بر مدل رگرسیون

در این پژوهش، به‌دلیل نبود دسترسی به پیش‌بینی سودهای تحلیلگران در بازار سرمایه ایران، برای پیش‌بینی سودهای آتی شرکت، از رویکرد پیش‌بینی سود مبتنی بر مدل رگرسیونی استفاده می‌شود و با توجه به تعدد مدل‌های پیشنهادشده در ادبیات مالی، به‌طور مشخص از مدل پیش‌بینی سودها بر اساس مدل موسوم به مدل سود باقی‌مانده (RI) که هس و همکاران (۲۰۱۹) و لی و موهانرام (۲۰۱۴) معرفی کرده‌اند، استفاده می‌شود. این مدل رگرسیونی به‌شرح زیر است.

$$E_{i,t+\tau} = x_0 + x_1 Neg_{i,t} + x_2 E_{i,t} + x_3 Neg_{i,t} \times E_{i,t} + x_4 B_{i,t} + x_5 TACC_{i,t} + \varepsilon_{i,t+\tau}$$ مدل ۷)

$E_{i,t+\tau}$ سود خالص شرکت i در دوره مالی ($t+\tau$ to ۵ و τ = ۱) است.

$E_{i,t}$ سود خالص شرکت i در دوره مالی t است.

$Neg_{i,t}$ متغیر مصنوعی است که برای شرکت‌های زیان‌ده در دوره مالی t برابر ۱ و در غیر این صورت صفر است.

$Neg_{i,t} \times E_{i,t}$ متغیر تعاملی که نشان‌دهنده تأثیر متقابل سود و زیان است.

$B_{i,t}$ ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت i در دوره مالی t است.

$TACC_{it}$ اقلام تعهدی کل شرکت i در دوره مالی t است که به‌شرح زیر محاسبه می‌شود (ریچاردسون، اسلوان، سالیمان و تونا[1]، ۲۰۰۵؛ اسلوان[2]، ۱۹۹۶ و باباجانی و عظیمی، ۱۳۹۱).

$$TACC_{i,t} = \Delta WC_{i,t} + \Delta NCO_{i,t} + \Delta FIN_{i,t}$$ مدل ۸)

$\Delta WC_{i,t}$ تغییر در سرمایه در گردش شرکت i در سال مالی t است که از مدل ۹ محاسبه می‌شود.

$$\Delta WC_{i,t} = WC_{i,t} - WC_{i,t-1}$$ مدل ۹)

$WC_{i,t}$ سرمایه در گردش شرکت i در سال مالی t که به‌شرح مدل ۱۰ محاسبه می‌شود.

$$WC_{i,t} = CA_{i,t} - CL_{i,t}$$ مدل ۱۰)

1. Richardson, Sloan, Soliman & Tuna 2. Sloan

$CA_{i,t}$ دارایی‌های عملیاتی جاری (وجه‌نقد و سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت را شامل نمی‌شود)، شرکت i در سال مالی t است.

$CL_{i,t}$ بدهی‌های عملیاتی جاری (تسهیلات مالی دریافتی کوتاه‌مدت را شامل نمی‌شود)، شرکت i در سال مالی t است.

$\Delta NCO_{i,t}$ تغییر در دارایی‌های عملیاتی غیرجاری شرکت i در سال مالی t است که به‌شرح زیر محاسبه می‌شود.

$$\Delta NCO_{i,t} = NCO_{i,t} - NCO_{i,t-1}$$ مدل ۱۱)

$$NCO_{i,t} = NCOA_{i,t} - NCOL_{i,t}$$ مدل ۱۲)

$NCOA_{i,t}$ دارایی‌های غیرجاری (سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت را شامل نمی‌شود) شرکت i در سال مالی t است.

$NCOL_{i,t}$ بدهی‌های غیرجاری (تسهیلات مالی بلندمدت را شامل نمی‌شود) شرکت i در سال مالی t است.

$\Delta FIN_{i,t}$ تغییر در دارایی‌های مالی شرکت i در سال مالی t است که به‌شرح زیر محاسبه می‌شود.

$$\Delta FIN_{i,t} = FIN_{i,t} - FIN_{i,t-1}$$ مدل ۱۳)

$$FIN_{i,t} = FINA_{i,t} - FINL_{i,t}$$ مدل ۱۴)

$FINA_{i,t}$ دارایی‌های مالی شرکت i در سال مالی t است که از طریق مدل ۱۵ محاسبه می‌شود.

$$FINA_{i,t} = STI_{i,t} + LTI_{i,t}$$ مدل ۱۵)

$STI_{i,t}$ سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت شرکت i در سال مالی t است.

$LTI_{i,t}$ سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت شرکت i در سال مالی t است.

$FINA_{i,t}$ بدهی‌های مالی شرکت i در سال مالی t است که از طریق مدل ۱۶ محاسبه می‌شود.

$$FINL_{i,t} = LTD_{i,t} + DCL_{i,t}$$ مدل ۱۶)

$LTD_{i,t}$ تسهیلات مالی بلندمدت شرکت i در سال مالی t است.

$DCL_{i,t}$ تسهیلات مالی کوتاه‌مدت شرکت i در سال مالی t است.

در این روش، ابتدا ضرایب رگرسیون مدل ۷ با استفاده از داده‌های پنج دوره مالی قبل تخمین زده شد. به این ترتیب ضرایب رگرسیون نام‌برده برای پیش‌بینی سودهای یک دوره مالی بعد، براساس داده‌ها از سال t–۵ تا t–۱ به روش رگرسیون تلفیقی[1] و ضرایب رگرسیون برای پیش‌بینی سودهای دو دوره مالی بعد، براساس داده‌ها از سال t–۶ تا t–۲ و ..... تخمین زده شد. سپس، سودها برای پنج دوره مالی بعد، از طریق ضرب متغیرهای مستقل مشاهده‌شده در پایان دوره مالی t در ضرایب به‌دست‌آمده از رگرسیون مدل ۷ که بر اساس داده‌های پنج دوره مالی قبل تخمین زده شده است،

1. Pooled Regression

برآورد شدند (لی و موهانرام، ۲۰۱۴). در سایر روش‌های تخمین هزینه سرمایه ضمنی نیز برای برآورد سود پیش‌بینی‌شده آتی، از همین روش استفاده می‌شود.

روش کلاس و توماس (۲۰۰۱) (ICC_{CT})

هزینه سرمایه ضمنی با این روش با این فرض محاسبه شده که سودهای غیرعادی، فراتر از افق زمانی پیش‌بینی با یک نرخ ثابت (g_{ae}) که حداقل برابر با نرخ تورم در نظر گرفته شده است، رشد خواهند کرد.

$$P_t = B_t + \sum_{\tau=1}^{5} \frac{AE_{t+\tau}}{(1+ICC_{CT})^{\tau}} + \left[\frac{AE_{t+5}(1+g_{ae})}{(ICC_{CT}-g_{ae})(1+ICC_{CT})^{5}}\right] \quad \text{مدل ۱۷)}$$

که در این مدل،

ICC_{CT} هزینه سرمایه ضمنی است که بر اساس مدل کلاس و توماس (۲۰۰۱) و مدل ۱۷ برآورد شده است.

$AE_{t+\tau}$ سودهای غیرعادی مورد انتظار برای سال $t+\tau$ ($\tau = ۱, ۲, ۳, ۴, ۵$) است که از مدل زیر محاسبه می‌شود.

$$AE_{t+\tau} = FEPS_{t+\tau} - ICC_{CT}(B_{t+\tau-1}) \quad \text{مدل ۱۸)}$$

که در مدل ۱۸، $B_{t+\tau}$ به شرح زیر محاسبه شده است.

$$B_{t+\tau} = B_{t+\tau-1} + k \times FEPS_{t+\tau} \quad \text{مدل ۱۹)}$$

k میانگین نسبت پرداخت سود تقسیمی است که بر اساس مدل ۶ محاسبه شده است. g_{ae} نرخ رشد در سودهای غیرعادی فراتر از سال t + ۵ است که مشابه با مدل کلاس و توماس (۲۰۰۱) حداقل برابر با نرخ تورم در نظر گرفته شده است.

روش خوگاد و موهانرام (۲۰۰۳) (ICC_{GM})

هزینه سرمایه ضمنی (ICC) به روش خوگاد و موهانرام (۲۰۰۳)، از مدل زیر تخمین زده شد.

$$ICC_{GM} = A + \sqrt{A^2 + \left(\frac{FEPS_{t+1}}{P_t}\right)(g_2 - r_I)} \quad \text{مدل ۲۰)}$$

در مدل ۲۰، A به‌شرح زیر محاسبه شد.

$$A = 0.5\left(r_I + \frac{DPS_{t+1}}{P_t}\right) \quad \text{مدل ۲۱)}$$

بر اساس مدل خوگاد و موهانرام (۲۰۰۳)، اگر نرخ رشد کوتاه‌مدت بیشتر از نرخ رشد بلندمدت باشد، g_2 برابر میانگین نرخ رشد کوتاه‌مدت و نرخ رشد بلندمدت است $\left(\frac{(STG+LTG)}{2}\right)$ و اگر نرخ رشد کوتاه‌مدت کمتر از نرخ رشد

بلندمدت باشد، g_2 برابر نرخ رشد بلندمدت قرار است. نرخ رشد کوتاه‌مدت (STG) و نرخ رشد بلندمدت (LTG) به‌ترتیب از مدل‌های ۲۲ و ۲۳ به دست می‌آیند.

$$STG = \frac{FEPS_{t+2}}{FEPS_{t+1}} - 1$$ مدل ۲۲)

$$LTG = \sqrt[4]{\frac{FEPS_{t+5}}{FEPS_{t+1}}} - 1$$ مدل ۲۳)

r_1 مشابه با مدل کلاس و توماس (۲۰۰۱)، حداقل برابر با نرخ تورم است.

DPS_{t+1} سود تقسیمی مورد انتظار هر سهم برای سال t+1 است که از مدل ۲۴ محاسبه شد.

$$DPS_{it+1} = k \times FEPS_{it+1}$$ مدل ۲۴)

در این مدل فرض شده است که $FEPS_{t+1} > 0$ و $FEPS_{t+5} > 0$ و $FEPS_{t+2} > 0$

روش نسبت قیمت ــ سود ــ رشد (ICC_{PEC})، مدل لی و موهانرام (۲۰۱۴)

این روش، نسخه ساده‌شده‌ای از مدل اولسون و جاتنر[1] (۲۰۰۵) است که در آن، سودهای تقسیمی نادیده گرفته می‌شوند. روش نسبت قیمت ـ سود ـ رشد بر اساس مدلی به‌شرح زیر تخمین زده می‌شود (لی و موهانرام، ۲۰۱۴).

$$r_{PEG} = \sqrt{\frac{FEPS_{t+1}}{P_t} \times g_2}$$ مدل ۲۵)

g_2 مطابق با مدل خوگاد و موهانرام (۲۰۰۳) و بر اساس مدل های ۲۲ و ۲۳ محاسبه شده است.

معیار دوم: صرف ریسک مبتنی بر ویژگی های شرکت

این معیار صرف ریسک، بر پایه رابطه بین بازده‌های مورد انتظار شرکت و ویژگی‌های شرکت است که در ادبیات مالی و حسابداری به‌عنوان ویژگی‌های مؤثر بر بازدهی شرکت شناخته شده‌اند (الهی و همکاران، ۲۰۱۹؛ پنمن و ژو، ۲۰۱۶؛ پنمن و همکاران، ۲۰۱۵؛ لولن،۲۰۱۴ و لیل و همکاران، ۲۰۱۳). همچنین کوردیا، گویال و نوزاوا[2] (۲۰۱۷)، نشان می‌دهند که ویژگی‌هایی از قبیل اندازه، ارزش دفتری به ارزش بازار، مومنتوم و ... در مقایسه با ضرایب فاکتورها در مدل‌های چندعاملی قیمت‌گذاری، برای توضیح تفاوت نرخ بازده مورد انتظار سهام انفرادی، به‌مراتب از قدرت توضیح‌دهندگی بالاتری برخوردارند. از این رو، به پیروی از الهی و همکاران (۲۰۱۹)، مدل رگرسیون به‌منظور تخمین صرف ریسک بر پایه ویژگی‌های شرکت، به‌شرح زیر است.

$$r_{i,t+1} - rf_t = \gamma_0 + \gamma_1 Size_{i,t} + \gamma_2 \frac{B_{i,t}}{P_{i,t}} + \gamma_3 \frac{E_{i,t}}{P_{i,t}} + \gamma_4 \frac{FEPS_{i,t+1}}{P_{i,t}} + \gamma_5 Beta_{i,t} + \gamma_6 Leverage_{i,t} + \gamma_7 ROE_{i,t} + \gamma_8 ROA_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}$$ مدل ۲۶)

1. Ohlson & Juettner-Nauroth
2. Chordia, Goyal & Nozawa

$r_{i,t+1}$، بازده سهام شرکت i در پایان سال مالی t + ۱ است که بر اساس میانگین هندسی بازده‌های ماهانه شرکت‌های نمونه اندازه‌گیری شده است.

rf_t نرخ بهره بدون ریسک در دوره مالی t است که در این پژوهش نرخ سپرده‌های یک‌ساله بانکی است.

$Size_{i,t}$ اندازه شرکت است که از طریق لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت i در پایان دوره مالی t محاسبه می‌شود.

$\frac{B_{i,t}}{P_{i,t}}$ نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت i در پایان دوره مالی t است.

$\frac{E_{i,t}}{P_{i,t}}$ نسبت سود خالص به قیمت هر سهم شرکت i مربوط به دوره مالی t است.

$\frac{FEPS_{i,t+1}}{P_{i,t}}$ سود هر سهم عادی پیش‌بینی‌شده شرکت i در دوره مالی t+۱، تقسیم بر قیمت سهام در پایان دوره مالی t است (الهی و همکاران، ۲۰۱۹ و لیل و همکاران، ۲۰۱۳). سود هر سهم پیش‌بینی‌شده ($FEPS_{i,t+1}$) با استفاده از مدل سود باقی‌مانده (RI) تخمین زده شده است (هس و همکاران، ۲۰۱۹ و لی و موهانرام، ۲۰۱۴)

$Beta_{it}$ متغیر کنترلی معیار ریسک سیستماتیک یعنی بتای بازار است که با استفاده از رگرسیون غلتان[1] بازده‌های ماهانه هر شرکت روی بازده‌های بازار، طی ۳۶ ماه قبل از دوره مالی t، تخمین زده می‌شود. ضریب بازده بازار در رگرسیون مربوطه بتای شرکت i در دوره مالی t و با حداقل ۱۲ ماه داده از ۳۶ ماه است (الهی و همکاران، ۲۰۱۹؛ هی و همکاران، ۲۰۱۸ و پورحیدری و همکاران، ۱۳۹۳).

$Leverage_{it}$ متغیر اهرم مالی است که از طریق نسبت بدهی‌های بلندمدت به جمع دارایی‌های شرکت i در پایان دوره مالی t محاسبه می‌شود.

$ROE_{i,t}$ بازده حقوق صاحبان سهام شرکت i برای دوره مالی t است که از تقسیم سود خالص بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام محاسبه شده است.

$ROA_{i,t}$ بازده دارایی‌های شرکت i برای دوره مالی t است که از طریق نسبت سود خالص به جمع دارایی‌ها در پایان دوره مالی t محاسبه می‌شود.

در این مدل بازده مورد انتظار برای دوره مالی t + ۱ با استفاده از ضرایب رگرسیون تخمین‌زده‌شده بر اساس داده‌های پنج دوره مالی قبل (t − ۵ تا t − ۱)، به روش رگرسیون تلفیقی، و ویژگی‌های هر شرکت در پایان دوره مالی t، برآورد شد (الهی و همکاران، ۲۰۱۹؛ بسمبینر، کوپر و ژانگ[2]، ۲۰۱۵؛ لولن، ۲۰۱۴ و هوگن و باکر[3]، ۱۹۹۶).

نحوه محاسبه متغیرهای متغیر مستقل

متغیر مستقل پژوهش، افشای اطلاعات ($Disclosure_{ji}$) شرکت i در دوره مالی t است که خود، شامل متغیر افشای اختیاری و اجباری اطلاعات است.

به‌منظور اندازه‌گیری افشای اختیاری اطلاعات از سه معیار، به‌موقع بودن پیش‌بینی سودهای میان‌دوره‌ای (سه‌ماهه،

1. Rolling regression
2. Cooper, Bessembinder & Zhang
3. Haugen & Baker

شش‌ماهه و نه‌ماهه) و سالانه، تورش پیش‌بینی سودهای میان‌دوره‌ای و سالانه و دقت پیش‌بینی سودهای میان‌دوره‌ای و سالانه استفاده شد که نحوه محاسبه هر یک از این معیارها در ادامه بیان شده است.

TL_{it} معیار به‌موقع بودن، پیش‌بینی سودهای میان‌دوره‌ای (سه‌ماهه، شش‌ماهه و نه‌ماهه) و سودهای سالانه برای شرکت i در دوره مالی t را نشان می‌دهد که از طریق مدل زیر محاسبه شده است (کال و همکاران، ۲۰۱۷؛ آقابیک‌زاده و همکاران، ۱۳۹۶؛ گای و همکاران، ۲۰۱۶ و بال و همکاران، ۲۰۱۲).

$$TL_{it} = 1 - \frac{DAY_{it}}{30}$$ مدل ۲۷)

DAY_{it} تعداد روزها بین تاریخ پایان میان‌دوره و تاریخ گزارش پیش‌بینی سودهای میان‌دوره‌ای برای شرکت i در دوره مالی t و همچنین، تعداد روزها بین تاریخ گزارش نخستین پیش‌بینی سود (سودهای سالانه) شرکت i در دوره مالی t و پایان دوره مالی t است.

B_{it} تورش پیش‌بینی سودهای میان‌دوره‌ای (سه‌ماهه، شش‌ماهه و نه‌ماهه) و سودهای سالانه است که از طریق مدل زیر محاسبه شده است (کال و همکاران، ۲۰۱۷ و واک و همکاران، ۲۰۱۲).

$$B_{it} = \frac{AE_{it} - FE_{it}}{P_{it}}$$ مدل ۲۸)

AE_{it} نشان‌دهنده سودهای واقعی شرکت i در دوره مالی t است.

FE_{it} پیش‌بینی سودهای میان‌دوره‌ای و سودهای سالانه شرکت i در دوره مالی t است.

P_{it} قیمت بازار سهام شرکت i در پایان دوره مالی t است.

از آنجا که بین تورش پیش‌بینی سود و افشای اختیاری اطلاعات رابطه معکوس وجود دارد، به‌منظور بررسی تأثیر افشای اختیاری اطلاعات بر صرف ریسک سهام، در مدل اصلی، از معیار یک منهای تورش پیش‌بینی سود استفاده شده است.

ACC_{it} دقت پیش‌بینی سودهای میان‌دوره‌ای (سه‌ماهه، شش‌ماهه و نه‌ماهه) و سودهای سالانه را نشان می‌دهد که برابر با قدر مطلق تورش پیش‌بینی سودهای میان‌دوره‌ای و سودهای سالانه است (کال و همکاران، ۲۰۱۷؛ عباسی و بذرافشان، ۱۳۹۶؛ واک و همکاران، ۲۰۱۲ و بال و همکاران، ۲۰۱۲).

به‌منظور اندازه‌گیری افشای اجباری اطلاعات از یک معیار (DM_{it})، شامل تعداد آیتم‌های افشاشده توسط شرکت i طی دوره مالی t، موجود در دستورالعمل اجرایی افشای اطلاعات سازمان بورس اوراق بهادار تهران، استفاده شده است. (نوروش و حسینی، ۱۳۸۷؛ ستایش و همکاران، ۱۳۹۰ و نیکبخت و حاجی عظیمی، ۱۳۹۲).

نحوه تعیین نرخ رشد آستانه در متغیر تعدیل‌گر

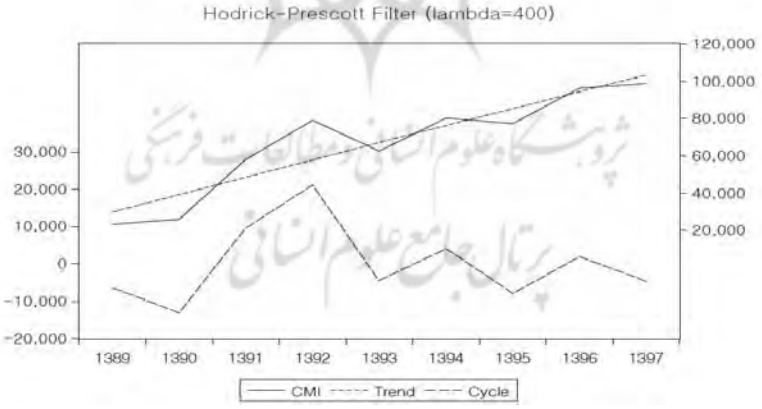
همان‌طور که در مدل اصلی پژوهش (مدل ۱) بیان شد، یکی از متغیرهای پژوهش متغیر تعدیلگر و در قالب ارزش صفر و ۱ است. در صورتی که شرکت، متعلق به شرکت‌هایی با نرخ رشد بلندمدت زیر یک نرخ رشد آستانه باشد، ارزش ۱ و در غیر این صورت ارزش صفر می‌گیرد. برای تعیین نرخ رشد آستانه، ابتدا نرخ رشد بلندمدت برای هر یک از شرکت‌ها و با

استفاده از مدل ۲۳ محاسبه شده است. سپس، بر اساس این نرخ رشد، شرکت‌های نمونه درون چارک‌ها (پایین‌ترین، دومین، سومین و بالاترین مقدار نرخ رشد بلندمدت) طبقه‌بندی شده است. مشاهده‌ها در پایین‌ترین چارک، به‌عنوان شرکت‌های با نرخ‌های رشد بلندمدت زیر نرخ رشد آستانه در نظر گرفته شده‌اند (به‌دلیل حجم بالای اطلاعات در خصوص طبقه‌بندی شرکت‌ها در هر یک از چارک‌ها، از ارائه این اطلاعات در مقاله اجتناب شده است، اما در صورت درخواست، این اطلاعات در اختیار قرار خواهند گرفت). این فرایند، برای نرخ رشد آستانه ارزش واحدی تعیین نمی‌کند، اما به‌جای آن اجازه می‌دهد تا نرخ رشد آستانه در میان چارک‌های نمونه طی زمان تغییر کند (الهی و همکاران، ۲۰۱۹ و لی و موهانرام، ۲۰۱۴).

تعیین چرخه بازار سرمایه

در پژوهش حاضر، چرخه بازار سرمایه به‌عنوان عامل کلان اقتصادی و اثرگذار بر عملکرد شرکت و سطح نرخ رشد شرکت در نظر گرفته شده است. بر این اساس و مطابق با پژوهش مهرانی، کامیابی و غیور (۱۳۹۶)، به‌منظور محاسبه چرخه بازار سرمایه از فیلتر هودریک ـ پراسکات و شاخص کل بازار سرمایه ایران طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۷ (دوره بررسی‌شده) استفاده شده که نتایج آن در شکل ۱ نشان داده شده است. بر اساس نمودار موجود در شکل ۱، چرخه بازار سرمایه ایران در بازه زمانی یادشده شامل ادوار زیر است:

- ۱۳۹۱، ۱۳۹۲، ۱۳۹۴ و ۱۳۹۶: دوران رونق
- ۱۳۸۹، ۱۳۹۰، ۱۳۹۳، ۱۳۹۵ و ۱۳۹۷: دوران رکود



شکل ۱. نمودار چرخه بازار سرمایه ایران طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

جدول ۱ آمار توصیفی متغیرها در مدل اصلی پژوهش در سطح کل نمونه و برای دوره زمانی رونق و رکود بازار سرمایه را نشان می‌دهد.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرها در مدل اصلی پژوهش برای کل نمونه و دوره‌های رونق و رکود

متغیرها			میانگین				انحراف معیار				چولگی	کشیدگی
			کل نمونه	پایین ترین چارک نرخ رشد بلندمدت		بالاترین چارک نرخ رشد بلندمدت	کل نمونه	پایین ترین چارک نرخ رشد بلندمدت		بالا ترین چارک نرخ رشد بلندمدت	کل نمونه	کل نمونه
				رونق	رکود	رونق	رکود	رونق	رکود	رونق	رکود		
صرف ریسک ضمنی			۰/۱۳۳۰	۰/۱۴۶۰	۰/۱۲۷۶	۰/۱۱۹۹	۰/۱۲۳۲	۰/۰۷۴۵	۰/۰۶۹۹	۰/۱۰۲۸	۰/۰۷۳۴	۰/۰۹۲۵	۱/۰۷۷۷	۷/۹۱۰۲
صرف ریسک مبتنی بر ویژگی های شرکت			۰/۰۹۸۳	۰/۱۱۴۰	۰/۰۹۵۷	۰/۰۷۶۰	۰/۰۷۵۳	۰/۰۶۴۷	۰/۰۳۲۱	۰/۰۶۲۰	۰/۰۵۹۶	۰/۰۶۳۶	۰/۴۰۵۵	۵/۹۳۸۱
افشای اجباری اطلاعات			۳۲/۳۵۹۸	۲۸	۳۲/۳۴۹۴	۳۱/۵۲۹۴	۳۳/۹۰۱۶	۱۰/۹۵۸۹	۷/۷۸۷۴	۱۱/۲۳۶۳	۱۱/۰۹۵۷	۱۰/۰۷۸۵	۰/۶۸۵۴	۳/۲۰۰۵
افشای اختیاری اطلاعات	سودهای میاندوره ای	بموقع بودن	-۰/۱۱۸۵	-۰/۰۹۱۴	-۰/۱۸۳۱	-۰/۲۴۴۸	-۰/۲۱۰۰	۰/۴۷۶۸	۰/۴۰۷۵	۰/۵۷۶۸	۰/۶۱۸۱	۰/۵۴۰۳	-۳/۱۸۵۳	۱۸/۴۵۵۲
		تورش پیش‌بینی	۰/۰۱۰۳	۰/۰۲۷۸	۰/۰۲۹۴	-۰/۰۴۳۹	-۰/۰۲۴۶	۰/۱۰۲۲	۰/۰۹۱۱	۰/۱۶۹۶	۰/۱۳۱۰	۰/۰۶۱۸	۱/۰۹۴۴	۴۱/۸۹۴۱
		دقت پیش‌بینی	۰/۰۵۵۵	۰/۰۵۳۴	۰/۰۸۳۸	۰/۰۷۱۳	۰/۰۴۲۲	۰/۰۷۶۰	۰/۰۷۸۶	۰/۱۰۳۵	۰/۱۰۲۹	۰/۰۵۱۵	۳/۷۴۷۱	۱۹/۸۹۱۲
	سودهای سالانه	به‌موقع بودن	۰/۶۴۴۳	۰/۶۹۰۶	۰/۶۵۱۷	۰/۴۲۰۶	۰/۶۴۹۴	۰/۷۹۵۳	۰/۷۸۸۵	۰/۶۹۲۸	۱/۰۱۸۰	۰/۷۲۸۱	-۳/۰۷۰۵	۱۵/۰۱۳۸
		تورش پیش بینی	۰/۰۱۲۳	۰/۰۵۸۷	۰/۰۲۱۱	-۰/۰۶۸۴	-۰/۰۳۹۵	۰/۱۱۵۳	۰/۰۸۴۶	۰/۲۰۲۴	۰/۱۴۱۷	۰/۰۸۰۱	-۰/۲۳۳۵	۲۰/۴۸۰۵
		دقت پیش بینی	۰/۰۷۲۷	۰/۰۷۸۲	۰/۱۰۴۹	۰/۰۹۷۱	۰/۱۲۳۷	۰/۰۸۲۱	۰/۰۶۷۰	۰/۱۰۰۷	۰/۱۲۳۷	۰/۰۶۹۵	۲/۶۳۷۷	۱۴/۳۱۸۰
نرخ رشد بلندمدت			۰/۲۲۶۸	۰/۱۲۶۰	۰/۱۲۴۸	۰/۳۶۲۷	۰/۳۵۷۰	۰/۱۲۶۶	۰/۰۲۹۰	۰/۰۴۱۱	۰/۱۷۶۵	۰/۱۸۶۴	۳/۵۷۰۰	۲۰/۵۹۶۱
اندازه			۹/۰۳۳۱	۹/۰۹۵۱	۸/۹۹۷۰	۸/۶۹۷۵	۸/۸۱۲۹	۰/۶۹۸۶	۰/۷۲۷۹	۰/۶۶۵۰	۰/۵۵۳۴	۰/۴۸۲۹	۰/۷۵۲۴	۴/۰۰۲۸
بتا			۰/۷۹۵۲	۰/۷۹۴۳	۰/۷۳۲۴	۰/۷۳۸۳	۰/۷۹۳۲	۰/۷۷۸۹	۰/۸۷۶۷	۰/۷۷۲۹	۰/۷۶۴۰	۰/۶۹۱۴	۳/۷۸۵۱	۴۰/۷۱۸۷
اهرم			۰/۰۶۴۲	۰/۰۶۱۸	۰/۰۷۸۲	۰/۰۷۳۸	۰/۰۶۶۷	۰/۰۶۹۹	۰/۰۷۴۰	۰/۰۱۸	۰/۰۶۴۰	۰/۰۶۱۰	۲/۴۷۸۹	۱۱/۳۱۴۲
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار			۰/۵۵۸۱	۰/۴۶۶۱	۰/۴۶۷۵	۰/۷۱۳۷	۰/۶۷۰۲	۰/۳۸۷۶	۰/۲۵۳۱	۰/۲۸۷۷	۰/۴۶۲۷	۰/۴۹۳۸	۲/۵۴۹۰	۱۳/۸۳۷۳

مشاهدات موجود در جدول ۱ نشان می‌دهد که در بالاترین چارک نرخ رشد بلندمدت، مقدار میانگین صرف ریسک ضمنی در دوره رکود (۰/۱۲۳۲) بیشتر از دوره رونق (۰/۱۱۹۹) است. این مقادیر، برای متغیر ذکرشده و همچنین متغیر صرف ریسک مبتنی بر ویژگی‌ها در پایین‌ترین چارک نرخ رشد بلندمدت، در دوره رونق (به‌ترتیب ۰/۱۴۶۰ و ۰/۱۱۴۰) بیشتر از دوره رکود (به‌ترتیب ۰/۱۲۷۶ و ۰/۰۹۵۷) است.

مقدار میانگین صرف ریسک مبتنی بر ویژگی‌ها در چارک بالا نیز در دوره رونق (۰/۰۷۶۰) بیشتر از دوره رکود (۰/۰۷۵۳) است، اما تفاوت آن بسیار ناچیز است. نتایج مربوط به معیار صرف ریسک ضمنی در چارک بالا، مطابق با انتظار است، زیرا مقدار صرف ریسک سهام در دوره رکود بازار سرمایه، به‌دلیل وجود نوسان‌های زیاد، بیشتر از دوره رونق است (کوکران[1]، ۲۰۰۵). مقدار میانگین برای متغیر افشای اجباری، هم در چارک بالا و هم در چارک پایین، برای دوره رکود (به‌ترتیب ۳۳/۹۰۱۶ و ۳۲/۳۴۹۴) بیشتر از دوره رونق (به‌ترتیب ۳۱/۵۲۹۴ و ۲۸) است. مقدار میانگین تمامی معیارهای سنجش افشای اختیاری (به‌استثنای دقت پیش‌بینی سودهای میان‌دوره‌ای)، در چارک بالا، در دوره رکود (برای معیار تورش پیش‌بینی سودهای میان‌دوره‌ای و سالانه به‌ترتیب ۰/۰۲۴۶- و ۰/۰۳۹۵-، دقت پیش‌بینی سودهای سالانه ۰/۱۲۳۷ و به‌موقع بودن پیش‌بینی سودهای میان‌دوره‌ای و سالانه به‌ترتیب ۰/۲۱۰۰- و ۰/۶۴۹۴) بیشتر از دوره رونق (برای معیار تورش پیش‌بینی سودهای میان‌دوره‌ای و سالانه به‌ترتیب ۰/۰۴۳۹- و ۰/۰۶۸۴، دقت پیش‌بینی سودهای سالانه، ۰/۰۹۷۱ و به‌موقع بودن پیش‌بینی سودهای میان‌دوره‌ای و سالانه به‌ترتیب ۰/۲۴۴۸- و ۰/۴۲۰۶) است. همچنین، بر اساس آماره انحراف معیار می‌توان گفت که نوسان مقطعی صرف ریسک ضمنی و صرف ریسک مبتنی بر ویژگی‌های شرکت در هر دو چارک بالا و پایین، در دوره رکود بیشتر از دوره رونق است. این نوسان مقطعی برای متغیر افشای اجباری و تمامی معیارهای مربوط به متغیر افشای اختیاری، در چارک بالا، برای دوره رونق و در چارک پایین برای دوره رکود بیشتر است. مطابق با انتظار، میانگین نرخ رشد بلندمدت شرکت‌ها، هم در بالاترین چارک و هم در پایین‌ترین چارک، در دوره زمانی رونق (به‌ترتیب ۰/۳۶۲۷، ۰/۱۲۶۰) بیشتر از دوره رکود (۰/۳۵۷۰، ۰/۱۲۴۸) است (خلیفه سلطانی و اسماعیلی، ۱۳۹۳ و پورحیدری و عالی پور، ۱۳۹۰)

از مقایسه بین اطلاعات مربوط به بالاترین چارک و پایین‌ترین چارک نیز می‌توان نتیجه‌گیری کرد که مقدار میانگین صرف ریسک ضمنی و صرف ریسک مبتنی بر ویژگی‌ها در شرکت‌های موجود در چارک پایین، هم در دوره زمانی رکود (به‌ترتیب ۰/۱۲۷۶، ۰/۰۹۵۷) و هم در دوره زمانی رونق (به‌ترتیب ۰/۱۴۶۰، ۰/۱۱۴۰)، بیشتر از این مقادیر در چارک بالا (رکود: ۰/۱۲۳۲، ۰/۰۷۵۳ و رونق: ۰/۱۱۹۹، ۰/۰۷۶۰) است. مقدار میانگین برای متغیر افشای اجباری در چارک بالا، هم در دوره رکود (۳۳/۹۰۱۶) و هم در دوره رونق (۳۱/۵۲۹۴)، بیشتر از چارک پایین (رکود: ۳۲/۳۴۹۴ و رونق: ۲۸) است. این مقادیر برای معیارهای تورش پیش‌بینی سودهای میان‌دوره‌ای و به‌موقع بودن پیش‌بینی سودهای میان‌دوره‌ای، در هر دو دوره زمانی رونق و رکود بازار سرمایه، در چارک پایین (رونق: ۰/۰۲۷۸، ۰/۰۹۱۴- و رکود: ۰/۰۲۹۴، ۰/۱۸۳۱-) بیشتر از چارک بالا (رونق: ۰/۰۴۳۹-، ۰/۲۴۴۸- و رکود: ۰/۰۲۴۶-، ۰/۲۱۰۰-) است. نتایج برای سودهای پیش‌بینی‌شده به‌صورت سالانه نیز مشابه سودهای میان‌دوره‌ای است. نوسان مقطعی مربوط به متغیر صرف

1. Cochrane

ریسک ضمنی، متغیر افشای اجباری و تمامی معیارهای سنجش متغیر افشای اختیاری برای دوره زمانی رونق در چارک بالا و برای دوره زمانی رکود، در چارک پایین بیشتر است. نوسان مقطعی متغیر صرف ریسک مبتنی بر ویژگی‌های شرکت، هم در دوره زمانی رونق و هم در دوره زمانی رکود، در چارک بالا بیشتر است.

آزمون فرضیه‌های پژوهش

آزمون فرضیه‌های اول، دوم و سوم پژوهش

در این پژوهش، ابتدا رابطه بین افشای اختیاری اطلاعات (برای سه معیار تورش، دقت و به‌موقع بودن پیش‌بینی سود) و صرف ریسک سهام (برای هر دو معیار صرف ریسک ضمنی و صرف ریسک مبتنی بر ویژگی‌ها) بدون در نظر گرفتن عامل رشد، آزمون شده است که نتایج برای برخی از معیارها ارتباط مثبت و معنادار و برای برخی، ارتباط منفی و معنادار را نشان می‌دهند (به‌دلیل حجم بالای اطلاعات، از ارائه این اطلاعات در مقاله اجتناب شده است، اما در صورت درخواست، این اطلاعات در اختیار قرار خواهند گرفت). در مرحله بعد، مدل با در نظر گرفتن عامل رشد، به‌عنوان متغیری تعدیلگر، آزمون شده است. نتایج مربوط به آزمون مدل ۱ و در ارتباط با فرضیه‌های اول تا سوم پژوهش که به بررسی تأثیر سطح نرخ رشد شرکت بر میزان اثرگذاری افشای اختیاری اطلاعات بر صرف ریسک سهام می‌پردازد، بر اساس مدل حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS)، به‌ترتیب در جدول‌های ۲ و۳ ارائه شده‌اند. اطلاعات ارائه‌شده در این جدول‌ها شامل ضرایب مربوط به متغیرهای مدل و آماره z است و معناداری (در سطح ۹۰ درصد، ۹۵ درصد و ۹۹ درصد)، فقط برای متغیرهای تعاملی و به‌صورت برجسته[1] نشان داده شده است.

با توجه به مشاهدات موجود در جدول ۲ و معنادار بودن ضریب متغیر تعاملی که تأثیر عامل رشد شرکت بر رابطه بین افشای اختیاری اطلاعات و صرف ریسک ضمنی را نشان می‌دهد، می‌توان گفت، زمانی که برای افشای اختیاری اطلاعات از معیار تورش پیش‌بینی سودهای سه‌ماهه، شش‌ماهه، نه‌ماهه و سالانه استفاده می‌شود، به‌ترتیب در سطوح اطمینان ۹۹، ۹۹، ۹۵ و ۹۹ درصد، سطح نرخ رشد شرکت بر رابطه بین افشای اختیاری اطلاعات و صرف ریسک ضمنی اثرگذار است، در نتیجه فرضیه اول پژوهش رد نمی‌شود. همچنین، بر اساس نتایج جدول ۲، زمانی که معیار به‌موقع بودن پیش‌بینی سودهای سه‌ماهه، شش‌ماهه و نه‌ماهه برای سنجش افشای اختیاری اطلاعات به‌کار برده می‌شود، به‌ترتیب در سطوح اطمینان ۹۹، ۹۰ و ۹۹ درصد، سطح نرخ رشد شرکت بر رابطه بین افشای اختیاری اطلاعات و صرف ریسک ضمنی اثرگذار است و فرضیه دوم پژوهش نیز رد نمی‌شود. معناداری ضریب متغیر تعاملی، زمانی‌که از معیار دقت پیش‌بینی سودهای سه‌ماهه و شش‌ماهه برای اندازه‌گیری افشای اختیاری اطلاعات استفاده می‌شود، نیز نشان می‌دهد که در دوره رکود بازار سرمایه و در سطوح اطمینان ۹۵ و ۹۹ درصد، عامل رشد می‌تواند بر رابطه ذکرشده تأثیرگذار باشد، در نتیجه، فرضیه سوم پژوهش رد نمی‌شود.

1. Bold

جدول ۲. نتایج مربوط به فرضیه‌های اول، دوم و سوم پژوهش برای معیار صرف ریسک ضمنی

متغیر	نمونه	سه‌ماهه		شش‌ماهه		نه‌ماهه		سالانه	
		ضریب	آماره Z	ضریب	آماره Z	ضریب	آماره Z	ضریب	آماره Z
عرض از مبدأ (α)	کل	۰/۱۹۹۹	۶/۰۷	۰/۱۵۹۸	۴/۷۳	۰/۱۸۸۷	۵/۴۰	۰/۱۹۲۸	۶/۱۲
	رونق	۰/۲۹۵۹	۱۰/۱۱	۰/۲۳۳۱	۶/۴۴	۰/۳۶۲۶	۱۰/۴۷	۰/۳۱۱۷	۱۰/۶۸
	رکود	۰/۰۹۲۸	۱/۸۲	۰/۰۳۴۱	۰/۶۲	۰/۰۲۳۶	۰/۳۹	۰/۰۸۰۱	۱/۶۴
تورش پیش‌بینی سود (B)	کل	−۰/۱۱۷۵	−۸/۶۹	−۰/۰۹۵۳	−۶/۳۴	−۰/۱۳۰۹	−۷/۵۳	−۰/۱۲۰۷	−۸/۹۵
	رونق	−۰/۲۷۳۴	−۱۳/۰۴	−۰/۱۹۸۶	−۷/۵۱	−۰/۳۰۱۵	−۱۴/۳۰	−۰/۲۶۴۶	−۱۳/۵۸
	رکود	−۰/۰۲۹۱	−۱/۰۲	۰/۰۰۹۴	۰/۲۷	۰/۰۱۴۶	۰/۳۵	−۰/۰۱۲۴	−۰/۴۷
به‌موقع بودن پیش‌بینی سود (TL)	کل	۰/۰۱۶۳	۵/۴۰	۰/۰۰۸۳	۲/۹۴	۰/۰۰۹۶	۳/۷۱	۰/۰۰۳۴	۱/۸۴
	رونق	−۰/۰۰۳۲	−۰/۶۲	−۰/۰۰۴۱	−۰/۸۰	۰/۰۱۲۰	۲/۱۹	−۰/۰۰۰۱	−۰/۰۵
	رکود	۰/۰۱۶۸	۳/۰۱	۰/۰۰۰۲	۰/۰۴	−۰/۰۰۳۵	−۰/۶۵	۰/۰۰۷۶	۲/۲۹
دقت پیش‌بینی سود (ACC)	کل	۰/۱۰۱۲	۵/۹۴	۰/۰۶۵۶	۲/۹۲	۰/۰۰۷۷	۰/۳۷	۰/۰۴۰۸	۲/۲۴
	رونق	۰/۲۹۸۴	۱۱/۴۵	۰/۲۱۵۹	۶/۳۵	۰/۱۹۹۸	۸/۳۶	۰/۲۸۷۱	۱۰/۷۷
	رکود	۰/۲۲۴۵	۵/۹۷	۰/۱۷۶۵	۳/۹۸	۰/۰۹۵۲	۱/۸۷	۰/۱۹۶۸	۵/۲۸
نرخ رشد آستانه (BT)	کل	۰/۱۳۱۵	۵/۹۱	۰/۱۳۷۱	۵/۲۵	۰/۰۶۶۶	۲/۱۷	۰/۱۳۷۱	۶/۰۰
	رونق	−۰/۱۰۹۱	−۲/۸۷	۰/۰۱۴۰	۰/۲۹	−۰/۲۱۳۲	−۴/۸۱	−۰/۰۰۸۱	−۰/۱۲
	رکود	۰/۲۶۴۹	۵/۹۸	۰/۳۴۵۵	۶/۷۰	۰/۲۲۴۰	۲/۹۷	۰/۲۲۵۳	۵/۶۰
نرخ رشد آستانه × تورش پیش‌بینی سود (BT×B)	کل	−۰/۱۴۳۲	−۶/۳۸	−۰/۱۴۴۹	−۵/۵۶	−۰/۰۷۲۷	−۲/۳۷	−۰/۱۵۲۴	−۶/۷۳
	رونق	۰/۰۹۵۸	۲/۴۴	−۰/۰۲۵۱	−۰/۵۲	۰/۲۱۲۳	۴/۷۴	−۰/۰۰۷۰	−۰/۱۰
	رکود	−۰/۲۸۰۱	−۶/۳۰	−۰/۳۵۹۹	−۷/۰۱	−۰/۲۴۲۴	−۳/۲۴	−۰/۲۵۰۹	−۶/۲۵
نرخ رشد آستانه × به‌موقع بودن پیش‌بینی سود (BT×TL)	کل	−۰/۰۱۹۶	−۳/۴۲	−۰/۰۱۰۶	−۱/۸۹	−۰/۰۲۵۳	−۳/۴۸	۰/۰۰۴۳	۱/۱۷
	رونق	۰/۰۲۱۶	۲/۳۶	۰/۰۰۰۸	۰/۰۹	۰/۰۲۳۷	۱/۸۲	−۰/۰۰۰۲	−۰/۰۴
	رکود	−۰/۰۲۱۷	−۱/۸۱	۰/۰۰۱۸	۰/۲۰	−۰/۰۳۰۱	−۲/۵۰	۰/۰۱۰۶	۱/۵۹
نرخ رشد آستانه × دقت پیش‌بینی سود (BT×ACC)	کل	−۰/۰۰۹۰	−۰/۳۰	۰/۰۰۹۳	۰/۲۶	۰/۰۳۹۳	۱/۱۲	۰/۰۰۱۰	۰/۰۳
	رونق	۰/۰۵۳۵	۱/۱۷	۰/۱۳۷۶	۲/۴۲	۰/۰۵۱۵	۱/۰۷	−۰/۰۷۲۸	−۰/۹۴
	رکود	−۰/۱۵۵۹	−۲/۴۷	−۰/۲۴۱۸	−۳/۳۱	−۰/۰۹۹۴	−۱/۱۴	−۰/۰۹۳۲	−۱/۶۲
اندازه (SIZE)	کل	−۰/۰۰۳۶	−۱/۱۸	−۰/۰۰۱۳	−۰/۴۵	−۰/۰۰۰۶	−۰/۲۱	−۰/۰۰۲۵	−۰/۸۷
	رونق	۰/۰۰۷۹	۳/۴۴	۰/۰۰۷۰	۲/۶۴	۰/۰۰۳۴	۱/۱۵	۰/۰۰۵۱	۲/۱۸
	رکود	۰/۰۰۱۴	۰/۳۳	۰/۰۰۴۲	۱/۰۲	۰/۰۰۵۵	۱/۳۲	۰/۰۰۰۷	−۰/۱۷
اهرم مالی (LEV)	کل	۰/۰۰۳۹	۰/۱۷	۰/۰۰۳۶	۰/۱۵	۰/۰۱۱۳	۰/۴۸	−۰/۰۰۳۴	−۰/۱۵
	رونق	−۰/۰۳۸۳	−۲/۰۴	−۰/۰۳۹۸	−۱/۷۹	۰/۰۰۲۲	۰/۱۱	−۰/۰۴۶۵	−۲/۵۲
	رکود	۰/۰۲۱۸	۰/۶۴	۰/۰۲۶۲	۰/۷۶	۰/۰۱۴۶	۰/۴۳	۰/۰۲۴۲	۰/۷۲
بتا (β)	کل	۰/۰۰۴۱	۲/۱۰	۰/۰۰۲۹	۱/۴۰	۰/۰۰۳۰	۱/۴۰	۰/۰۰۳۳	۱/۶۸
	رونق	۰/۰۰۱۸	۰/۹۴	۰/۰۰۱۶	۰/۷	۰/۰۰۰۵	۰/۲۷	۰/۰۰۱۲	۰/۶۴
	رکود	۰/۰۰۹۷	۲/۸۷	۰/۰۰۸۶	۲/۴۵	۰/۰۰۸۳	۲/۲۳	۰/۰۰۷۸	۲/۳۴
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (B/P)	کل	۰/۱۲۲۰	۲۸/۱۸	۰/۱۲۴۹	۲۷/۷۳	۰/۱۲۸۰	۲۷/۵۶	۰/۱۲۴۸	۲۸/۴۰
	رونق	۰/۰۴۳۲	۸/۰۸	۰/۰۵۰۵	۸/۴۶	۰/۰۵۴۰	۹/۸۱	۰/۰۴۲۳	۷/۵۴
	رکود	۰/۰۵۵۱	۷/۵۸	۰/۰۵۳۵	۷/۱۳	۰/۰۵۴۵	۷/۳۸	۰/۰۵۲۹	۷/۴۱

جدول ۳. نتایج مربوط به فرضیه‌های اول، دوم و سوم پژوهش برای معیار صرف ریسک مبتنی بر ویژگی‌ها

متغیر	نمونه	سه‌ماهه		شش‌ماهه		نه‌ماهه		سالانه	
		ضریب	آماره Z	ضریب	آماره Z	ضریب	آماره Z	ضریب	آماره Z
عرض از مبدأ (α)	کل	۰/۰۶۷۹	۱/۷۷	۰/۰۷۵۱	۱/۹۴	۰/۰۷۳۷	۱/۸۱	۰/۰۶۸۹	۱/۸۰
	رونق	۰/۱۴۸۹	۵/۴۵	۰/۱۷۳۶	۶/۲۸	۰/۱۶۰۲	۵/۷۴	۰/۱۴۴۷	۵/۷۵
	رکود	۰/۱۶۳۳	۳/۱۸	۰/۱۷۲۹	۳/۲۶	۰/۱۷۶۰	۳/۱۳	۰/۱۸۹۷	۳/۷۸
تورش پیش‌بینی سود (B)	کل	۰/۰۲۹۴	۱/۷۳	۰/۰۱۸۹	۱/۰۷	۰/۰۱۲۹	۰/۵۷	۰/۰۲۸۰	۱/۷۱
	رونق	۰/۰۱۸۷	۱/۱۴	−۰/۰۱۴۰	−۰/۸۲	−۰/۰۰۳۳	−۰/۱۹	۰/۰۱۶۴	۱/۱۸
	رکود	−۰/۰۱۰۱	−۰/۳۷	−۰/۰۲۵۸	−۰/۸۵	−۰/۰۳۷۲	−۱/۰۲	−۰/۰۳۲۰	−۱/۱۸
به‌موقع بودن پیش‌بینی سود (TL)	کل	۰/۰۱۲۴	۳/۱۸	۰/۰۰۵۰	۱/۶۰	۰/۰۰۳۶	۱/۱۱	۰/۰۰۵۶	۲/۸۰
	رونق	۰/۰۱۴۹	۳/۲۰	۰/۰۰۲۲	۰/۶۴	۰/۰۰۸۰	۲/۲۲	۰/۰۰۵۸	۲/۹۰
	رکود	۰/۰۱۰۹	۱/۹۹	۰/۰۰۶۲	۱/۳۰	−۰/۰۰۲۰	−۰/۴۴	۰/۰۰۴۹	۱/۷۹
دقت پیش‌بینی سود (ACC)	کل	−۰/۰۲۲۷	−۱/۰۸	−۰/۰۲۰۳	−۰/۷۹	−۰/۰۱۸۳	−۰/۶۷	−۰/۰۱۸۶	−۰/۸۸
	رونق	−۰/۰۶۷۷	−۳/۴۳	−۰/۰۵۸۸	−۲/۶۰	−۰/۰۹۱۴	−۴/۵۸	−۰/۰۶۴۰	−۳/۶۶
	رکود	۰/۰۱۰۶	۰/۳۰	−۰/۰۲۵۶	−۰/۶۵	−۰/۰۳۸۶	−۰/۸۳	۰/۰۱۰۲	۰/۲۸
نرخ رشد آستانه (BT)	کل	−۰/۰۱۷۱	−۰/۶۲	−۰/۰۳۷۶	−۱/۲۵	−۰/۰۸۵۶	−۲/۱۲	−۰/۰۳۹۴	−۱/۴۳
	رونق	۰/۰۸۰۸	۲/۴۰	۰/۰۶۶۸	۱/۶۵	۰/۰۱۹۳	۰/۴۵	۰/۰۹۶۰	۲/۵۵
	رکود	−۰/۰۴۸۳	−۱/۱۹	−۰/۰۷۹۵	−۱/۷۴	−۰/۲۲۳۷	−۳/۸۶	−۰/۰۹۰۶	−۲/۲۱
نرخ رشد آستانه × تورش پیش‌بینی سود (BT×B)	کل	۰/۰۱۵۵	۰/۵۵	۰/۰۳۵۵	۱/۱۷	۰/۰۸۸۷	۲/۱۸	۰/۰۴۲۰	۱/۵۲
	رونق	−۰/۰۸۵۱	−۲/۵۱	−۰/۰۶۷۳	−۱/۶۶	−۰/۰۱۴۳	−۰/۳۴	−۰/۰۹۵۴	−۲/۵۳
	رکود	۰/۰۴۳۴	۱/۰۵	۰/۰۷۶۳	۱/۶۷	۰/۲۲۴۵	۳/۸۵	۰/۰۹۱۶	۲/۲۱
نرخ رشد آستانه × به‌موقع بودن پیش‌بینی سود (BT×TL)	کل	−۰/۰۲۲۰	−۲/۶۹	−۰/۰۱۴۴	−۱/۹۷	−۰/۰۱۱۸	−۱/۳۹	−۰/۰۰۴۳	−۰/۹۵
	رونق	−۰/۰۲۳۵	−۲/۱۴	۰/۰۰۸۱	۱/۰۹	۰/۰۰۱۳	۰/۱۴	−۰/۰۰۷۰	−۱/۶۴
	رکود	−۰/۰۲۳۴	−۱/۹۹	−۰/۰۱۹۵	−۱/۹۶	۰/۰۰۲۷	۰/۲۳	−۰/۰۰۰۱	−۰/۰۲
نرخ رشد آستانه × دقت پیش‌بینی سود (BT×ACC)	کل	−۰/۰۲۹۲	−۰/۷۲	−۰/۰۴۷۴	−۱/۰۵	−۰/۱۰۹۰	−۲/۲۸	−۰/۰۱۱۴	−۰/۲۸
	رونق	۰/۰۴۸۳	۱/۱۶	۰/۰۵۱۱	۰/۹۸	−۰/۰۷۹۹	−۱/۶۰	۰/۰۴۳۵	۰/۹۱
	رکود	−۰/۱۱۴۰	−۱/۷۰	−۰/۱۶۶۷	−۲/۲۹	−۰/۱۲۴۱	−۱/۷۰	−۰/۱۳۰۰	−۲/۰۳
اندازه (SIZE)	کل	−۰/۰۰۱۷	−۰/۴۵	−۰/۰۰۱۳	−۰/۳۵	−۰/۰۰۰۵	−۰/۱۵	−۰/۰۰۲۱	۰/۵۷
	رونق	−۰/۰۱۱۱	−۴/۶۴	−۰/۰۱۰۳	−۴/۳۰	−۰/۰۰۹۸	−۴/۰۸	−۰/۰۱۱۰	−۴/۶۵
	رکود	−۰/۰۰۵۸	−۱/۳۱	−۰/۰۰۵۱	−۱/۱۶	−۰/۰۰۴۱	−۰/۹۴	−۰/۰۰۶۸	−۱/۵۶

متغیر	نمونه	سه‌ماهه		شش‌ماهه		نه‌ماهه		سالانه	
		ضریب	آماره Z	ضریب	آماره Z	ضریب	آماره Z	ضریب	آماره Z
اهرم مالی (LEV)	کل	-۰/۰۶۴۵	-۲/۴۱	-۰/۰۶۲۹	-۲/۳۵	-۰/۰۶۱۲	-۲/۳۲	-۰/۰۶۵۸	-۲/۴۵
	رونق	۰/۰۱۶۳	۰/۹۳	۰/۰۲۳۳	۱/۳۴	۰/۰۱۵۱	۰/۸۴	۰/۰۲۵۱	۱/۵۰
	رکود	-۰/۱۲۷۸	-۳/۴۵	-۰/۱۱۹۴	-۳/۲۶	-۰/۱۲۷۸	-۳/۵۳	-۰/۱۲۲۵	-۳/۳۶
بتا (β)	کل	۰/۰۱۳۷	۵/۶۸	۰/۰۱۳۷	۵/۶۷	۰/۰۱۴۵	۶/۴۹	۰/۰۱۳۴	۵/۴۴
	رونق	۰/۰۰۷۴	۴/۵۷	۰/۰۰۷۸	۴/۷۵	۰/۰۰۷۸	۴/۶۳	۰/۰۰۸۲	۵/۰۶
	رکود	۰/۰۱۸۶	۵/۳۸	۰/۰۱۸۵	۵/۳۵	۰/۰۱۹۵	۶/۱۶	۰/۰۱۸۲	۵/۱۳
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (B/P)	کل	۰/۰۱۶۵	۳/۴۷	۰/۰۱۵۲	۳/۲۲	۰/۰۱۵۳	۳/۲۸	۰/۰۱۶۴	۳/۴۲
	رونق	۰/۰۴۶۵	۱۲/۵۷	۰/۰۴۳۸	۱۱/۸۴	۰/۰۴۴۴	۱۲/۵۳	۰/۰۴۶۹	۱۲/۵۱
	رکود	-۰/۰۱۰۴	-۱/۵۸	-۰/۰۰۹۱	-۱/۳۳	-۰/۰۱۰۷	-۱/۷۱	-۰/۰۱۰۴	-۱/۶۵

با توجه به نتایج ارائه‌شده در جدول ۳ و معنادار بودن ضریب متغیر تعاملی می‌توان گفت که رابطه بین افشای اختیاری اطلاعات و صرف ریسک مبتنی بر ویژگی‌ها، زمانی که برای سنجش افشای اختیاری اطلاعات از معیار تورش پیش‌بینی سودهای سه‌ماهه، شش‌ماهه و سالانه استفاده می‌شود، در دوره رونق بازار سرمایه و در سطوح اطمینان ۹۵، ۹۰ و ۹۵ درصد و زمانی‌که معیار تورش پیش‌بینی سودهای شش‌ماهه، نه‌ماهه و سالانه به‌کار برده می‌شود، در دوره رکود بازار سرمایه و در سطوح اطمینان ۹۰، ۹۹ و ۹۵ درصد، تحت تأثیر سطح نرخ رشد شرکت قرار گرفته، بنابراین فرضیه اول پژوهش رد نمی‌شود. ضریب متغیر تعاملی برای معیار دقت پیش‌بینی سودهای سه‌ماهه، شش‌ماهه، نه‌ماهه و سالانه نیز در دوره رکود بازار سرمایه و در سطوح اطمینان ۹۰، ۹۵، ۹۰ و ۹۵ درصد معنادار است و نشان می‌دهد که سطح نرخ رشد شرکت بر رابطه بین افشای اختیاری اطلاعات، برای معیار دقت پیش‌بینی سود، و صرف ریسک مبتنی بر ویژگی‌ها تأثیرگذار است، در نتیجه، فرضیه سوم پژوهش رد نمی‌شود. ضریب متغیر تعاملی برای معیار به‌موقع بودن پیش‌بینی سودهای سه‌ماهه و شش‌ماهه نیز نشان می‌دهد که در سطوح اطمینان ۹۹ و ۹۵ درصد، عامل رشد بر رابطه یادشده تأثیرگذار است و فرضیه دوم پژوهش نیز در خصوص این معیارها رد نمی‌شود.

آزمون فرضیه چهارم پژوهش

نتایج مربوط به آزمون مدل ۱ در ارتباط با فرضیه چهارم پژوهش که به بررسی تأثیر سطح نرخ رشد شرکت بر میزان اثرگذاری افشای اجباری اطلاعات بر صرف ریسک سهام می‌پردازد نیز برای هر دو معیار صرف ریسک ضمنی و صرف ریسک مبتنی بر ویژگی‌ها و براساس مدل حداقل مربعات تعمیم‌یافته در جدول ۴ ارائه شده است. در جدول ۴ نیز، معناداری (در سطح ۹۵ درصد) فقط برای متغیرهای تعاملی و به صورت برجسته نشان داده شده است.

جدول ٤. نتایج مربوط به فرضیه چهارم پژوهش

متغیر	نمونه	صرف ریسک ضمنی		صرف ریسک مبتنی بر ویژگی‌ها	
		ضریب متغیر (۱)	آماره z (۲)	ضریب متغیر (۳)	آماره z (٤)
عرض از مبدأ (α)	کل	−۰/۰۴۸۱	−۲/۰۱	۰/۰۶۰۸	۱/۸۵
	رونق	۰/۰۱۲۹	۰/۶۱	۰/۱۱۱۷	۴/۶۹
	رکود	۰/۰۲۵۰	۰/۷۱	۰/۱۴۸۲	۳/۷۷
افشای اجباری اطلاعات (DM)	کل	−۰/۰۰۱۶	−۱۰/۷۶	−۰/۰۰۱۰	−۵/۹۷
	رونق	−۰/۰۰۲۱	−۱۰/۵۵	−۰/۰۰۰۹	−۶/۷۱
	رکود	−۰/۰۰۱۰	−۴/۶۵	۰/۰۰۰۲	۱/۲۰
نرخ رشد آستانه (BT)	کل	۰/۰۰۲۰	۰/۲۳	۰/۰۲۷۷	۲/۶۰
	رونق	−۰/۰۰۵۷	−۰/۵۳	۰/۰۲۲۹	۲/۵۲
	رکود	−۰/۰۳۰۳	−۲/۰۰	۰/۰۶۰۴	۳/۶۳
نرخ رشد آستانه × افشای اجباری اطلاعات (BT×DM)	کل	−۰/۰۰۰۰۴	−۰/۱۷	−۰/۰۰۰۹	−۳/۰۶
	رونق	۰/۰۰۰۲	۰/۶۱	−۰/۰۰۰۷	−۲/۵۶
	رکود	۰/۰۰۰۵	۱/۱۱	−۰/۰۰۲۲	−۴/۵۲
اندازه (SIZE)	کل	۰/۰۱۷۱	۶/۳۴	۰/۰۰۶۰	۱/۶۱
	رونق	۰/۰۱۷۵	۷/۵۲	−۰/۰۰۱۹	−۰/۷۲
	رکود	۰/۰۱۱۱	۲/۹۲	−۰/۰۰۶۲	−۱/۴۱
اهرم مالی (LEV)	کل	−۰/۰۱۵۴	−۰/۷۳	−۰/۰۷۲۴	−۲/۸۱
	رونق	−۰/۰۵۲۶	−۲/۸۴	۰/۰۱۸۸	۱/۱۳
	رکود	−۰/۰۰۶۳	−۰/۲۰	−۰/۱۱۹۱	−۳/۳۳
بتا (β)	کل	۰/۰۰۲۲	۰/۹۹	۰/۰۱۵۲	۶/۹۵
	رونق	−۰/۰۰۲۸	−۱/۲۷	۰/۰۰۸۴	۵/۰۱
	رکود	۰/۰۰۸۳	۲/۲۸	۰/۰۲۰۰	۶/۴۲
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (B/P)	کل	۰/۱۳۷۷	۳۳/۳۹	۰/۰۱۵۱	۳/۲۹
	رونق	۰/۰۶۴۶	۱۰/۷۵	۰/۰۴۲۴	۱۱/۶۰
	رکود	۰/۰۵۸۵	۸/۲۰	−۰/۰۱۲۷	−۲/۲۳

بر اساس اعداد موجود در ستون ۱ و ۲ جدول ۴ و معناداری ضریب متغیر تعاملی می‌توان گفت که عامل رشد بر رابطه بین افشای اجباری اطلاعات و صرف ریسک ضمنی تأثیرگذار نیست، در نتیجه، فرضیه چهارم پژوهش برای معیار ذکرشده رد می‌شود. اما همان‌طور که از اعداد ستون ۳ و ۴ جدول ۴ مشاهده می‌شود، ضریب متغیر تعاملی برای معیار صرف ریسک مبتنی بر ویژگی‌ها، هم در سطح کل نمونه و هم در دوره رونق و رکود بازار سرمایه، به‌ترتیب در سطوح اطمینان ۹۹، ۹۵ و ۹۹ درصد، معنادار است. از این رو، فرضیه ۴ پژوهش نیز رد نمی‌شود. البته ضریب متغیر تعاملی برای معیار صرف ریسک مبتنی بر ویژگی‌ها کوچک است و نشان‌دهنده تأثیر ناچیز عامل رشد شرکت بر رابطه بین افشای اجباری اطلاعات و صرف ریسک مبتنی بر ویژگی‌ها است.

نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر، تأثیر سطح نرخ رشد شرکت بر رابطه بین افشای اطلاعات و صرف ریسک سهام را بررسی کرده است. بر اساس نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های اول تا سوم پژوهش، عامل رشد شرکت می‌تواند به‌عنوان عاملی مهم و اثرگذار بر رابطه بین افشای اختیاری اطلاعات و صرف ریسک ضمنی سهام تلقی شود. این نتایج تا حدی با نتایج حاصل از پژوهش‌های الهی و همکاران (۲۰۱۹)، مشایخی و فرهادی (۱۳۹۲) و پورحیدری و همکاران (۱۳۹۳) موافق است.

بر اساس نتایج حاصل از فرضیه چهارم پژوهش، رابطه بین افشای اجباری اطلاعات و صرف ریسک مبتنی بر ویژگی‌ها نیز تحت تأثیر عامل رشد شرکت قرار گرفته و فرضیه ۴ پژوهش نیز رد نمی‌شود. به بیان دیگر، تأثیر افشای اجباری اطلاعات بر صرف ریسک مبتنی بر ویژگی‌ها نیز در شرکت‌های با نرخ رشد پایین در مقایسه با شرکت‌های با نرخ رشد بالا متفاوت است. بر اساس تحلیل نتایج به‌دست‌آمده، تأثیر افشای اختیاری و اجباری اطلاعات بر صرف ریسک سهام متفاوت است، به‌طوری که این تأثیر در رابطه با افشای اجباری اطلاعات بسیار ناچیز است، اما در رابطه با افشای اختیاری اطلاعات شایان توجه است که این نتیجه‌گیری، با نتایج حاصل از پژوهش پورحیدری و حسین‌پور (۱۳۹۱) مطابق است.

با توجه به نتایج حاصل از پژوهش، سرمایه‌گذاران می‌توانند قبل از انجام معامله در بورس اوراق بهادار تهران و بررسی سطح افشای اطلاعات شرکت‌ها، میزان رشد سود شرکت‌ها را بررسی کرده و مدیران در شرکت‌های با نرخ رشد پایین به‌منظور جلب اعتماد سرمایه‌گذاران از عملکرد فعلی و آتی شرکت، سطح افشای اطلاعات را افزایش دهند. همچنین، تأثیر سایر عوامل اقتصادی، از جمله نرخ تورم، نرخ تولید ناخالص ملی و نرخ بهره بدون ریسک را بر رابطه بین افشای اطلاعات و صرف ریسک سهام بررسی کرده و برای سنجش افشای اطلاعات از معیارهای دیگر (به‌طور مثال، اطلاعات افشاشده توسط رسانه‌ها، مطبوعات و وب‌سایت‌ها) و برای سنجش صرف ریسک سهام (مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای) از مدل‌های دیگر استفاده کنند.

منابع

آقابیک‌زاده، مهدی؛ فروغی، داریوش؛ دستگیر، محسن (۱۳۹۶). تأثیر محافظه‌کاری و تأخیر در افشای اخبار هم‌زمان سودهای میان‌دوره‌ای و پیش‌بینی سودهای سالانه بر واکنش بازار سهام. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۴(۲)، ۱۷۳- ۱۹۶.

اسدی‌راد، فاطمه؛ کعب‌عمیر، احمد؛ مهربانی، فاطمه (۱۳۹۵). بررسی تأثیر ریسک ورشکستگی بر رابطه بین کیفیت افشا و هزینه سرمایه سهام عادی در شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران. *کنفرانس بین‌المللی مدیریت و حسابداری*، تهران.

افلاطونی، عباس؛ امیربختیاروند، امین (۱۳۹۵). تأثیر کیفیت گزارشگری مالی و کیفیت افشا بر هزینه سرمایه: رویکرد متغیرهای ابزاری. *فصلنامه حسابداری مالی*، ۸(۳۱)، ۳۰- ۵۰.

باباجانی، جعفر؛ عظیمی یانچشمه، مجید (۱۳۹۱). اثر قابلیت اتکای اقلام تعهدی بر بازده سهام. *مجله پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۴(۲)، ۸۳- ۱۰۰.

پورحیدری، امید؛ حسین‌پور، حمزه (۱۳۹۱). بررسی رابطه بین افشای اجباری و اختیاری با ارزش سهام شرکت‌ها. *چشم‌انداز مالی*، ۵(۲)، ۹- ۲۸.

پورحیدری، امید؛ عالی‌پور، داریوش (۱۳۹۰). بررسی ارتباط بین داده‌های حسابداری با چرخه‌های تجاری در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۳(۲)، ۱- ۱۶.

پورحیدری، امید؛ یوسف‌زاده، نسرین؛ اعظمی، زینب (۱۳۹۳). بررسی تأثیر اندازه شرکت بر رابطه افشا و هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله دانش حسابداری*، ۵(۱۸)، ۹۱- ۱۱۱.

پورحیدری، امید؛ یوسف‌زاده، نسرین؛ اعظمی، زینب؛ معصومی‌بیلندی، زهرا (۱۳۹۶). بررسی رابطه بین کیفیت سود و هزینه سرمایه با افشای اختیاری. *مجله دانش حسابداری مالی*، ۴(۳)، ۱- ۲۰.

خلیفه سلطانی، سیداحمد؛ اسماعیلی، فاطمه (۱۳۹۳). تأثیر چرخه تجاری بر پایداری مدل‌های پیش‌بینی ورشکستگی. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۴(۱۳)، ۳- ۱۸.

ربانی مورخ، بهاره (۱۳۹۳). *تأثیر چرخه تجاری بر رابطه بین کیفیت افشا و هزینه سرمایه*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، تهران.

ستایش، محمدحسین؛ کاظم‌نژاد، مصطفی؛ ذوالفقاری، مهدی (۱۳۹۰). بررسی تأثیر کیفیت افشا بر نقدشوندگی سهام و هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۳(۳)، ۵۵- ۷۴.

عباسی، ابراهیم؛ بذرافشان، محسن (۱۳۹۶). بررسی رابطه کیفیت سود، افشای داوطلبانه و رفتار نامتقارن اطلاعاتی با هزینه حقوق صاحبان سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار. *فصل‌نامه پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۷(۱)، ۴۱-۶۰.

کامران، مهدیه؛ اسدی، غلامحسین؛ اثنی‌عشری، حمیده (۱۳۹۹). بررسی رابطه غیرخطی افشای اختیاری و ارزش شرکت با بهره‌گیری از رویکرد رگرسیون انتقال ملایم پانلی. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۷(۲)، ۲۳۱- ۲۵۷.

مشایخی، بیتا؛ فرهادی، سوران (۱۳۹۲). تأثیر اندازه شرکت بر رابطه بین کیفیت افشا و هزینه حقوق صاحبان سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *نشریه حسابداری مدیریت*، ۶(۴)، ۱۰۱- ۱۱۵.

مهرانی، ساسان؛ کامیابی، یحیی؛ غیور، فرزاد (۱۳۹۶). اثر چرخه بازار سرمایه بر رفتار الگوهای پیش‌بینی درماندگی مالی. *مجله دانش حسابداری*، ۸(۲)، ۳۵- ۶۲.

ناظمی، امین؛ نصیری، طاهره (۱۳۹۳). بررسی ارتباط میان افشای اطلاعات و هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های کاربردی در گزارشگری مالی*، ۳(۱)، ۹۷- ۱۱۸.

نوروش، ایرج؛ حسینی، سیدعلی (۱۳۸۷). بررسی رابطه بین کیفیت افشا (قابلیت اتکا و به‌موقع بودن) و مدیریت سود. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۶(۲)، ۱۱۷- ۱۴۴.

نیکبخت، محمدرضا؛ حاجی‌عظیمی، فرزاد (۱۳۹۲). تأثیر محافظه‌کاری مشروط بر قابلیت اتکای اطلاعات و به‌موقع بودن افشا. *مجله پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۵(۲)، ۳۳- ۵۲.

References

Abbasi, E., & Bazrafshan, M. (2017). Investigating the relationship between earnings quality, voluntary disclosure and information asymmetric to the expense of equity in companies listed on the stock exchange. *Journal of Emprical Research in Accounting*, 7 (1), 41-60. (*in Persian*)

Aflatoni, A., & Amirbakhtiyarvand, A. (2017). The impact of financial reporting quality and disclosure quality on cost of capital: An approach to instrumental variables. *Quarterly Financial Accounting*, 8 (31), 30-50. (*in Persian*)

Aghabeikzadeh, M., Foroghi, D., & Dastgir, M. (2017). The effect of conservatism and delays in simultaneous news disclosure of interim earnings and annual earnings forecasts on stock market reaction. *Journal of Accounting and Auditing Reviews*, 2 (24), 173-196. (*in Persian*)

Amihud, Y., & Mendelson, H. (1986). Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*, 17(2), 223-249.

Asadi Rad, F., Kaab Amir, A., & Mehrabani, F. (2016). Investigating the impact of bankruptcy risk on the relationship between the quality of disclosure and the cost of equity in companies of listed on Tehran stock exchange. *International Conference on Management and Accounting*, Tehran. (*in Persian*)

Babajani, J., Azimi Yancheshmeh, M. (2012). The effect of accruals reliability on stock return. *Journal of Financial Accounting Research*, 4 (2), 83-100. (*in Persian*)

Ball, R., Jayaraman, S., & Shivakunar, L. (2012). Audited financial reporting and voluntary disclosure as complements: A test of the Confirmation Hypothesis. *Journal of Accounting and Economics*, 53(1-2), 136-166.

Bessembinder, H., Cooper, M. J., & Zhang, F. W. (2015). *Characteristic-based expected returns and corporate events.* Retrieved from https://ssrn.com/abstract=2658849.

Botosan, Ch., & Plumlee, M. (2002). A re-examination of disclosure level and the expected cost of capital. *Journal of Accounting Research*, 40(1), 21–40.

Botosan, Ch. (1997). Disclosure level and the cost of equity capital. *The Accounting Review*, 72(3), 21–53.

Call, A. C., Campbell, J.L., Dhaliwal, D.S., & Moon, J. R. (2017). Employee quality and financial reporting outcomes. *Journal of Accounting and Economics*, 64(1), 123-149.

Chordia, T., Goyal, A., &Nozawa, Y. (2017). Are Capital Market Anomalies Common to Equity and Corporate Bond Markets? An Empirical Investigation. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 52(4), 1301-1342.

Claus, J., & Thomas, J. (2001). Equity risk premium as low as three percent? evidence from analysts' earnings forecasts for domestic and international stocks. *Journal of Finance*, 56(5), 1629- 1666.

Clement, M., Frankel, R., & Miller, J. (2003). Confirming management earnings forecasts, earnings uncertainty, and stock returns. *Journal of Accounting Research*, 41(4), 653–680.

Cochrane, J. (2005). Explaining the variance of price- dividend ratios. *Review of Financial Studies*, 5(2), 243-280.

Diamond, D., & Verrecchia, R. (1991). Disclosure, liquidity, and the cost of capital. *The Journal of Finance*, 46(4), 1325–1359.

Dutta, S., & Nezlobin, A. (2016). Information disclosure, firm growth, and the cost of capital. *Journal of Financial Economics*, 123(1), 415-431.

Dutta, S., & Nezlobin, A. (2018). *Information disclosure, real investment, and shareholder welfare*. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3067695**.**

Easley, D., Ohara, M. (2004). Information and the cost of capital. *Journal of Finance*, 59(4), 1553–1583.

Ellahie, A., Hayes, R. M., & Plumlee, M. A. (2019). *Growth matters: disclosure level and risk premium.* Retrieved from https://ssrn.com/abstract=2816984.

Francis, J., Nanda, D., Olsson, P. (2008). Voluntary disclosure, earnings quality, and cost of capital. *Journal of Accounting Research*, 46(1), 53–99.

Gebhardt, W. R., Lee, Ch. M.C., & Swaminathan, B. (2001). Toward an implied cost of equity capital. *Journal of Accounting Research*, 39(1), 135–176.

Gode, D., & Mohanram, P. (2003). Inferring the cost of equity using the Ohlson-Juettner model. *Review of Accounting Studies*, 8(4), 399-431.

Graham, J., Harvey, C., & Rajgopal, Sh. (2005). The economic implications of corporate financial reporting. *Journal of Accounting and Economics*, 40(1-3), 3–73.

Guay, W., Samuels, D., & Taylor, D. (2016). Guiding Through the Fog: Financial Statement Complexity and Voluntary Disclosure. *Journal of Accounting and Economics*, 62(2-3), 234-269.

Haugen, R. A, & Baker, N. L. (1996). Commonality in the determinants of expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, 41(2), 401–439.

He, J., Plumlee, M., & Wen, J. (2018). Voluntary disclosure, mandatory disclosure, and cost of capital. *Journal of Business Finance & Accounting*, 46(3-4), 307-335.

Hess, D., Meuter, M., Kaul, A. (2019). *The Performance of Mechanical Earnings Forecasts*. Retrieved from https://ssrn.com/abstract=3041364.

Hirshleifer, J. (1971). The private and social value of information and the reward to inventive activity. *American Economic Review*, 61(4), 561–574.

Kamran, M., Assadi, Gh., Asna Ashari, H. (2020). Investigating the nonlinear relationship between voluntary disclosure and company value using Panel smooth transition regression approach. *Accounting and Auditing Review*, 27 (2), 231-257. (*in Persian*)

Khalife Soltani, S.A., Ismaili, F. (2014). The effect of business cycle on the sustainability of bankruptcy forecasting models. *Empirical Research in Accounting*, 4(13), 3-18. (*in Persian*)

Kwak, B., Ro Byung, T., & Suk, I. (2012). The composition of top management with general counsel and voluntary information disclosure. *Journal of Accounting and Economics*, 54(1), 19-41.

Lewellen, J. (2014). The cross-section of expected stock returns, *Critical Finance Review***,** 4(1), 1-44.

Li, K.K., & Mohanram, P. (2014). Evaluating cross-sectional forecasting models for implied cost of capital. *Review of Accounting Studies,* 19(3), 1152-1185.

Li, X., Yang, H. I. (2016). Manadatory financial reporting and voluntary disclosure: the effect of mandatory IFRS adoption on management forecasts, *The Accounting Review*, 91(3), 933-953.

Lyle, M., Callen, J. L., & Elliott, R. J. (2013). Dynamic risk, accounting-based valuation and firm fundamentals. *Review of Accounting Studies,* 18(4), 899–929.

Mashayekhi, B., & Farhadi, S. (2013). The effect of firm size on the relationship between the disclosure quality and cost of equity of interest of listed companies in Tehran Stock Exchange. *Journal of Management Accounting*, 6 (4), 101-115. (*in Persian*)

Mehrani, S., Kamyabi, Y., & Ghayyur, F. (2017). The effect of capital market cycle on the behavior of prediction patterns of financial distress. *Journal of Accounting Knowledge*, 8 (2), 35-62. (*in Persian*)

Nazemi, A., & Nasiri, T. (2014). Investigating the relationship between information disclosure and the cost of capital in companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Applied Research in Financial Reporting*, 3 (1), 97-118. (*in Persian*)

Nikbakht, M.R., & Hajiazimi, F. (2013). The impact of conditional conservatism on reliability and timeliness of disclosure. *Journal of Financial Accounting Research*, 5 (2), 33- 52. (*in Persian*)

Noh, S., So, E.C., & Weber, J.P. (2019). Voluntary and Mandatory disclosure: Do managers view them as substitute? *Journal of Accounting and Economics*, 68(1), 1-18.

Noravesh, I. & Hosseini, S.A. (2009). Investigating the relationship between the disclosure quality (reliability and timeliness) and earnings management. *Journal of Accounting and Auditing Reviews,* 16 (2), 144-117. (*in Persian*)

Ohlson, J.A., & Juettner-Nauroth, B. E. (2005). Expected EPS and EPS growth as determinants of value. *Review of Accounting Studies,* 10(2-3), 349-365.

Penman, S.H., & Zhu, J. (2016). *Accounting- based estimates of the cost of capital: a third way. Columbia Business School*. Retrieved from https://ssrn.com/abstract=2842269.

Penman, S.H., Reggiani, F., Richardson, S.A., & Tuna, I. (2015). *An accounting-based characteristic model for asset pricing*. Retrieved from http://ssrn.com/abstract=1966566.

Penman, S.H. (1980). An empirical investigation of the voluntary disclosure of corporate-earnings forecasts. *Journal of Accounting Research*, 18(1), 132–160.

Plumlee, M., Brown, D., Hayes, R., Marshall, S. (2015). Voluntary environmental disclosure quality and firm value: Further evidence. *Journal of Accounting and Public Policy*, 34(4), 336–361.

Pourheidari, O., Yousefzadeh, N., & Azami, Z. (2014). Investigating the effect of firm size on the relationship between disclosure and cost of capital in companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting Knowledge*, 5 (18), 91-111. (*in Persian*)

Pourheidari, O., Yousefzadeh, N., Azami, Z., & Masoumi Bilandi, Z. (2017). Investigating the relationship between earnings quality and cost of capital with voluntary disclosure. *Journal of Financial Accounting Knowledge*, 4 (3), 1-20. (*in Persian*)

Pourheidari, O., Alipour, D. (2011). Investigating the relationship between accounting data and business cycles in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Accounting Research*, 3(2), 1-16. (*in Persian*)

Pourheidari, O., Hosseinpour, H. (2012). Investigating the relationship between mandatory and voluntary disclosure with the value of companies' shares. *Financial management perspective*, 5 (2), 9-28. (*in Persian*)

Rabbani Movarekh, B. (2014). *The effect of business cycle on the relationship between disclosure quality and cost of capital*. Master Thesis of Islamic Azad University, Central Tehran Branch, Tehran. (*in Persian*)

Richardson, A.J., & Welker, M. (2001). Social disclosure, financial disclosure and the cost of equity capital. *Accounting Organizations and Society*, 26(7), 597-616.

Richardson, S.A., Sloan, R.J., Soliman, M.T., & Tuna, I. (2005). Accrual reliability, earnings persistence and stock prices. *Journal of Accounting and Economics*, 39(3), 437-485.

Setayesh, M.H., Kazemnejad, M., & Zolfaghari, M. (2011). Investigating the effect of disclosure quality on stock liquidity and cost of capital in companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Financial Accounting Researches*, 3 (3), 55- 74. (*in Persian*)

Sloan, R.J. (1996). Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? *The Accounting Review*, 71(3), 289-315.

Verrecchia, R.E. (1990). Information quality and discretionary disclosure. *Journal of Accounting and Economics*, 12(4), 365–380.

Welker, M. (1995). Disclosure policy, information asymmetry, and liquidity in equity markets. *Contemporary Accounting Research*, 11(2), 801–827.