تحقیقات مالی
دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران

دورهٔ ۱۶، شمارهٔ ۱
بهار و تابستان ۱۳۹۳
ص. ۱۴۶- ۱۲۹

بررسی مقایسه‌ای نقدشوندگی و نسبت Q توبین سهام رشدی و ارزشی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران

مهدی مشکی[۱]، مریم پورمحمد ضیابری[۲]

چکیده: در پژوهش حاضر از یک‌سو به مقایسهٔ نقدشوندگی و نسبت Q توبین سهام رشدی و ارزشی پرداخته شده و از سوی دیگر رابطهٔ نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام (به‌منزلهٔ یکی از معیارهای طبقه‌بندی سهام به رشدی و ارزشی) با نقدشوندگی آن بررسی و پژوهش شده است. نمونهٔ آماری پژوهش شامل ۶۹ شرکت طی بازه زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۰ بوده است. در این پژوهش به‌منظور بررسی وجود تفاوت معنادار بین نقدشوندگی و نسبت Q توبین سهام رشدی و ارزشی از روش آنالیز واریانس استفاده شده است. همچنین، به‌منظور مطالعهٔ رابطهٔ نوع سهام با میزان نقدشوندگی آن علاوه بر اینکه از مدل داده‌های تلفیقی ایستا و روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته برآوردی استفاده شد، برای افزایش درجهٔ اطمینان نسبت به نتایج حاصل از آزمون فرضیه از مدل داده‌های تلفیقی پویا و روش پیشرفتهٔ گشتاورهای تعمیم‌یافته نیز کمک گرفته شد. یافته‌های پژوهش نشان‌دهندهٔ وجود رابطهٔ منفی و معنادار نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و نیز اندازهٔ شرکت با میزان نقدشوندگی سهام است. بر این اساس، سهام رشدی (به‌ویژه سهام رشدی کوچک) درجهٔ نقدشوندگی و نسبت Q توبین بالاتری نسبت به سهام ارزشی دارد. نتایج همچنین نشان‌دهندهٔ وجود تفاوت معنادار میزان نقدشوندگی و نسبت Q توبین بین دو نوع سهم فوق است.

واژه‌های کلیدی: سهام ارزشی، سهام رشدی، نسبت Q توبین، نسبت B/M، نقدشوندگی.

۱. استادیار گروه حسابداری، دانشگاه پیام نور، رشت، ایران
۲. کارشناس‌ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات گیلان، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۱/۱۰/۰٤
تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۲/۰۹/۰٦
نویسندهٔ مسئول مقاله: مهدی مشکی
E-mail: m_meshki@pnu.ac.ir

مقدمه

پژوهشگران بسیار زیادی در طول سالیان متمادی، بازارهـای اوراق بهـادار را مطالعـه کردنـد تـا دریابند چگونه می‌تـوان بهتـرین معیارهـا را بـرای سـرمایه‌گـذاری انتخـاب کـرد (جهانخـانی و مرتضوی‌نیا، ۱۳۸۷). در این راستا انواع نظریه‌ها از جمله نظریهٔ پرتفوی مـارکوئیتز و نظریـه‌هـای فاما و فرنچ درخصوص طبقه‌بندی سهام رشدی و ارزشی و بررسی تفاوت‌های این دو نـوع سـهم توانست دریچه‌ای جدید در مورد تصمیم‌های سرمایه‌گذاری را به دنیای علم مالی معرفی کند.

ایجاد نقدشوندگی برای اوراق بهادار یکی از مهم‌ترین کارکردهـای بـازار سـرمایه بـه شـمار می‌رود. در واقع، نقدشوندگی مهم‌ترین شاخص توسعهٔ بازار سرمایه را تشکیل می‌دهد. به همـین دلیل یکی از عوامل مهمی که علاوه بر ریسک و بازده، می‌تواند از بین گزینـه‌هـای مختلـف در انتخاب سرمایه‌گذاری مدنظر قرارگیرد، نقدشوندگی آن است (جعفری سرشـت، ۱۳۸۹). بنـابراین، سرمایه‌گذاران منطقی به صرف ریسک بالاتری برای نگهداری اوراق بهادار غیرنقد نیـاز دارنـد و عملاً به هنگام تشکیل پرتفوی خود، میزان نقدشوندگی آن‌ها را در نظر دارند (اسلامی و سـارنج، ۱۳۸۷).

از طرف دیگر، ارزش سهام شرکت‌ها یکی از بارزترین معیارهای سرمایه‌گذاری و مبین اعتبار شرکت برای سرمایه‌گذاری است و در علوم مالی معمـولاً بـه‌منظـور سـنجش آن از شـاخص Q توبین استفاده می‌شود (حاجیها و قصب ماهر، ۱۳۸۸). بر این اساس، ضرورت انجام پژوهشی کـه به سرمایه‌گذار در انتخاب پرتفویی با افزایش نقدشوندگی سرمایه‌گذاری و ارزش آن کمک کند، از اهداف اصلی این پژوهش به شمار می‌آید. با وجود برخی پژوهش‌ها که در حوزهٔ بررسی اثر سهام رشدی و ارزشی بر بازدهی یا ریسک انجام شده، پژوهشی در حوزهٔ نقش و اثر سرمایه‌گـذاری در سهام رشدی و ارزشی بر نقدشوندگی و ارزش در بازار سرمایهٔ ایران انجام نشده است. با توجه بـه مطالب فوق پژوهش حاضر در صدد است تا اثر معیار نقدشوندگی، همچنین نسبت Q توبین را دو معیار تأثیرگذار بر رفتار سرمایه‌گذار در انتخاب سبدهای سهام رشدی و ارزشی، ارزیابی و تحلیـل کند. در نهایت، سبد سهامی را معرفی کند که نقش و اهمیت معیارهای فوق در آن برجسته‌تـر و بارزتر باشد.

پیشینهٔ نظری و تجربی پژوهش

به‌طورکلی، سهام شرکت‌های موجود در بازار سرمایه ممکن اسـت در یکـی از پرتفوهـای سـهام رشدی، سهام ارزشی یا سهام خنثی (سهام طبیعی) قرارگیرد. سهام خنثـی بـین سـهام رشـدی و ارزشی قرار دارد و ممکن است در کوتاه‌مدت یا بلندمدت به یکی از پرتفوی‌های سـهام رشـدی و

یا سهام ارزشی مهاجرت کند. سهام رشدی و سهام ارزشی سهامی است که از نظر تـأثیر عوامـل اساسی در بازار سرمایه، نظیر ریسک، بازده، رونق و رکود بازار، افق‌های زمانی، انـدازهٔ شـرکت و سایر عوامل تفاوت‌های بسیاری با یکدیگر دارند (لاکونیشوک، شـلیفر و ویشـنی، ۱۹۹۴). سـهام رشدی سهامی است که قیمت آن نسبت به جریـان‌هـای نقـدی، سـود، سـود تقسـیمی و ارزش دفتری آن‌ها بالاتر از میانگین بازار است. سهام رشدی متعلق به شرکت‌هایی است کـه هنـوز بـه مرحلهٔ بلوغ نرسیده‌اند و تا حد امکان از توزیع سود خودداری می‌کنند (فاما و فرنچ، ۲۰۰۷). سهام ارزشی سهامی است که قیمت آن نسبت به جریـان‌هـای نقـدی، سـود، سـود تقسـیمی و ارزش دفتری آن‌ها پایین‌تر از میانگین بازار است (فاما و فرنچ، ۲۰۰۳).

فاما و فرنچ با تلخیص یافته های مطالعات تجربی پیشین و با اتکا به روش رگرسیون مقطعی فاما و مک‌بث، رابطهٔ بین متغیرهای بتا، اندازهٔ شرکت، نسبت ارزش دفتری به قیمت بـازار، اهـرم مالی و نسبت سود به قیمت با بازده مورد انتظار سهام در بازار سرمایهٔ آمریکا را مطالعـه کردنـد و به این نتیجه رسیدند که ریسک سیستماتیک (بتا) قدرت تبیین همـهٔ اختلافـات بـازده سـهام در طول ۱۹۶۳ را ندارد و از بین متغیرهای بررسی شده، دو متغیر نسبت ارزش دفتری به قیمت بـازار و اندازهٔ شرکت توانایی بیشتری در توضیح بازده سهام دارند. به اعتقاد فاما و فرنچ اندازهٔ شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به الگوهای سیستماتیک در رشد و سـود آوری نسـبی مربـوط می‌شوند که به‌طور بالقوه می‌توانند منابع اصلی ریسک باشند (فاما و فرنچ، ۱۹۹۲). یافته‌های آنان نشان می‌دهد که با کنترل اندازهٔ شرکت، رابطهٔ معناداری بین بتـا و بـازده سـهام وجـود نـدارد؛ و میانگین بازده سهام به واسطهٔ ترکیب متغیرهای اندازه، نسـبت ارزش دفتـری بـه قیمـت بـازار و نسبت سود به قیمت تبیین پذیر به نظر می‌رسد. فاما و فرنچ معتقدند که عملکـرد ضـعیف بتـا در تبیین بازده سهام را می‌توان به دو عامل احتمـالی یعنـی همبسـتگی بـالا بـین بتـا و متغیرهـای توضیحی دیگر و اختلال و خطای اندازه گیری در تخمـین ریسـک سیسـتماتیک (بتـای) سـهام، نسبت داد (فاما و فرنچ، ۱۹۹۷).

از سوی دیگر، موضوع نقدشوندگی به‌منزلهٔ عامل تعیین‌کننـدهٔ بـازده سـهام در اواسـط دهـهٔ ۱۹۸۰ مطرح شد. نقش عامل نقدشوندگی در ارزش‌گذاری دارایی‌ها اهمیت دارد و هرچه قابلیـت نقدشوندگی یک سهم کمتر باشد، آن سهم برای سرمایه‌گذاران جذابیت کمتـری خواهـد داشـت، مگر اینکه بازده بیشتری عاید دارنـدهٔ آن شـود (یحیـی‌زاده‌فـر و خرمـدین، ۱۳۸۷). در بازارهـای سرمایه این انتظار وجود دارد که هـر چـه نقدشـوندگی سـهام افـزایش مـی‌یابـد، ایـن موضـوع دربرگیرندهٔ اطلاعات جدیدی برای تغییرات تدریجی سهام باشد که به بالاتررفتن بـازدهی منجـر خواهد شد (یحیی‌زاده‌فر، شمس و لاریمی، ۱۳۸۹). از عوامل تعیین‌کنندهٔ نقدشـوندگی هـر ورقـهٔ

بهادار می‌توان به مواردی مانند حجم معاملات، قیمت و نوسان‌پذیری اشاره کرد. به عقیدهٔ آمیهود (۲۰۰۶) نقدشوندگی را می‌توان به‌منزلهٔ توانایی خرید یا فروش مقدار دلخواه از اوراق بهادار به قیمت بازار و در یک دورهٔ زمانی کوتاه‌مدت تعریف کرد. در سطح وسیع‌تر، نقدشوندگی برای توصیف سهولت انجام معامله بر روی مقدار زیادی سهام در مدت‌زمان معین بدون تأثیر قابل توجه در قیمت‌ها تعریف می‌شود (لی، ۲۰۰۶).

بلک (۱۹۷۱) معتقد است که بازار نقد بازاری است که از استحکام و عمق زیاد برخوردار باشد و به‌طور معمول قیمت‌های واقعی و منصفانهٔ دارایی‌ها را نشان دهد. همچنین، لیو (۲۰۰۶) نقدشوندگی را توانایی معاملهٔ دارایی‌ها در مقادیر زیاد، با سرعت بالا، با هزینهٔ پایین و با تأثیر قیمتی اندک تعریف کرده است.

کیل (۱۹۸۵) نقدشوندگی را متشکل از سه جزء مربوط به هم شامل استحکام، عمق و انعطاف‌پذیری معرفی کرد. به عقیدهٔ کیل، استحکام به ناهمگرایی و تباین قیمت‌های معاملات از قیمت‌های کارا اشاره می‌کند. عمق جزء دیگر نقدشوندگی بازار است که بر حجم قابل معامله در سطح قیمت جاری تأکید دارد و به انعطاف‌پذیری سرعت بازگشت بازار به قیمت کارا به دنبال انعطاف تصادفی توجه می‌کند. چنانچه بر اثر شوک ناشی از سفارشی بزرگ یا به هر دلیل دیگر جهشی در قیمت رخ دهد، بدون اینکه ارزش پایهٔ سهام را تحت تأثیر قرار دهد، تحلیلگر باید مظنه‌ها را به سمت تعادل برگرداند.

مجموعه شرایط نوین اقتصادی، تغییرات موجود در الگوهای جدید مدیریتی و ادارهٔ سازمان‌ها، همچنین ناکارامدی روش‌های سنتی ارزیابی، ضرورت تغییر و تحول در معیارهای سنجش عملکرد را پدید آورده است. نسبت Q توبین به‌منزلهٔ تکنیکی مهم برای ارزیابی عملیات مدیران مطرح شده است. نسبت Q توبین آماره‌ای است که می‌تواند به‌منزلهٔ نمایندهٔ ارزش شرکت، برای سرمایه‌گذاران تلقی شود (نمازی و زراعت‌گری، ۱۳۸۸). در رابطه با نسبت Q توبین در سال ۱۹۶۹ اقتصاددانی به نام جیمز توبین به‌منظور ارزیابی پروژه‌های سرمایه‌گذاری از نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی‌های شرکت استفاده کرد که این نسبت به شاخص Q توبین شهرت یافت. وی معتقد بود که اگر شاخص Q محاسبه‌شده برای شرکت بزرگ‌تر از یک باشد، انگیزهٔ زیادی برای سرمایه‌گذاری وجود دارد. به‌عبارتی، نسبت Q بالا، معمولاً نشانهٔ ارزش‌مندی فرصت‌های سرمایه‌گذاری و رشد شرکت است و اگر نسبت Q کوچک‌تر از یک باشد، سرمایه‌گذاری متوقف خواهد شد (حیدرپور و مستوفی، ۱۳۸۸).

مطالعات متعددی در رابطه با سهام رشدی و ارزشی در خارج از کشور و ایران انجام شده است. اکباس، بوهمر، گنز و پتکوا (۲۰۱۰) پژوهشی با عنوان «ریسک نقدشوندگی سهام‌های

رشدی و ارزشی طی دورهٔ زمانی ۱۹۲۷ تا ۲۰۰۸» انجام دادند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که در بدترین زمان سهام ارزشی بتای نقدشوندگی بالاتری نسبت به بهترین زمان دارد، در حالی که متضاد این شرایط برای سهام رشدی برقرار است. همچنین، سهام‌های ارزشی کوچک نقدشوندگی بالاتری را نسبت به سهام‌های رشدی کوچک در بدترین زمان ارائه می‌دهند در حالی که سهام‌های رشدی کوچک نقدشوندگی بالاتری نسبت به سهام ارزشی در بهترین زمان ارائه می‌دهند. در این پژوهش ۱۰درصد پایین‌ترین مشاهدات از صرف ریسک مورد انتظار به‌منزلهٔ بهترین زمان، ماه‌های باقی‌مانده که صرف ریسک پایین‌تر از میانگین آن بود به‌منزلهٔ زمان خوب، ماه‌هایی که صرف ریسک بین میانگین تا ۱۰درصد بالاترین مشاهدات بود به‌منزلهٔ زمان بد و ماه‌هایی که ۱۰درصد بالاترین مشاهدات از صرف ریسک مورد انتظار بود به‌منزلهٔ بدترین زمان برگزیده شدند.

فاما و فرنچ (۱۹۹۷) در پژوهش دیگری با عنوان «سهام رشدی در برابر سهام ارزشی، شواهد بین‌المللی» نشان دادند که در اغلب بازارهای مالی دنیا، سهام ارزشی بازده بالاتری نسبت به سهام رشدی دارد. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای نمی‌تواند صرف ارزش را تشریح کند، بلکه باید از مدلی دوعاملی استفاده کرد تا بتوان صرف ارزش بازده بین‌المللی را تشریح کرد.

کوردیو و ماچادو (۲۰۱۳) در پژوهشی با عنوان «استراتژی سهام رشدی و ارزشی» که طی سال‌های ۱۹۹۵ـ ۲۰۰۸ در بورس اوراق بهادار برزیل انجام شد، اقدام به تفکیک سهام رشدی و ارزشی برحسب دو معیار نسبت ارزش دفتری به بازار سهام و نیز نسبت جریان‌های نقدی به قیمت کردند. نتایج برحسب هر دو طبقه‌بندی نشانگر این بود که سودآوری سهام رشدی بیشتر از سهام ارزشی است.

اسلامی، تهرانی و شیرازیان (۱۳۸۴) در پژوهشی با عنوان «بررسی رابطهٔ میان عملکرد شرکت‌های سرمایه‌گذاری براساس شاخص‌های ترینر، جنسن و شارپ با اندازه و نقدشوندگی» به این نتیجه رسیدند که میانگین عملکرد شرکت‌های سرمایه‌گذاری با رتبهٔ نقدشوندگی پایین براساس سه شاخص ترینر، شارپ و جنسن برابرند. بدین معنی که رتبهٔ نقدشوندگی شرکت‌های سرمایه‌گذاری هیچ تأثیری در عملکردشان در سال‌های پژوهش‌شده نداشته است.

کمپل و ولتیناهو (۲۰۰۴) در پژوهشی با عنوان «بتای بد و بتای خوب»، با بررسی ارتباط بین سهام رشدی و ارزشی با متغیرهای بازار بیان می‌کنند در صورتی که منابع مالی مناسب در دسترس باشد، سهام رشدی فرصت‌های سرمایه‌گذاری مناسب دارد و در آینده می‌تواند به شکل مطلوب سودآور باشد.

کرمی، نظری و شفیع‌پور (۱۳۸۹) در پژوهشی با عنوان «ارزش افزودهٔ اقتصادی و نقدشوندگی سهام»، طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۳ـ ۱۳۸۸ به این نتیجه رسیدند که رابطهٔ مثبت و معناداری میان ارزش افزودهٔ اقتصادی و نقدشوندگی بازار سهام وجود دارد و همبستگی قوی و معنادار، میان متغیرها و ارزش شرکت نیز تأییدکنندهٔ اثرگذاری آن‌ها بر یکدیگر است.

طالب‌زاده مقدم (۱۳۹۰) در پژوهشی با عنوان «بررسی نقش سهام ارزشی و رشدی در بازده و سودآوری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار»، طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۵ـ ۱۳۸۹ به این نتیجه رسید که در عین وجود رابطهٔ مثبت بین اندازه و نسبت قیمت به ارزش دفتری، سهام رشدی در مقابل سهام ارزشی بازدهی بالاتری دارد. همچنین، قدرت پیش‌بینی ریسک سیستماتیک بازار با سهام ارزشی نسبت به سهام رشدی برتری خاصی ندارد.

مشکی و دهدار (۱۳۹۰) در پژوهشی با عنوان «کالبدشکافی بازده نقدی و سرمایه‌ای سهام رشدی و ارزشی در بورس اوراق بهادار تهران» که دورهٔ زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۹ را پوشش می‌دهد، به این نتیجه رسیدند که در عین وجود رابطهٔ مثبت بین نسبت ارزش بازار به دفتری با کلیهٔ بازده‌های محاسبه‌شده، سهام رشدی در مقایسه با سهام ارزشی بازده نقدی و بازده سرمایه‌ای بالاتری دارند. با وجود این، تفاوت معناداری بین بازده نقدی دو نوع سهم مشاهده نشد. نتایج همچنین، نشان‌دهندهٔ وجود نوعی همگرایی بین بازده نقدی و بازده سرمایه‌ای دو نوع سهم رشدی و ارزشی در طول زمان است.

با توجه به پیشینه و مبانی نظری پژوهش‌های انجام‌شده، در این پژوهش سه فرضیهٔ اصلی به شرح زیر مطرح شده است:

فرضیهٔ اول: تفاوت معناداری بین نقدشوندگی سهام رشدی و ارزشی وجود دارد.

فرضیهٔ دوم: تفاوت معناداری بین نسبت Q توبین سهام رشدی و ارزشی وجود دارد.

فرضیهٔ سوم: بین نقدشوندگی و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام ارتباط معناداری وجود دارد.

از آنجا که یکی از مبانی اساسی برای تفکیک سهام به دو طبقهٔ رشدی و ارزشی، نسبت ارزش دفتری سهام به ارزش بازار آن است، لذا در فرضیهٔ سوم اساساً به بررسی نقش نسبت مزبور در نقدشوندگی سهام می‌پردازیم. انتظار می‌رود نتایج فرضیهٔ سوم در راستای تأیید نتایج فرضیهٔ اول باشد.

روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش سعی بر آن بوده است شرایطی مطابق با وضعیت بازار سرمایهٔ ایران برای انتخاب نمونه بررسی شود. جامعهٔ آماری پژوهش، کلیهٔ شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار

تهران از سال ۱۳۸۱ تا پایان سال ۱۳۹۰ است. تعداد نمونهٔ مطالعه‌شده در این پژوهش که درمجموع ۶۹ شرکت بوده است، با استفاده از روش غربال و با توجه به معیارهای زیر انتخاب شد.

۱. شرکت‌های نمونهٔ بررسی‌شده جزء شرکت‌های مالی و سرمایه‌گذاری نباشند (علت مستثناکردن شرکت‌های مزبور از فهرست شرکت‌های نمونه، تفاوت در ساختار سرمایه، اهرم مالی و نوع فعالیت این دسته از شرکت‌ها با سایر شرکت‌های نمونه است. این موضوع می‌تواند به بهبود قابلیت مقایسهٔ نتایج و تعمیم‌پذیری آن کمک کند).

۲. پایان سال مالی شرکت‌های بررسی‌شده منتهی به پایان اسفند باشد.

۳. شرکت‌های نمونه طی دورهٔ پژوهش سال مالی خود را تغییر نداده باشند.

۴. شرکت‌های نمونهٔ بررسی‌شده بیش از یک‌سال زیان انباشته نداشته باشند.

۵. حداکثر وقفهٔ عملیاتی شرکت‌های نمونهٔ بررسی‌شده در سال، شش ماه باشد.

۶. تمامی اطلاعات مورد نیاز شرکت‌های نمونهٔ بررسی‌شده در دسترس باشد.

روش‌های استفاده‌شده برای تجزیه و تحلیل اطلاعات

به‌منظور تلخیص داده‌ها، ابتدا نسبت‌های مورد نظر با استفاده از داده‌های جمع‌آوری شده برای تک‌تک شرکت‌ها و هر یک از سال‌های مورد آزمون محاسبه شدند. کلیهٔ فعالیت‌های مربوط به عملیات با استفاده از نرم‌افزار Excel انجام و سپس با استفاده از نرم‌افزار EViews و SPSS فرضیه‌ها آزموده شد.

در این پژوهش به‌منظور آزمون دو فرضیهٔ اول از روش‌های آنالیز واریانس استفاده شده است. همچنین، برای آزمون فرضیهٔ سوم پژوهش از مدل داده‌های تلفیقی استفاده شده است. یکی از مزایای به‌کارگیری مدل مزبور در مقایسه با روش‌های دیگر این است که ناهمسانی واریانس در مؤسسات محدود شده، همخطی بین متغیرها کاهش یافته و به واسطهٔ افزایش درجهٔ آزادی، برآوردی کاراتر انجام می‌شود. تخمین ضرایب مدل ابتدا با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافتهٔ برآوردی (EGLS) انجام می‌شود. سپس، به‌منظور افزایش قابلیت اعتماد به نتایج به‌دست‌آمده، ضرایب مدل در قالب فرایند پویا و با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) مجدداً تخمین زده می‌شود. مدل GMM از یکسو به لحاظ آنکه نیاز به اطلاعات دقیق توزیع جملات اخلال نداشته و اساس آن مبنی بر این فرض است که جملات اخلال در معاملات با مجموعه متغیرهای ابزاری غیرهمبسته است و از سوی دیگر به لحاظ احتمال وجود همبستگی جملهٔ خطا با متغیرهای توضیحی در مدل آثار ثابت، از اعتبار بالاتری برخوردار است.

مدل تحلیلی پژوهش

در این پژوهش با توجه به اهداف پژوهش و فرضیه‌های مطرح‌شده، از روش‌های زیر برای بررسی روابط بین متغیرهای مستقل و وابسته استفاده شده است:

۱. روش استفاده‌شده برای آزمون دو فرضیهٔ اول. به‌منظور آزمون دو فرضیهٔ اول با استفاده از روش‌شناسی فاما و فرنچ (۱۹۹۲)، ابتدا نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار شرکت‌های موجود در نمونه، محاسبه می‌شود. سپس برای هر سال، سبدهای سهام برمبنای سهام رشدی، خنثی و ارزشی شکل می‌گیرد. بدین ترتیب که ۳۰درصد اول با عنوان سهام رشدی (G) با کمترین نسبت ارزش دفتری به بازار، ۴۰درصد دوم به‌منزلهٔ سهام خنثی (N) با عنوان حد میانی و ۳۰درصد آخر به‌منزلهٔ سهام ارزشی (V) با بیشترین نسبت ارزش دفتری به بازار، تعریف و طبقه‌بندی شد. از طرف دیگر، در ابتدای هر سال، تمام شرکت‌ها براساس اندازه از کوچک‌ترین به بزرگ‌ترین مرتب می‌شوند. سپس، با استفاده از میانه به دو دسته با اندازهٔ کوچک (S) و اندازهٔ بزرگ (B) تقسیم می‌شوند. در نهایت، از ترکیب دو دسته اندازه و سه طبقهٔ نسبت ارزش دفتری به بازار، شش سبد سهام شامل سبد سهام رشدی SG و BG، سبد سهام خنثی SN و BN و سبد سهام ارزشیBV وSV تشکیل می‌یابد. این شش سبد ابتدای هر سال بازنگری می‌شود و شرکت‌ها می‌توانند بسته به تغییرات اندازه یا نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در سبدهای مختلف جابه‌جا شوند. این رویکرد به انعکاس طبیعت پویای شرکت‌ها در بازار سهام و متغیربودن ویژگی‌های ریسک و بازدهی شرکت‌ها منجر می‌شود.

۲. روش استفاده‌شده برای آزمون فرضیهٔ سوم. در این پژوهش به‌منظور آزمون فرضیهٔ سوم از مدل رگرسیون چندگانه به شرح زیر استفاده شده است.

$$LIQ_{it} = \beta_0 + \beta_1 BM_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 Lev_{it} + \beta_4 Rm_t + \varepsilon_{it} \qquad \text{رابطهٔ ۱)}$$

تعریف عملیاتی هر یک از متغیرهای به‌کاررفته مربوط به فرضیه‌های اول تا سوم پژوهش به شرح زیر است:

نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (BM). از نسبت ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در پایان سال به ارزش بازار سهام منتشرشده قابل محاسبه است.

نقدشوندگی (LIQ). عبارت است از قابلیت تبدیل به نقدشدن آسان، سریع و کم‌هزینهٔ یک قلم دارایی مالی از طریق خرید و فروش بدون اینکه منجر به تغییر معنادار قیمت آن در بازار شود. در این پژوهش برای محاسبهٔ نقدشوندگی از معیار نسبت گردش معاملات استفاده می‌شود که از نسبت سهام معامله‌شده به تعداد کل سهام منتشره در دست سهامداران قابل محاسبه است.

نسبت Q توبین. این نسبت نقش مهمی در بسیاری از فعل و انفعالات مالی بازی می‌کند و به‌صورت نسبت ارزش بازار شرکت به هزینه‌های جایگزینی دارایی‌هایش تعریف می‌شود (چانگ و پرویت، ۱۹۹۴). در پژوهش حاضر برای اندازه‌گیری معیار فوق از نسخهٔ Q توبین ساده‌شده به شرح زیر استفاده شده است.

$$Q_{\mathrm{it}} = \frac{COMVAL + SBOND + STDEBT}{SRC}$$ رابطهٔ ۲)

که در آن $COMVAL$ ارزش بازار سهام عادی در پایان سال، $SBOND$ ارزش دفتری بدهی‌های بلندمدت در پایان سال، $STDEBT$ ارزش دفتری پایان سال بدهی‌های با سررسید کمتر از یک‌سال و SRC ارزش دفتری کل دارایی‌های شرکت در پایان سال است (حیدرپور و مستوفی، ۱۳۸۸).

اندازهٔ شرکت (SIZE). در این پژوهش منظور از اندازه، لگاریتم طبیعی مجموعه دارایی‌های شرکت در پایان سال مالی است.

اهرم مالی (Lev). نشان‌دهندهٔ این موضوع است که چه بخش از دارایی‌ها از محل بدهی یا حقوق صاحبان سهام تأمین شده است. در این پژوهش از نسبت بدهی‌ها به دارایی‌ها (به‌منزلهٔ یک متغیر کنترلی) برای محاسبهٔ اهرم مالی استفاده شده است. نقدشوندگی سهام می‌تواند تأثیر قابل ملاحظه‌ای در میزان اعطای وام به شرکت و نیز ساختار سرمایهٔ آن داشته باشد و اصولاً دارایی‌های نقدتر، ظرفیت استقراضی را افزایش می‌دهد (ایزدی‌نیا و رسائیان، ۱۳۸۸).

تغییرات شاخص کل سهام ($\mathrm{RM_t}$). با استفاده از تغییرات در شاخص کل سهام محاسبه می‌شود (حیدرپور و مستوفی، ۱۳۸۸).

$$Rm_t = \frac{P_{mt} - P_{m,t-1}}{P_{m,t-1}}$$ رابطهٔ ۳)

P_{mt}: قیمت سهام در سال جاری و $P_{m,t-1}$: قیمت سهام در سال قبل.

یافته‌های پژوهش

تجزیه و تحلیل آماری و آزمون فرضیه‌ها

بخش اول فرضیه‌های پژوهش (فرضیه‌های اول و دوم) به بررسی این موضوع می‌پردازد که آیا بین میانگین نقدشوندگی و نسبت Q توبین سهام رشدی و سهام ارزشی تفاوت معناداری وجود دارد؟ روش استفاده‌شده برای آزمون این دسته از فرضیه‌ها روش آنالیز واریانس است. در این

راستا و برای کنترل اثر اندازه بر نقدشوندگی و نسبت Q توبین سهام، آزمون فرضیه‌ها در قالب چهار پرتفوی SV، BV، SG، BG انجام شده است (جدول۱). به‌منظور آزمون معناداربودن آنالیز واریانس و بررسی صحت و سقم ادعای عدم تساوی بازده‌های سهام رشدی و ارزشی پرتفوی‌های چهارگانهٔ فوق، فرضیهٔ صفر و فرضیهٔ مقابل برای نقدشوندگی و نسبت Q توبین به شرح زیر خواهد بود.

$H_0 = \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4$

$H_1 = \mu_1 \neq \mu_2 \neq \mu_3 \neq \mu_4$

همان‌گونه که از نتایج جدول‌ها مشخص است وجود تفاوت معنادار بین نقدشوندگی و نسبت Q توبین سهام رشدی و ارزشی را می‌توان پذیرفت.

جدول۱. آنالیز واریانس برای دورهٔ ۱۳۸۱ـ ۱۳۹۰

سبد سهام	SG , SV				BG , BV			
متغیرها	میانگین		F	F-Prob	میانگین		F	F-Prob
	SG	SV			BG	BV		
LIQ	۰/۱۳	۰/۰۷	۲۹/۴۳	۰/۰۰۰	۰/۱۰	۰/۰۵	۶/۴۲	۰/۰۰۱
Tobin's Q	۳/۰۲	۱/۱۳	۱۸/۶۷	۰/۰۰۰	۲/۳۹	۱/۰۶	۴۶/۱۷	۰/۰۰۰
سبد سهام	**SG , BV**				**BG , SV**			
متغیرها	**میانگین**		**F**	**F-Prob**	**میانگین**		**F**	**F-Prob**
	BV	**SG**			**SV**	**BG**		
LIQ	۰/۱۳	۰/۰۵	۱۷/۱۳	۰/۰۰۰	۰/۱۰	۰/۰۷	۱۷/۰۵	۰/۰۰۰
Tobin's Q	۳/۰۲	۱/۰۶	۲۱/۱۳	۰/۰۰۰	۲/۳۹	۱/۱۳	۲۸/۴	۰/۰۰۰

بدین ترتیب، با توجه به نتایج مزبور، فرضیه‌های اول و دوم پژوهش پذیرفته می‌شود. در این پژوهش برای آزمون فرضیهٔ سوم از دو روش داده‌های تلفیقی ایستا و داده‌های تلفیقی پویا استفاده شده است. در مدل داده‌های تلفیقی ایستا پس از انجام آزمون‌های چاو و هاسمن و انتخاب روش آثار ثابت اقدام به برآورد ضرایب مدل با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته برآوردی (EGLS) شده است. همچنین، در مدل داده‌های تلفیقی پویا از تکنیک پیشرفتهٔ گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) استفاده شده است.

آزمون فرضیه با استفاده از روش‌های (EGLS) و (GMM)

فرضیهٔ ۳. رابطهٔ معناداری بین نقدشوندگی و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار وجود دارد.

برمبنای فرضیهٔ فوق فرضیهٔ آماری پژوهش به شرح زیر طبقه‌بندی شده است:

.H: رابطهٔ معناداری بین نقدشوندگی و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار وجود ندارد.

H_1: رابطهٔ معناداری بین نقدشوندگی و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار وجود دارد.

نتایج حاصل از فرضیهٔ فوق با استفاده از روش‌های EGLS و GMM در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول۲. رابطهٔ نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و نقدشوندگی سهام

متغیر وابسته: LIQ	روش EGLS		روش GMM	
متغیرهای مستقل	ضرایب	سطح معناداری	ضرایب	سطح معناداری
مقدار ثابت (C)	۰/۳۲۰۸	۰/۰۰۰۰		
ارزش دفتری به ارزش بازار (BM)	-۰/۰۱۹۴	۰/۰۰۰۳	-۰/۰۲۹۷	۰/۰۰۲۳
اندازه (SIZE)	-۰/۰۲۱۷	۰/۰۰۶۷	-۰/۰۱۳۷	۰/۰۱۸۴
اهرم مالی (Lev)	۰/۰۳۷۲	۰/۰۲۵۸		
بازده بازار (Rm)	۰/۰۴۴۹	۰/۰۰۰۰	۰/۰۵۰۴	۰/۰۰۱۲
متغیر AR(1)	-۰/۰۱۰۹	۰/۰۹۵۱		
متغیر تأخیری نقدشوندگی (-۱)			۰/۱۲۹۲	۰/۰۰۰۰
آماره F	۴.۸۳۹۸		۴/۸۳۹۸	۲۳/۹۲۳
احتمال آماره F	۰/۰۰۰۰		احتمال آماره J	۰/۰۳۶۲
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۳۵۲۸		رتبهٔ ابزاری	۱۷
آمارهٔ دوربین- واتسون	۲/۰۵۲۵			

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در روش EGLS براساس نتایج مدل، و با توجه به P-Value به‌دست‌آمده کلیهٔ ضرایب همبستگی مدل معنادار است و مقدار دوربین واتسون با عدد ۱/۹۴، نبود همبستگی بین خطاها را نشان می‌دهد. لازم به توضیح است که به‌منظور رفع از خود همبستگی مرتبهٔ اول در جز اخلال مدل و اصلاح آمارهٔ دوربین واتسون، از متغیر AR(1) استفاده شده است که نشان‌دهندهٔ متغیر تأخیری نقدشوندگی با وقفهٔ یکساله است. نتایج حاصل همچنین نشان‌دهندهٔ این مطلب است که نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به همراه متغیر کنترلی اندازه رابطهٔ منفی و معناداری، همچنین سایر متغیرهای کنترلی رابطهٔ مثبت و معناداری با متغیر وابسته دارند و در مجموع ۳۴درصد رفتار متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. همچنین، در روش GMM، نتایج حاصل از بهترین برازش مدل پس از حذف متغیر اهرم مالی (متغیر مزبور به لحاظ معنادارنبودن حذف شد تا برازش بهتری از مدل انجام شود)، نشان می‌دهد که با توجه به P-Value به‌دست‌آمده کلیهٔ ضرایب همبستگی مدل معنادار بوده است. نتایج حاصل همچنین

نشان‌دهندهٔ این مطلب است که نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به همراه متغیر کنترلی انـدازه رابطهٔ منفی و معناداری، همچنین متغیر کنترلی بازده بازار رابطهٔ مثبت و معناداری با متغیر وابستهٔ نقدشوندگی سهام داشته است.

آزمون‌های مربوط به انتخاب مدل تخمین

به‌منظور تعیین نوع مدل استفاده‌شده در داده‌های تلفیقی، آزمون‌های مختلفی طراحی شده اسـت. درصورتی‌که هدف انتخاب یک مدل مناسب از بین دو مدل آثار ثابت و تصادفی باشد، می‌توان از آزمونی به نام آزمون هاسمن استفاده کرد. در انتخاب بین مدل رگرسیون تلفیقی و مدل اثر ثابـت معمولاً از آزمـون چاو استفاده می‌شود.

آزمون چاو

چاو (۱۹۶۰) آزمونی را معرفی کرد که برای انتخاب بین دو مدل رگرسـیون تلفیقـی (Pooled) و مدل آثار ثابت استفاده می‌شود. فرضیه‌های آزمون مزبور به شرح زیر است.

$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = ... = \alpha_{n-1} = 0$ عرض از مبدأها با هم برابرند

$H_1 : \alpha_i \neq 0 \quad \exists_i \in 0, 1, ..., n-1$ حداقل یکی از عرض از مبدأها با بقیه متفاوت است

در این آزمون، فرضیهٔ صفر بیانگر برابری ضرایب و عرض از مبدأ در شرکت‌های بررسی‌شـده بوده و ازاین‌رو رد فرضیهٔ صفر مبین استفاده از روش داده‌های پانلی (مدل آثـار ثابـت) و عـدم رد فرضیهٔ صفر بیانگر استفاده از روش داده‌های تلفیقی (Pooled) است (جدول۳).

جدول۳. خروجی آزمون چاو (F مقید)

Model: $LIQ_{it} = \beta_0 + \beta_1 BM_{it} + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 Lev_{it} + \beta_4 Rm_t + \varepsilon_{it}$

Redundant Fixed Effects Tests

Test cross-section Fixed Effects

Effects Test	آماره	درجهٔ آزادی	معناداری
Cross-section F	۲/۶۵۲	۶۸/۵۷	۰/۰۰۰۰
Cross-section Chi-square	۱۷/۷۲۳	۶۸	۰/۰۰۰۰

نتایج آزمون بیانگر رد فرضیهٔ صفر و لزوم استفاده از روش داده‌های پانلی به روش اثـر ثابـت برای این گروه از شرکت‌هاست. با توجه به سطح معناداری به‌دست‌آمده فرضـیهٔ صـفر مبنـی بـر

برابری عرض از مبدأها رد می‌شود. بنابراین، در این مرحله مدل آثار ثابت به‌منزلهٔ مدل ارجح انتخاب می‌شود.

آزمون هاسمن

در فرایند انتخاب بین دو مدل آثار تصادفی و ثابت، معمول‌ترین آزمون آزمون هاسمن محسوب می‌شود. این آزمون برپایهٔ وجود همبستگی بین متغیرهای مستقل و آثار انفرادی طراحی شده و فرض صفر و فرض مقابل در آن به شرح زیر است.

$H_0 = COV\,[\alpha_i\ ,\ x_i] = 0$

$H_1 = COV\,[\alpha_i\ ,\ x_i] \neq 0$

درصورتی‌که جزء خطای تصادفی (اثر انفرادی) با متغیرهای توضیحی همبستگی داشته باشد (فرض H_0 رد شود)، در آن صورت مدل اثر تصادفی تورش‌دار بوده و در چنین حالتی لازم است مدل اثر ثابت به کار گرفته شود. خروجی آزمون هاسمن در جدول۴ نشان داده شده است.

جدول ٤. خروجی آزمون هاسمن

Model: $LIQ_{it} = \beta_0 + \beta_1 BM_{it} + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 Lev_{it} + \beta_4 Rm_t + \varepsilon_{it}$
Correlated Random Effects-Hausman Test
Test cross-section Random Effects

Effects Test	آماره	درجهٔ آزادی	معناداری
Cross-section Chi-square	۱۸/۷۲۳	۴	۰/۰۰۰۰

برمبنای نتایج آزمون هاسمن، در سطح معناداری ۵درصد، فرضیهٔ صفر مبنی بر نبود رابطه بین آثار فردی و متغیرهای توضیحی رد و بنابراین برای برآورد مدل از روش آثار ثابت استفاده می‌شود.

آزمون مانایی و اعتبار محدودیت‌های بیش از حد مشخص

به‌منظور اطمینان از نتایج پژوهش و ساختگی‌نبودن روابط موجود در رگرسیون و معناداربودن متغیرها، اقدام به انجام آزمون مانایی و محاسبهٔ ریشهٔ واحد متغیرهای پژوهش در مدل EGLS شد. آزمون مزبور با استفاده از نرم‌افزار Eviews6 و روش‌های آزمون لوین، لین و چو (۲۰۰۲)، آزمون ایم، پسران و شین (۲۰۰۳)، آزمون ریشهٔ واحد فیشر_ دیکی فولر تعمیم یافته و آزمون ریشهٔ واحد فیشر- فیلیپس پرون (۱۹۹۹) و چویی انجام شد. نتایج حاصل از آزمون مانایی متغیرها در هر چهار روش نشان می‌دهد که متغیرهای پژوهش ماناست. لذا، فرضیهٔ صفر مبنی بر ریشهٔ

واحد داشتن متغیرها پذیرفته نمی‌شود. لازم به توضیح است که در مدل GMM به لحاظ آنکه متغیرها به‌صورت تفاضلی وارد مدل می‌شوند، نیازی به انجام آزمون مزبور نیست.

در این پژوهش از آزمون محدودیت‌های بیش از حد مشخص sargan به‌منظور آزمون اعتبار متغیرهای ابزاری استفاده شد. یکی از کاربردهای مهم آمارهٔ J، آزمون اعتبار محدودیت‌های بیش از حد مشخص است. آزمون مزبور مبتنی بر توزیع کای دو با درجهٔ آزادی مساوی با تعداد محدودیت‌های بیش از حد (P-K) است، به‌طوری که K نشان‌دهندهٔ تعداد ضرایب برآوردی و P مبین رتبهٔ ابزاری است. درصورتی‌که مقدار P-Value کوچک‌تر از مقدار آلفا (۵درصد) باشد، متغیرهای ابزاری استفاده‌شده در مدل معتبر تشخیص داده خواهد شد (مشکی و دهدار، ۱۳۹۰). نتایج حاصل از آزمون فوق که در قسمت انتهایی جدول ۲، مربوط به روش GMM آورده شده نشانگر این مطلب است که متغیرهای ابزاری استفاده‌شده در مدل از اعتبار لازم برخوردارند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

به‌طور خلاصه یافته‌های پژوهش به شرح زیر است:

الف) نتیجهٔ این پژوهش در مجموع نشان می‌دهد که اختلاف معناداری بین نقدشوندگی و نیز نسبت Q توبین سهام رشدی و ارزشی در طول دورهٔ بررسی‌شده وجود دارد.

ب) نقدشوندگی و نسبت Q توبین سهام رشدی (صرف‌نظر از عامل اندازه) بزرگ‌تر از سهام ارزشی است.

در توضیح نتایج فوق، شاید بتوان چنین عنوان کرد که در بازار سرمایهٔ ایران، سرمایه‌گذاران به هنگام تعیین راهبرد خرید، بیشتر گذشتهٔ سهام و رشد عایدی سرمایه را در نظر می‌گیرند و چنین تلقی می‌کنند که سهامی که در گذشته رشد قیمتی داشته است در آینده نیز این روند را حفظ خواهد کرد. بنابراین، در چنین سهامی، قسمت عمده‌ای از بازده به‌دست‌آمده ناشی از عایدی سرمایه است تا سود نقدی. این مهم سبب می‌شود که بازده به‌دست‌آمده از محل رشد قیمتی در سهام رشدی، بر بازدهی حاصل از سود نقدی در سهام ارزشی فزونی یابد. در نهایت، منجر به بیشترشدن متوسط بازدهی سهام رشدی در قیاس با سهام ارزشی شود. بر این اساس، بازده بالای سهام رشدی، منجر به افزایش تقاضا و رشد حجم معاملات سهام مزبور و در نهایت بهبود شاخص‌های نقدشوندگی سهام می‌شود. نتایج عمدهٔ پژوهش‌های انجام‌شده در ایران (قالیباف اصل، بابالویان و جولا، ۱۳۸۷؛ راعی و شواخی، ۱۳۸۵ و مشکی و دهدار، ۱۳۹۰) بالابودن بازده سهام رشدی به سهام ارزشی را تأیید می‌کند. به این ترتیب جمع‌بندی نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های اول و دوم (جدول۱) بیانگر پذیرش کلی فرضیه‌های مزبور است.

ج) در رابطه با نتیجهٔ فرضیهٔ سوم پژوهش که با استفاده از هر دو روش حداقل مربعات تعمیم‌یافتهٔ برآوردی (EGLS) و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) نتایج یکسانی داشته است، می‌توان ادعا کرد که رابطهٔ معکوس و معناداری بین عامل نقدشوندگی و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار وجود دارد. این موضوع به این معناست که با افزایش نسبت BM (حرکت به سمت سهام ارزشی)، نقدشوندگی سهام کاهش می‌یابد. این موضوع در انطباق با نتایج فرضیهٔ اول است که بیان می‌داشت نقدشوندگی سهام رشدی (سهام با BM پایین) بیشتر از نقدشوندگی سهام ارزشی (سهام با BM بالا) است. نتیجهٔ مزبور (صرف نظر از آثار عامل صرف ریسک بازار) با نتیجه‌بخشی از پژوهش آکباس (۲۰۱۰) مطابقت دارد که عنوان می‌کرد نقدشوندگی سهام رشدی کوچک بیشتر از سهام ارزشی کوچک است.

ه) وجود رابطهٔ معکوس بین اندازهٔ شرکت‌ها و عامل نقدشوندگی (جدول۲) در مطابقت با نتایج حاصل از آزمون فرضیهٔ دوم پژوهش (جدول۱) بوده و نشان‌دهندهٔ آن است که شرکت‌های کوچک از امکان خرید یا فروش سهام بهتری نسبت به شرکت‌های بزرگ و مطرح بورس برخوردارند.

و) وجود رابطهٔ مستقیم بین اهرم مالی و نقدشوندگی (در روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته) نشان‌دهندهٔ وجود رابطهٔ مثبت بین اهرم مالی و ظرفیت استقراض است و با نتیجهٔ پژوهش‌های هریس و راویو (۱۹۹۰)، شلیفر و ویشنی (۱۹۹۲) و ایزدی‌نیا (۱۳۸۸) مطابقت می‌کند.

با توجه به نتایج به‌دست‌آمده از پژوهش به سرمایه‌گذاران در سهام شرکت‌های بورسی، مدیران پرتفوی‌های بورسی و تحلیلگران مالی توصیه می‌شود که برای کسب نقدشوندگی بالاتر و نیز دستیابی به عملکرد بالاتر و افزایش ارزش سرمایه‌گذاری‌های انجام‌شده، اقدام به سرمایه‌گذاری در سهام رشدی کوچک کنند و در هر یک از دوره‌های بازنگری پرتفوی با توجه به امکان مهاجرت سهام از طبقهٔ رشدی به ارزشی (یا به‌عکس) در پرتفوی سرمایه‌گذاری خود تجدید نظر کنند.

منابع

اسلامی بیدگلی، غ.؛ تهرانی، ر. و شیرازیان، ز. (۱۳۸۴). بررسی رابطهٔ میان عملکرد شرکت‌های سرمایه‌گذاری براساس سه شاخص ترینر، جنسن و شارپ با اندازه و نقدشوندگی آن‌ها، *فصلنامهٔ تحقیقات مالی*، ۷ (۱۹): ۲۴-۳.

اسلامی بیدگلی، غ. و سارنج، ع. (۱۳۸۷). انتخاب پرتفوی با استفاده از سه معیار میانگین بازدهی، انحراف معیار بازدهی و نقدشوندگی در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامهٔ بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۵(۵۳): ۱۶-۳.

ایزدی‌نیا، ن. و رسائیان، ا. (۱۳۸۸). بررسی رابطهٔ اهرم مالی و نقدشوندگی دارایی‌ها در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامهٔ حسابداری مالی*، ۱ (۲): ۴۱- ۱۸.

جعفری سرشت، د. (۱۳۸۹). *ارائهٔ مدل تجربی تأثیر خصوصی‌سازی بر نقدشوندگی بورس اوراق بهادار تهران*، رساله دکتری، دانشگاه تهران.

جهانخانی، ع. و مرتضوی نیا، ع. (۱۳۸۷). بررسی مقایسه‌ای بازده سهام عادی در پرتفوی‌های ایجادشده براساس استراتژی‌های PE, PEG, PERG, PEKG, PEDKG، *فصلنامهٔ بورس اوراق بهادار*، ۱ (۳): ۸۱- ۵۵.

حاجیها، ز. و قصاب ماهر، ل. (۱۳۸۸). بررسی رابطهٔ بین ساختار سرمایه و ارزش نامشهود واحد تجاری با استفاده از شاخص نسبت Q توبین در بازار سرمایهٔ ایران، *مجلهٔ مهندسی مالی و مدیریت پرتفوی*، ۱ (۴): ۱۰۴- ۸۹.

حیدرپور، ف. و مستوفی، ح. (۱۳۸۸). بررسی رابطهٔ بین نسبت Q توبین و ارزش افزودهٔ اقتصادی پالایش‌شده در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامهٔ حسابداری مالی*، ۱ (۱): ۳۷-۲۰.

راعی، ر. و شوخی زواره، ع. (۱۳۸۵). بررسی عملکرد استراتژی‌های سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامهٔ تحقیقات مالی*، ۸ (۲۱): ۹۶- ۷۵.

طالب‌زاده مقدم، م. (۱۳۹۰). *بررسی نقش سهام رشدی و ارزشی در بازده و سودآوری شرکت‌ها*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه گیلان.

قالیباف اصل، ح.؛ بابالویان، ش. و جولا، ج. (۱۳۸۷). مقایسهٔ بازدهی سهام رشدی و ارزشی در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامهٔ بورس اوراق بهادار*، ۱ (۳): ۱۳۴-۱۱۱.

کرمی، غ.؛ نظری، م. و شفیع‌پور، م. (۱۳۸۹). ارزش افزودهٔ اقتصادی و نقدشوندگی سهام، *فصلنامهٔ تحقیقات مالی*، ۱۲(۳۰): ۱۳۲- ۱۱۷.

مشکی، م. (۱۳۹۰). تعیین عوامل مؤثر بر عملکرد شرکت‌های بورسی با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) و حداقل مربعات تعمیم‌یافته برآوردی (EGLS). *مجلهٔ پیشرفت‌های حسابداری*، ۳(۱): ۱۱۹- ۹۱.

مشکی، م. و دهدار، ف. (۱۳۹۰). کالبدشکافی بازده نقدی و سرمایه‌ای سهام رشدی و ارزشی در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامهٔ تحقیقات مالی*، ۱۳ (۳۱): ۱۴۶- ۱۲۱.

نمازی، م. و زراعت‌گری، ر. (۱۳۸۸). بررسی کاربرد نسبت Q توبین و مقایسهٔ آن با سایر معیارهای ارزیابی عملکرد مدیران در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، *پیشرفت‌های حسابداری*، ۱ (۱): ۲۶۲- ۲۳۲.

یحیی‌زاده‌فر، م. و خرمدین، ج. (۱۳۸۷). نقش عوامل نقدشوندگی و ریسک عدم نقدشوندگی بر مازاد بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامهٔ بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۵(۵۳): ۱۱۸- ۱۰۱.

یحیی‌زاده‌فر، م.؛ شمس، ش. و لاریمی، ج. (۱۳۸۹). بررسی رابطهٔ نقدشوندگی با بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامهٔ تحقیقات مالی*، ۱۲ (۲۹): ۱۲۸- ۱۱۱.

Akbas, F., Boehmer, E., Genc, E. & Petkova, R. (2010). *The time-varying liquidity risk of value and growth stocks*, Http:www.ssrn.com/abstract-1572763.

Amihud, Y. (2002). Illiquidity and Stock Returns: Cross-section and Time-series Effects, *Journal of Financial Markets*; 51 (1): 31-56.

Black, F. (1971). Towards a Fully Automated Exchange, *Financial Analysts Journal*, 27(6): 24-35.

Campbell, J. Y. & Vuolteenaho, T. (2004). Bad Beta, Good Beta, *The American Economic Review*, 94(5): 1249-1275.

Chordia, T., Roll, R. & Subrahmanyam, A. (2000). Commonality in Liquidity, *Journal of Financial Economics*, 56(1): 3-28.

Chung, K. H. & Pruitt, S. W. (1994). A Simple Approximation of Tobins Q. *Journal of Financial Management*, 23(3): 70-74.

Cordeiro, R. A. & Machado, M. A. (2013). Value or Growth Strategy? Empirical Evidence in Brazil, Retrieved from http://www.ssrn.com.

Fama E. F. & French, K. R. (2003). The equity premium, *Journal of Finance*, 57 (2): 637-659.

Fama E. F. & French, K. R. (2007). The Anatomy of Value and Growth Stock Returns, *Financial Analysts Journal*, 63 (6): 44-54.

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

Fama, E. F. & French, K. R. (1997). Value versus Growth: International Evidence, *Journal of Financial Economics*, 53 (1): 1775-1799.

Harris, M. & Raviv, A. (1991). The Theory of Capital Structure, *Journal of Finance*, 46(1): 297-355.

Im, K., Pesaran, M. & Shin, Y. (2003).Testing for unit roots in heterogeneous panels.*Journal of Econometrics*, 115(1): 53-74.

Kyle, A. (1985). Continuous Auctions and Insider Trading. *Econometrica*, 53 (6): 1315-1336.

Lakonishok, J., Shleifer, A. & Vishny, R. W. (1994). Contrarian Investment, Extrapolation and Risk, *Journal of Finance*, 49 (5): 1541-1578.

Lee, K. H. (2006). *Liquidity Risk and Asset Pricing*, Phd Dissertation. Ohio Stae University.

Liu, W. (2006). A Liquidity-Augmented Capital Asset Pricing Model, *Journal of Financial Economics*, 82 (3): 631-671.

Phillips, P. C. B., Perron, P. (1999). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(4): 631–52.

Shleifer, A & Vishny, R. (1992). Liquidation Values and Debt Capacity: A Market Equilibrium Approach, *Journal of Finance*, 47(4): 1343-1366.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی