فصلنامه حسابداری مالی/سال یازدهم/ شماره ۴۲ /تابستان ۹۸/صفحات ۲۳- ۱

تحلیل تأثیر راهبرد اقلام تعهدی بر کسب بازده در شرکت‌های سرمایه‌گذاری

سید احسان حسینی*
سید عباس هاشمی**
هادی امیری***

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۱/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۶/۰۲

چکیده

در این پژوهش، تأثیر «راهبرد اقلام تعهدی سنتی» و «راهبرد اقلام تعهدی نسبی» بر کسب «بازده اضافی» و «بازده تعدیل شده بر اساس ریسک» در شرکت‌های سرمایه‌گذاری بررسی شده است. بدین منظور اطلاعات فصلی ۳۳ شرکت سرمایه‌گذاری پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، بین سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ جمع‌آوری شد. برای آزمون فرضیه‌ها از تجزیه و تحلیل رگرسیون خطی استفاده شد. نتایج نشان داد میزان به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی سنتی بر بازده اضافی، تأثیر مثبت و معنادار دارد؛ اما میزان به‌کارگیری راهبرد یاد شده بر بازده تعدیل شده بر اساس ریسک، تأثیر معناداری ندارد. همچنین یافته‌های این پژوهش نشان داد میزان به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی نسبی بر کسب بازده اضافی و بازده تعدیل شده بر اساس ریسک، تأثیر مثبت و معنادار دارد.

واژه‌های کلیدی: ناهنجاری اقلام تعهدی؛ راهبرد اقلام تعهدی سنتی؛ راهبرد اقلام تعهدی نسبی؛ شرکت سرمایه‌گذاری؛ فرضیه بازار کارا.

* دانشجوی دکترای حسابداری، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران
Email: seied.ehsan.hosseini@ase.ui.ac.ir
** دانشیار حسابداری، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران (نویسنده مسئول)
Email: a.hashemi@ase.ui.ac.ir
*** دانشیار اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران
Email: h.amiri@ase.ui.ac.ir

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

۱- مقدمه

مفروضات اقتصاد نئوکلاسیک مدت‌ها در حوزه مالی و چگونگی تصمیم‌گیری افراد در بازارهای مالی، مورد استفاده نظریه‌پردازان بوده است؛ اما مطالعات انجام شده در سال‌های اخیر، بسیاری از مفروضات مذکور و در نتیجه فرضیه‌ها و نظریه‌های متعددی از جمله فرضیه بازار کارا را به چالش کشیده‌اند. در فرضیه بازار کارا (فاما[1]، ۱۹۷۰)، بیان می‌شود سرمایه‌گذاران، آگاه و منطقی بوده و نسبت به اطلاعات جدیدی که به بازار وارد می‌شود، واکنشی منطقی، صحیح و سریع نشان می‌دهند؛ بنابراین قیمت‌های سهام نسبت به اطلاعات جدید واکنشی سریع، کامل و بدون تورش داشته و در هر لحظه‌ای نشان‌دهنده ارزش ذاتی سهام است. در این شرایط، پیش‌بینی بازده آینده از روی بازده و اطلاعات گذشته سهام ممکن نبوده و تغییرات قیمت سهام از الگوی گام تصادفی پیروی می‌کند؛ بنابراین نمی‌توان بر بازار فائق آمد و بدون پذیرش ریسک بیشتر، بازدهی بیشتر از متوسط بازار کسب نمود. در صورت کارایی بازار و عدم وجود ناهنجاری[2]، اصولاً نیازی به تجزیه و تحلیل اوراق بهادار نیست؛ زیرا قیمت‌های سهام، بیانگر ارزش ذاتی آن‌هاست و سرمایه‌گذاران به راحتی می‌توانند تصمیمات خود را اتخاذ نمایند؛ ولی چنانچه کارایی بازار زیر سؤال رفته باشد و یا ناهنجاری وجود داشته باشد، می‌توان از طریق تجزیه و تحلیل اوراق بهادار و انتخاب راهبرد سرمایه‌گذاری مناسب، به بازده‌های غیرعادی دست یافت.

یکی از ناهنجاری‌هایی که در ادبیات مالی توجه زیادی به آن شده است، «ناهنجاری اقلام تعهدی»[3] است. از رابطه منفی جزء تعهدی سود سال جاری با بازده آتی سهام، تعبیر به «ناهنجاری اقلام تعهدی» می‌شود. به معامله بر اساس این ناهنجاری، راهبرد اقلام تعهدی گفته می‌شود. راهبرد اقلام تعهدی، راهبردی معاملاتی است که طبق آن سهام با سطح نسبی پایین اقلام تعهدی خریداری و نگهداری شده و سهام با سطح نسبی بالای اقلام تعهدی فروخته می‌شود. قطعاً تمامی سرمایه‌گذاران انگیزه دارند با به‌کارگیری راهبرد سرمایه‌گذاری مناسب، به بازار غلبه کرده و بازده اضافی کسب کنند؛ اما از آنجایی که سرمایه‌گذاران خرد دارای منابع اطلاعاتی و پردازشی محدودتری بوده و به طور نظام‌مند در معاملات، پیرو بوده و معاملات آن‌ها همبسته است (سلیمانی مارشک، هاشمی و صمدی، ۱۳۹۷) و اینکه سرمایه‌گذاران خبره (شرکت‌های سرمایه‌گذاری در این پژوهش) رفتار حرفه‌ای بیشتری نسبت به سرمایه‌گذاران عادی دارند

1 Fama
2 Anomaly
3 Accruals Anomaly

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

(منخوف، اشملینگ و اشمیت[1]، ۲۰۱۰)، اعمال راهبرد اقلام تعهدی در بین سرمایه‌گذاران خبره منطقی‌تر به نظر می‌رسد. لذا در پژوهش حاضر، این پرسش مطرح است که در بین شرکت‌های سرمایه‌گذاری که از راهبرد اقلام تعهدی استفاده می‌کنند، آیا میزان استفاده از راهبرد اقلام تعهدی بر کسب بازده اضافی و بازده تعدیل شده بر اساس ریسک تأثیر دارد؟ لازم به ذکر است در داخل کشور، در زمینه تأثیر استفاده از راهبرد اقلام تعهدی بر کسب بازده اضافی و بازده تعدیل شده بر اساس ریسک، پژوهشی یافت نشد. همچنین برای اندازه‌گیری میزان سرمایه‌گذاری بر اساس یک راهبرد معاملاتی، در پژوهش‌های داخلی روشی یافت نشد که در این پژوهش روشی عام استفاده شده است.

۲- مبانی نظری و مروری بر ادبیات موضوع

بازار کارا به عنوان بازاری که قیمت‌ها همیشه به طور کامل منعکس‌کننده اطلاعات موجود است، تعریف می‌شود. هنگامی که قیمت‌های جاری اوراق بهادار به طور کامل همه اطلاعات گذشته را منعکس کند، سطح ضعیف کارایی[2] وجود دارد. در این شرایط، پیش‌بینی بازده آینده از روی بازده و اطلاعات گذشته سهام ممکن نیست. لذا تخمین قیمت‌های آینده سهام به وسیله الگوی قیمت‌های گذشته محال است. آزمون تجربی شکل ضعیف کارایی، آزمون قابلیت پیش‌بینی بازده[3] است. در این آزمون چنانچه بتوان به وسیله متغیر یا متغیرهایی، بازده آینده سهام را پیش‌بینی کرد، وجود سطح ضعیف کارایی رد می‌شود (سویل[4]، ۲۰۱۲). از جمله آزمون‌های قابلیت پیش‌بینی بازده می‌توان به پژوهش‌های مرتبط با اثر ماه ژانویه[5] (کیم[6]، ۱۹۸۳) و اثر روز دوشنبه[7] (فرنچ[8]، ۱۹۸۰) و همچنین رابطه بین ویژگی‌های شرکت (مثل اندازه، اهرم و ...) و بازده (بنز[9]، ۱۹۸۱) اشاره کرد. لازم به ذکر است در صورت کارایی بازار و عدم وجود ناهنجاری، اصولاً نیازی به تجزیه و تحلیل اوراق بهادار نیست؛ زیرا قیمت‌های سهام، بیانگر ارزش ذاتی آن‌هاست و سرمایه‌گذاران به راحتی می‌توانند تصمیمات خود را اتخاذ نمایند؛ ولی چنانچه کارایی بازار زیر

1 Menkhoff, Schmeling and Schmidt
2 Weak-Form Efficiency
3 Return Predictability Test
4 Sewell
5 January Effect
6 Keim
7 Monday Effect
8 French
9 Banz

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

سؤال رفته باشد و یا ناهنجاری وجود داشته باشد، می‌توان از طریق تجزیه و تحلیل اوراق بهادار و انتخاب راهبرد سرمایه‌گذاری مطلوب، به بازده‌های مازاد دست یافت.

اگر یک نظریه خاص، حاکم و غالب باشد، باید بتواند پدیده‌های پیرامونی و مرتبط را توضیح داده و توجیه نماید. اگر نظریه مذکور پدیده‌ای را نتواند تبیین نماید، آن پدیده، ناهنجاری آن نظریه گفته می‌شود (گادفری[1]، ۲۰۰۳). با فرض وجود نظریه بازارهای کارا، اگر بتوان با متغیر و عاملی بازده آینده سهام را پیش‌بینی نمود، آن متغیر و عامل، ناهنجاری نظریه بازارهای کارا است. یکی از قوی‌ترین و برجسته‌ترین ناهنجاری‌ها که در ادبیات مالی توجه زیادی به آن شده است، «ناهنجاری اقلام تعهدی» است (کوهن و همکاران[2]، ۲۰۱۱). ادبیات حسابداری و مالی شواهد گسترده‌ای از رابطه منفی جزء تعهدی سود سال جاری با بازده آتی سهام فراهم می‌کند. این ناهنجاری باعث می‌شود هنگامی که جزء تعهدی سود، زیاد است، ثبات سود سال جاری کم شود که این خود سبب می‌شود سود آتی کمتر از میزان مورد انتظار محقق شود. هنگامی که سود آتی، کمتر از میزان مورد انتظار محقق شود، سرمایه‌گذاران عکس‌العمل منفی به اعلان سود نشان می‌دهند؛ بنابراین بازار سطح بالای اقلام تعهدی را قیمت‌گذاری بیش از اندازه و سطح پایین اقلام تعهدی را قیمت‌گذاری کمتر از اندازه می‌کند. از علل وجود ناهنجاری اقلام تعهدی می‌توان به پایدار پنداری [جزء تعهدی] سود توسط سرمایه‌گذاران ناآگاه[3] (اسلون[4]، ۱۹۹۶)، رشد شرکت (فرفیلد، ویسننت و یان[5]، ۲۰۰۳)، ریسک (خان[6]، ۲۰۰۸) و مداخله «سود عملیاتی نقدی» در رابطه بین جزء تعهدی سود با بازده سال آتی سهام (بال، گراکوس، لینینما و نیکولوف[7]، ۲۰۱۶) اشاره نمود.

ناهنجاری اقلام تعهدی فرصت اتخاذ «راهبرد اقلام تعهدی»[8] را در خرید و فروش سهام فراهم می‌آورد. راهبرد اقلام تعهدی، راهبردی معاملاتی است که طبق آن سهام با سطح نسبی پایین اقلام تعهدی خریداری و نگهداری شده و سهام با سطح نسبی بالای اقلام تعهدی فروخته می‌شود. این راهبرد مستلزم فروش سهام با سطح بالای اقلام تعهدی است؛ زیرا قیمت‌گذاری بیش از حد شده است. به همین ترتیب راهبرد اقلام تعهدی مستلزم خرید سهام با سطح پایین اقلام تعهدی

1 Godfrey
2 Cohen et al
3 Nave Investors Earnings Fixation
4 Sloan
5 Fairfield, Whisenant and Yohn
6 Khan
7 Ball, Gerakos, Linnainma and Nikolaev
8 Accruals Strategy

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

است؛ زیرا قیمت‌گذاری کمتر از واقع شده است. در این راهبرد اعتقاد بر این است که پس از بیش واکنش قیمتی ناشی از سطح بالای اقلام تعهدی، قیمت سهام در آینده کاهش می‌یابد. همچنین طبق این راهبرد انتظار می‌رود پس از واکنش کمتر از اندازه ناشی از سطح پایین اقلام تعهدی، قیمت سهام در آینده افزایش یابد. لذا در صورت تحقق چنین پدیده‌ای، فرصت تحصیل بازده اضافی فراهم می‌شود (لو و نسیم[۱]، ۲۰۰۶). راهبرد اقلام تعهدی بر حسب هم‌مقیاس‌کننده[۲]، به دو نوع سنتی و نسبی تقسیم می‌شود. در راهبرد اقلام تعهدی سنتی[۳]، ارزش دفتری جمع دارایی‌های شرکت‌های سرمایه پذیر و در راهبرد اقلام تعهدی نسبی[۴]، قدر مطلق سود خالص یا قدر مطلق سود عملیاتی به عنوان هم‌مقیاس‌کننده اقلام تعهدی شرکت‌های سرمایه پذیر استفاده می‌شود. حامیان اقلام تعهدی نسبی با تمرکز بر ایده اولیه اسلون (۱۹۹۶) مبنی بر این که سرمایه‌گذاران، سود را پایدار می‌پندارند، از سود به عنوان هم‌مقیاس‌کننده اقلام تعهدی استفاده می‌کنند. آن‌ها معتقدند هنگامی که از اقلام تعهدی نسبی استفاده می‌شود، ناهنجاری اقلام تعهدی، بیشتر ظهور و بروز می‌یابد (حفظ الله، لاندهولم و وان‌وینکل[۵]، ۲۰۱۱).

اسلون (۱۹۹۶) نشان داد اقلام تعهدی بعد از کنترل عوامل اندازه، بتا و سایر ویژگی‌ها، قدرت پیش‌بینی‌کنندگی قوی برای بازده سهام دارد. نتیجه پژوهش وی این بود که بازار در قیمت‌گذاری شرکت دچار خطا می‌شود؛ به این ترتیب که وزن بیشتر از واقع به جزء تعهدی سود و وزن کمتر از واقع به جزء نقدی سود می‌دهد؛ به عبارت دیگر بازار در پیش‌بینی پایداری نسبی دو جزء تعهدی و نقدی سود دچار شکست می‌شود؛ به این ترتیب که پیش‌بینی می‌کند شرکت‌هایی با اقلام تعهدی بالاتر (پایین‌تر)، سود بالاتر (پایین‌تر) در سال بعد دارند؛ اما یافته‌های پژوهش اسلون (۱۹۹۶) نشان داد پرتفوی شرکت‌هایی با اقلام تعهدی بالا، بازده‌های پایینی در سال بعد کسب خواهند نمود؛ یعنی اطلاعات سود در قیمت‌های سهام به درستی منعکس نشده است. او نشان داد با اتخاذ «راهبرد اقلام تعهدی» می‌توان ۱۰/۴ درصد بازده غیرعادی سالانه کسب نمود. نتایج برخی از پژوهش‌های دیگر از جمله باشی و ریدی[۶] (۲۰۰۳) و نوی مارکس[۷] (۲۰۱۳) نیز نشان داده است کسب بازده غیرعادی با به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی، امکان‌پذیر است.

1 Lev and Nissim
2 Deflator
3 Traditional Accruals Strategy
4 Percent Accruals Strategy
5 Hafzalla, Lundholm and Van Winkle
6 Bushee and Ready
7 Novy-Marx

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

این پیش‌فرض وجود دارد که سرمایه‌گذاران خبره دانش و مهارت‌های معاملاتی بهتری نسبت به سایر سرمایه‌گذاران دارند. منخوف و همکاران (۲۰۱۰) نشان دادند سرمایه‌گذاران نهادی رفتار حرفه‌ای بیشتری نسبت به سرمایه‌گذاران عادی دارند؛ بنابراین با گذشت زمان درصد مالکیت سرمایه‌گذاران انفرادی کاهش یافته است. فرنچ (۲۰۰۸) بیان نمود سرمایه‌گذاران انفرادی به میزان زیادی جای خود را به سرمایه‌گذاران نهادی داده‌اند؛ به طوری که در بازارهای سرمایه کشور آمریکا، درصد مالکیت سرمایه‌گذاران انفرادی از ۴۷/۹ درصد در سال ۱۹۸۰ به ۲۱/۵ درصد در سال ۲۰۰۷ کاهش یافته است. با توجه به اینکه شرکت‌های سرمایه‌گذاری دارای کارشناسان خبره می‌باشند و معمولاً پس از تجزیه و تحلیل، نسبت به خرید و فروش سهام اقدام می‌نمایند، در این پژوهش شرکت‌های سرمایه‌گذاری به عنوان جایگزینی برای سرمایه‌گذاران خبره استفاده شده است. لذا از آنجایی که سرمایه‌گذاران ناآگاه دارای منابع اطلاعاتی و پردازشی محدودتری بوده و به طور نظام‌مند در معاملات، پیرو بوده و معاملات آن‌ها همبسته است (سلیمانی مارشک و همکاران، ۱۳۹۷)، اعمال راهبرد اقلام تعهدی در بین شرکت‌های سرمایه‌گذاری منطقی‌تر به نظر می‌رسد.

پژوهش‌های متعددی وجود ناهنجاری اقلام تعهدی (مشایخی، فدایی نژاد و کلاته رحمانی، ۱۳۸۹؛ خانی و صالحی، ۱۳۹۱؛ هاشمی، حمیدیان و ابراهیمی، ۱۳۹۲؛ کرمی و مرشدزاده بافقی، ۱۳۹۳) و توان پیش‌بینی بازده و سود آتی توسط اقلام تعهدی (فروغی و رهروی دستجردی، ۱۳۹۵) را در بازار سرمایه ایران تائید کرده‌اند. لذا در پژوهش حاضر، تأثیر راهبرد اقلام تعهدی سنتی و نسبی بر بازده اضافی و بازده تعدیل شده بر اساس ریسک، در شرکت‌های سرمایه‌گذاری، مورد آزمون قرار گرفته است.

۳- پیشینه پژوهش

پیشینه پژوهش به تفکیک در دو بخش خارجی و داخلی ارائه می‌شود.

۳-۱- پیشینه خارجی

فو[1] (۲۰۱۸) نقش صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک را بر قیمت‌گذاری اقلام بررسی نمود. نتایج نشان داد که قیمت‌گذاری اشتباه اقلام تعهدی در شرکت‌هایی متمرکز است که بیشتر توسط شرکت‌های سرمایه‌گذاری مشترک خریداری و نگهداری می‌شوند؛ به عبارت دیگر سهامی که شرکت‌های سرمایه‌گذاری مشترک خریداری و نگهداری می‌کنند، دارای بیشترین سطح قیمت‌گذاری اقلام تعهدی است.

1 Fu

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

کالازو، مونتا و توپالوقلو[1] (۲۰۱۸) این موضوع را بررسی نمودند که آیا سرمایه‌گذاران نهادی بر اساس ۱۴ ناهنجاری شناخته شده در بازار سرمایه (از جمله ناهنجاری اقلام تعهدی) معامله می‌کنند؟ نتایج نشان داد پس از انتشار عمومی ناهنجاری‌ها از طریق پژوهش‌های دانشگاهی، معاملات سرمایه‌گذاران بر مبنای ناهنجاری‌های مذکور افزایش می‌یابد. همچنین نتایج حاکی از کاهش ناهنجاری‌ها پس از انتشار پژوهش‌های دانشگاهی بود.

نالاردی و اوگنوا[2] (۲۰۱۷) در پژوهشی به بررسی رابطه کیفیت اقلام تعهدی و بازده اضافی در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک پرداختند. نتایج نشان داد صندوق‌های سرمایه‌گذاری که در سبد سرمایه‌گذاری خود شرکت‌هایی با کیفیت اقلام تعهدی بدتری داشتند، بازده بیشتری کسب می‌کنند. در مورد کسب بازده تعدیل شده بر اساس ریسک نیز نتایج مشابهی گرفته شد.

جاکوبز و مولر[3] (۲۰۱۷) قابلیت پیش‌بینی بازده را در مورد ۲۴۱ ناهنجاری در ۳۹ بازار سهام بررسی نمودند. نتایج آن‌ها نشان داد ایالات‌متحده آمریکا تنها کشوری است که قابلیت پیش‌بینی بازده پس از انتشار پژوهش‌ها در مورد ناهنجاری‌ها کاهش معنادار دارد. در توجیه این نتیجه، محققان وجود محدودیت معاملات آربیتراژی بر اساس ناهنجاری‌ها در کشورهای غیر آمریکایی را عامل احتمالی ثبات ناهنجاری‌ها دانستند. لازم به ذکر است در این پژوهش مستقیماً سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران خبره بر اساس ناهنجاری‌ها، آزمون نشده است.

کیم، لی، لی و سانوو[4] (۲۰۱۷) به بررسی رابطه میزان استفاده از راهبرد اقلام تعهدی و بازده اضافی و بازده تعدیل شده بر اساس ریسک، پرداختند. نتایج نشان داد شرکت‌های سرمایه‌گذاری از راهبرد اقلام تعهدی استفاده نمی‌کنند؛ چرا که شرکت‌های سرمایه‌گذاری که در سبد سرمایه‌گذاری خود، پایین‌ترین سطح اقلام تعهدی را داشتند، در سال بعد این ویژگی را حفظ نکرده بودند. به علاوه با استفاده از تجزیه و تحلیل رگرسیون، نتایج نشان داد رابطه‌ای بین استفاده از راهبرد اقلام تعهدی و کسب بازده اضافی و بازده تعدیل شده بر اساس ریسک وجود ندارد.

مکلین و پانتیف[5] (۲۰۱۶) قابلیت پیش‌بینی بازده ۹۷ متغیر را پس از انتشار پژوهش‌ها در مورد ناهنجاری‌ها بررسی نمود. نتایج نشان داد پس از انتشار پژوهش‌ها در مورد ناهنجاری‌های بازار، این ناهنجاری‌ها ضعیف شده و یا از بین رفته‌اند. این نتیجه حاکی از استفاده سرمایه‌گذاران از ناهنجاری‌ها در معاملات است.

1 Calluzzo, Moneta and Topaloglu
2 Nallareddy and Ogneva
3 Jacobs and Müller
4 Kim, Lee, Lee and Sunwoo
5 McLean & Pontiff

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

هرشلیفر، تیو و یو[1] (۲۰۱۱) در پژوهشی، استفاده فروشندگان استقراضی[2] از راهبرد اقلام تعهدی را بررسی کردند نتایج نشان داد فروشندگان استقراضی از ناهنجاری اقلام تعهدی با فروش سهام با سطح بالای اقلام تعهدی، استفاده می‌کنند.

گرین، هند و سولیمان[3] (۲۰۱۱) در پژوهشی دریافتند ناهنجاری اقلام تعهدی با گذشت زمان ضعیف‌تر شده است. در پی توجیه این یافته، آن‌ها نشان دادند افزایش استفاده شرکت‌های سرمایه‌گذاری از ناهنجاری اقلام تعهدی در معاملات باعث کاهش قابلیت پیش‌بینی بازده با استفاده از اقلام تعهدی شده است.

حفظ الله و همکاران (۲۰۱۱) در پژوهش خود بر هم‌مقیاس‌کننده[4] اقلام تعهدی، تمرکز نمودند. در اکثر پژوهش‌های قبلی از جمع دارایی‌ها به عنوان یکنواخت کننده اقلام تعهدی استفاده شده بود که در این پژوهش از آن به «اقلام تعهدی سنتی» تعبیر شده بود. با تمرکز بر ایده اولیه اسلون (۱۹۹۶) مبنی بر این که سرمایه‌گذاران، سود را پایدار می‌پندارند، محققان این پژوهش از سود به عنوان یکنواخت کننده اقلام تعهدی استفاده کرده و نام «اقلام تعهدی نسبی» را برای آن به کار بردند. نتایج نشان داد هنگامی که از اقلام تعهدی نسبی استفاده می‌گردد، ناهنجاری اقلام تعهدی، بیشتر ظهور و بروز می‌یابد.

علی، چن، یایو و یو[5] (۲۰۰۸) در پژوهشی، استفاده صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک از ناهنجاری اقلام تعهدی را آزمودند. نتایج نشان داد بخشی از صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک از راهبرد اقلام تعهدی استفاده می‌کنند و در مقایسه با سایر صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، بازده اضافی کسب می‌کنند.

۳-۲- پیشینه داخلی

در داخل کشور، پژوهشی که به طور مستقیم تأثیر راهبرد اقلام تعهدی سنتی و نسبی بر بازده اضافی و بازده تعدیل شده بر اساس ریسک را آزمون کرده باشد، یافت نشد؛ با این وجود به پژوهش‌های مرتبط اشاره می‌شود.

صادقی، دستگیر و امیری (۱۳۹۷) در پژوهشی، پایداری اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی و قیمت‌گذاری آن‌ها توسط سرمایه‌گذاران را تحلیل نمودند. یافته‌ها نشان داد پایداری اقلام تعهدی

1 Hirshleifer, Teoh & Yu
2 Short Sellers
3 Green, Hand & Soliman
4 Deflator
5 Ali, Chen, Yao & Yu

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

نسبت به جریان‌های نقدی کمتر بوده و سرمایه‌گذاران این پایداری کمتر را درک کرده و مد نظر قرار می‌دهند.

کردستانی و شاهسوند (۱۳۹۲) در پژوهشی به مقایسه دو راهبرد معاملاتی اقلام تعهدی سنتی و اقلام تعهدی نسبی پرداختند. نتایج نشان داد راهبرد معاملاتی اقلام تعهدی نسبی، منجر به کسب بازده اضافه در مقایسه با راهبرد اقلام تعهدی سنتی می‌گردد.

مشایخی و همکاران (۱۳۸۹) در پژوهشی، وجود ناهنجاری اقلام تعهدی و ناهنجاری مخارج سرمایه‌ای و بهبود عملکرد سرمایه‌گذاری با اعمال هم‌زمان دو راهبرد مذکور را بررسی نمودند. نتایج حاکی از آن بود که ناهنجاری اقلام تعهدی و ناهنجاری مخارج سرمایه‌ای در بازار سرمایه ایران وجود دارد. به علاوه اعمال هم‌زمان دو راهبرد مذکور در مقایسه با استفاده از یک راهبرد، منجر به کسب بازده بالاتر می‌گردد.

۴- فرضیه‌های پژوهش

بر اساس مبانی نظری و پیشینه مطرح شده، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر تدوین می‌شود.

فرضیه اول: میزان به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی سنتی بر کسب بازده اضافی، تأثیر مثبت دارد.

فرضیه دوم: میزان به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی نسبی بر کسب بازده اضافی، تأثیر مثبت دارد.

فرضیه سوم: میزان به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی سنتی بر کسب بازده تعدیل شده بر اساس ریسک، تأثیر مثبت دارد.

فرضیه چهارم: میزان به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی نسبی بر کسب بازده تعدیل شده بر اساس ریسک، تأثیر مثبت دارد.

۵- روش پژوهش

این پژوهش از حیث نتیجه، کاربردی است. از لحاظ ماهیت و روش، توصیفی- علی از نوع پژوهش‌های پس رویدادی است که مبتنی بر اطلاعات واقعی صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده و با روش استقرایی به کل جامعه آماری قابل تعمیم خواهد بود. در این پژوهش برای محاسبه متغیرها و آزمون فرضیه‌ها از روش تجزیه و تحلیل رگرسیون استفاده می‌شود. در این پژوهش «شرکت‌های سرمایه‌گذاری و هلدینگ» به عنوان نماینده شرکت‌های سرمایه‌گذاری در نظر گرفته می‌شوند؛ چرا که تنها این شرکت‌ها به موجب بند ۹ از ماده ۷ دستورالعمل اجرایی افشای اطلاعات شرکت‌های ثبت شده نزد سازمان بورس

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

اوراق بهادار تهران، الزام به افشای سبد سرمایه‌گذاری خود دارند. برای جمع‌آوری داده‌های مورد نیاز از روش اسنادکاوی استفاده شد. بدین منظور از صورت‌های مالی شرکت‌ها، سایت بورس اوراق بهادار و نرم‌افزار ره‌آورد نوین استفاده شده است. جهت آماده‌سازی و تحلیل داده‌ها، از نرم‌افزار صفحه گسترده مایکروسافت اکسل[1] و نرم‌افزار ایویوز[2] استفاده شده است.

۵-۱- جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری پژوهش حاضر در مورد شرکت‌های مورد مطالعه، کلیه شرکت‌ها و صندوق‌های سرمایه‌گذاری و هلدینگ پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ است که حائز شرایط زیر باشند:

- قبل از سال ۱۳۹۰ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشد و تا ۱۳۹۷ در بورس اوراق بهادار حضور داشته باشد؛
- بیش از ۶ ماه وقفه معاملاتی نداشته باشند؛
- پرتفوی خود را افشا کنند.

با توجه به ویژگی‌های مذکور، تعداد ۳۳ شرکت انتخاب شدند.

همچنین از بین شرکت‌های سرمایه پذیر، شرکت‌هایی انتخاب شده‌اند که دارای شرایط زیر هستند:

- بیش از ۶ ماه وقفه معاملاتی نداشته باشند؛
- سال مالی خود را در قلمرو پژوهش تغییر نداده باشد؛
- صورت‌های مالی آن‌ها در دسترس باشد.

با توجه به ویژگی‌های یاد شده، تعداد ۳۸۴ شرکت انتخاب شدند.

۵-۲- مدل آزمون فرضیه‌ها

جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش، از رابطه رگرسیونی (۱) استفاده شده است. مطابق کیم و همکاران (۲۰۱۷) و نالاردی و اوگنوا (۲۰۱۷)، این رگرسیون به شیوه فاما- مکبث (۱۹۷۳) اجرا می‌شود. در این شیوه ابتدا برای هر شرکت، رگرسیون به شکل سری زمانی اجرا می‌شود. ضرایب به دست آمده از برازش رگرسیون در این مرحله، در رگرسیون مقطعی مرحله بعد مورد استفاده قرار خواهد گرفت. تا اینجا برای هر شرکت، ضرایبی برای متغیرهای توضیحی مدل (۱) وجود خواهد داشت. البته برای هر شرکت، اعداد متغیر وابسته به تعداد دوره‌های زمانی وجود دارد. در مرحله بعد از اعداد متغیر وابسته هر شرکت طی دوره‌های زمانی پژوهش میانگین حسابی گرفته

1 Microsoft Excel
2 Eviews

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

می‌شود. سپس این میانگین حسابی بر ضرایب به دست آمده از مرحله اول، برازش خواهد شد. مطابق نالاردی و اوگنوا (۲۰۱۷)، در رگرسیون مرحله دوم برای رفع ناهمسانی واریانس باقیمانده‌ها، از تصحیح نیویی- وست[1] استفاده می‌شود. این روش به منظور غلبه بر مشکلات ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی در اجزای خطای یک مدل مورد استفاده قرار می‌گیرد و عمدتاً در داده‌های سری زمانی کاربرد دارد.

$$ER_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 rAIM_{i,t} + \beta_2 rMV_{i,t} + \beta_3 rBM_{i,t} + \beta_4 rBeta_{i,t} + \beta_5 rLagret_{i,t} + \beta_6 rTurnover_{i,t} + \beta_7 rRetvol_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$ رابطه (۱)

$ER_{i,t}$: «بازده اضافی»، «بازده تعدیل شده بر اساس ریسک طبق مدل CAPM» یا «بازده تعدیل شده بر اساس ریسک طبق مدل سه عاملی فاما- فرنچ» شرکت سرمایه‌گذاری i در دوره t.

$rAIM_{i,t}$: رتبه «سنجه سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی سنتی» یا رتبه «سنجه سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی نسبی» شرکت سرمایه‌گذاری i در دوره t.

$rMV_{i,t}$: رتبه «ارزش بازار شرکت» شرکت سرمایه‌گذاری i در دوره t.

$rBM_{i,t}$: رتبه «ارزش دفتری به ارزش بازار» شرکت سرمایه‌گذاری i در دوره t.

$rBeta_{i,t}$: رتبه «بتا» شرکت سرمایه‌گذاری i در دوره t.

$rLagret_{i,t}$: رتبه «بازده دوره قبل» شرکت سرمایه‌گذاری i در دوره t.

$rTurnover_{i,t}$: رتبه «گردش سهام» شرکت سرمایه‌گذاری i در دوره t.

$rRetvol_{i,t}$: رتبه «نوسان بازده» شرکت سرمایه‌گذاری i در دوره t.

۵-۳- متغیرهای پژوهش

متغیرهای این پژوهش به سه دسته وابسته، مستقل و کنترلی تقسیم می‌شود که در ادامه نحوه اندازه‌گیری آن‌ها ارائه‌شده است.

۵-۳-۱- متغیرهای وابسته

در این پژوهش، سه متغیر وابسته وجود دارد که به شرح زیر تعریف می‌شود:

بازده اضافی: مطابق نالاردی و اوگنوا (۲۰۱۷) بازده اضافی، از طریق تفاوت بازده فصلی شرکت سرمایه‌گذاری نسبت به نرخ بازده بدون ریسک فصلی، به شرح رابطه (۲) محاسبه می‌شود.

$$ER_{i.t} = R_{i,t} - FR_t$$ رابطه (۲)

که در رابطه (۲)، $ER_{i,t}$ بازده اضافی شرکت سرمایه‌گذاری i در دوره سه‌ماهه t، $R_{i,t}$ بازده شرکت سرمایه‌گذاری i در دوره سه‌ماهه t و FR_t نرخ بازده بدون ریسک در دوره سه‌ماهه t است.

1 Newey-West

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

برای محاسبه نرخ بازده بدون ریسک، از نرخ بازده اوراق مشارکت دولتی استفاده شد و برای محاسبه بازده فصلی شرکت‌های سرمایه‌گذاری از بانک اطلاعاتی ره‌آورد نوین استفاده شده است.

بازده تعدیل شده بر اساس ریسک CAPM و سه عاملی فاما- فرنچ: برای محاسبه بازده تعدیل شده بر اساس ریسک CAPM، از رابطه رگرسیونی (۳) و برای محاسبه بازده تعدیل شده بر اساس ریسک سه عاملی فاما- فرنچ، از رابطه (۴) به شکل سری زمانی برای هر شرکت سرمایه‌گذاری استفاده شده است.

$$ER_{i,t} = \alpha_i + \beta_{\mathrm{MKT}} MKTRF_t + \varepsilon_{i,t} \quad \text{رابطه (۳)}$$

$$ER_{i,t} = \alpha_i + \beta_{\mathrm{MKT}} MKTRF_t + \beta_{SMB} SMB_t + \beta_{HML} HML_t + \varepsilon_{i,t} \quad \text{رابطه (۴)}$$

که در این روابط، $ER_{i,t}$ مازاد بازده شرکت سرمایه‌گذاری i نسبت به نرخ بازده بدون ریسک در دوره سه‌ماهه t، $MKTRF_t$ صرف بازار (مازاد بازده بازار بر نرخ بازده بدون ریسک) در دوره سه‌ماهه t، SMB_t عامل اندازه (بازده شرکت‌های کوچک منهای بازده شرکت‌های بزرگ) در ابتدای دوره سه‌ماهه t و HML_t عامل رشد (بازده شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا منهای بازده شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین) در ابتدای دوره سه‌ماهه t است[۱].

برای محاسبه بازده تعدیل شده بر اساس ریسک مدل CAPM و مدل سه عاملی فاما-فرنچ، ابتدا روابط رگرسیونی (۴) و (۵) را برای هر شرکت سرمایه‌گذاری طی ۱۲ فصل گذشته برازش می‌شود. سپس مطابق پژوهش‌های انجام شده در این حوزه (علی و همکاران، ۲۰۰۸؛ کیم و همکاران، ۲۰۱۷؛ نالاردی و اگنوا، ۲۰۱۷)، بازده تعدیل شده بر اساس ریسک مدل CAPM و مدل سه عاملی فاما- فرنچ، بر مبنای حاصل جمع عرض از مبدأ (α) و باقی‌مانده (ε) مدل برازش شده، محاسبه می‌شود.

۵-۳-۲- متغیرهای مستقل

در پژوهش حاضر، دو متغیر مستقل وجود دارد که در ادامه توضیح داده شده است.

رتبه «سنجه سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی سنتی» (rTAIM) و رتبه «سنجه سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی نسبی» (rPAIM): مطابق کیم و همکاران (۲۰۱۷) و علی و همکاران (۲۰۰۸) جهت اندازه‌گیری میزان معامله بر اساس ناهنجاری اقلام تعهدی، برای هر شرکت سرمایه‌گذاری در هر دوره سه‌ماهه «سنجه سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی» محاسبه می‌شود.

---

۱ جهت تقسیم‌بندی شرکت‌ها از لحاظ اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، از آخرین صورت‌های مالی میان‌دوره‌ای استفاده شده است.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

«سنجه سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی» میانگین موزون رتبه‌های دهکی اقلام تعهدی تک‌تک سهامی است که یک شرکت سرمایه‌گذاری نگهداری می‌کند.

برای محاسبه «سنجه سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی سنتی» یک شرکت سرمایه‌گذاری، ابتدا کلیه سهام موجود در نمونه بر اساس سطح اقلام تعهدی همگن‌شده به وسیله ارزش دفتری دارایی‌ها در پایان سال t-1، پایان خرداد، شهریور و آذر سال t به ۱۰ دهک تقسیم می‌شود. برای محاسبه «سنجه سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی نسبی»، از قدر مطلق سود عملیاتی، به عنوان هم‌مقیاس‌کننده اقلام تعهدی استفاده می‌شود. برای این کار از صورت‌های مالی میان‌دوره‌ای استفاده می‌شود. دهک اول نشان‌دهنده پایین‌ترین سطح اقلام تعهدی است. شرکتی که در دهک اول قرار می‌گیرد، رتبه ۱ و شرکتی که در دهک دهم قرار می‌گیرد، رتبه ۱۰ را به خود اختصاص می‌دهد. مطابق رابطه (۴)، AIM یک شرکت سرمایه‌گذاری در یک دوره سه‌ماهه عبارت است از میانگین موزون رتبه‌های دهکی اقلام تعهدی سهام‌هایی که به ترتیب در پایان اردیبهشت، مرداد، آبان و بهمن‌ماه سال t نگهداری می‌کند.

$$AIM_{i,tk} = \sum_{j=1}^{N} W_{i,j,tk} * AccRank_{j,tk}$$ رابطه (۵)

که در رابطه (۵)، $AIM_{i,tk}$ «سنجه سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی» (سنتی TAIM یا نسبی PAIM) شرکت سرمایه‌گذاری i در سه‌ماهه k ام سال t، $AccRank_{j,tk}$ رتبه دهکی اقلام تعهدی سهم j در سه‌ماهه k ام سال t، N تعداد انواع سهام نگهداری شده به وسیله شرکت سرمایه‌گذاری i دو ماه پس از پایان سه‌ماهه k ام سال t و $W_{i,j,tk}$ درصد سهام j در پرتفوی سهام شرکت سرمایه‌گذاری i دو ماه پس از پایان سه‌ماهه k ام سال t بر اساس ارزش بازار است که از رابطه (۶) محاسبه می‌گردد.

$$W_{i,j,tk} = \frac{n_{i,j,tk} * p_{j,tk}}{\sum_{j=1}^{N} n_{i,j,tk} * p_{j,tk}}$$ رابطه (۶)

که در رابطه (۶)، $n_{i,j,t}$ تعداد سهام j که شرکت سرمایه‌گذاری i، دو ماه پس از پایان سه‌ماهه k ام سال t، نگهداری می‌کند و $p_{j,tk}$ قیمت بازار سهام j دو ماه پس از پایان سه‌ماهه k ام سال t می‌باشد.

لازم به ذکر است اقلام تعهدی که پرتفوبندی بر اساس آن انجام می‌پذیرد از رابطه (۷) محاسبه می‌شود.

$$ACC = OI - CFO$$ رابطه (۷)

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

که در رابطه (۷)، ACC اقلام تعهدی، OI سود عملیاتی و CFO وجه نقد عملیاتی است. اطلاعات سود عملیاتی و وجه نقد عملیاتی از صورت‌های مالی استخراج شده است. لازم به ذکر است مطابق با پژوهش‌های انجام شده در این حوزه، محاسبه سنجه سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی برای شرکت‌های سرمایه‌گذاری با تأخیر زمانی نسبت به تاریخ رتبه‌بندی شرکت‌های سرمایه پذیر انجام می‌شود (علی و همکاران، ۲۰۰۸؛ کیم و همکاران، ۲۰۱۷؛ نالاردی و اگنوا، ۲۰۱۷).

تا این مرحله برای هر شرکت سرمایه‌گذاری در هر دوره سه‌ماهه، TAIM و PAIM محاسبه گردید. اندازه کم TAIM و یا PAIM نشان‌دهنده این است که شرکت سرمایه‌گذاری، سهام‌هایی با اقلام تعهدی پایین نگهداری کرده و از راهبرد اقلام تعهدی سنتی و یا نسبی، به میزان بیشتری استفاده می‌کند. حال در این مرحله، در هر دوره سه‌ماهه، شرکت‌های سرمایه‌گذاری بر اساس TAIM و PAIM به ۱۰ طبقه تقسیم می‌شوند.

دهک اول نشان‌دهنده شرکت‌های سرمایه‌گذاری با پایین‌ترین سطح TAIM و PAIM (بالاترین سطح استفاده از راهبرد اقلام تعهدی سنتی و نسبی) و دهک دهم نشان‌دهنده شرکت‌های سرمایه‌گذاری با بالاترین سطح TAIM و PAIM (پایین‌ترین سطح استفاده از راهبرد اقلام تعهدی سنتی و نسبی) است؛ بنابراین هر شرکت سرمایه‌گذاری در هر دوره سه‌ماهه، بر مبنای دهک بندی انجام شده بر اساس TAIM و PAIM، یک رتبه دهکی بین عدد ۱ تا ۱۰ خواهد داشت که این رتبه همان rTAIM و rPAIM است.

۵-۳-۳- متغیرهای کنترلی

در پژوهش حاضر، شش متغیر کنترلی وجود دارد. مطابق کیم و همکاران (۲۰۱۷) و نالاردی و اوگنوا (۲۰۱۷)، جهت افزایش قابلیت تفسیر مدل رگرسیونی (۱) و افزایش قابلیت مقایسه متغیرهای توضیحی، متغیرهای کنترلی نیز دهک بندی شده و رتبه دهکی آن‌ها کنترل می‌شود. متغیرهای کنترلی به شرح زیر تعریف می‌شوند:

رتبه «ارزش بازار شرکت» (rMV): منظور از ارزش بازار شرکت، ضرب قیمت بازار هر سهم شرکت سرمایه‌گذاری i در ابتدای دوره سه‌ماهه t در تعداد سهام منتشره شرکت است. در هر دوره سه‌ماهه بر اساس ارزش بازار، شرکت‌های سرمایه‌گذاری نمونه، به ۱۰ دهک تقسیم می‌شود. دهک ۱، کم‌ترین سطح و دهک ۱۰، بیشترین سطح ارزش بازار را دارند.

رتبه «ارزش دفتری به ارزش بازار» (rBM): نسبت BM عبارت از تقسیم جمع حقوق صاحبان سهام بر ارزش بازار شرکت سرمایه‌گذاری i در ابتدای دوره سه‌ماهه t، است. در هر دوره سه‌ماهه بر اساس BM، شرکت‌های سرمایه‌گذاری نمونه، به ۱۰ دهک تقسیم می‌شود. دهک ۱، کم‌ترین سطح و دهک ۱۰، بیشترین سطح BM را دارند.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

رتبه «بتا» (rBeta): بتا نشان‌دهنده ریسک سیستماتیک است. برای محاسبه بتای شرکت سرمایه‌گذاری i در دوره سه‌ماهه t، رابطه رگرسیونی (۸) برای ۱۲ فصل اخیر اجرا می‌شود.

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta\, MR_t + \varepsilon_{i,t}$$ رابطه (۸)

که در این رابطه (۸)، $R_{i,t}$ بازده شرکت سرمایه‌گذاری i در دوره سه‌ماهه t و MR_t میانگین بازده بازار در دوره سه‌ماهه t است. در هر دوره سه‌ماهه بر اساس بتا، شرکت‌های سرمایه‌گذاری نمونه، به ۱۰ دهک تقسیم می‌شود. دهک ۱، کم‌ترین سطح و دهک ۱۰، بیشترین سطح بتا را دارند.

رتبه «بازده دوره قبل» (rLagret): بر اساس بازده دوره سه‌ماهه قبل، شرکت‌های سرمایه‌گذاری نمونه، به ۱۰ دهک تقسیم می‌شود. دهک ۱، کم‌ترین سطح و دهک ۱۰، بیشترین سطح بازده قبل را دارند.

رتبه «گردش سهام» (rTurnover): منظور از گردش سهام، تعداد سهام معامله شده تقسیم بر کل سهام منتشره شرکت سرمایه‌گذاری i در دوره سه‌ماهه t است. در هر دوره سه‌ماهه بر اساس گردش سهام، شرکت‌های سرمایه‌گذاری نمونه، به ۱۰ دهک تقسیم می‌شود. دهک ۱، کم‌ترین سطح و دهک ۱۰، بیشترین سطح گردش سهام را دارند.

رتبه «نوسان بازده» (rRetvol): نوسان بازده شرکت سرمایه‌گذاری i در دوره سه‌ماهه t، عبارت از انحراف استاندارد بازده سه‌ماهه طی ۱۲ فصل اخیر است. در هر دوره سه‌ماهه بر اساس نوسان بازده، شرکت‌های سرمایه‌گذاری نمونه، به ۱۰ دهک تقسیم می‌شود. دهک ۱، کم‌ترین سطح و دهک ۱۰، بیشترین سطح نوسان بازده را دارند.

۶- یافته‌های پژوهش

مطابق روابط تشریح شده در بخش روش پژوهش، پس از تعیین نمونه آماری و گردآوری داده‌های مورد نیاز، فرضیه‌های پژوهش مورد آزمون قرار گرفت. در ادامه، ابتدا آمار توصیفی و سپس نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش بیان شده است.

۶-۱- آماره های توصیفی

در جدول (۱) آماره های توصیفی داده‌های پژوهش ارائه شده است. در بخش الف، تقسیم‌بندی شرکت، سال‌های سرمایه‌گذاری بر اساس اقلام تعهدی سنتی و در بخش ب، تقسیم‌بندی بر اساس اقلام تعهدی نسبی انجام شده است. تعداد کل مشاهدات، ۹۵۰ است که بر اساس شاخص سنجه اقلام تعهدی (AIM) به ۱۰ دهک ۹۵ مشاهده‌ای، تقسیم شده‌اند. دهک اول، کم‌ترین و

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

دهک دهم، بیشترین سطح سرمایه‌گذاری بر اساس راهبرد اقلام تعهدی را دارند. میانگین بازده سه‌ماهه کلیه مشاهدات، ۶/۸۶ درصد است.

جدول (۱): آماره های توصیفی شرکت‌های سرمایه‌گذاری

بخش الف: بر اساس اقلام تعهدی سنتی

دهک شرکت‌های سرمایه‌گذاری	تعداد مشاهده	میانگین بازده سه‌ماهه	میانگین بازده اضافی سه‌ماهه	میانگین ارزش بازار (میلیارد ریال)	میانگین نسبت BM	میانگین بتا	میانگین گردش سهام	میانگین نوسان بازده
دهک ۱	۹۵	۰/۱۱۹۳	۰/۰۶۹۴	۹۹۷۴	۰/۹۳	۰/۹۲	۰/۰۷۵	۰/۱۲۰۳
دهک ۲	۹۵	۰/۰۵۱	۰/۰۱۰۴	۱۲۷۹۷	۰/۹۹	۰/۹۱	۰/۰۹۹	۰/۱۱۷۸
دهک ۳	۹۵	۰/۰۹۱۲	۰/۰۴۲۵	۱۱۵۷۴	۱/۰۲	۱/۰۵	۰/۰۷۷	۰/۱۱۳۴
دهک ۴	۹۵	۰/۰۳۲	-۰/۰۱۷۹	۱۶۷۳۲	۱/۰۲	۱/۰۲	۰/۰۶۲	۰/۱۰۱۸
دهک ۵	۹۵	۰/۰۵۷۶	۰/۰۱۰۷	۱۱۳۷۴	۱/۰۳	۱	۰/۰۹۵	۰/۱۱۴۱
دهک ۶	۹۵	۰/۰۶۵۵	۰/۰۱۸۵	۹۴۰۹	۱/۰۲	۰/۹۱	۰/۰۶۷	۰/۰۹۹۸
دهک ۷	۹۵	۰/۰۸۱۱	۰/۰۳۱۲	۱۴۸۱۷	۱/۰۸	۱	۰/۰۹	۰/۰۹۵۱
دهک ۸	۹۵	۰/۰۶۵۵	۰/۰۱۵۶	۸۶۲۶	۰/۹۸	۱/۰۱	۰/۱۰۴	۰/۱۱۲۲
دهک ۹	۹۵	۰/۰۵۳۶	۰/۰۰۳۳	۱۰۲۸۱	۰/۹۷	۱/۰۴	۰/۰۹۴	۰/۱۲۲۶
دهک ۱۰	۹۵	۰/۰۶۹۵	۰/۰۱۹۶	۲۰۹۵۲	۱/۰۳	۱/۰۸	۰/۰۸۸	۰/۱۲۱۳
کلیه مشاهده‌ها	۹۵۰	۰/۰۶۸۶	۰/۰۲۰۳	۱۲۶۵۴	۱/۰۱	۰/۹۹	۰/۰۸۵	۰/۱۱۱۸

بخش ب: بر اساس اقلام تعهدی نسبی

دهک شرکت‌های سرمایه‌گذاری	تعداد مشاهده	میانگین بازده سه‌ماهه	میانگین بازده اضافی سه‌ماهه	میانگین ارزش بازار (میلیارد ریال)	میانگین نسبت BM	میانگین بتا	میانگین گردش سهام	میانگین نوسان بازده
دهک ۱	۹۵	۰/۰۴۹۴	۰/۰۱۷۲	۸۳۰۲	۱	۱/۰۶	۰/۰۹	۰/۱۳۶۲
دهک ۲	۹۵	۰/۱۱۷۹	۰/۰۷۰۵	۱۲۳۴۶	۰/۹۷	۰/۹۷	۰/۰۸۷	۰/۱۱۸۵
دهک ۳	۹۵	۰/۰۶۷۱	۰/۰۱۷۳	۱۲۱۵۳	۱/۰۸	۰/۸۶	۰/۱۰۲	۰/۱۰۹۷
دهک ۴	۹۵	۰/۰۵۴۴	۰/۰۰۴۴	۱۳۲۲۵	۱/۰۳	۰/۹۸	۰/۰۸۸	۰/۱۰۰۵
دهک ۵	۹۵	۰/۰۶۶۲	۰/۰۱۳۵	۱۶۹۶۴	۱/۰۲	۰/۹۳	۰/۰۶۷	۰/۰۹۸۲
دهک ۶	۹۵	۰/۰۶۷۲	۰/۰۱۷۳	۱۲۹۱۷	۱/۰۲	۰/۹۳	۰/۰۶۴	۰/۰۹۴۲
دهک ۷	۹۵	۰/۰۸۲	۰/۰۳۱۹	۸۳۳۱	۰/۹۹	۰/۹۱	۰/۰۷۵	۰/۱۰۴
دهک ۸	۹۵	۰/۰۷۵۵	۰/۰۲۵۵	۱۱۱۳۵	۱/۰۶	۰/۹۷	۰/۰۹۵	۰/۱۰۶۴
دهک ۹	۹۵	۰/۰۸۱۹	۰/۰۳۱۳	۱۱۳۱۹	۱	۰/۹۳	۰/۰۹۵	۰/۱۱۲۱
دهک ۱۰	۹۵	۰/۰۲۴۴	-۰/۰۲۵۹	۱۹۸۴۸	۰/۹۷	۱/۳۶	۰/۰۹۲	۰/۱۳۸۲
کلیه مشاهده‌ها	۹۵۰	۰/۰۶۸۶	۰/۰۲۰۳	۱۲۶۵۴	۱/۰۱	۰/۹۹	۰/۰۸۵	۰/۱۱۱۸

در بخش الف جدول (۱)، بیشترین میانگین بازده متعلق به دهک اول و کم‌ترین بازده متعلق به دهک چهارم است. در بخش ب جدول نیز بیشترین میانگین بازده مربوط به دهک دوم و

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

کم‌ترین بازده متعلق به دهک دهم است. در ستون چهارم، میانگین بازده اضافی سه‌ماهه شرکت‌های سرمایه‌گذاری ارائه شده است.

در بخش الف جدول (۱)، بیشترین میانگین بازده اضافی مربوط به دهک اول بوده که این در راستای فرضیه اول است. یادآوری می‌شود طبق فرضیه اول، بین استفاده از راهبرد اقلام تعهدی سنتی و کسب بازده اضافی، رابطه مستقیم وجود دارد؛ به عبارت دیگر خرید و نگهداری سهام با سطح پایین اقلام تعهدی سنتی (دهک اول)، منجر به کسب بازده اضافی می‌شود. کم‌ترین میانگین بازده اضافی نیز مربوط به دهک چهارم است.

در بخش ب جدول، بیشترین و کم‌ترین میانگین بازده اضافی به ترتیب مربوط به دهک دوم و دهم بوده که این در حمایت از فرضیه دوم است. یادآوری می‌شود طبق فرضیه دوم، بین استفاده از راهبرد اقلام تعهدی نسبی و کسب بازده اضافی، رابطه مستقیم وجود دارد؛ به عبارت دیگر خرید و نگهداری سهام با سطح پایین اقلام تعهدی نسبی (دهک اول) و فروش سهام با سطح اقلام تعهدی نسبی زیاد (دهک دهم) منجر به کسب بازده اضافی می‌شود. اطلاعات مربوط به سایر متغیرهای کنترلی در جدول (۱) ارائه شده است.

۶-۲- آزمون فرضیه‌ها

جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش، از رابطه رگرسیونی (۱) استفاده شده است. مطابق کیم و همکاران (۲۰۱۷) و نالاردی و اوگنوا (۲۰۱۷)، این رگرسیون به شیوه فاما- مکبث (۱۹۷۴) اجرا شده است. در این شیوه ابتدا برای هر شرکت، رگرسیون به شکل سری زمانی اجرا می‌شود. در مرحله بعد میانگین حسابی متغیر وابسته هر شرکت در دوره‌های زمانی سه‌ماهه، محاسبه شده و بر ضرایب به دست آمده از مرحله اول، برازش می‌شود. نتایج در جدول (۲) ارائه شده است. در رگرسیون مرحله دوم برای رفع ناهمسانی واریانس باقیمانده‌ها، از تصحیح نیویی- وست استفاده می‌شود. لازم به ذکر است در رگرسیون مرحله دوم، مشکل خودهمبستگی وجود ندارد؛ زیرا این رگرسیون به شکل مقطعی اجرا می‌شود. جهت بررسی عدم وجود هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی نیز از عامل تورم واریانس استفاده شد. از آنجایی که مقادیر آماره آزمون مذکور از مقدار بحرانی کم‌تر بود، لذا مشکل هم‌خطی مشاهده نشد. در جدول (۱)، ضرایب هر متغیر و سطح معناداری مربوط، نشان داده است. آماره F کلیه مدل‌ها حاکی از معناداری همه مدل‌های رگرسیونی برازش شده در سطح اطمینان ۹۵ درصد است.

مطابق فرضیه اول میزان به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی سنتی بر کسب بازده اضافی، تأثیر مثبت دارد. همان‌طور که در بخش معرفی متغیر مستقل عنوان شد، هرچه rAIM سنتی یک شرکت سرمایه‌گذاری کمتر باشد، یعنی به میزان بیشتری از راهبرد اقلام تعهدی سنتی استفاده

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

کرده است. لذا چنانچه بین rAIM سنتی و بازده اضافی، رابطه منفی معنادار وجود داشته باشد، فرضیه اول رد نمی‌شود. مطابق جدول (۲) ضریب rAIM برابر با ۰/۳۷- و سطح معناداری برابر با ۰/۰۲۶۲ است؛ بنابراین فرضیه اول رد نمی‌شود.

جدول (۲): نتایج آزمون فرضیه‌ها

$$ER_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 rAIM_{i,t} + \beta_2 rMV_{i,t} + \beta_3 rBM_{i,t} + \beta_4 rBeta_{i,t} + \beta_5 rLagret_{i,t} + \beta_6 rTurnover_{i,t} + \beta_7 rRetvol_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

	بر اساس اقلام تعهدی سنتی			بر اساس اقلام تعهدی نسبی		
	بازده اضافی	بازده CAPM	بازده سه عاملی	بازده اضافی	بازده CAPM	بازده سه عاملی
rAIM	-۰/۳۷ (۰/۰۲۶۲)	-۰/۲۷ (۰/۰۶۹۸)	-۰/۱۷ (۰/۵۷۶۵)	-۰/۵۱ (۰/۰۲۲۵)	-۰/۵۷ (۰/۰۰۰۸)	-۰/۶۵ (۰/۰۰۶۴)
rMV	-۰/۱۸ (۰/۰۹۹۱)	۰/۰۲ (۰/۶۵۷۶)	-۰/۰۴ (۰/۴۰۳۳)	-۰/۱۳ (۰/۰۶۱۱)	-۰/۰۰ (۰/۹۲۵۱)	-۰/۰۵ (۰/۳۱۱۱)
rBM	-۰/۰۶ (۰/۶۰۶۵)	۰/۱۱ (۰/۱۸۱۲)	-۰/۰۵ (۰/۷۳۸۸)	-۰/۰۳ (۰/۷۸۴۵)	۰/۱۵ (۰/۲۲۷۸)	۰/۲۶ (۰/۱۲۷۶)
rBeta	-۰/۰۴ (۰/۶۱۵۳)	۰/۱۱ (۰/۳۸۹۱)	۰/۳۱ (۰/۰۰۲۸)	-۰/۰۸ (۰/۰۵۱۰)	-۰/۰۲ (۰/۸۱۵۳)	۰/۰۶ (۰/۶۲۵۸)
rLagret	۰/۰۲ (۰/۹۴۳۲)	-۰/۱۶ (۰/۲۵۹۴)	-۰/۳۱ (۰/۲۸۷۹)	-۰/۰۰ (۰/۹۸۶۲)	-۰/۱۱ (۰/۵۷۲۱)	-۰/۴۶ (۰/۲۲۲۱)
rTurnover	۰/۰۶ (۰/۷۳۸۴)	۰/۰۵ (۰/۷۰۷۰)	۰/۱۴ (۰/۱۴۴۳)	۰/۰۱ (۰/۴۷۲۱)	-۰/۰۴ (۰/۷۲۴۹)	-۰/۰۳ (۰/۷۶۵۰)
rRetvol	-۰/۱۷ (۰/۲۵۴۶)	۰/۴۰ (۰/۰۵۰۴)	۰/۲۱ (۰/۰۸۳۷)	-۰/۰۵ (۰/۷۸۳۷)	۰/۲۱ (۰/۱۰۹۲)	۰/۱۹ (۰/۲۰۷۵)
ضریب ثابت	۰/۰۱ (۰/۰۱۹۲)	۰/۰۱ (۰/۳۴۹۲)	۰/۰۱ (۰/۴۱۱۶)	۰/۰۱ (۰/۰۰۸۰)	۰/۰۱ (۰/۱۰۰۴)	۰/۰۱ (۰/۱۲۵۰)
F	۴/۷۷ (۰/۰۰۱۶)	۲/۴۵ (۰/۰۲۹۹)	۶/۸۱ (۰/۰۰۰۱)	۴/۸۴ (۰/۰۰۱۵)	۳/۸۳ (۰/۰۰۵۸)	۲/۸۵ (۰/۰۲۵۰)
R2 تعدیل شده	۰/۰۸	۰/۱۹	۰/۱۶	۰/۱۱	۰/۱۰	۰/۰۸

طبق فرضیه دوم میزان به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی نسبی بر کسب بازده اضافی، تأثیر مثبت دارد. همان‌طور که در بخش معرفی متغیر مستقل عنوان شد، هرچه rAIM نسبی یک شرکت سرمایه‌گذاری کمتر باشد، یعنی به میزان بیشتری از راهبرد اقلام تعهدی نسبی استفاده کرده است. لذا چنانچه بین rAIM سنتی و بازده اضافی، رابطه منفی معنادار وجود داشته باشد، فرضیه دوم رد نمی‌شود. مطابق جدول (۲) ضریب rAIM برابر با ۰/۵۱- و سطح معناداری برابر با ۰/۰۲۲۵ است؛ بنابراین فرضیه دوم رد نمی‌شود.

مطابق فرضیه سوم میزان به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی سنتی بر کسب بازده تعدیل شده بر اساس ریسک، تأثیر مثبت دارد. برای آزمون این فرضیه، بازده تعدیل شده بر اساس ریسک

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

مدل CAPM و بازده تعدیل شده بر اساس ریسک طبق مدل سه عاملی فاما-فرنچ در جایگاه متغیر وابسته در مدل (۱) قرار گرفته است. چنانچه بین rAIM سنتی و بازده تعدیل شده بر اساس ریسک، رابطه منفی معنادار وجود داشته باشد، فرضیه سوم رد نمی‌شود. با این‌که ضرایب rAIM سنتی، منفی و برابر با ۰/۲۷- و ۰/۱۷- است؛ اما سطوح معناداری ۰/۰۶۹۸ و ۰/۵۷۶۵ حاکی از رد فرضیه سوم است.

مطابق فرضیه چهارم، میزان به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی نسبی بر کسب بازده تعدیل شده بر اساس ریسک، تأثیر مثبت دارد. چنانچه بین rAIM نسبی و بازده تعدیل شده بر اساس ریسک، رابطه منفی معنادار وجود داشته باشد، فرضیه چهارم رد نمی‌شود. مطابق جدول (۲)، ضرایب rAIM نسبی برابر با ۰/۵۷- و ۰/۶۵- و سطوح معناداری ۰/۰۰۰۸ و ۰/۰۰۶۴ است؛ بنابراین فرضیه چهارم رد نمی‌شود.

۷- نتیجه‌گیری

در بستر فرضیه بازار کارا، چنانچه با متغیری بتوان قیمت یا بازده آینده سهام را پیش‌بینی کرد، آن متغیر را ناهنجاری یا استثنا نسبت به فرضیه بازار کارا می‌نامند. ناهنجاری اقلام تعهدی از جمله ناهنجاری‌های مهم بازار است که وجود آن دیر زمانی است در پژوهش‌های تجربی تائید شده است. در ایران نیز وجود این ناهنجاری در پژوهش‌های متعدد، تائید شده است. چنانچه ناهنجاری در بازار وجود نداشته باشد، تنها میزان پذیرش ریسک است که میزان بازده را مشخص می‌کند و هیچ راهبرد معاملاتی منجر به کسب بازده اضافی نمی‌شود؛ اما با وجود ناهنجاری‌ها، فرصت اتخاذ راهبرد معاملاتی و کسب بازده اضافی وجود دارد. در این پژوهش، تأثیر راهبرد اقلام تعهدی سنتی و راهبرد اقلام تعهدی نسبی بر کسب بازده اضافی و بازده تعدیل شده بر اساس ریسک پس از کنترل ویژگی‌های شرکت‌های سرمایه‌گذاری بررسی شد. نتایج نشان داد در میان شرکت‌های سرمایه‌گذاری، میزان به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی سنتی بر بازده اضافی، تأثیر مثبت معنادار دارد؛ اما هم‌راستا با پژوهش کیم و همکاران (۲۰۱۷)، میزان به‌کارگیری راهبرد یاد شده بر بازده تعدیل شده بر اساس ریسک، تأثیر معناداری ندارد. این نتیجه نشان می‌دهد شرکت‌های سرمایه‌گذاری می‌توانند با استفاده از راهبرد اقلام تعهدی سنتی، بازده اضافی کسب کنند. همچنین نتایج نشان داد میزان به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی نسبی بر کسب بازده اضافی و بازده تعدیل شده بر اساس ریسک تأثیر مثبت معنادار دارد. این نتیجه نشان می‌دهد شرکت‌های سرمایه‌گذاری می‌توانند با استفاده از راهبرد اقلام تعهدی نسبی، بازده اضافی و بازده تعدیل شده بر اساس ریسک، کسب کنند. همچنین یافته‌های این پژوهش حاکی از کارایی بیشتر راهبرد اقلام تعهدی نسبی در مقایسه با راهبرد اقلام تعهدی سنتی است. این یافته هم‌راستا با نتایج

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

پژوهش‌های حفظ الله و همکارانش (۲۰۱۱) و کردستانی و شاهسوند (۱۳۹۲)، نشان می‌دهد راهبرد اقلام تعهدی نسبی در مقایسه با راهبرد اقلام تعهدی سنتی، باعث ظهور و بروز بیشتر ناهنجاری اقلام تعهدی و سودآوری بیشتر می‌شود.

۸- پیشنهادها

یکی از علل وجود ناهنجاری اقلام تعهدی، پایدارپنداری جزء تعهدی سود توسط سرمایه‌گذاران ناآگاه است (اسلون، ۱۹۹۶)؛ به عبارت دیگر سرمایه‌گذاران ناآگاه سطح بالای اقلام تعهدی را قیمت‌گذاری بیش از اندازه و سطح پایین اقلام تعهدی را قیمت‌گذاری کمتر از اندازه می‌کنند و لذا ناهنجاری اقلام تعهدی به وجود می‌آید. انتظار می‌رود سرمایه‌گذاران خبره، نه تنها دچار این اشتباه نشده، بلکه از ناهنجاری اقلام تعهدی به عنوان یک راهبرد معاملاتی استفاده کرده و علاوه بر کسب بازده اضافی، باعث تضعیف این ناهنجاری نیز شوند.

به پژوهشگران آتی پیشنهاد می‌شود این پژوهش را در مورد سایر ناهنجاری‌هایی که در ایران وجود آن‌ها اثبات شده تکرار کنند. همچنین پیشنهاد می‌شود در این‌گونه پژوهش‌ها از سایر مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها نیز استفاده شود.

برای محاسبه بازده تعدیل شده بر اساس ریسک مدل CAPM و مدل سه عاملی فاما-فرنچ و همچنین برای محاسبه بتا، مدل‌های رگرسیونی برای هر شرکت طی ۱۲ فصل گذشته برازش شده است. معدود بودن تعداد مشاهدات در این‌گونه تخمین‌ها محدودیت پژوهش حاضر است.

۹- منابع

خانی، عبدالله، و نسیبه صالحی ولاشانی. (۱۳۹۱). تبیین نابهنجاری اقلام تعهدی بر اساس اجزای اقلام تعهدی در شرایط وجود نابهنجاری ارزشی-رشدی در بورس اوراق بهادار تهران، **فصلنامه حسابداری مالی** ۴(۱۴): ۲۶-۱.

سلیمانی مارشک، مجتبی؛ سیدعباس هاشمی و سعید صمدی. (۱۳۹۷). صنعت پایه، رفتار توده‌وار در سطح صنعت و راهبرد توالی در میان سرمایه‌گذاران خرد، **راهبرد مدیریت مالی** ۶(۲۱): ۴۹-۲۵.

صادقی، محسن؛ محسن دستگیر و هادی امیری. (۱۳۹۷). بررسی تمرکز سرمایه‌گذاران بر پایداری اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی در سال‌های گزارش زیان. **فصلنامه حسابداری مالی** ۱۰(۳۷): ۲۳-۱.

فروغی، داریوش، و علیرضا رهروی دستجردی. (۱۳۹۵). نابهنجاری‌های بازار و بازده‌های غیرعادی. **پیشرفت‌های حسابداری**، ۸(۱): ۱۵۸-۱۲۷.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

کردستانی، غلامرضا، و منیره شاهسوند. (۱۳۹۲). مقایسه بازده اضافی سبد سهام تشکیل شده بر اساس اقلام تعهدی سنتی و نسبی (درصدی)، **بررسی‌های حسابداری و حسابرسی** ۲۰(۳): ۱۲۳-۱۰۱.

کرمی، غلامرضا، و مهناز مرشدزاده بافقی. (۱۳۹۳). ناهنجاری ناشی از عایدات، ناهنجاری ناشی از اقلام تعهدی و رابطه میان آن دو، **دانش حسابداری** ۵(۱۹): ۲۶-۷.

مشایخی، بیتا؛ محمد اسماعیل فدایی‌نژاد و راحله کلاته رحمانی. (۱۳۸۹). مخارج سرمایه‌ای، اقلام تعهدی و بازده سهام، **پژوهش‌های حسابداری مالی** ۲(۱): ۹۲-۷۷.

هاشمی، سیدعباس؛ نرگس حمیدیان و خدیجه ابراهیمی. (۱۳۹۲). بررسی نابهنجاری اقلام تعهدی با در نظر گرفتن ریسک ناتوانی مالی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، **فصلنامه حسابداری مالی** ۵(۱۹): ۲۰-۱.

Ali, A., X. Chen, T. Yao, and T. Yu. (2008). Do Mutual Funds Profit from the Accruals Anomaly?. **Journal of Accounting Research** 46: 1–26.

Ball, R., J. Gerakos, J. Linnainmaa, and V. Nikolaev. (2016). Accruals, cash flows, and operating profitability in the cross section of stock returns. **Journal of Financial Economics** 121: 28–45.

Banz, R.W. (1981). The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks. **Journal of Financial Economics** 9: 3-18.

Bushee, B., and J. Raedy. (2003). **Factors affecting the implementability of stock market trading strategies**. Working paper, University of Pennsylvania and University of North Carolina, Chapel Hill.

Calluzzo, P., F. Moneta, and S. Topaloglu. (2018). **When Anomalies Are Publicized Broadly, Do Institutions Trade Accordingly?**. Management Science, Forthcoming.

Cohen, D., P.M. Dechow, I. Dogan, L. Dunhum, C. Dzhabarov, I. Gow, M. Khan, N.V. Khimich, O. Rytchkov, G. Serafeim, R.G. Sloan, D. Taylor, T. Zach, L. Zacks, and W. Ziemba. (2011). **The Handbook of Equity Market Anomalies: Translating Market Inefficiencies into Effective Investment Strategies**. John Wiley and Sons Australia, Ltd.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

Fairfield, P., J. Whisenant, and T. Yohn. (2003). Accrued earnings and growth: Implications for future profitability and market mispricing. **The Accounting Review** 78(1): 353–371.

Fama, E.F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. **The Journal of Finance** 25(2): 383-417.

Fama, E.F., and J.D. MacBeth. (1974). Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. **Journal of Political Economy** 81(3): 607-636.

French, K.R. (1980). Stock Returns and the Weekend Effect. **Journal of Financial Economics** 8: 55-69.

French, K.R. (2008). Presidential address: The cost of active investing, **Journal of Finance** 63: 1537–1573.

Fu, J. (2018). Sophistication of the Chinese Mutual Funds and Mispricing of Accruals. **Journal of International Accounting Research, Forthcoming**, DOI: 10.2308/jiar-52257.

Godfrey, J., A. Hodgson, and S. Holmes. (2003). **Accounting Theory**. Fifth Edition, John Wiley and Sons Australia, Ltd.

Green, J., J. Hand, and M. Soliman. (2011). Going, going, gone? The demise of the accruals anomaly. **Management Science** 57(5): 797-816.

Hafzalla, N., R. Lundholm, and E. Van Winkle. (2011). Percent accruals. **The Accounting Review** 86 (1): 209-236.

Hirshleifer, D., S. Teoh, and J. Yu. (2011). Short arbitrage, return asymmetry, and the accrual anomaly. **Review of Financial Studies** 24(7): 2429-2461.

Jacobs, H., and S. Müller. (2017). Anomalies across the globe: Once public, no longer existent?. Available at SSRN: **https://ssrn.com/abstract=2816490**.

Keim, D.B. (1983). Size-Related Anomalies and Stock Returns Seasonality: Further Empirical Evidence. **Journal of Financial Economics** 12: 13-32.

Khan, M. (2008). Are accruals mispriced? Evidence from tests of an intertemporal capital asset pricing model. **Journal of Accounting and Economics** 45(1): 55–77.

Kim, Y.J., J. Lee, S.J. Lee, and H. Sunwoo. (2017). Do mutual funds exploit the accrual anomaly?: Korean evidence. **Pacific Basin Finance Journal** 46(2): 227-242.

Lev, B., and D. Nissim. (2006). The persistence of the accruals anomaly. **Contemporary Accounting Research** 23(1): 193–226.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

McLean, R., and J. Pontiff. (2016). Does academic research destroy stock return predictability?. **Journal of Finance** 71(1): 5–32.

Menkhoff, L., M. Schmeling, and U. Schmidt. (2010). Are All Professional Investors Sophisticated?. **German Economic Review** 11: 418-440.

Nallareddy, S., and M. Ogneva. (2017). Accrual quality, skill, and the cross-section of mutual fund returns. **Review of Accounting Studies** 22(2): 503-542.

Novy-Marx, R. (2013). The other side of value: The gross profitability premium. **Journal of Financial Economics** 108: 1–28.

Sewell, M. (2012). The Efficient Market Hypothesis: Empirical Evidence. **International Journal of Statistics and Probability** 1(2): 164-178.

Sloan, R.G. (1996). Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows About Future Earnings? **The Accounting Review** 71(3): 289-315.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]