Financial Research Journal

Print ISSN: 1024-8153
Online ISSN: 2423-5377

The Impact of Financial Inflexibility on Value Anomaly

Mohammadreza Mehrabanpour
*Corresponding author, Assistant Prof. Department of Financial, Faculty of Management and Accounting, Farabi Campus, University of Tehran, Iran. E-mail: mehrabanpour@ut.ac.ir

Seyyed Mohammad Alavi Nasab
Assistant Prof. Department of Financial, Faculty of Management and Accounting, Farabi Campus, University of Tehran, Iran. E-mail: alavinsb@ut.ac.ir

Ezatollah Abbasian
Associate Prof., Department of Economic, Faculty of Economic and Social Sciences, University of Bu-Ali Sina University, Hamadan. Iran. E-mail: abbasian@basu.ac.ir

Taher Porkavosh
PhD. Candidate, Department of Financial Management, Faculty of Management and Accounting, Farabi Campus, University of Tehran, Iran. E-mail: porkavoshtaher@ut.ac.ir

Abstract

Objective: The purpose of this study is to determine the effect of financial inflexibility on value anomaly. According to the research literature, three related sources of financial inflexibility have been identified, and we have created a composite inflexibility index, based on the variables of Investment irreversibility, total leverage and financial constraint.

Methods: In order to achieve the research goals, the monthly data of a 450 year - firm has been used during the period from 2008 to 2017. To test the research hypotheses, Fama and French (1993) three-factor Asset Pricing model was used, and by following the Poulsen, Faff and Gray (2013) studies financial inflexibility, the fourth factor has been added to it. In order to investigate the role of financial inflexibility on value anomaly, the above models were used once by using combined data; and once again, it is fitted with a time-series method.

Results: Financial inflexibility has a significant impact on Stock and portfolio risk premium.

Conclusion: The results of the research show that the financial inflexibility leads to a positive risk premium in the stock level and investment portfolios and value firms gain higher future returns than growth firms due to the compensation for the risk of financial inflexibility, and Finally, the positive relationship of financial inflexibility factor with inflexible portfolios and negative relationship with flexible portfolios indicates that financial inflexibility independently subjects firms to common shocks.

Keywords: Total leverage, Investment irreversibility, Financial inflexibility, Financial constraint, Value anomaly.

Citation: Mehrabanpour, M., Alavi Nasab, S.M., Abbasian, E., & Porkavosh, T. (2019). The Impact of Financial Inflexibility on Value Anomaly. *Financial Research Journal*, 21(4), 612-636. (*in Persian*)

Financial Research Journal, 2019, Vol. 21, No.4, pp. 612- 636
DOI: 10.22059/frj.2019.281241.1006866
Received: May 13, 2019; Accepted: October 07, 2019
© Faculty of Management, University of Tehran

شاپا چاپی: ۱۰۲۴-۸۱۵۳
شاپا الکترونیکی: ۲۴۲۳-۵۳۷۷
تحقیقات مالی

تأثیر انعطاف‌ناپذیری مالی بر ناهنجاری ارزشی

محمدرضا مهربان‌پور
* نویسنده مسئول، استادیار گروه مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، پردیس فارابی دانشگاه تهران، قم، ایران. رایانامه: mehrabanpour@ut.ac.ir

سید محمد علوی نسب
استادیار، گروه مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، پردیس فارابی دانشگاه تهران، قم، ایران. رایانامه: alavinsb@ut.ac.ir

عزت اله عباسیان
دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران. رایانامه: abbasian@basu.ac.ir

طاهر پرکاوش
دانشجوی دکتری، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، پردیس فارابی دانشگاه تهران، قم، ایران. رایانامه: porkavoshtaher@ut.ac.ir

چکیده

هدف: هدف از اجرای این پژوهش، تعیین اثرپذیری ناهنجاری ارزشی از انعطاف‌ناپذیری مالی است. مطابق با ادبیات پژوهش، سه منبع مرتبط با انعطاف‌ناپذیری مالی شناسایی شد و یک شاخص ترکیبی انعطاف‌ناپذیری مالی بر اساس متغیرهای برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری، اهرم کل و محدودیت مالی شکل گرفت.

روش: برای دستیابی به اهداف پژوهش، از داده‌های ماهانه ۴۵۰ سال ـ شرکت طی دوره زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۶ استفاده شده است. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، از مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) استفاده شده و با پیروی از مطالعات پولسن، فاف و گری (۲۰۱۳)، انعطاف‌ناپذیری مالی به‌عنوان عامل چهارم به آن اضافه شده است. برای بررسی نقش انعطاف‌ناپذیری مالی بر ناهنجاری ارزشی، مدل‌های یاد شده یک بار با استفاده از داده‌های ترکیبی و بار دیگر به روش سری زمانی برازش شدند.

یافته‌ها: انعطاف‌ناپذیری مالی بر صرف ریسک سهام و پرتفوی تأثیر معناداری می‌گذارد.

نتیجه‌گیری: انعطاف‌ناپذیری مالی، به صرف ریسک مثبت در سطح سهام و پرتفوی‌های سرمایه‌گذاری منجر می‌شود و شرکت‌های ارزشی، به‌دلیل جبران ریسک انعطاف‌ناپذیری مالی، در قیاس با شرکت‌های رشدی، بازده آتی بیشتری به‌دست می‌آورند و در نهایت، رابطه مثبت عامل انعطاف‌ناپذیری مالی با پرتفوی‌های انعطاف‌ناپذیر و رابطه منفی با پرتفوی‌های انعطاف‌پذیر نشان می‌دهد که انعطاف‌ناپذیری مالی، شرکت‌ها را به‌طور مستقل در معرض شوک‌های مشترک قرار می‌دهد.

کلیدواژه‌ها: اهرم کل، برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری، انعطاف‌ناپذیری مالی، محدودیت مالی، ناهنجاری ارزشی.

استناد: مهربان‌پور، محمدرضا؛ علوی نسب، سید محمد؛ عباسیان، عزت‌اله؛ پرکاوش، طاهر (۱۳۹۸). تأثیر انعطاف‌ناپذیری مالی بر ناهنجاری ارزشی. *تحقیقات مالی*، ۲۱(۴)، ۶۱۲- ۶۳۶.

تحقیقات مالی، ۱۳۹۸، دوره ۲۱، شماره ۴، صص. ۶۱۲- ۶۳۶
DOI: 10.22059/frj.2019.281241.1006866
دریافت: ۱۳۹۸/۰۲/۲۳، پذیرش: ۱۳۹۸/۰۷/۱۵
© دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

مقدمه

یکی از مهم‌ترین عوامل در رشد و توسعه اقتصادی هر کشور، عملکرد بازار سرمایه آن کشور است. بورس اوراق بهادار، به‌عنوان نماد بازار سرمایه، نقش شایان توجهی در جذب منابع مالی و جلب توجه سرمایه‌گذاران در فعالیت‌های مولد اقتصادی و در نتیجه، افزایش رشد اقتصادی دارد. سرمایه‌گذاران با انتخاب دارایی (ترکیبی از دارایی‌ها) همواره در پی حداکثر کردن بازده در مقابل ریسک معین یا حداقل کردن ریسک به ازای بازده مشخص هستند. از رایج‌ترین این رویکردها، سرمایه‌گذاری در سهام ارزشی[۱] است. نتیجه پژوهش‌های استاتمن[۲] (۱۹۸۰) و روزنبرگ، رید و لانستین[۳] (۱۹۸۵) بازده مازاد سهام ارزشی نسبت به سهام رشدی[۴] را تأیید می‌کنند. مطالعه تجربی فاما و فرنچ[۵] (۱۹۹۲) مُهر تأییدی بر وجود صرف ارزش[۶] است (مرادی جزء، ۱۳۹۵). با این حال، دانشمندان مالی و حسابداری، درباره اینکه صرف ارزش یاد شده، از جبران ریسک سیستماتیک نشئت می‌گیرد یا از قیمت‌گذاری غلط پدید آمده، اختلاف نظر دارند. نتایج تجربی گارسیا ـ فیجو و جورگنسن[۷] (۲۰۱۰) حاکی از وجود رابطه نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار با اهرم عملیاتی است. از آنجا که اهرم عملیاتی با ریسک سیستماتیک رابطه مستقیمی دارد (لو[۸]، ۱۹۷۴) و همچنین با توجه به مطالعات کارلسون، فیشر و گیامارینو[۹] (۲۰۰۴) شرکت‌های ارزشی اهرم عملیاتی بالاتری نسبت به شرکت‌های رشدی دارند، بنابراین نتایج پژوهش‌ها، متوسط بازده بالاتر سهام ارزشی نسبت به سهام رشدی (صرف ارزش) را به تفاوت اهرم عملیاتی شرکت‌های ارزشی و رشدی نسبت می‌دهند؛ زیرا این‌گونه سهام ریسک سیستماتیک بیشتری دارد (کائو[۱۰]، ۲۰۱۵). در مقابل، ژانگ[۱۱] (۲۰۰۵) و کوپر[۱۲] (۲۰۰۶) صرف ارزش را به برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری[۱۳] نسبت می‌دهند. برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری به هزینه‌های بیشتری که شرکت‌ها هنگام کاهش دارایی‌های مولد خود نسبت به هنگام افزایش دارایی‌های مولد مواجه می‌شوند، اشاره دارد. فرض بر این است که شرکت‌ها برای رسیدن به سطح بهینه در طول چرخه تجاری، سرمایه‌گذاری سرمایه‌ای خود را تعدیل می‌کنند (پولسن، فاف و گری[۱۴]، ۲۰۱۳). ژانگ (۲۰۰۵) و کوپر (۲۰۰۶) استدلال می‌کنند که چون شرکت‌های ارزشی دارای سهام سرمایه‌ای بیشتری هستند، در موقعیت بد اقتصادی، اکثر دارایی‌های این شرکت‌ها زائد و اضافی بوده و انعطاف‌ناپذیری مالی[۱۵] را در این شرکت‌ها نسبت به شرکت‌های رشدی تقویت می‌کند. با این سازوکار، مدل ژانگ (۲۰۰۵) و کوپر (۲۰۰۶) تفاوت در بازده سهام شرکت‌های ارزشی و رشدی را به ریسک نسبت می‌دهند. در نتیجه، شرکت‌های ارزشی به‌دلیل داشتن ریسک بیشتر، بازده بیشتری نسبت به شرکت‌های رشدی ایجاد می‌کنند (کائو، ۲۰۱۱).

---

1. Value Stocks
2. Stattman
3. Rosenberg, Reid, & Lanstein
4. Growth Stocks
5. Fama, & French
6. Value Premium
7. Garcia-Feijoo, & Jorgensen
8. Lev
9. Carlson, Fisher, & Giammarino
10. Cao
11. Zhang
12. Cooper
13. Investment irreversibility
14. Poulsen, Faff, & Gray

۱۵. Financial Inflexibility: به توانایی واحد تجاری در تغییر هزینه‌های سرمایه‌گذاری برای کاهش اثر رویدادهای پیش‌بینی‌نشده به‌منظور ایجاد جریان نسبتاً هموار سود سهام اشاره دارد.

در مدل‌های اوزدگلی[1] (۲۰۱۲) و اوبرجا[2] (۲۰۱۳)، هزینه‌های برگشت‌ناپذیری و اهرم عملیاتی در ایجاد صرف ارزش نقش ثانویه دارند و این اهرم مالی است که نقش اصلی را ایفا می‌کند. در مدل اوزدگلی (۲۰۱۲)، اهرم مالی از طریق تأثیری که بر ریسک سیستماتیک دارد، بر صرف ارزش تأثیر می‌گذارد. علاوه بر این، مدل اوبرجا (۲۰۱۳)، فرض می‌کند که منابع صرف ارزش، بسته به هزینه‌های ثابت تولیدی شرکت‌ها تغییر می‌کند. با توجه به اینکه شرکت‌های ارزشی نسبت به شرکت‌های رشدی بهره‌وری کمتر و اهرم مالی و عملیاتی بیشتری دارند، در صنایعی با هزینه‌های ثابت تولیدی بالا، صرف ریسک سهام از اهرم عملیاتی نشئت می‌گیرد و در صنایعی با هزینه‌های ثابت تولیدی پایین (اهرم عملیاتی پایین)، اهرم مالی، سبب می‌شود که صرف ارزش مثبت شود. به‌طور کلی، هر دو مدل اوزدگلی (۲۰۱۲) و اوبرجا (۲۰۱۳) تصریح می‌کنند که تفاوت در اهرم مالی، صرف ارزش را تبیین می‌کند (کائو، ۲۰۱۵).

در امتداد این پژوهش‌ها، هان و لی[3] (۲۰۰۹)، لیودان، ساپریزا و ژانگ[4] (۲۰۰۹) و گالن، زینگ و ژانگ[5] (۲۰۰۸) نشان می‌دهند که محدودیت مالی[6] می‌تواند نقش مستقیمی بر وجود صرف ارزش بازی کند. به بیان دیگر، شرکت‌های ارزشی در معرض محدودیت‌های مالی زیادی قرار می‌گیرند و بازده فزون‌تری را برای جبران سطح ریسک زیاد سرمایه‌گذاران به‌دست می‌آورند (کائو، ۲۰۱۱). منظور از محدودیت مالی، موانع مالی است که شرکت را از تأمین مالی کلیه پروژه‌های سرمایه‌گذاری مطلوب بازمی‌دارد. این ناتوانی در تأمین مالی پروژهای سرمایه‌گذاری، ممکن است که از محدودیت‌های اعتباری یا ناتوانی در استقراض، ناتوانی در انتشار سهام یا عدم نقدشوندگی دارایی‌ها نشئت گرفته باشد (هادیان، هاشمی و صمدی، ۱۳۹۶). بنابراین، این مسئله درک می‌شود که شرکت‌هایی که سهم بیشتری از دارایی‌های ثابت، اهرم عملیاتی، اهرم مالی و محدودیت مالی دارند، از لحاظ مالی انعطاف‌ناپذیر باشند؛ چرا که برای کاهش آثار رویدادهای پیش‌بینی‌نشده روی جریان سود سهام خود، توانایی کمتری دارند. علاوه بر این، شواهد تجربی گالن و همکاران (۲۰۰۸) و گارسیا- فیجو و جورگنسن (۲۰۱۰) نشان می‌دهد که شرکت‌های ارزشی، از این گونه ویژگی‌ها برخوردارند (پولسن و همکاران، ۲۰۱۳). درنهایت پولسن و همکارانش (۲۰۱۳) با ترکیب عوامل یاد شده، معیار جدیدی به نام انعطاف‌ناپذیری ایجاد کردند و با اضافه‌کردن آن به مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) به این نتیجه رسیدند که مدل تکمیل‌شده فاما و فرنچ توانایی بیشتری در تبیین ناهنجاری‌های بازار سهام دارد. با توجه به اینکه اکثر پژوهش‌های داخلی فقط به‌دنبال تأیید و رد وجود صرف ارزش بوده‌اند و توجه به عامل یا عواملی که توانایی توضیح صرف ارزش را داشته باشد تا حدی مغفول مانده است، این پژوهش با پیروی از پژوهش پولسن و همکارانش (۲۰۱۳)، برای اولین بار به بررسی مدل پولسن و همکاران (۲۰۱۳) در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد. بنابراین، پژوهش حاضر در صدد پاسخ به این پرسش است که آیا انعطاف‌ناپذیری مالی می‌تواند ناهنجاری ارزشی[7] را توجیه کند؟

در ادامه، ابتدا پیشینه‌های نظری و تجربی پژوهش مرور شده و فرضیه‌های پژوهش ارائه می‌شوند. روش‌شناسی

1. Ozdagli
2. Obreja
3. Hahn, & Lee
4. Livdan, Sapriza, & Zhang
5. Gulen, Xing, & Zhang
6. Financial Constrains
7. Value Anomaly

پژوهش، مدل‌های پژوهش و تعریف عملیاتی متغیرها به‌ترتیب بخش‌های بعدی را تشکیل می‌دهند. بعد از آن، یافته‌های پژوهش که شامل آمار توصیفی، تجزیه و تحلیل آماری و آزمون فرضیه‌هاست، ارائه شده و در نهایت، پس از بیان نتایج، این نوشتار با نتیجه‌گیری، جمع‌بندی و پیشنهادها خاتمه می‌یابد.

پیشینه نظری پژوهش

یکی از پدیده‌های غیرعادی بازار سرمایه که ممکن است گواهی بر رفتار بی‌منطق سرمایه‌گذاران و در نتیجه، دلیلی بر ناکارایی بازار سرمایه باشد، پدیده «صرف ارزش» است. صرف ارزش یا مازاد بازده سهام ارزشی نسبت به بازده سهام رشدی، از سال‌های قبل در کانون توجه پژوهشگران مالی و حسابداری قرار گرفته است و پژوهش‌های زیادی برای بررسی وجود و علل این پدیده غیرعادی بازار صورت گرفته است (ایزدی نیا، امیری و هادی نژاد، ۱۳۹۲).

تا حدی بر سر این موضوع که سهام ارزشی بازده فزون‌تری از سهام رشدی به‌دست می‌آورد، توافق نظر وجود دارد؛ اما تفسیر علت این امر موضوعی بحث‌برانگیز است و توضیح روشنی برای این ویژگی سهام وجود ندارد. با توجه به مطالعات صورت گرفته می‌توان با استفاده از دو رویکرد رفتاری و عقلایی، این پدیده را بررسی کرد (گالن و همکاران، ۲۰۰۸).

طرفداران رویکرد رفتاری، بازده بیشتر سهام ارزشی در قیاس با سهام رشدی را به بیش واکنشی سرمایه‌گذاران نسبت می‌دهند و معتقدند که برخی از سهام‌داران برای سهامی که در گذشته عملکرد بسیار خوبی داشته است، بیش از حد هیجان‌زده می‌شوند و تمایل زیادی به خرید آنها از خود نشان می‌دهند که این امر، قیمت‌گذاری بیش از اندازه این نوع سهام را موجب می‌شود. به‌طور مشابه، این افراد به سهامی که در گذشته عملکرد بسیار بدی داشته نیز، عکس‌العمل بیش از اندازه نشان می‌دهند و به‌طور گسترده به فروش آنها اقدام می‌کنند که این واکنش هم به قیمت‌گذاری کمتر از اندازه این نوع سهام منجر می‌شود (لاکونیشوک، شلیفر و وشنی[1]، ۱۹۹۴).

توجیه عقلایی که در خصوص بیشتر بودن بازده سهام ارزشی نسبت به سهام رشدی ارائه شده و مبتنی بر فرضیه بازار کاراست و فاما و فرنچ (۱۹۹۲) نیز بر آن تأکید کرده‌اند، این است که بازده بیشتر سهام ارزشی در قیاس با سهام رشدی، به‌دلیل تفاوت در ریسک است (فاما و فرنچ، ۱۹۹۲). پژوهش‌های سال‌های اخیر، صرف ارزش را به ریسک انعطاف‌ناپذیری مالی شرکت‌ها نسبت می‌دهند. در این زمینه «انعطاف‌پذیری مالی، به توانایی واحد تجاری در تغییر هزینه‌های سرمایه‌گذاری برای کاهش اثر رویدادهای پیش‌بینی‌نشده به‌منظور ایجاد جریان نسبتاً هموار سود سهام اشاره دارد». هرچه انعطاف‌پذیری شرکت در این زمینه بیشتر باشد، ریسک کمتر است. انعطاف‌ناپذیری مالی، می‌تواند عامل ریسک بالقوه تفسیر شود که به‌موجب آن، سهام‌داران در معرض ریسک ناتوانی حفظ جریان هموار سود سهام در طول زمان قرار می‌گیرند (پولسن و همکاران، ۲۰۱۳).

شرکت‌های دارای انعطاف‌پذیری مالی می‌توانند از سازوکار هزینه سرمایه برای کمک به خنثی‌کردن تأثیر شوک‌های بیرونی بر سود سهام استفاده کنند. پس از شوک‌های اقتصادی، انعطاف‌پذیری به افزایش یا کاهش

1. Lakonishok, Shleifer, & Vishny

سرمایه‌گذاری منجر می‌شود که سود سهام، تغییرهای کمابیش کمتری از جریان نقد عملیاتی داشته باشد. در واقع سرمایه‌گذاری می‌تواند تأثیر چنین شوک‌هایی را جذب کند و همانند ضربه‌گیری برای جریان سود سهام عمل کند (پولسن و همکاران، ۲۰۱۳). در ادامه، به بررسی ادبیات پژوهش مرتبط به انعطاف‌ناپذیری مالی شرکت‌ها، پرداخته شده است.

برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری و صرف ارزش

اولین بار مفهوم برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری را ابل و ابرلی[1] (۱۹۹۴) ارائه دادند. برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری به هزینه‌های بیشتری اشاره می‌کند که شرکت هنگام کاهش دارایی‌های مولد خود در قیاس با زمان افزایش دارایی‌های مولد مواجه می‌شود. برگشت‌ناپذیری زمانی رخ می‌دهد که قیمت فروش مجدد سرمایه، به‌دلیل ویژگی‌های خاص سرمایه، مشکلات لمون[2]، رکود بازار و غیره، کمتر از قیمت خرید است (پولسن و همکاران، ۲۰۱۳). ژانگ (۲۰۰۵) برای توضیح ناهنجاری ارزشی، یک مدل تعادلی ایجاد کرد که در آن شرکت‌ها در کاهش ظرفیت تولیدی خود در قیاس با توسعه آن، هزینه‌های بیشتری را متحمل می‌شوند. فرض بر این است که شرکت‌ها برای رسیدن به سطح بهینه در طول چرخه تجاری، سرمایه‌گذاری سرمایه‌ای خود را تعدیل می‌کنند. ژانگ (۲۰۰۵) استدلال می‌کند، از آنجا که شرکت‌های ارزشی سهام سرمایه‌ای غیرمولد زیادی دارند، هنگام بروز وضعیت بد اقتصادی، برای کاهش سهام سرمایه‌ای خود نسبت به شرکت‌های رشدی با مشکلات زیادتری مواجه می‌شوند. از سوی دیگر، در وضعیت خوب اقتصادی، شرکت‌های رشدی نسبت به شرکت‌های ارزشی با هزینه‌های تعدیلی بیشتر (به‌دلیل داشتن سرمایه کم و نیاز به سرمایه‌گذاری) مواجه می‌شوند (کائو، ۲۰۱۰). بنابراین، شرکت‌هایی که نسبت دارایی‌های ثابت بالایی دارند، در وضعیت بد اقتصادی، به‌دلیل پرهزینه‌بودن کاهش سهام سرمایه‌ای، انگیزه‌ای برای این کار نخواهند داشت. در مقابل، در زمانی که وضعیت اقتصادی خوب است، به‌دلیل بی‌نیاز بودن به سرمایه‌گذاری چشمگیر، از این ظرفیت مازاد منتفع می‌شوند. از این‌رو، بازده و سود شرکت‌های با نسبت بالای دارایی‌های ثابت، هم‌راستا با شوک‌های اقتصادی حرکت می‌کنند (پولسن و همکاران، ۲۰۱۳).

در مدل ژانگ (۲۰۰۵)، به‌سبب عدم تقارن در برگشت‌ناپذیری، توسعه راحت‌تر از کاهش سهام سرمایه است. در نتیجه، شرکت‌های ارزشی در مقایسه با شرکت‌های رشدی، برای بقا در محیط نامطلوب در طول وضعیت بد چرخه تجاری، انعطاف‌پذیری کمتری دارند. علاوه بر این، مدل همچنین فرض می‌کند که نرخ‌های تنزیل در طول زمان تغییر می‌کند، در وضعیت بد بیشتر و در وضعیت خوب کمتر است. در نتیجه، اغلب دارایی‌ها در وضعیت بد زائد و اضافی هستند و شرکت‌های ارزشی را به‌شدت برای تعدیل سرمایه تحت فشار قرار می‌دهند و انعطاف‌ناپذیری را در شرکت‌های ارزشی نسبت به شرکت‌های رشدی تقویت می‌کنند. با این سازوکار، مدل ژانگ تفاوت در بازده سهام شرکت‌های ارزشی و رشدی را به ریسک نسبت می‌دهد. در نتیجه شرکت‌های ارزشی به‌دلیل داشتن ریسک افزون‌تر در مقایسه با شرکت‌های رشدی، بازده بیشتری ایجاد می‌کنند (کائو، ۲۰۱۱).

1. Abel, & Eberly
2. Lemon problems

اهرم عملیاتی و صرف ارزش

اهرم عملیاتی به حساسیت سود عملیاتی شرکت به تغییرات در فروش اشاره دارد و با هزینه‌های ثابت افزایش می‌یابد (پولسن و همکاران، ۲۰۱۳). کارلسون و همکارانش (۲۰۰۴)، برای توضیح صرف ارزش، مدل مبتنی بر اهرم عملیاتی را ارائه دادند. در مدل کارلسون و همکاران (۲۰۰۴)، سرمایه‌گذاری شرکت‌ها ممکن است از طریق تعهدهای بلندمدت، مانند هزینه‌های عملیاتی ثابت کارخانه‌های بزرگ، تعهدهای قرارداد کاری و تعهدهای مربوط به عرضه‌کنندگان (تأمین‌کنندگان)، به اهرم عملیاتی بیشتری منجر شود. در این مدل، زمانی که تقاضا برای محصولات شرکت کاهش می‌یابد، سود عملیاتی آتی شرکت کمتر می‌شود، در نتیجه به کاهش ارزش سهام نسبت به ارزش دفتری سهام (سهام سرمایه‌ای) منجر می‌شود. اگر هزینه‌های ثابت عملیاتی متناسب با سهام سرمایه‌ای باشد، کاهش در تقاضای محصول می‌تواند به اهرم عملیاتی بیشتر یا ریسک سیستماتیک افزون‌تر منجر شود. در حقیقت، در مدل کارلسون و همکاران (۲۰۰۴)، بتای شرکت، شامل جزئی است که از اهرم عملیاتی نشئت گرفته است، برای مثال، ارزش فعلی تعهدهای آتی با سهام سرمایه‌ای موجود تقسیم بر ارزش شرکت ارتباط دارد. اگر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، معیاری برای سهام سرمایه‌ای شرکت در نظر گرفته شود، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار اهرم عملیاتی را جزء ریسکی توصیف می‌کند که وضعیت تقاضای بازار محصول را نسبت به سرمایه‌های سرمایه‌گذاری شده نشان می‌دهد. بنابراین، شرکت‌های ارزشی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بیشتر، ریسکی‌ترند و بازده افزون‌تری نسبت به شرکت‌های رشدی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار کمتر ایجاد می‌کنند (کائو، ۲۰۱۰).

اهرم مالی و صرف ارزش

تئوری‌هایی که تاکنون درباره آنها بحث شد، شرکت‌هایی را بررسی کرده‌اند که از طریق انتشار سهام تأمین مالی شده‌اند و اثر اهرم مالی روی ریسک و بازده مورد انتظار را نادیده گرفته‌اند. لیودان و همکارانش (۲۰۰۹) دریافتند که نسبت‌های اهرمی، ریسک و بازده مورد انتظار را افزایش می‌دهد و این اثر برای شرکت‌های ارزشی کمتر سودآور نسبت به شرکت‌های رشدی سودآور، بسیار چشمگیر است. آنان بیان کردند که اهرم از دو طریق بر ریسک و بازده مورد انتظار اثر می‌گذارد. اول، با توجه به فرضیه اهرم استاندارد[1] در مالی شرکتی، اهرم بیشتر به‌معنای این است که سهامداران باید درصد بیشتری از ریسک دارایی را متحمل شوند و برای نگهداری سهام، به صرف ریسک بالاتری نیاز دارند. دوم، سازوکار انعطاف‌ناپذیری اجازه می‌دهد تا ریسک دارایی پایه[2] با استفاده از اهرم افزایش یابد. به‌طور شهودی، شرکت‌های اهرمی، بدهی‌های بیشتری را متحمل می‌شوند و باید بهره بیشتری پرداخت کنند و میزان زیادی از بدهی موجود را قبل از تأمین مالی پروژه‌های جدید پرداخت کنند؛ به این معنا که این شرکت‌ها، احتمالاً با محدودیت‌های (قیدهای) وثیقه‌ای[3] اجباری روبه‌رو هستند و در استفاده از سرمایه‌گذاری برای هموارسازی سود، انعطاف‌پذیری کمتری دارند، ریسکی‌ترند و بازده مورد انتظار بیشتری نسبت به شرکت‌های کمتر اهرمی به‌دست می‌آورند. در نهایت، اثر اهرم روی بازده مورد انتظار

1. Standard leverage hypothesis
2. Underlying asset risk
3. Collateral constraints

و ریسک، باید برای شرکت‌های ارزشی، در مقایسه با شرکت‌های رشدی اهمیت بیشتری داشته باشد؛ زیرا تصور بر این است که انعطاف‌ناپذیری به‌دلیل نسبت اهرمی بالا با سایر منابع انعطاف‌ناپذیری، مانند برگشت‌ناپذیری و اهرم عملیاتی، تعامل برقرار کرده و برای شرکت‌های ارزشی کمتر سودآور تشدید می‌شود (گالن، زینگ و ژانگ[1]، ۲۰۰۸).

محدودیت مالی و صرف ارزش

محدودیت مالی از جمله متغیرهایی است که به عقیده برخی از پژوهشگران (همانند لامونت، پولک و سا ـ رکیجو[2]، ۲۰۰۱؛ وایتد و وو[3]، ۲۰۰۶؛ و بالمیر و وایتد[4]، ۲۰۱۷) نماینده بُعدی از ریسک سیستماتیک است. این محدودیت، در نتیجه نقص بازار سرمایه، مانند عدم تقارن اطلاعاتی و مشکلات نمایندگی به‌وجود می‌آید و باعث می‌شود که تأمین مالی از طریق منابع بیرون سازمان (مانند استقراض یا انتشار بدهی) از تأمین مالی درون سازمانی (استفاده از سود انباشته)، پرهزینه‌تر شود (هادیان و همکاران، ۱۳۹۶). به‌طور کلی، محدودیت‌های مالی، نوعی موانع مالی است که شرکت را از تأمین مالی کلیه پروژه‌های سرمایه‌گذاری مطلوب بازمی‌دارد. این ناتوانی در تأمین مالی پروژهای سرمایه‌گذاری، ممکن است که از محدودیت‌های اعتباری یا ناتوانی در استقراض، ناتوانی در انتشار سهام یا عدم نقدشوندگی دارایی‌ها نشئت گرفته باشد (هادیان و همکاران، ۱۳۹۶). بنابراین در تعدیل سرمایه‌گذاری‌های سرمایه‌ای در طول چرخه تجاری، شرکت‌ها نه تنها باید بر ماهیت برگشت‌پذیری سرمایه‌گذاری تمرکز کنند، بلکه باید انعطاف‌پذیری تأمین مالی یا محدودیت مالی (سهولت دستیابی به منابع مالی کافی به‌موقع) را در کانون توجه قرار دهند؛ زیرا سرمایه‌گذاری‌های شرکت، تحت تأثیر محدودیت‌های مالی قرار می‌گیرد. بر اساس یافته‌های لیودان و همکارانش (۲۰۰۹)، شرکت‌هایی که محدودیت‌های مالی دارند، ریسکی‌تر هستند؛ زیرا برای سرمایه‌گذاری و هموارسازی جریان سود در مقابله با شوک‌های بیرونی، ممانعت ایجاد می‌کنند. در امتداد این پژوهش‌ها، هان و لی (۲۰۰۹)، لیودان و همکاران (۲۰۰۹) و گالن و همکاران (۲۰۰۸)، نشان دادند که محدودیت‌های مالی می‌تواند نقش مستقیمی بر وجود صرف ارزش داشته باشد، برای مثال، شرکت‌های ارزشی در معرض محدودیت‌های مالی هستند و بازده افزون‌تری را برای جبران سطح ریسک بالاتر سرمایه‌گذاران به‌دست می‌آورند (کائو، ۲۰۱۱). از سوی دیگر، محدودیت مالی می‌تواند به‌طور غیرمستقیم بر صرف ارزش اثر بگذارد. در مدل کاگس[5] (۲۰۰۷)، محدودیت‌های مالی تأثیر برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری بر فعالیت‌های سرمایه‌گذاری شرکت (سرمایه‌گذاری شرکت در سرمایه ثابت و سرمایه‌درگردش) را تقویت می‌کند. اگر برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری، به صرف ارزش منجر شود، محدودیت‌های مالی می‌تواند برای توضیح صرف ارزش، از طریق تأثیر بر روابط بین برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری و تصمیم برای تعدیل سرمایه‌گذاری فیزیکی، نقش غیرمستقیمی بازی کند. علاوه بر این، چرخه تجاری تأثیر محدودیت‌های مالی روی بازده سهام را تشدید می‌کند؛ زیرا محدودیت‌های مالی در طول وضعیت بد چرخه تجاری، بسیار شدید می‌شود. از این رو، انتظار می‌رود که تفاوت مقطعی بازده سهام شرکت‌های

1. Gulen, Xing, & Zhang
2. Lamont, Polk, & Saaá-Requejo
3. Whited, & Wu
4. Buehlmaier, & Whited
5. Caggese

ارزشی و رشدی با در نظر گرفتن محدودیت‌های مالی و چرخه تجاری، کاهش یافته یـا حـذف شـود (کـائو، ۲۰۱۱) و در نهایت، گالن و همکاران (۲۰۰۸) و گارسیا فیجو و جورگنسن (۲۰۱۰) نشان دادند که شـرکت‌هـای ارزشـی دارای چنـین ویژگی‌هایی هستند. در نتیجه، بین انعطاف‌ناپذیری مالی و صـرف ارزش، نـوعی رابطـه تئـوریکی وجـود دارد (پولسـن و همکاران، ۲۰۱۳).

پیشینه تجربی پژوهش

در جدول ۱ به مطالعات مرتبط با موضوع پژوهش حاضر اشاره شده است.

جدول ۱. پیشینه پژوهش

پژوهشگران	هدف پژوهش	نتایج
کلارک و گیائو[1] (۲۰۱۹)	بررسی معمای صرف ارزش از دیدگاه مبتنی بر ریسک در مقابل دیدگاه مبتنی بر رفتار	رابطه مثبت و معناداری بین انعطاف‌ناپذیری مالی و نسـبت B/M، انعطاف‌ناپذیری مالی و بازده و بازده شرکت‌های انعطـاف‌ناپـذیر و شرکت‌های ارزشی وجود دارد. این نشان مـی‌دهـد کـه اسـتدلال مبتنی بر ریسک، توضیحی برای معمای صـرف ارزش اسـت. بـه بیان دیگر، صرف ارزش، جبرانی بـرای ریسـک انعطـاف‌ناپـذیری مالی است.
اود راجپوت، وانگچوتی، چن و فاف[2] (۲۰۱۹)	بررسی انعطاف‌پذیری مالی به‌عنوان عامل قیمت‌گذاری در بازار سهام	نتایج نشان می‌دهد که انعطاف‌پذیری مـالی، عامـل تعیـین‌کننـده بازده آتی سهام است. شرکت‌هایی که انعطاف‌پذیری مالی خـود را افزایش داده‌اند، بازده سهام کمتری در دوره آتی دارنـد و ریسـک ذاتی عامل انعطاف‌پذیری مـالی، بـه‌وسـیله عوامـل قیمـت‌گـذاری توضیح داده نمی‌شود.
گو، هاگبرث و جانسون (۲۰۱۷)	بررسی نقش انعطاف‌ناپذیری در توضیح بازده	بر اساس مدل قیمت‌گـذاری دارایـی مبتنـی بـر سـرمایه‌گـذاری، برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری، عامل تعیین‌کننده ریسک و بـازده مورد انتظـار شـرکت‌هاسـت و ریسـک بـا اهـرم عملیـاتی بـرای شرکت‌های انعطاف‌ناپذیر افزایش و برای شرکت‌های انعطاف‌پذیر کاهش می‌یابد. در نهایت، نتایج تجربی از تئـوری قیمـت‌گـذاری دارایی مبتنی بر سرمایه‌گذاری حمایت می‌کند.
بالمیر و وایتد (۲۰۱۷)	بررسی نقش محدودیت مالی در قیمت‌گذاری دارایی با رویکرد متنی	شرکت‌های با محدودیت مالی، نسبت به سایر شـرکت‌هـا، بـازده بالاتری کسب می‌کنند و بازده این شرکت‌ها به‌طور هم‌گام تغییـر می‌کند و از طریق مدل پنج عاملی فاما و فـرنچ (۲۰۱۵) توضـیح داده نمی‌شود.
کائو (۲۰۱۵)	بررسی نقش هزینه‌های تعدیلی، اهرم عملیاتی و اهرم مالی در توضیح صرف ارزش	بین اهرم مـالی و صـرف ارزش رابطـه مثبـت، بـین هزینـه‌هـای تعدیلی و صرف ارزش رابطه منفی و بین اهرم عملیـاتی و صـرف ارزش ارتباط معناداری وجود ندارد.
پولسن و همکاران (۲۰۱۳)	بررسی نقش انعطاف‌ناپذیری مالی در توضیح صرف ارزش	رابطه مثبت بین انعطاف‌ناپذیری مالی و نسبت B/M و بین بـازده شرکت‌های انعطاف‌ناپذیر و شرکت‌های ارزشی وجود دارد.

1. Clark, & Qiao
2. Oad Rajput, Wongchoti, Chen, & Faff

ادامه جدول ۱. پیشینه پژوهش

پژوهشگران	هدف پژوهش	نتایج
دوچرتی، چان و ایستون[1] (۲۰۱۰)	بررسی نقش دارایی مشهود و برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری در قیمت‌گذاری دارایی	نسبت دارایی مشهود در بازده سهام قیمت‌گذاری شده است و با افزودن عامل نسبت دارایی مشهود به مدل سه عاملی فاما و فرنچ قدرت توضیحی مدل افزایش می‌یابد.
گارسیا فیجو و جورگنسن (۲۰۱۰)	بررسی نقش اهرم عملیاتی در توضیح صرف ارزش	بین B/M و درجه اهرم عملیاتی، اهرم عملیاتی و بازده سهام و اهرم عملیاتی و ریسک سیستماتیک، رابطه مثبت وجود دارد.
گالن و همکاران (۲۰۰۸)	بررسی نقش معیارهای انعطاف‌پذیری در توضیح صرف ارزش با استفاده از چارچوب مارکوف سوئیچینگ پرز ـ کویرز و تیمرمان	شرکت‌های ارزشی در تطبیق با وضعیت بد اقتصادی، در مقایسه با شرکت‌های رشدی، انعطاف‌پذیری کمتری دارند و این انعطاف‌ناپذیری، هزینه سرمایه را افزایش می‌دهد.
هادیان و همکاران (۱۳۹۶)	تأثیر عامل محدودیت مالی بر توان تبیین بازده سهام	محدودیت مالی بیانگر بُعدی از ریسک مشترک و سیستماتیک است و با اضافه‌کردن عامل محدودیت مالی به مدل‌های سه عاملی فاما و فرنچ و چهار عاملی کارهارت، توان تبیین مدل افزایش می‌یابد؛ اما در مدل پنج عاملی فاما و فرنچ این عمل اتفاق نمی‌افتد.
رضایی دولت‌آبادی، فتحی و یوسفان (۱۳۹۶)	آزمون مدل نمایندگی در قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای	طبق یافته‌های آزمون مقطعی فاما و مکبث، مدل تک عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدل سه عاملی فاما و فرنچ و مدل پنج عاملی فاما و فرنچ، هر سه در حالت نمایندگی نسبت به سرمایه‌گذاری مستقیم برتری دارند.
عیوض‌لو، قهرمانی و عجم (۱۳۹۵)	بررسی عملکرد مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ با استفاده از آزمون GRS	نتایج پژوهش نشان می‌دهد با کنترل عامل سودآوری و عامل سرمایه‌گذاری، همچنان مدل سه عاملی، مدل مناسبی برای توضیح بازده مازاد پرتفوی‌های مطالعه شده است. همچنین بر اساس نتایج پژوهش، دو عامل اضافه شده به مدل، کارایی آن را افزایش نمی‌دهد.
مرادی جزء (۱۳۹۵)	بررسی نقش هزینه‌های تعدیلی، اهرم عملیاتی و اهرم مالی در توضیح صرف ارزش	بین هزینه‌های تعدیل، اهرم عملیاتی و اهرم مالی و صرف ارزش رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.
اسدی و اسلامی بیدگلی (۱۳۹۳)	مقایسه عملکرد راهبردهای ارزشی و رشدی با نسبت‌های منفرد و سنجه‌های ترکیبی	ساخت سنجه‌های ترکیبی به عملکرد بهتر پرتفوی‌ها منجر می‌شود. همچنین، تشکیل پرتفوی به روش وزن‌های تصادفی، امکان تشکیل پرتفوی‌های متعدد را در اختیار سرمایه‌گذاران قرار می‌دهد.
دولو (۱۳۹۳)	خلاف قاعده رشد دارایی و بازده آتی سهام: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران	نتایج نشان می‌دهد سهامی که در گذشته نرخ رشد دارایی بالایی داشته‌اند، بازده آتی بیشتری را تجربه می‌کنند. با محدود کردن نمونه پژوهش به شرکت‌های بزرگ، رابطه یاده شده مثبت شد، اما از نظر آماری معنادار نبود.

1. Docherty, Chan, & Easton

با توجه به اینکه در هیچ پژوهش داخلی تأثیر انعطاف‌ناپذیری مالی بر صرف ارزش توسط مدل‌های قیمت‌گذاری بررسی نشده است، در پژوهش حاضر تلاش شده است که با پوشش این خلأ، در جهت تقویت بدنه پژوهش‌های این حوزه گام برداشته شود.

فرضیه‌های پژوهش

فرضیه اول: انعطاف‌ناپذیری مالی بر صرف ریسک سهام تأثیر دارد.

فرضیه دوم: انعطاف‌ناپذیری مالی بر صرف ریسک پرتفوی تأثیر دارد.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر هدف، کاربردی و از نظر ماهیت، هم‌بستگی از نوع علّی است. پژوهش حاضر از نوع پژوهش‌های پس‌رویدادی است که بر اساس اطلاعات مندرج در صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار تهران و گزارش هیئت‌مدیره به مجمع عمومی اجرا شده است. پس از آماده‌سازی داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار اکسل، برای برآورد روابط از نسخهٔ ۹ نرم‌افزار ایویوز و برای برآورد رگرسیون‌های خطی چند متغیره، از روش داده‌های سری زمانی و ترکیبی استفاده شده است. به‌منظور آزمون فرض‌های آماری، ابتدا الگوی رگرسیون مربوط برآورد شد و پس از آن، برای آزمون معنادار بودن مدل، از آماره F و برای آزمون معنادار بودن ضرایب رگرسیون، از آماره t استفاده شد.

جامعه آماری پژوهش، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، در بازه زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۶ است. نمونه آماری پژوهش با استفاده از روش حذف سیستماتیک و در نظر گرفتن شرایط زیر انتخاب شده است:

۱. جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی اعم از بانک‌ها، بیمه‌ها، لیزینگ و هلدینگ نباشند.
۲. سال مالی شرکت‌ها به پایان اسفند ماه منتهی شود و تغییر دوره مالی نداشته باشند.
۳. اطلاعات مورد نیاز برای محاسبه متغیرهای پژوهش طی دوره بررسی، در دسترس باشد.
۴. به‌دلیل نیاز به اطلاعات شرکت‌ها برای محاسبه برخی متغیرها، تا پایان اسفند ماه سال ۱۳۸۲ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند.
۵. سهام آنها حداقل هر چهار ماه یک بار مبادله شده باشد.
۶. ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام و اهرم مالی آنها منفی نباشد.

بر اساس محدودیت‌های بالا، تعداد ۴۵۰ سال ـ شرکت، نمونه نهایی را برای تجزیه و تحلیل آماری تشکیل دادند.

مدل‌های پژوهش و تعریف عملیاتی متغیرها

در این پژوهش، مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) مبنا قرار داده شده است؛ ولی برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، به پیروی از پژوهش پولسن و همکاران (۲۰۱۳) مدل فاما و فرنچ به‌صورت رابطه ۲ تعدیل و به‌کار گرفته شده است. متغیر وابسته در هر چهار رابطه پژوهش، مازاد بازده (صرف ریسک) است که با نماد $R_{i,t} - R_{f,t}$ در سطح سهام و با نماد

$R_{p,t} - R_{f,t}$ در سطح پرتفوی نمایش داده شده است. اما همان‌طور که در زیر مشاهده می‌شود، متغیرهای مستقل در رابطه ۱ پژوهش صرف ریسک بازار $(R_{M,t} - R_{f,t})$، عامل اندازه (SMB) و عامل ارزش (HML) هستند.

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \propto_i + \beta_{i,m}(R_{M,t} - R_{f,t}) + \beta_{i,SMB} SMB_t + \beta_{i,HML} HML_t + \varepsilon_{i,t} \quad \text{رابطه ۱)}$$

در رابطه ۲ که در «سطح سهام» طراحی شده است، به متغیرهای مستقل، علاوه بر آنچه در رابطه ۱ بیان شد، شاخص انعطاف‌ناپذیری مالی نیز اضافه شده است. از آنجا که هدف پژوهش، بررسی تأثیر انعطاف‌ناپذیری بر صرف ریسک بازده سهام (فرضیه ۱) است، در رابطه ۲، متغیرهای مدل فاما و فرنچ به‌عنوان متغیرهای کنترلی در مدل به‌کار گرفته شده‌اند.

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \propto_i + \beta_{i,m}(R_{M,t} - R_{f,t}) + \beta_{i,SMB} SMB_t + \beta_{i,HML} HML_t + \beta_{i,IMF} IMF_t + \varepsilon_{i,t} \quad \text{رابطه ۲)}$$

رابطه‌های ۳ و ۴ در «سطح پرتفوی‌های اندازه، ارزش و انعطاف‌ناپذیری مالی» و برای آزمون تأثیر انعطاف‌ناپذیری مالی بر صرف ریسک پرتفوی (فرضیه دو) طراحی شده‌اند. متغیرهای صرف ریسک بازار، عامل اندازه و عامل ارزش در رابطه ۳ به‌عنوان متغیرهای مستقل و در رابطه ۴ به‌عنوان متغیرهای کنترلی هستند و انعطاف‌ناپذیری مالی (IMF) متغیر مستقل در نظر گرفته شده است.

$$R_{P,t} - R_{f,t} = \propto_i + \beta_{i,m}(R_{M,t} - R_{f,t}) + \beta_{i,SMB} SMB_t + \beta_{i,HML} HML_t + \varepsilon_{i,t} \quad \text{رابطه ۳)}$$

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \propto_i + \beta_{i,m}(R_{M,t} - R_{f,t}) + \beta_{i,SMB} SMB_t + \beta_{i,HML} HML_t + \beta_{i,IMF} IMF_t + \varepsilon_{i,t} \quad \text{رابطه ۴)}$$

افزون بر این، برای آزمون رابطه‌های ۱ و ۲، از داده‌های ترکیبی و برای آزمون رابطه‌های ۳ و ۴، از داده‌های سری زمانی در دوره ۱۰۸ ماهه استفاده شده است.

در ادامه، علاوه‌بر معرفی کامل متغیرها و شیوه محاسبه آنها، طریقه آزمون فرضیه‌ها با استفاده از مدل‌های یادشده توضیح داده شده است.

متغیر وابسته

صرف ریسک سهام $(R_{i,t} - R_{f,t})$: نشان‌دهنده صرف ناشی از تفاوت نرخ بازده سهام نسبت به نرخ بازده بدون ریسک است. در این پژوهش برای محاسبه بازده واقعی سهام، از رابطه ۵ استفاده شده است:

$$R_{i,t} = \frac{[(D_{i,t} + P_{i,t})(1 + \alpha + \beta)] - (P_{i,t} + C\alpha)}{P_{i,t-1} + c\alpha} \quad \text{رابطه ۵)}$$

در این رابطه، $R_{i,t}$ بازده سهام شرکت i در ماه t؛ $P_{i,t}$ قیمت سهم i در پایان دوره t؛ $P_{i,t-1}$ قیمت سهم i در پایان دوره t-۱؛ $D_{i,t}$ سود نقدی پرداختی سهم i در دوره t؛ α درصد افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده نقدی؛ β درصد افزایش سرمایه از محل اندوخته؛ C مبلغ اسمی پرداخت شده توسط سرمایه‌گذار بابت افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده نقدی است.

برای محاسبه نرخ بازدهی بدون ریسک، نرخ سود سپرده یک ساله بانک‌های دولتی در نظر گرفته شده است. از آنجایی که سود این سپرده‌ها به‌صورت ماهانه پرداخت می‌شود، نرخ سود واقعی از نرخ سود اسمی بیشتر است. بنابراین، برای محاسبه نرخ بازده بدون ریسک ماهانه، از رابطه ۶ استفاده شده است.

$$R_f = \left(\left(1 + \left(\frac{i}{12}\right)\right)^{12} - 1\right)/12$$ رابطه ۶)

صرف ریسک پرتفوی ($R_{P,t} - R_{f,t}$): نشان‌دهنده صرف ناشی از تفاوت نرخ بازده ماهانه پرتفوی نسبت به نرخ بازده بدون ریسک است. در این پژوهش برای محاسبه بازده پرتفوی، از روش وزن‌دهی یکسان[1] مطابق رابطه ۷ استفاده شده است.

$$R_{p,t} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} R_{i,t}$$ رابطه ۷)

$R_{p,t}$ بازده پرتفوی در دوره t؛ $R_{i,t}$ بازده هر سهم در دوره t؛ n تعداد سهام موجود در پرتفوی است.

متغیر مستقل

عامل انعطاف‌ناپذیری مالی (IMF_t): با پیروی از مطالعات پولسن و همکاران (۲۰۱۳)، برای اندازه‌گیری انعطاف‌ناپذیری مالی، از سه متغیر برگشت‌ناپذیری، اهرم کل و محدودیت مالی به شرح زیر استفاده شده است:

برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری (IN-IRR): برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری به هزینه‌های بیشتری که شرکت هنگام کاهش دارایی‌های مولد خود نسبت به هنگام افزایش دارایی‌های مولد مواجه می‌شود، اشاره دارد (پولسن و همکاران، ۲۰۱۳). برای اندازه‌گیری برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری با پیروی از مطالعات پولسن و همکاران (۲۰۱۳) و گالن و همکاران (۲۰۰۸) از رابطه ۸ استفاده شده است:

$$IN - IRR = \frac{FA}{TA}$$ رابطه ۸)

در این رابطه، FA دارایی ثابت و TA کل دارایی است.

با توجه به مطالعات گالن و همکاران (۲۰۰۸)، از آنجا که برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری عمدتاً به سرمایه‌گذاری در

1. Equal weighted

اموال، تجهیزات و ماشین‌آلات اشاره دارد، نسبت بالای FA/TA به‌معنای انعطاف‌پذیری کمتر است.

اهرم کل (TL)[1]: اهرم کل بازتابی است از ترکیب اهرم عملیاتی (OL) و اهرم مالی (FL) و رابطه بین مقدار فروش و سود هر سهم را اندازه می‌گیرد. برای اندازه‌گیری اهرم به پیروی از مطالعات گارسیا فیجو و جورگنسن (۲۰۱۰)، پولسن و همکاران (۲۰۱۳) و ساولاینن[2] (۲۰۱۶) از رویکرد رگرسیون سری زمانی[3] استفاده شده است. برای برآورد اهرم عملیاتی و اهرم مالی در هر سال، سه رگرسیون زیر را در فاصله زمانی ۵ ساله تخمین زدیم:

$$LnEBIT_t = a_0 + LnEBIT_{t-1} + u_{t,EBIT}$$ رابطه ۹)

$$LnSales_t = a_0 + LnSales_{t-1} + u_{t,Sales}$$ رابطه ۱۰)

$$LnNI_t = a_0 + LnNI_{t-1} + u_{t,NI}$$ رابطه ۱۱)

EBIT سود قبل از بهره و مالیات؛ Sale فروش؛ NI سود خالص و $u_{t,EBIT}$ ، $u_{t,Sales}$ و $u_{t,NI}$ به‌ترتیب باقی‌مانده رابطه‌های ۹، ۱۰ و ۱۱ است. با استفاده از باقی‌مانده این رگرسیون‌ها، رگرسیون مرحله دوم را به‌شرح زیر انجام دادیم:

$$u_{t,EBIT} = OLu_{t,Sales} + e_{t,OL}$$ رابطه ۱۲)

$$u_{t,NI} = FLu_{t,EBIT} + e_{t,FL}$$ رابطه ۱۳)

$$TL = OL * FL$$ رابطه ۱۴)

که در این رابطه‌ها، OL تخمین درجه اهرم عملیاتی است که درصد تغییر سود قبل از بهره و مالیات در ازای یک درصد تغییر فروش را نشان می‌دهد؛ FL تخمین درجه اهرم مالی است که درصد تغییر سود خالص در ازای یک درصد تغییر سود قبل از بهره و مالیات را نشان می‌دهد و TL تخمین درجه اهرم کل است که درصد تغییرات سود خالص در ازای یک درصد تغییر فروش را نشان می‌دهد. با پیروی از مطالعات لانکویست و ویلهلم[4] (۲۰۰۵)، گارسیا فیجو و جورگنسن (۲۰۱۰) و پولسن و همکاران (۲۰۱۳) از تبدیلات رایج در مطالعات مالی و حسابداری برای محاسبه لگاریتم طبیعی سودهای منفی از رابطه ۱۵ استفاده کردیم:

$$\begin{cases} Y = \ln(1+X) & ,IF(X \geq 0) \\ Y = -\ln(1-X) & ,IF(X < 0) \end{cases}$$ رابطه ۱۵)

که در آن X نماینده EBIT و NI و Y ارزش لگاریتم طبیعی این دو متغیر بعد از تبدیل است. در نهایت با پیروی از

1. Total leverage(TL)
2. Savolainen
3. Time-series regression approach
4. Ljungqvist, & Wilhelm

مطالعات گارسیا و جورگنسن (۲۰۱۰) و پولسن و همکاران (۲۰۱۳)، جایی که اهرم عملیاتی منفی بود قدر مطلق اهرم عملیاتی را در نظر گرفتیم، اما چون تفسیر اهرم مالی منفی از لحاظ اقتصادی غیرمنطقی است، شرکت‌های دارای اهرم مالی منفی را از نمونه حذف کردیم.

محدودیت مالی (FC): محدودیت‌های مالی، موانع مالی است که شرکت را از تأمین مالی کلیه پروژه‌های سرمایه‌گذاری مطلوب بازمی‌دارد. چنین ناتوانی در تأمین مالی پروژهای سرمایه‌گذاری، ممکن است از محدودیت‌های اعتباری یا ناتوانی در استقراض، ناتوانی در انتشار سهام یا عدم نقدشوندگی دارایی‌ها نشئت گرفته باشد (هادیان و همکاران، ۱۳۹۶). برای تمییز شرکت‌های محدود در تأمین مالی، از مدل هادیان و همکاران (۱۳۹۶) که بر اساس فضای اقتصادی ایران برازش شده، استفاده شده است. شرکت‌هایی که بیشترین مقدار را براساس مدل هادیان و همکاران (۱۳۹۶) داشته باشند، در تأمین مالی بیشترین محدودیت را دارند. به بیان دیگر، این شرکت‌ها توانایی اقدام مؤثر برای تغییر میزان و زمان‌بندی جریان‌های نقدی را ندارند و قادر نیستند در قبال رویدادها و فرصت‌های ناگهانی واکنش مناسبی نشان دهند، در نتیجه از انعطاف‌پذیری مالی کمتری برخوردارند. نحوه محاسبه این شاخص به‌شرح رابطه ۱۶ است:

$$FC = -16.582\ CASH + 6.235\ LEV + 2.241\ TA + .421\ Q - 5.420\ DIV - 1.489\ TMV$$ رابطه ۱۶)

در این رابطه، CASH نسبت وجه نقد به کل دارایی اول دوره؛ LEV نسبت کل بدهی به کل دارایی؛ TA لگاریتم کل دارایی شرکت؛ DIV نسبت سود تقسیمی به کل دارایی اول دوره؛ TMW لگاریتم ارزش بازار شرکت؛ Q کیو توبین (ارزش بازار شرکت به اضافه ارزش دفتری کل بدهی تقسیم بر ارزش دفتری کل دارایی) است.

علاوه‌بر محاسبه جداگانه هر یک از شاخص‌های انعطاف‌ناپذیری مالی، شاخص ترکیبی انعطاف‌ناپذیری مالی با پیروی از مطالعات پولسن و همکاران (۲۰۱۳) و کلارک و گیائو (۲۰۱۹) به‌صورت زیر محاسبه شده است:

ابتدا مقدار سالانه هر یک از شاخص‌های انعطاف‌ناپذیری مالی بر اساس رابطه ۱۷ نرمال شده است.

$$X_{i.t}^{*} = (X_{i,t} - \bar{X})/\sigma_X$$ رابطه ۱۷)

$X_{i,t}$ مقدار سالانه هر یک از شاخص‌های انعطاف‌ناپذیری؛ $\bar{X}$ میانگین سری زمانی هر یک از شاخص‌های انعطاف‌ناپذیری؛ σ_X انحراف معیار سری زمانی هر یک از شاخص‌های انعطاف‌ناپذیری مالی.

سپس با جمع‌کردن مقدار نرمال شده هریک از سه شاخص فوق برای تک تک شرکت‌ها، شاخص ترکیبی انعطاف‌ناپذیری مالی از رابطه ۱۸ به‌دست آمده است.

$$INFLEX = \sum_{i=1}^{3} X_{i,t}^{*}$$ رابطه ۱۸)

به چند دلیل روش اندازه‌گیری ترکیبی انعطاف‌ناپذیری مالی بهتر از روش گالن و همکاران (۲۰۰۸) است: ۱. برخلاف

گالن و همکاران (۲۰۰۸)، این شاخص متوالی و پیوسته است، بنابراین انعطاف‌ناپذیری مالی را به وضوح نشان می‌دهد؛ ۲. این شاخص مبتنی بر الگوی سری زمانی است، از آنجا که شهودی است و طبیعت چرخه‌ای دارد، انعطاف‌ناپذیری مالی را در نظر می‌گیرد؛ ۳. برخلاف گالن و همکاران (۲۰۰۸)، معیار برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری (فروش دارایی ثابت) معیاری برای انعطاف‌ناپذیری مالی محسوب نمی‌شود و چون فرض شده است که شرکت‌های با دارایی‌های ثابت بالا، بیشتر از شرکت‌های دیگر اتلاف سرمایه دارند، دربردارنده محاسبه مضاعف متغیر کاهش سرمایه‌گذاری در برگشت‌ناپذیری‌سرمایه گذاری است (پولسن و همکاران، ۲۰۱۳).

در نهایت، برای محاسبه عامل انعطاف‌ناپذیری مالی در رابطه ۲، میانگین بازده پرتفوی انعطاف‌ناپذیر (I) را منهای (M) میانگین بازده پرتفوی انعطاف‌پذیر (F) کردیم. این عامل که به اختصار (IMF) نامیده می‌شود، به‌عنوان متغیر مستقل در مدل تکمیل شده فاما و فرنچ (۱۹۹۳) با پیروی از پولسن و همکاران (۲۰۱۳) در نظر گرفته شده است. برای پرتفوی‌بندی شرکت‌ها بر اساس انعطاف‌ناپذیری مالی، ابتدا شرکت‌های نمونه بر اساس انعطاف‌ناپذیری مالی در هر سال، از کوچک به بزرگ مرتب شدند و بار دیگر شرکت‌ها در سه گروه شرکت‌های با انعطاف‌ناپذیری بالا، متوسط و کم قرار گرفتند؛ به‌گونه‌ای که ۳۰ درصد بالا به‌عنوان شرکت‌های با انعطاف‌ناپذیری بالا و ۳۰ درصد پایین به‌عنوان شرکت‌های با انعطاف‌ناپذیری پایین و ۴۰ درصد میانی به‌عنوان شرکت‌هایی با انعطاف‌ناپذیری متوسط در نظر گرفته شده است. سپس با محاسبه تفاضل بازده پرتفوی با انعطاف‌ناپذیری مالی بالا و پرتفوی با انعطاف‌ناپذیری مالی پایین، عامل انعطاف‌ناپذیری مالی (IMF) به‌دست آمد.

متغیرهای کنترلی در این پژوهش، عامل‌های بازار، اندازه و ارزش است.

$R_{M,t} - R_{f,t}$: عامل بازار است و از تفاضل نرخ بازده بازار (R_m) و نرخ بازده بدون ریسک (R_f) به‌دست می‌آید. در این پژوهش، شاخص کل بازار از تارنمای بورس اوراق بهادار تهران به‌دست آمده و بر اساس آن، بازده بازار به‌صورت تفاوت شاخص در پایان ماه و ابتدای ماه، تقسیم بر مقدار شاخص در ابتدای ماه محاسبه شده است.

SMB_t: عامل اندازه (حاصل‌ضرب تعداد سهام بر ارزش بازار هر سهم) است و تفاوت بین میانگین بازده مجموعه سهام شرکت‌های کوچک و مجموعه سهام شرکت‌های بزرگ را نشان می‌دهد و از رابطه ۱۹ به‌دست می‌آید.

$$SMB = \left(\frac{S/L + S/M + S/H}{3}\right) - \left(\frac{B/L + B/M + B/H}{3}\right) \quad \text{رابطه ۱۹)}$$

HML_t: عامل ارزش (ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در پایان سال تقسیم بر ارزش بازار حقوق صاحبان سهام (حاصل‌ضرب تعداد سهام بر قیمت سهام در پایان سال)) است و تفاوت بین میانگین بازده مجموعه سهام شرکت‌هایی با B/M بالا و مجموعه سهام شرکت‌هایی با B/M پایین را نشان می‌دهد و از رابطه ۲۰ به‌دست می‌آید.

$$HML = \left(\frac{S/H + B/H}{2}\right) - \left(\frac{S/L + B/L}{2}\right) \quad \text{رابطه ۲۰)}$$

ابتدا رابطه ۱ که شامل عوامل فاما و فرنچ است، برآورد و بررسی می‌شود که آیا عوامل سه‌گانه فاما و فرنچ به‌عنوان متغیرهای مستقل، به‌طور معناداری قیمت‌گذاری شده‌اند و بر صرف ریسک سهام تأثیر معناداری مـی‌گذارنـد؟ سـپس بـه رابطه ۱، عامل انعطاف‌ناپذیری مالی (IMF) را افزوده و رابطه ۲ برآورد شده است. رابطـه ۲، مـدلی بـرای بررسـی تـأثیر انعطاف‌ناپذیری مالی بر صرف ریسک سهام (فرضیه ۱) است. این مدل یک بار در سطح کل شرکت‌های نمونه و بار دیگر در سطح شرکت‌های ارزشی (B/M بالا) و رشدی (B/M پایین) آزمون شده است. گفتنی است، برای تفکیک شـرکت‌هـا به دو گروه با B/M بالا و پایین (برای آزمون فرضیه اول) ارقام بیشتر از میانه در طبقه بالا و ارقام کمتر از میانه در طبقه پایین جای گرفته‌اند.

برای آزمون فرضیه دوم پژوهش که به بررسی تأثیر انعطاف‌ناپذیری مالی بـر صـرف ریسـک پرتفـوی مـی‌پـردازد، شرکت‌ها برحسب اندازه، ارزش و انعطاف‌ناپذیری مالی پرتفوی‌بندی شدند. برای تدوین پرتفوی سرمایه‌گذاری، با پیـروی از مطالعات پولسن و همکاران (۲۰۱۳)، شرکت‌های نمونه در پایان هر سال بر حسب اندازه مرتب شده و بعد از محاسـبه میانه، شرکت‌ها به دو دسته کوچک (پایین‌تر از میانه) و بزرگ (بالاتر از میانه) طبقه‌بندی می‌شوند. بـه‌طـور مسـتقل، بـار دیگر شرکت‌ها بر اساس نسبت B/M مرتب شده و به دو پرتفوی با نسبت B/M پایین (۵۰ درصد پایین) و نسبت B/M بالا (۵۰ درصد بالا) دسته‌بندی می‌شوند. در نهایت، بـه‌طـور مسـتقل از دو روش فـوق، شـرکت‌هـا بـر اسـاس شـاخص انعطاف‌ناپذیری به دو پرتفوی (۵۰ درصد بالا و ۵۰ درصد پایین) دسته‌بندی شدند و بـا لحـاظ‌کـردن ایـن سـه عامـل در طبقه‌بندی، ۸ پرتفوی سرمایه‌گذاری به‌دست آمد و میانگین بازده با وزن یکسان این ۸ پرتفوی محاسبه شد.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

در جدول ۲، آمار توصیفی متغیرهای پژوهش طی دوره مطالعه آورده شده است. همان‌گونه که مشاهده می‌کنید، میانگین بازده مازاد سهام کل شرکت‌های نمونه، شرکت‌های ارزشی و رشدی به‌ترتیب ۱/۶، ۱/۹ و ۱/۲۹ درصد اسـت کـه نشـان می‌دهد: یک) بازدهی کل شرکت‌های نمونه، ارزشی و رشدی به‌طور متوسط ۱/۶، ۱/۹ و ۱/۲۹ درصد بیشتر از نرخ بـازده بدون ریسک است؛ دو) به‌طور میانگین بازدهی شرکت‌های ارزشی بیشتر از شرکت‌هـای رشـدی اسـت. از سـوی دیگـر، میانگین متغیرهای برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری، اهرم کل، محدودیت مالی و شاخص ترکیبی انعطاف‌ناپذیری مـالی در شرکت‌های ارزشی، به‌ترتیب ۰/۲۶۳، ۵/۷۹ ، ۱۴/۰۱، ۰/۱۳۵ و در شرکت‌هـای رشـدی بـه‌ترتیـب ۰/۲۵، ۳/۶۴، ۱۲/۲ و ۰/۱۳۵- است. سازگار با تئوری‌های بیان شده در پیشینه نظری پژوهش، شرکت‌های ارزشی در مقایسه بـا شـرکت‌هـای رشدی، به‌طور متوسط انعطاف‌ناپذیری بیشتری دارند و این نشان می‌دهد که بـین نسـبت ارزش دفتـری بـه ارزش بـازار سهام و انعطاف‌ناپذیری مالی رابطه‌ای برقرار است.

در ادامه، تأثیر انعطاف‌ناپذیری مالی بر صرف ریسک سهام و پس از آن، تأثیر انعطاف‌ناپذیری مالی بر صرف ریسک پرتفوی بررسی می‌شود.

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	نوع	تعداد	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف‌معیار	چولگی	کشیدگی
کل شرکت‌ها									
برگشت‌ناپذیری	سال ـ شرکت	۴۵۰	۰/۲۶	۰/۲۲	۰/۸۴	۰/۰۲	۰/۱۸	۱/۱۱	۳/۸
اهرم کل	سال ـ شرکت	۴۵۰	۴/۷۱	۱/۶۹	۷۳/۴	۰/۰۰۴	۹/۱	۳/۹۵	۲۱/۲۱
محدودیت مالی	سال ـ شرکت	۴۵۰	۱۳/۱۲	۱۳/۴	۲۰/۰۹	−۰/۳	۳/۰۸	−۰/۸۵	۴/۴۶
انعطاف‌ناپذیری مالی	سال ـ شرکت	۴۵۰	۰	−۰/۱۳۵	۵/۱۲	−۵/۱۹	۱/۸۱	۰/۱۶	۲/۸۵
بازده مازاد سهم	ماه ـ شرکت	۵۴۰۰	۱/۶	−۱/۴	۱۷۱/۳	−۴۶/۲۸	۱۴/۵	۲/۵۵	۱۸/۲۷
عامل بازار	ماهانه	۱۰۸	۰/۸۷	۰/۵۸	۱۶/۵	−۹/۶۲	۵/۶۷	۰/۵۵	۲/۷۶
عامل اندازه	ماهانه	۱۰۸	۰/۷۴	۰/۷۲	۱۸/۲۵	−۱۲/۸۷	۴/۹۴	۰/۵۵	۲/۷۵
عامل ارزش	ماهانه	۱۰۸	۱/۲۴	۱/۱۱	۱۸/۳۷	−۱۲/۹	۵/۶۶	۰/۳۳	۳/۳۴
عامل انعطاف‌ناپذیری	ماهانه	۱۰۸	۰/۷۴۴	۰/۲۸	۲۰/۸	−۱۳/۰۱	۵/۲۱	۰/۸۳	۵/۴۵
شرکت‌های ارزشی									
برگشت‌ناپذیری	سال ـ شرکت	۲۲۵	۰/۲۶۳	۰/۲۳۵	۰/۸۳۸	۰/۰۲۴	۰/۱۷۹	۱/۱۲۵	۳/۹۶
اهرم کل	سال ـ شرکت	۲۲۵	۵/۷۹	۲/۰۶	۷۳/۴	۰/۰۰۴	۱۰/۴	۳/۴۹	۱۷/۰۷
محدودیت مالی	سال ـ شرکت	۲۲۵	۱۴/۰۱	۱۴/۲۲	۲۰/۰۹	۳/۱	۲/۵۹	−۰/۴۳	۳/۷
انعطاف‌ناپذیری مالی	سال ـ شرکت	۲۲۵	۰/۱۳۵	۰/۰۲۸	۵/۰۴	−۴/۵	۱/۸۶	۰/۰۲۶	۲/۶
بازده مازاد سهم	ماه ـ شرکت	۲۷۰۰	۱/۹	−۱/۴۴	۱۷۱/۳	−۴۶/۳	۱۶/۲	۲/۷	۱۸/۹۵
شرکت‌های رشدی									
برگشت‌ناپذیری	سال ـ شرکت	۲۲۵	۰/۲۵	۰/۲۲	۰/۸۱	۰/۰۲	۰/۱۸	۱/۰۹	۳/۶۶
اهرم کل	سال ـ شرکت	۲۲۵	۳/۶۴	۱/۵	۵۷/۶	۰/۰۱۱	۷/۴۸	۴/۶	۲۶/۹
محدودیت مالی	سال ـ شرکت	۲۲۵	۱۲/۲	۱۲/۶۵	۱۸/۶	−۰/۳	۳/۳	−۰/۹	۴/۱
انعطاف‌ناپذیری مالی	سال ـ شرکت	۲۲۵	−۰/۱۳۵	−۰/۲۹	۵/۱۲	−۵/۱۹	۱/۷۷	۰/۳۰	۳/۳
بازده مازاد سهم	ماه ـ شرکت	۲۷۰۰	۱/۲۹	−۱/۳۵	۱۰۶/۳۱	−۴۴/۸۳	۱۲/۵۷	۱/۹۷	۱۲/۰۶

تأثیر انعطاف‌ناپذیری مالی بر صرف ریسک سهام

قبل از ارائه نتایج مربوط به برازش مدل‌های پژوهش، به‌منظور اطمینان از برقراری فروض کلاسیک رگرسیون، آزمون جارک ـ برا برای بررسی نرمال بودن جملات خطا، آزمون عامل تورم واریانس (VIF)[1] برای بررسی خطای هم‌خطی، آزمون وایت برای بررسی همسانی واریانس و آزمون بروش ـ گودفری برای اطمینان از نبود خودهم‌بستگی سریالی اجرا شده است. همچنین مانایی متغیرها با استفاده از آزمون لوین، لین و چو بررسی شده است. سطح معناداری آماره جارک ـ برا برای مدل رگرسیونی کل شرکت‌های نمونه، شرکت‌های ارزشی و رشدی، کمتر از ۵ درصد است، بنابراین جملات خطا از توزیع نرمال پیروی نمی‌کنند. اما با توجه به قضیه حد مرکزی مارکوس لاپلاس، زمانی که اندازه نمونه به میزان کافی بزرگ باشد، انحراف از فرض نرمال بودن معمولاً بی‌اهمیت و پیامدهای آن ناچیز است. به بیانی، در موقعیت یاد

1. Variance Inflation Factor

شده، حتی اگر باقی‌مانده‌ها نرمال نباشند، آماره‌های آزمون به‌طور مجانبی از توزیع‌های مناسب پیروی می‌کنند، تورش ندارند و کارا هستند (افلاطونی، ۱۳۹۲ و اکبری، فرخنده و قاسمی شمس،۱۳۹۶). نتایج آزمون همسانی واریانس، نشان‌دهنده وجود ناهمسانی واریانس در تمامی مدل‌هاست، از این رو، برای رفع این خطا، مدل‌های پژوهش به روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS)[1] برازش شده است. نتایج آزمون بروش ـ گودفری، نشان‌دهنده نبود خودهم‌بستگی سریالی و نتایج آزمون VIF نشان‌دهنده نبود هم‌خطی در همه مدل‌هاست. همچنین نتایج آزمون لوین، لین و چو نشان داد که تمامی متغیرها در سطح I(۰) مانا هستند. نتایج این آزمون‌ها برای رعایت اختصار ارائه نشده است.

همان‌طورکه بیان شد، برای آزمون فرضیه اول از روش داده‌های ترکیبی استفاده شده است. در روش داده‌های ترکیبی، برای انتخاب از بین روش داده‌های تابلویی یا تلفیقی، از آزمون F لیمر استفاده شد. با توجه به اینکه نتایج آزمون F لیمر برای کل شرکت‌های نمونه، شرکت‌های رشدی و شرکت‌های ارزشی در هر دو مدل (مدل سه عاملی فاما و فرنچ و مدل چهارعاملی پولسن و همکاران) بیشتر از ۵ درصد است، همسانی عرض از مبدأها پذیرفته شد و لازم است در برآورد مدل‌ها از روش داده‌های تلفیقی استفاده شود. نتایج برازش رابطه‌های ۱ و ۲ برای آزمون فرضیه یک در جدول ۳ نشان داده شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون فرضیه اول با استفاده از رابطه‌ها ۱ و ۲

رابطه ۱) $R_{i,t} - R_{f,t} = \propto_i + \beta_{i,m}(R_{M,t} - R_{f,t}) + \beta_{i,SMB} SMB_t + \beta_{i,HML} HML_t + \varepsilon_{i,t}$

رابطه ۲) $R_{i,t} - R_{f,t} = \propto_i + \beta_{i,m}(R_{M,t} - R_{f,t}) + \beta_{i,SMB} SMB_t + \beta_{i,HML} HML_t + \beta_{i,IMF} IMF_t + \varepsilon_{i,t}$

نام متغیر (نماد)	کل شرکت‌های نمونه		شرکت‌های ارزشی		شرکت‌های رشدی	
	رابطه ۱	رابطه ۲	رابطه ۱	رابطه ۲	رابطه ۱	رابطه ۲
	ضریب (احتمال)	ضریب (احتمال)	ضریب (احتمال)	ضریب (احتمال)	ضریب (احتمال)	ضریب (احتمال)
عرض از مبدأ (C)	-۰/۲۴ (۰/۰۹)	-۰/۳۲ (۰/۰۳)	-۱/۱۷ (۰/۰۰۰)	-۱/۳۱ (۰/۰۰۰)	-۰/۵۵ (۰/۰۰۱)	-۰/۶۲ (۰/۰۰۰)
صرف ریسک بازار (RM-RF)	۰/۶۹ (۰/۰۰۰)	۰/۶۹ (۰/۰۰۰)	۰/۵۹ (۰/۰۰۰)	۰/۵۷ (۰/۰۰۰)	۰/۶۰ (۰/۰۰۰)	۰/۵۹ (۰/۰۰۰)
عامل اندازه (SMB)	۰/۲۰ (۰/۰۰۰)	۰/۱۸ (۰/۰۰۰)	۰/۳۸ (۰/۰۰۰)	۰/۳۳ (۰/۰۰۰)	۰/۱۵ (۰/۰۴۵)	۰/۱۳ (۰/۰۰۰)
عامل ارزش (HML)	۰/۱۰ (۰/۰۰۰)	۰/۱۱ (۰/۰۰۰)	۰/۲۶ (۰/۰۰۰)	۰/۲۶ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۹ (۰/۰۰۵)	-۰/۰۹ (۰/۰۰۶)
عامل انعطاف‌ناپذیری (IMF)	---	۰/۱۲ (۰/۰۰۰)	---	۰/۲۴ (۰/۰۰۴)	---	۰/۱۳ (۰/۰۰۰)
آماره F	۲۹۶/۴۷ (۰/۰۰۰)	۲۳۰/۳۳ (۰/۰۰۰)	۱۶۱/۵۴ (۰/۰۰۰)	۱۳۲/۱۵ (۰/۰۰۰)	۱۳۱/۷۵ (۰/۰۰۰)	۱۰۳/۶۹ (۰/۰۰۰)
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۱۴	۰/۱۵	۰/۱۶	۰/۱۷	۰/۱۳	۰/۱۴
اماره دوربین واتسون	۱/۸۵	۱/۸۶	۱/۹۱	۱/۹۰	۱/۸۶	۱/۸۷

1. Generalized Least Squares

با توجه به جدول ۳ مشاهده می‌شود که برای کل شرکت‌ها، شرکت‌های ارزشی و شرکت‌های رشدی، ضریب انعطاف‌ناپذیری به‌ترتیب ۱۲ درصد، ۲۴ درصد و ۱۳ درصد و سطح معناداری آنها کمتر از ۵ درصد است، بنابراین فرضیه اول پژوهش مبنی بر اینکه «انعطاف‌ناپذیری مالی بر صرف ریسک سهام تأثیر دارد»، در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود. از آنجا که ضریب انعطاف‌ناپذیری مالی در شرکت‌های ارزشی، بیشتر از ضریب انعطاف‌ناپذیری مالی در شرکت‌های رشدی است، شرکت‌های ارزشی بیشتر از شرکت‌های رشدی در معرض ریسک انعطاف‌ناپذیری مالی قرار دارند و بازدهی بیشتر آنها به‌دلیل جبران ریسک انعطاف‌ناپذیری مالی است. از طرفی با توجه به مثبت‌بودن ضریب رگرسیونی عامل انعطاف‌ناپذیری مالی، ارتباط مثبت و معناداری بین انعطاف‌ناپذیری مالی و صرف ریسک سهام وجود دارد؛ به‌طوری که هرچه انعطاف‌ناپذیری مالی شرکت‌ها بیشتر (کمتر) شود، صرف ریسک سهام شرکت‌ها نیز افزایش (کاهش) می‌یابد.

رابطه ۱ به‌منظور مقایسه برای آزمون فرضیه اول برآورد شده است. برای مقایسه بین دو مدل که تعداد متغیرهای برابر نداشته باشند، R^2 تعدیل شده معیار مناسبی است (گجراتی، ۱۳۹۳). R^2 تعدیل شده در رابطه ۱ برای هر سه گروه، به‌ترتیب برابر با ۱۴درصد، ۱۶ درصد و ۱۳ درصد است؛ در حالی‌که با اضافه کردن متغیر انعطاف‌ناپذیری مالی به رابطه ۱، R^2 تعدیل شده برای هر سه گروه برابر با ۱۵ درصد، ۱۷ درصد و ۱۴ درصد می‌شود و قدرت توضیحی مدل افزایش می‌یابد. بنابراین مدل چهار عاملی پولسن و همکاران (۲۰۱۳) نسبت به مدل سه عاملی فاما و فرنچ قدرت بیشتری در تبیین ناهنجاری ارزشی دارد. همان‌گونه که از نتایج جدول ۲ مشخص است، آماره F برای هر سه گروه به‌ترتیب ۲۳۰/۳۳، ۱۳۲/۱۵ و ۱۰۳/۶۹ و سطح معناداری آنها برابر با صفر است، بنابراین، به‌طور کلی مدل معنادار است. به بیان دیگر، کلیه ضرایب متغیرهای مستقل و کنترلی هم‌زمان صفر نیستند. در نهایت، ضریب متغیرهای عامل بازار و عامل اندازه در هر سه گروه کل شرکت‌ها، شرکت‌های ارزشی و شرکت‌های رشدی مثبت و معنادار است، در حالی که ضریب عامل ارزش برای کل شرکت‌ها و شرکت‌های ارزشی مثبت و معنادار و برای شرکت‌های رشدی منفی و معنادار است.

تأثیر انعطاف‌ناپذیری مالی بر صرف ریسک پرتفوی

برای نرمال‌سازی جزء خطا، مقادیر پرت از رگرسیون‌های فوق حذف شدند. برای اطمینان از نداشتن مشکل خودهم‌بستگی سریالی و ناهمسانی واریانس، به پیروی از پژوهش پولسن و همکاران (۲۰۱۳)، تمام تخمین‌ها با به‌کارگیری تکنیک نوی ـ وست صورت گرفته است. همچنین عامل تورم واریانس (VIF) برای تمامی متغیرها کمتر از ۱۰ است که نشان می‌دهد مشکل هم‌خطی چندگانه بین متغیرهای مدل وجود ندارد.

جدول ۴، نتایج پرتفوی سرمایه‌گذاری برحسب اندازه، ارزش و شاخص ترکیبی انعطاف‌ناپذیری را نشان می‌دهد. قسمت الف جدول، ضرایب مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و قسمت ب، ضرایب مدل چهار عاملی پولسن و همکاران (۲۰۱۳) و سطح معناداری آنها را گزارش می‌دهد. همان‌گونه که از نتایج جدول فوق مشخص است، سطح معناداری آماره F در تمام رگرسیون سری زمانی برابر با صفر است، بنابراین کل مدل برآورد شده معنادار است.

جدول ٤. رگرسیون سری‌زمانی مدل سه عاملی فاما و فرنچ و چهار عاملی پولسن و همکاران

شرایط پرتفوی سرمایه‌گذاری	عرض از مبدأ	عامل بازار	عامل اندازه	عامل ارزش	عامل انعطاف‌ناپذیری	آماره F	R^2 تعدیل شده
قسمت الف	$R_{P,t}-R_{f,t}=\propto_i+\beta_{i,m}(R_{M,t}-R_{f,t})+\beta_{i,SMB}SMB_t+\beta_{i,HML}HML_t+\varepsilon_{i,t}$						
اندازه کوچک، ارزش کم، انعطاف‌پذیر	−۰/۴۱ (۰/۴۲)	۰/۶۰ (۰/۰۰۰)	۰/۶۳ (۰/۰۰۰)	−۰/۳۱ (۰/۰۱۲)	ــــ	۲۳/۳۵ (۰/۰۰۰)	۰/۴۰
اندازه کوچک، ارزش کم، انعطاف‌ناپذیر	۰/۶۵ (۰/۲۶)	۰/۷۸ (۰/۰۰۰)	۰/۹۹ (۰/۰۰۰)	−۰/۳۲ (۰/۰۰۵)	ــــ	۳۶/۲۲ (۰/۰۰۰)	۰/۵۱
اندازه کوچک، ارزش زیاد، انعطاف‌پذیر	−۰/۱۷ (۰/۷۰)	۰/۸۱ (۰/۰۰۰)	۱/۰۴ (۰/۰۰۰)	۰/۵۰ (۰/۰۰۱)	ــــ	۹۷/۳۲ (۰/۰۰۰)	۰/۷۴
اندازه کوچک، ارزش زیاد، انعطاف‌ناپذیر	−۰/۳۶ (۰/۵۳)	۰/۹۲ (۰/۰۰۰)	۰/۹۹ (۰/۰۰۰)	۰/۵۹ (۰/۰۰۰)	ــــ	۸۸/۵۹ (۰/۰۰۰)	۰/۷۲
اندازه بزرگ، ارزش کم، انعطاف‌پذیر	۰/۰۲۲ (۰/۹۴)	۰/۸۶ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۱۴ (۰/۸۹)	−۰/۰۹۷ (۰/۳۳)	ــــ	۹۲/۲۴ (۰/۰۰۰)	۰/۷۳
اندازه بزرگ، ارزش کم، انعطاف‌ناپذیر	۰/۴۶ (۰/۲۹)	۰/۷۴ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۷ (۰/۵۴)	−۰/۱۵ (۰/۲۲)	ــــ	۲۸/۳۷ (۰/۰۰۰)	۰/۴۴
اندازه بزرگ، ارزش زیاد، انعطاف‌پذیر	۰/۰۹ (۰/۸۳)	۰/۶۳ (۰/۰۰۰)	−۰/۱۳ (۰/۱۲)	۰/۴۲ (۰/۰۰۰)	ــــ	۴۹/۳۸ (۰/۰۰۰)	۰/۵۹
اندازه بزرگ، ارزش زیاد، انعطاف‌ناپذیر	۰/۰۲ (۰/۹۷)	۰/۷۷ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۳۳ (۰/۷۹)	۰/۲۰ (۰/۰۴)	ــــ	۳۴/۵۷ (۰/۰۰۰)	۰/۵۰
قسمت ب	$R_{P,t}-R_{f,t}=\propto_i+\beta_{i,m}(R_{M,t}-R_{f,t})+\beta_{i,SMB}SMB_t+\beta_{i,HML}HML_t+\beta_{i,IMF}IMF_t+\varepsilon_{i,t}$						
اندازه کوچک، ارزش کم، انعطاف‌پذیر	−۰/۰۸۳ (۰/۸۶)	۰/۶۴ (۰/۰۰۰)	۰/۶۹ (۰/۰۰۰)	−۰/۳۱ (۰/۰۰۲)	−۰/۴۷ (۰/۰۰۰)	۲۹/۱۰ (۰/۰۰۰)	۰/۵۳
اندازه کوچک، ارزش کم، انعطاف‌ناپذیر	۰/۳۵ (۰/۴۷)	۰/۷۵ (۰/۰۰۰)	۰/۸۴ (۰/۰۰۰)	−۰/۲۸ (۰/۰۰۸)	۰/۶۰ (۰/۰۰۰)	۴۷/۲۴ (۰/۰۰۰)	۰/۶۴
اندازه کوچک، ارزش زیاد، انعطاف‌پذیر	۰/۰۱۳ (۰/۹۸)	۰/۸۵ (۰/۰۰۰)	۱/۱۵ (۰/۰۰۰)	۰/۴۶ (۰/۰۰۰)	−۰/۳۷ (۰/۰۰۰)	۸۹/۵۸ (۰/۰۰۰)	۰/۷۸
اندازه کوچک، ارزش زیاد، انعطاف‌ناپذیر	−۰/۶۰ (۰/۲۶)	۰/۸۸ (۰/۰۰۰)	۰/۹۱ (۰/۰۰۰)	۰/۶۰ (۰/۰۰۰)	۰/۴۹ (۰/۰۰۰)	۸۹/۲۶ (۰/۰۰۰)	۰/۷۷
اندازه بزرگ، ارزش کم، انعطاف‌پذیر	۰/۰۷۳ (۰/۸۰)	۰/۸۷ (۰/۰۰۰)	۰/۰۱۲ (۰/۹۰)	−۰/۱۱ (۰/۲۷)	−۰/۱۱ (۰/۰۴)	۷۱/۷۵ (۰/۰۰۰)	۰/۷۴
اندازه بزرگ، ارزش کم، انعطاف‌ناپذیر	۰/۳۱ (۰/۴۵)	۰/۷۲ (۰/۰۰۰)	−۰/۱۲ (۰/۳۱)	−۰/۱۵ (۰/۱۸)	۰/۲۶ (۰/۰۰۰)	۲۵/۴۲ (۰/۰۰۰)	۰/۴۸
اندازه بزرگ، ارزش زیاد، انعطاف‌پذیر	۰/۲۰ (۰/۶۳)	۰/۶۵ (۰/۰۰۰)	−۰/۱۱ (۰/۲۲)	۰/۴۱ (۰/۰۰۰)	−۰/۱۷ (۰/۰۳)	۳۹/۳۸ (۰/۰۰۰)	۰/۶۱
اندازه بزرگ، ارزش زیاد، انعطاف‌ناپذیر	−۰/۲۲ (۰/۵۶)	۰/۷۵ (۰/۰۰۰)	−۰/۱۲ (۰/۲۴)	۰/۲۲ (۰/۰۲)	۰/۵۵ (۰/۰۰۰)	۴۸/۷۲ (۰/۰۰۰)	۰/۶۵

همچنین نتایج نشان می‌دهد که عامل انعطاف‌ناپذیری به‌طور منفی با پرتفوی‌های انعطاف‌پذیر و به‌طور مثبت با پرتفوی‌های انعطاف‌ناپذیر ارتباط دارد که نشان‌دهنده تأثیر عامل انعطاف‌ناپذیری مالی بر صرف ریسک پرتفوی است، بنابراین فرضیه دوم پژوهش مبنی بر اینکه «انعطاف‌ناپذیری مالی بر صرف ریسک پرتفوی تأثیر دارد»، در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود. در نهایت، در تمامی پرتفوی‌های سرمایه‌گذاری، مدل چهار عاملی پولسن و همکاران (۲۰۱۳)، R^2 تعدیل شده بیشتری نسبت به مدل سه عاملی فاما و فرنچ دارد که نشان می‌دهد قدرت توضیحی این مدل در مقایسه با مدل سه عاملی فاما و فرنچ بیشتر است.

نتیجه‌گیری

در این پژوهش، نقش انعطاف‌ناپذیری مالی در تبیین ناهنجاری‌های ارزشی بررسی شده است. نتایج به‌دست آمده از آزمون فرضیه اول پژوهش، نشان داد که انعطاف‌ناپذیری مالی، به افزایش صرف ریسک سهام منجر می‌شود، یعنی سهامی که در معرض انعطاف‌ناپذیری مالی قرار می‌گیرند، متعاقباً صرف ریسک بیشتری را تجربه می‌کنند. بنابراین، با توجه به مبانی نظری ارائه شده، چنانچه انعطاف‌ناپذیری مالی به صرف ریسک مثبت و معناداری در سطح سهام منجر شود، می‌توان از آن در تبیین ناهنجاری‌های ارزشی در سطح سهام بهره برد. همچنین با توجه به نتایج جدول ۲ می‌توان استدلال کرد، شرکت‌هایی که B/M بالایی (شرکت‌هایی ارزشی) دارند، بیشتر در معرض ریسک و به‌تبع آن، صرف ریسک قرار می‌گیرند. با توجه به اینکه انعطاف‌ناپذیری مالی به‌عنوان شاخصی از ریسک معرفی شد، می‌توان نتیجه گرفت که میان تأثیر انعطاف‌ناپذیری مالی بر صرف ریسک شرکت‌های ارزشی و رشدی، تفاوت معناداری وجود دارد. به بیانی، درجه انعطاف‌ناپذیری مالی به‌طور معناداری با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار ارتباط دارد و اینکه بازده شرکت‌های انعطاف‌ناپذیر و شرکت‌های ارزشی بسیار همبسته است. بر اساس نتایج دیگر جدول ۲، با گنجاندن متغیر انعطاف‌ناپذیری مالی در مدل سه عاملی فاما و فرنچ، میزان عرض از مبدأ کل شرکت‌های نمونه، شرکت‌های ارزشی و رشدی به‌طور شایان توجهی کاهش می‌یابد و از آنجا که عرض از مبدأ این مدل‌ها نشان‌دهنده بازده غیرعادی است، این مطلب نشان می‌دهد که گنجاندن متغیر انعطاف‌ناپذیری مالی در مدل، بازده غیرعادی را کاهش داده است. نتایج به‌دست آمده از آزمون فرضیه دوم پژوهش نیز نشان داد که انعطاف‌ناپذیری مالی بر صرف ریسک پرتفوی‌های سرمایه‌گذاری برحسب اندازه، ارزش و شاخص ترکیبی انعطاف‌ناپذیری مالی تأثیر دارد. از دو بُعد این نتیجه فراخور توجه خاص است: یک) قدرت توضیحی مدل که با R^2 تعدیل شده نشان داده شده است، در همه مدل‌ها زمانی که عامل انعطاف‌ناپذیری اضافه می‌شود، افزایش می‌یابد. R^2 تعدیل شده مدل سه عاملی فاما و فرنچ بین ۴۰ درصد تا ۷۴ درصد است، در حالی که R^2 تعدیل شده مدل چهار عاملی پولسن و همکاران (۲۰۱۳) بین ۴۸ درصد تا ۷۸ درصد است. به بیان دیگر، عامل انعطاف‌ناپذیری، قدرت توضیحی شایان توجهی با خود به ارمغان می‌آورد. دو) همان‌طوری که انتظار می‌رفت، عامل انعطاف‌ناپذیری، به‌طور منفی با پرتفوی‌های انعطاف‌پذیر و به‌طور مثبت با پرتفوی‌های انعطاف‌ناپذیر ارتباط دارد که نشان می‌دهد انعطاف‌ناپذیری، شرکت‌ها را به‌طور مستقل در معرض شوک‌های مشترک قرار می‌دهد؛ به این معنا که

انعطاف‌ناپذیری مالی، یک بُعد از ریسک مشترک و سیستماتیک است، از این رو باید همانند عواملی چون انـدازه، ارزش و یا بازده بازار، در مدل‌های قیمت‌گذاری لحاظ شود. نتایج به‌دست آمده از فرضیه‌های اول و دوم پژوهش با نتایج پـژوهش کلارک و گیائو (۲۰۱۹)، راجپوت و همکاران (۲۰۱۹)، گو، هاگبرث و جانسون[1] (۲۰۱۷)، پولسن و همکاران (۲۰۱۳)، گالن و همکاران (۲۰۰۸) و مرادی جزء (۱۳۹۵) سازگار است. با توجه به آنچه بیان شد، نتایج پژوهش، توضـیحاتی مبتنـی بـر ریسک برای ناهنجاری‌های ارزشی ارائه می‌دهد. به بیان دیگر، بازدهی بالاتر شرکت‌های ارزشی نسبت به شـرکت‌هـای رشدی، به‌دلیل جبران ریسک انعطاف‌ناپذیری مالی است.

با توجه به نتایج پژوهش که بیانگر اهمیت انعطاف‌ناپذیری مالی بر بازده سهام است، به سرمایه‌گذاران و تحلیلگـران مالی توصیه می‌شود که در زمان اتخاذ تصمیم‌های سرمایه‌گذاری و قیمت‌گذاری سهام، عامل انعطاف‌ناپذیری مالی را نیز همانند عامل بازار، عامل اندازه و عامل ارزش مد نظر قرار دهند. با توجه به تنوع مدل‌های قیمت‌گـذاری دارایـی، در ایـن پژوهش، مدل سه عاملی فاما و فرنچ انتخاب شد و نقش انعطاف‌ناپذیری مالی بر توان تبیین بازده سهام توسط این مـدل بررسی شد. در این راستا، به پژوهشگران پیشنهاد می‌شود که نقش انعطاف‌ناپذیری مالی در تبیین ناهنجاری ارزشی را بـا در نظر گرفتن چرخه تجاری که در مدل‌های تئوریکی ژانگ (۲۰۰۵) و کارلسون و همکاران (۲۰۰۴) جزء مهـم و حیـاتی بوده، بررسی کنند. همچنین توصیه می‌شود که این عامل را به مدل چهار عاملی کارهـارت و پـنج عـاملی فامـا و فـرنچ اضافه کنند و به تبیین ناهنجاری‌های ارزشی بپردازند.

منابع

اسدی، غلامحسین؛ اسلامی بیدگلی، سعید (۱۳۹۳). مقایسه عملکرد راهبردهای ارزشی و رشدی؛ نسبت‌های منفـرد و سـنجه‌هـای ترکیبی. *تحقیقات مالی*، ۱۶(۱)، ۱-۲۴.

افلاطونی، عباس (۱۳۹۲). *تجزیه و تحلیل آماری با Eviews در تحقیقات حسابداری و مدیریت مالی*. تهران: انتشارات ترمه.

اکبری، محسن؛ فرخنده، مهسا؛ قاسمی شمس، معصومه (۱۳۹۶). تأثیر هزینه تبلیغات در عملکرد مالی، با میانجیگری ارزش برند در شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۵(۳)، ۱۵۱- ۱۶۲.

ایزدی نیا، ناصر؛ امیری، هادی؛ هادی نژاد، مهدی (۱۳۹۲). بررسی نقش خطای واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران در بروز پدیـده صرف ارزش در بازار سرمایه ایران. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۵(۴)، ۱۳- ۳۴.

دولو، مریم (۱۳۹۳). خلاف قاعده رشد دارایی و بازده آتی سهام: شواهدی از بـورس اوراق بهـادار تهـران. *تحقیقـات مـالی*، ۱۶(۲)، ۲۳۵-۲۵۲.

رضایی دولت‌آبادی، حسین؛ فتحی، سعید؛ یوسفان، ناهیـد (۱۳۹۶). آزمـون مـدل نماینـدگی در قیمـت‌گـذاری دارایـی سـرمایه‌ای. *تحقیقات مالی*، ۱۹(۴)، ۵۲۱- ۵۳۴.

1. Gu, Hackbarth, & Johnson

عیوض‌لو، رضا؛ قهرمانی، علی؛ عجم، علیرضا (۱۳۹۵). بررسی عملکرد مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ با استفاده از آزمون GRS. *تحقیقات مالی*، ۱۸(۴)، ۶۹۱- ۷۱۴.

گجراتی، دامودار (۱۹۹۵). *مبانی اقتصادسنجی* (ترجمه ابریشمی، ۱۳۹۳). تهران: انتشارات دانشگاه تهران.

مرادی‌جزء، سعید (۱۳۹۵). *نقش هزینه‌های تعدیل، اهرم عملیاتی و اهرم مالی در توضیح صرف ارزش: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران*. پایان نامه کارشناسی‌ارشد مدیریت مالی. دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی.

هادیان، ریحانه؛ هاشمی، سید عباس؛ صمدی، سعید (۱۳۹۶). ارزیابی تأثیر عامل محدودیت مالی بر توان تبیین بازده سهام توسط مدل‌های سه عاملی فاما و فرنچ، چهارعاملی کارهارت و پنج عاملی فاما و فرنچ. *فصلنامه حسابداری مالی*، ۹(۳۴)، ۱-۳۴.

References

Abel, A. B., & Eberly, J. C. (1994). A unified model of investment under uncertainty, *American Economic Review*, 84, 1369-1384.

Aflatoni, A. (2013*). Statical Analysis in Finamcial Management and Accounting Researches Eviews*. Tehran: Termeh Press. (*in Persian*)

Akbari, M., Farkhode, M., & Ghasemi Shams, M. (2017). Investigating the Effect of Advertisement Cost on the Financial Performance of the Firms Listed in Tehran Stock Exchange with the Mediating Role of Brand Equity. *Asset Management & Financing*, 5(3), 151-162. (*in Persian*)

Assadi, Gh. H., & Eslami Bidgoli, S. (2014). Comparing the Performance of Value and Growth Strategies; Individual Ratios and Combined Measures. *Journal of Financial Research*, 16(1), 1-24. (*in Persian*)

Buehlmaier, M., & Whited, T. (2017). Are Financial Constraints Priced? Evidence from Textual Analysis. *Simon School Working Paper*.

Caggese, A. (2007). Financing constraints, irreversibility, and investment dynamics. *Journal of Monetary Economics*, 54(7), 2102-2130.

Cao, V. N. (2010). *Value Anomaly The Relationship with Firms' Investment and Financing Flexibility*. Edinburgh University Business School, Edinburgh EH8 9JY, U.K.

Cao, V. N. (2011). *Firms' Financial Flexibility and Profitability of Style Investing*. Ph.D Theses, Durham University.

Cao, V. N. (2015). What Explains the Value Premium? The Case of Adjustment Costs, Operating Leverage and Financial Leverage. *Journal of Banking & Finance*, 59, 350-366.

Carlson, M., Fisher, A., & Giammarino, R. (2004). corporate investment and asset price dynamics: implications for the cross-section of returns. *Journal of Finance*, 59(6), 2577-2603.

Clark, E., & Qiao, Zh. (2019). The value premium puzzle, behavior versus risk: New evidence from China. *Quarterly Review of Economics and Finance*, https://doi.org/10.1016/j. qref.2019.04.007.

Cooper, I. (2006). Asset pricing implications of nonconvex adjustment costs and irreversibility of investment. *The Journal of Finance*, 61(1), 139-170.

Davallou, M. (2015). Asset Growth Anomaly & Future Stock Return; Evidence from Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Research*, 16(2), 235-252. (*in Persian*)

Docherty, P., Chan, H., & Easton, S. (2010). Tangibility and investment irreversibility in asset pricing. *Accounting and Finance*, 50(4), 809-827.

Eyvazlu, R., Ghahramani, A., & Ajam, A. (2017). Analyzing the Performance of Fama and French Five-factor Model Using GRS Test. *Journal of Financial Research*, 18(4), 691-714. (*in Persian*)

Fama, E.F., French, K.R. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of finance*, 47(2), 427-465.

Garcia-Feijoo, L., & Jorgensen, R.D. (2010). Can Operating Leverage Be the Cause of the Value Premium? *Financial Management*, 39(3), 1127-1154.

Gu, L., Hackbarth, D., & Johnson, T. (2015). Inflexibility and stock returns. *Working Paper*, University of Hong Kong, Boston University, and University of Illinois at Urbana-Champaign.

Gujarati, D. (1995). *Basic Econometrics*, (Hamid Abrishami, Trans.), Tehran: Termeh press. (*in Persian*)

Gulen, H., Xing, Y., & Zhang, L. (2008). Value versus Growth: Time-varying expected stock returns. *Working paper*.

Hadian, R., Hashemi, S.A. & Samadi, S. (2017). Evaluation of the Effect of Financial Constraints Factor on Explanatory Power of Fama-French Three-Factor Model, Carhart Four-Factor Model and Fama-French Five-Factor Model. *Quarterly Financial Accounting*, 9(34), 1-34. (*in Persian*)

Hahn, J., & Lee, H. (2009). Financial constraints, debt capacity, and the cross-section of stock returns. *The Journal of Finance*, *64*(2), 891-921.

Izadinia, N., Amiri, H., & Hadinezhad, M. (2014). The Study of Investors Overreaction Error Role in Occurrence of Value Premium in Iran Capital Market. *Financial Accounting Researches*, 5(4), 13-34. (*in Persian*)

Lakonishok, J., Shleifer, A., & Vishny, R.W. (1994). Contrarian investment, extrapolation, and risk. *Journal of Finance*, 49(5), 1541-78.

Lamont, O., Polk, C., & Saaá-Requejo, J. (2001). Financial constraints and stock returns. *The review of financial studies*, 14(2), 529-554.

Lev, B. (1974). On the association between operating leverage and risk. *Journal of financial and quantitative analysis*, 9(4), 627-641.

Livdan, D., Sapriza, H., & Zhang, L. (2009). Financially constrained stock returns. *The Journal of Finance*, *64*(4), 1827-1862.

Ljungqvist, A., & Wilhelm Jr, W.J. (2005). Does Prospect Theory Explain IPO Market Behavior. *Journal of Finance*, 60(4), 1759-1790.

Moradijoz, S. (2016). *The Role of Adjustment Costs, Operating Leverage and Financial Leverage to Explain the Value Premium: Evidence from Tehran Stock Exchange*. Master Thesis. Faculty of Management & Accounting, Shahid Beheshti University. (*in Persian*)

Oad Rajput, S.K., Wongchoti, U., Chen, J., & Faff, R. (2019). Is Financial Flexibility a Priced Factor in the Stock Market? *Financial Review*, *54*(2), 345-375.

Obreja, I. (2013). Book-to-market equity, financial leverage, and the cross-section of stock returns. *The Review of Financial Studies*, 26(5), 1146-1189.

Ozdagli, A. K. (2012). Financial leverage, corporate investment, and stock returns. *The Review of Financial Studies*, 25(4), 1033-1069.

Poulsen, M., Faff, R., & Gray, S. (2013). Financial Inflexibility and the Value Premium. *International Review of Finance*, *13* (3), 327-344.

Rezaei Dolat Abadi, H., Fathi, S., & Yousofan, N. (2018). Testing Agency Model in Capital Asset Pricing. *Financial Research Journal*, 19(4), 521-534. (*in Persian*)

Rosenberg, B., Reid, K., & Lanstein, R. (1985). Persuasive evidence of market inefficiency. *Journal of Portfolio Management*, 11(3), 9-16.

Savolainen, M. (2016). *Does operating leverage explain the gross profitability premium?* Master's thesis, Aalto University, School of Business.

Stattman, D. (1980). Book values and stock returns. The Chicago MBA. *A Journal of Selected Papers*, Vol. 4, 25–45.

Whited, T. M., & Wu, G. (2006). Financial constraints risk. *The Review of Financial Studies*, 19(2), 531-559.

Zhang, L. (2005). The value premium. *The Journal of Finance*, 60(1), 67-103.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی