

بررسی مقایسه‌ای نقدشوندگی و نسبت Q توپین 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 مقایسه نقدشوندگی و نسبت Q توپین سهام رشدی و ارزشی پرداخته شده و از سوی دیگر رابطه نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام (به‌منزله یکی از معیارهای طبقه‌بندی سهام به رشدی و ارزشی) با نقدشوندگی آن بررسی و پژوهش شده است. نمونه 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 توپین سهام رشدی و ارزشی از روش آنالیز واریانس استفاده شده است. همچنین، به‌منظور مطالعه رابطه نوع سهام با میزان نقدشوندگی آن علاوه بر اینکه از مدل داده‌های تلفیقی ایستا و روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته برآوردی استفاده شد، برای افزایش درجه اطمینان نسبت به نتایج حاصل از آزمون فرضیه از مدل داده‌های تلفیقی پویا و روش پیشرفته گشتاورهای تعمیم‌یافته نیز کمک گرفته شد. یافته‌های پژوهش نشان‌دهنده وجود رابطه منفی و معنادار نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و نیز اندازه شرکت با میزان نقدشوندگی سهام است. بر این اساس، سهام رشدی (به‌ویژه سهام رشدی کوچک) درجه نقدشوندگی و نسبت Q توپین بالاتری نسبت به سهام ارزشی دارد. نتایج همچنین نشان‌دهنده وجود تفاوت معنادار میزان نقدشوندگی و نسبت Q توپین بین دو نوع سهم فوق است.

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

۱. استادیار گروه حسابداری، دانشگاه پیام نور، رشت، ایران

۲. کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات گیلان، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۱/۱۰/۰۴

تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۲/۰۹/۰۶

نویسنده مسئول مقاله: مهدی مشکی

E-mail: m_meshki@pnu.ac.ir

مقدمه

پژوهشگران بسیار زیادی در طول سالیان متمادی، بازارهای اوراق بهادار را مطالعه کردند تا دریابند چگونه می‌توان بهترین معیارها را برای سرمایه‌گذاری انتخاب کرد (جهانخانی و مرتضوی‌نیا، ۱۳۸۷). در این راستا انواع نظریه‌ها از جمله نظریه پرتفوی مارکوویتز و نظریه‌های فاما و فرنچ درخصوص طبقه‌بندی سهام رشدی و ارزشی و بررسی تفاوت‌های این دو نوع سهم توانست در پیچ‌های جدید در مورد تصمیم‌های سرمایه‌گذاری را به دنیای علم مالی معرفی کند. ایجاد نقدشوندگی برای اوراق بهادار یکی از مهم‌ترین کارکردهای بازار سرمایه به شمار می‌رود. در واقع، نقدشوندگی مهم‌ترین شاخص توسعه بازار سرمایه را تشکیل می‌دهد. به همین دلیل یکی از عوامل مهمی که علاوه بر ریسک و بازده، می‌تواند از بین گزینه‌های مختلف در انتخاب سرمایه‌گذاری مدنظر قرارگیرد، نقدشوندگی آن است (جعفری سرشت، ۱۳۸۹). بنابراین، سرمایه‌گذاران منطقی به صرف ریسک بالاتری برای نگهداری اوراق بهادار غیرنقد نیاز دارند و عملاً به هنگام تشکیل پرتفوی خود، میزان نقدشوندگی آن‌ها را در نظر دارند (اسلامی و سارنج، ۱۳۸۷).

از طرف دیگر، ارزش سهام شرکت‌ها یکی از بارزترین معیارهای سرمایه‌گذاری و مبین اعتبار شرکت برای سرمایه‌گذاری است و در علوم مالی معمولاً به‌منظور سنجش آن از شاخص Q توبین استفاده می‌شود (حاجیها و قصب‌ماهر، ۱۳۸۸). بر این اساس، ضرورت انجام پژوهشی که 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 حوزه بررسی اثر سهام رشدی و ارزشی بر بازدهی یا ریسک انجام شده، پژوهشی در حوزه نقش و اثر سرمایه‌گذاری در سهام رشدی و ارزشی بر نقدشوندگی و ارزش در بازار سرمایه ایران انجام نشده است. با توجه به 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 تحلیل کند. در نهایت، سبد سهامی را معرفی کند که نقش و اهمیت معیارهای فوق در آن برجسته‌تر و بارزتر باشد.

پیشینه نظری و تجربی پژوهش

به‌طور کلی، سهام شرکت‌های موجود در بازار سرمایه ممکن است در یکی از پرتفوی‌های سهام رشدی، سهام ارزشی یا سهام خنثی (سهام طبیعی) قرارگیرد. سهام خنثی بین سهام رشدی و ارزشی قرار دارد و ممکن است در کوتاه‌مدت یا بلندمدت به یکی از پرتفوی‌های سهام رشدی و

یا سهام ارزشی مهاجرت کند. سهام رشدی و سهام ارزشی سهامی است که از نظر تأثیر عوامل اساسی در بازار سرمایه، نظیر ریسک، بازده، رونق و رکود بازار، افق‌های زمانی، اندازه شرکت و سایر عوامل تفاوت‌های بسیاری با یکدیگر دارند (لاکونیشوک، شلیفر و ویشنی، ۱۹۹۴). سهام رشدی سهامی است که قیمت آن نسبت به جریان‌های نقدی، سود، سود تقسیمی و ارزش دفتری آن‌ها بالاتر از میانگین بازار است. سهام رشدی متعلق به شرکت‌هایی است که هنوز به مرحله بلوغ نرسیده‌اند و تا حد امکان از توزیع سود خودداری می‌کنند (فاما و فرنچ، ۲۰۰۷). سهام ارزشی سهامی است که قیمت آن نسبت به جریان‌های نقدی، سود، سود تقسیمی و ارزش دفتری آن‌ها پایین‌تر از میانگین بازار است (فاما و فرنچ، ۲۰۰۳).

فاما و فرنچ با تلخیص یافته‌های مطالعات تجربی پیشین و با اتکا به روش رگرسیون مقطعی فاما و مک‌بث، رابطه بین متغیرهای بتا، اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار، اهرم مالی و نسبت سود به قیمت با بازده مورد انتظار سهام در بازار سرمایه آمریکا را مطالعه کردند و به این نتیجه رسیدند که ریسک سیستماتیک (بتا) قدرت تبیین همه اختلافات بازده سهام در طول ۱۹۶۳ را ندارد و از بین متغیرهای بررسی شده، دو متغیر نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار و اندازه شرکت توانایی بیشتری در توضیح بازده سهام دارند. به اعتقاد فاما و فرنچ اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به الگوهای سیستماتیک در رشد و سودآوری نسبی مربوط می‌شوند که به‌طور بالقوه می‌توانند منابع اصلی ریسک باشند (فاما و فرنچ، ۱۹۹۲). یافته‌های آنان نشان می‌دهد که با کنترل اندازه شرکت، رابطه معناداری بین بتا و بازده سهام وجود ندارد؛ و میانگین بازده سهام به واسطه ترکیب متغیرهای اندازه، نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار و نسبت سود به قیمت تبیین پذیر به نظر می‌رسد. فاما و فرنچ معتقدند که عملکرد ضعیف بتا در تبیین بازده سهام را می‌توان به دو عامل احتمالی یعنی همبستگی بالا بین بتا و متغیرهای توضیحی دیگر و اختلال و خطای اندازه‌گیری در تخمین ریسک سیستماتیک (بتای) سهام، نسبت داد (فاما و فرنچ، ۱۹۹۷).

از سوی دیگر، موضوع نقدشوندگی به‌منزله عامل تعیین‌کننده بازده سهام در اواسط دهه ۱۹۸۰ مطرح شد. نقش عامل نقدشوندگی در ارزش‌گذاری دارایی‌ها اهمیت دارد و هرچه قابلیت نقدشوندگی یک سهم کمتر باشد، آن سهم برای سرمایه‌گذاران جذابیت کمتری خواهد داشت، مگر اینکه بازده بیشتری عاید دارنده آن شود (یحیی‌زاده‌فر و خرم‌دین، ۱۳۸۷). در بازارهای سرمایه این انتظار وجود دارد که هر چه نقدشوندگی سهام افزایش می‌یابد، این موضوع دربرگیرنده اطلاعات جدیدی برای تغییرات تدریجی سهام باشد که به بالاتر رفتن بازدهی منجر خواهد شد (یحیی‌زاده‌فر، شمس و لاریمی، ۱۳۸۹). از عوامل تعیین‌کننده نقدشوندگی هر ورقه

بهادار می‌توان به مواردی مانند حجم معاملات، قیمت و نوسان‌پذیری اشاره کرد. به عقیده آمیهود (۲۰۰۶) نقدشوندگی را می‌توان به‌منزله توانایی خرید یا فروش مقدار دلخواه از اوراق بهادار به قیمت بازار و در یک دوره 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 منصفانه دارایی‌ها را نشان دهد. همچنین، لیو (۲۰۰۶) نقدشوندگی را توانایی معامله دارایی‌ها در مقادیر زیاد، با سرعت بالا، با هزینه 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 عقیده 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 پایه 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 اداره سازمان‌ها، همچنین ناکارآمدی روش‌های سنتی ارزیابی، ضرورت تغییر و تحول در معیارهای سنجش عملکرد را پدید آورده است. نسبت Q توپین به‌منزله تکنیکی مهم برای ارزیابی عملیات مدیران مطرح شده است. نسبت Q توپین آماره‌ای است که می‌تواند به‌منزله نماینده ارزش شرکت، برای سرمایه‌گذاران تلقی شود (نمازی و زراعت‌گری، ۱۳۸۸). در رابطه با نسبت Q توپین در سال ۱۹۶۹ اقتصاددانی به نام جیمز توپین به‌منظور ارزیابی پروژه‌های سرمایه‌گذاری از نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی‌های شرکت استفاده کرد که این نسبت به شاخص Q توپین شهرت یافت. وی معتقد بود که اگر شاخص Q محاسبه‌شده برای شرکت بزرگ‌تر از یک باشد، انگیزه زیادی برای سرمایه‌گذاری وجود دارد. به عبارتی، نسبت Q بالا، معمولاً نشانه 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 دوره 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 ۱۰ درصد پایین‌ترین مشاهدات از صرف ریسک مورد انتظار به‌منزله بهترین زمان، ماه‌های باقی‌مانده که صرف ریسک پایین‌تر از میانگین آن بود به‌منزله زمان خوب، ماه‌هایی که صرف ریسک بین میانگین تا ۱۰ درصد بالاترین مشاهدات بود به‌منزله زمان بد و ماه‌هایی که ۱۰ درصد بالاترین مشاهدات از صرف ریسک مورد انتظار بود به‌منزله 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 ۱۹۹۵-۲۰۰۸ 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 رابطه میان عملکرد شرکت‌های سرمایه‌گذاری براساس شاخص‌های ترینر، جنسن و شارپ با اندازه و نقدشوندگی» به این نتیجه رسیدند که میانگین عملکرد شرکت‌های سرمایه‌گذاری با رتبه نقدشوندگی پایین براساس سه شاخص ترینر، شارپ و جنسن برابرند. بدین معنی که رتبه نقدشوندگی شرکت‌های سرمایه‌گذاری هیچ تأثیری در عملکردشان در سال‌های پژوهش شده 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 افزوده اقتصادی و نقدشوندگی سهام»، طی دوره زمانی ۱۳۸۳-۱۳۸۸ به این نتیجه رسیدند که رابطه مثبت و معناداری میان ارزش افزوده اقتصادی و نقدشوندگی بازار سهام وجود دارد و همبستگی قوی و معنادار، میان متغیرها و ارزش شرکت نیز تأییدکننده 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 دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۸۹ به این نتیجه رسید که در عین وجود رابطه 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 دوره زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۹ را پوشش می‌دهد، به این نتیجه رسیدند که در عین وجود رابطه مثبت بین نسبت ارزش بازار به دفتری با کلیه 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، نشان‌دهنده 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 فرضیه اصلی به شرح زیر مطرح شده است:

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

فرضیه دوم: تفاوت معناداری بین نسبت Q توپین سهام رشدی و ارزشی وجود دارد.

فرضیه 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 طبقه رشدی و ارزشی، نسبت ارزش دفتری سهام به ارزش بازار آن است، لذا در فرضیه سوم اساساً به بررسی نقش نسبت مزبور در نقدشوندگی سهام می‌پردازیم. انتظار می‌رود نتایج فرضیه سوم در راستای تأیید نتایج فرضیه اول باشد.

روش‌شناسی پژوهش

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

تهران از سال ۱۳۸۱ تا پایان سال ۱۳۹۰ است. تعداد نمونه مطالعه‌شده در این پژوهش که در مجموع ۶۹ شرکت بوده است، با استفاده از روش غربال و با توجه به معیارهای زیر انتخاب شد. ۱. شرکت‌های نمونه بررسی شده جزء شرکت‌های مالی و سرمایه‌گذاری نباشند (علت مستثنا کردن 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 مقایسه نتایج و تعمیم‌پذیری آن کمک کند).

۲. پایان سال مالی شرکت‌های بررسی شده منتهی به پایان اسفند باشد.

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

۴. شرکت‌های نمونه بررسی شده بیش از یک سال زیان انباشته نداشته باشند.

۵. حداکثر وقفه عملیاتی شرکت‌های نمونه بررسی شده در سال، شش ماه باشد.

۶. تمامی اطلاعات مورد نیاز شرکت‌های نمونه بررسی شده در دسترس باشد.

روش‌های استفاده‌شده برای تجزیه و تحلیل اطلاعات

به منظور تلخیص داده‌ها، ابتدا نسبت‌های مورد نظر با استفاده از داده‌های جمع‌آوری شده برای تک‌تک شرکت‌ها و هر یک از سال‌های مورد آزمون محاسبه شدند. کلیه 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 به منظور آزمون دو فرضیه اول از روش‌های آنالیز واریانس استفاده شده است. همچنین، برای آزمون فرضیه 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 واسطه افزایش درجه آزادی، برآوردی کاراتر انجام می‌شود. تخمین ضرایب مدل ابتدا با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته برآوردی (EGLS) انجام می‌شود. سپس، به منظور 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 اخلاص نداشته و اساس آن مبنی بر این فرض است که جملات اخلاص در معاملات با مجموعه متغیرهای ابزاری غیرهمبسته است و از سوی دیگر به لحاظ احتمال وجود همبستگی جمله 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 فرضیه اول. به منظور آزمون دو فرضیه 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 بر مبنای سهام رشدی، خنثی و ارزشی شکل می‌گیرد. بدین ترتیب که ۳۰ درصد اول با عنوان سهام رشدی (G) با کمترین نسبت ارزش دفتری به بازار، ۴۰ درصد دوم به منزله سهام خنثی (N) با عنوان حد میانی و ۳۰ درصد آخر به منزله سهام ارزشی (V) با بیشترین نسبت ارزش دفتری به بازار، تعریف و طبقه‌بندی شد. از طرف دیگر، در ابتدای هر سال، تمام شرکت‌ها بر اساس اندازه از کوچک‌ترین به بزرگ‌ترین مرتب می‌شوند. سپس، با استفاده از میانه به دو دسته با اندازه کوچک (S) و اندازه بزرگ (B) تقسیم می‌شوند. در نهایت، از ترکیب دو دسته اندازه و سه طبقه نسبت ارزش دفتری به بازار، شش سبد سهام شامل سبد سهام رشدی SG و BG، سبد سهام خنثی SN و BN و سبد سهام ارزشی BV و SV 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 فرضیه سوم. در این پژوهش به منظور آزمون فرضیه سوم از مدل رگرسیون چندگانه به شرح زیر استفاده شده است.

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

تعریف عملیاتی هر یک از متغیرهای به کاررفته 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 کم‌هزینه یک قلم دارایی مالی از طریق خرید و فروش بدون اینکه منجر به تغییر معنادار قیمت آن در بازار شود. در این پژوهش برای محاسبه 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 به صورت نسبت ارزش بازار شرکت به هزینه‌های جایگزینی دارایی‌های تعریف می‌شود (چانگ و پرویت، ۱۹۹۴). در پژوهش حاضر برای اندازه‌گیری معیار فوق از نسخه Q توبین ساده شده به شرح زیر استفاده شده است.

$$Q_{it} = \frac{COMVAL + SBOND + STDEBT}{SRC} \quad \text{رابطه ۲}$$

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 یک سال و SRC ارزش دفتری کل دارایی‌های شرکت در پایان سال است (حیدرپور و مستوفی، ۱۳۸۸).

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

اهرم مالی (Lev). نشان‌دهنده 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 (به‌منزله یک متغیر کنترلی) برای محاسبه اهرم مالی استفاده شده است. نقدشوندگی سهام می‌تواند تأثیر قابل ملاحظه‌ای در میزان اعطای وام به شرکت و نیز ساختار سرمایه آن داشته باشد و اصولاً دارایی‌های نقدتر، ظرفیت استقراضی را افزایش می‌دهد (ایزدی‌نیا و رسائیان، ۱۳۸۸).

تغییرات شاخص کل سهام (RM_t). با استفاده از تغییرات در شاخص کل سهام محاسبه می‌شود (حیدرپور و مستوفی، ۱۳۸۸).

$$RM_t = \frac{P_{mt} - P_{m,t-1}}{P_{m,t-1}} \quad \text{رابطه ۳}$$

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 استفاده شده برای آزمون این دسته از فرضیه‌ها روش آنالیز واریانس است. در این

راستا و برای کنترل اثر اندازه بر نقدشوندگی و نسبت Q توپین سهام، آزمون فرضیه‌ها در قالب چهار پرتفوی SV, BV, SG, BG انجام شده است (جدول ۱). به منظور آزمون معنادار بودن آنالیز واریانس و بررسی صحت و سقم ادعای عدم تساوی بازده‌های سهام رشدی و ارزشی پرتفوی‌های چهارگانه فوق، فرضیه صفر و فرضیه مقابل برای نقدشوندگی و نسبت Q توپین 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 توپین سهام رشدی و ارزشی را می‌توان پذیرفت.

جدول ۱. آنالیز واریانس برای دوره ۱۳۸۱-۱۳۹۰

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

بدین ترتیب، با توجه به نتایج مزبور، فرضیه‌های اول و دوم پژوهش پذیرفته می‌شود. در این پژوهش برای آزمون فرضیه 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 پیشرفته گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) استفاده شده است.

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

فرضیه ۳. رابطه معناداری بین نقدشوندگی و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار وجود دارد. بر مبنای فرضیه فوق فرضیه آماری پژوهش به شرح زیر طبقه‌بندی شده است:

H: رابطه معناداری بین نقدشوندگی و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار وجود ندارد.
 H_۱: رابطه معناداری بین نقدشوندگی و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار وجود دارد.
 نتایج حاصل از فرضیه فوق با استفاده از روش‌های EGLS و GMM در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲. رابطه نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و نقدشوندگی سهام

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

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در روش EGLS براساس نتایج مدل، و با توجه به P-Value به دست آمده کلیه 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 به منظور رفع از خود همبستگی مرتبه اول در جز اخلاص مدل و اصلاح آماره دوربین واتسون، از متغیر AR(1) استفاده شده است که نشان دهنده متغیر تأخیری نقدشوندگی با وقفه یکساله است. نتایج حاصل همچنین نشان دهنده این مطلب است که نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به همراه متغیر کنترلی اندازه رابطه منفی و معناداری، همچنین سایر متغیرهای کنترلی رابطه مثبت و معناداری با متغیر وابسته دارند و در مجموع ۳۴ درصد 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 معنادار نبودن حذف شد تا برازش بهتری از مدل انجام شود)، نشان می‌دهد که با توجه به P-Value به دست آمده کلیه ضرایب همبستگی مدل معنادار بوده است. نتایج حاصل همچنین

نشان دهنده این مطلب است که نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به همراه متغیر کنترلی اندازه رابطه منفی و معناداری، همچنین متغیر کنترلی بازده بازار رابطه مثبت و معناداری با متغیر وابسته نقدشوندگی سهام داشته است.

آزمون‌های مربوط به انتخاب مدل تخمین

به منظور تعیین نوع مدل استفاده شده در داده‌های تلفیقی، آزمون‌های مختلفی طراحی شده است. در صورتی که 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 ثابت معمولاً از آزمون چاو استفاده می‌شود.

آزمون چاو

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

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_{n-1} = 0$$

عرض از مبدأها با هم برابرند

$$H_1: \alpha_i \neq 0 \quad \exists_i \in 0, 1, \dots, n-1$$

حداقل یکی از عرض از مبدأها با بقیه متفاوت است

در این آزمون، فرضیه صفر بیانگر برابری ضرایب و عرض از مبدأ در شرکت‌های بررسی شده بوده و از این رو رد فرضیه صفر مبین استفاده از روش داده‌های پانلی (مدل آثار ثابت) و عدم رد فرضیه صفر بیانگر استفاده از روش داده‌های تلفیقی (Pooled) است (جدول ۳).

جدول ۳. 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			
معناداری	درجه آزادی	آماره	Effects Test
./0000	۶۸/۵۷	۲/۶۵۲	Cross-section F
./0000	۶۸	۱۷/۷۲۳	Cross-section Chi-square

نتایج آزمون بیانگر رد فرضیه صفر و لزوم استفاده از روش داده‌های پانلی به روش اثر ثابت برای این گروه از شرکت‌هاست. با توجه به سطح معناداری به دست آمده فرضیه صفر مبنی بر

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

آزمون هاسمن

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

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

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

در صورتی که جزء خطای تصادفی (اثر انفرادی) با متغیرهای توضیحی همبستگی داشته باشد (فرض H_1 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 جدول ۴ نشان داده شده است.

جدول ۴. خروجی آزمون هاسمن

Model: $LIQ_{it} = \beta_0 + \beta_1 BM_{it} + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 Lev_{it} + \beta_4 Rm_{it} + \epsilon_{it}$			
Correlated Random Effects-Hausman Test			
Test cross-section Random Effects			
معناداری	درجه آزادی	آماره	Effects Test
./0000	۴	۱۸/۷۲۳	Cross-section Chi-square

بر مبنای نتایج آزمون هاسمن، در سطح معناداری ۵ درصد، فرضیه 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 ساختگی نبودن روابط موجود در رگرسیون و معنادار بودن متغیرها، اقدام به انجام آزمون مانایی و محاسبه ریشه 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 ریشه واحد فیشر-دیکی فولر تعمیم یافته و آزمون ریشه 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، فرضیه صفر مبنی بر ریشه

واحد داشتن متغیرها پذیرفته نمی‌شود. لازم به توضیح است که در مدل GMM به لحاظ آنکه متغیرها به صورت تفاضلی وارد مدل می‌شوند، نیازی به انجام آزمون مزبور نیست. در این پژوهش از آزمون محدودیت‌های بیش از حد مشخص sargan به منظور آزمون اعتبار متغیرهای ابزاری استفاده شد. یکی از کاربردهای مهم آماره L ، آزمون اعتبار محدودیت‌های بیش از حد مشخص است. آزمون مزبور مبتنی بر توزیع کای دو با درجه آزادی مساوی با تعداد محدودیت‌های بیش از حد (P-K) است، به طوری که K نشان‌دهنده تعداد ضرایب برآوردی و P مبین رتبه ابزاری است. در صورتی که مقدار P-Value کوچک‌تر از مقدار آلفا (۵ درصد) باشد، متغیرهای ابزاری استفاده شده 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 استفاده شده در مدل از اعتبار لازم برخوردارند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

به طور خلاصه یافته‌های پژوهش به شرح زیر است:

الف) نتیجه این پژوهش در مجموع نشان می‌دهد که اختلاف معناداری بین نقدشوندگی و نیز نسبت Q توپین سهام رشدی و ارزشی در طول دوره بررسی شده وجود دارد.
ب) نقدشوندگی و نسبت Q توپین سهام رشدی (صرف نظر از عامل اندازه) بزرگ‌تر از سهام ارزشی است.

در توضیح نتایج فوق، شاید بتوان چنین عنوان کرد که در بازار سرمایه ایران، سرمایه‌گذاران به هنگام تعیین راهبرد خرید، بیشتر گذشته 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 به دست آمده ناشی از عایدی سرمایه است تا سود نقدی. این مهم سبب می‌شود که بازده به دست آمده از محل رشد قیمتی در سهام رشدی، بر بازدهی حاصل از سود نقدی در سهام ارزشی فزونی یابد. در نهایت، منجر به بیشتر شدن 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 عمده پژوهش‌های انجام شده 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 (جدول ۱) بیانگر پذیرش کلی فرضیه‌های مزبور است.

ج) در رابطه با نتیجه فرضیه سوم پژوهش که با استفاده از هر دو روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته برآوردی (EGLS) و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) نتایج یکسانی داشته است، می‌توان ادعا کرد که رابطه 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 فرضیه اول است که بیان می‌داشت نقدشوندگی سهام رشدی (سهام با BM پایین) بیشتر از نقدشوندگی سهام ارزشی (سهام با BM بالا) است. نتیجه مزبور (صرف نظر از آثار عامل صرف ریسک بازار) با نتیجه‌بخشی از پژوهش آکاس (۲۰۱۰) مطابقت دارد که عنوان می‌کرد نقدشوندگی سهام رشدی کوچک بیشتر از سهام ارزشی کوچک است.

ه) وجود رابطه معکوس بین اندازه شرکت‌ها و عامل نقدشوندگی (جدول ۲) در مطابقت با نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم پژوهش (جدول ۱) بوده و نشان‌دهنده آن است که شرکت‌های کوچک از امکان خرید یا فروش سهام بهتری نسبت به شرکت‌های بزرگ و مطرح بورس برخوردارند.

و) وجود رابطه مستقیم بین اهرم مالی و نقدشوندگی (در روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته) نشان‌دهنده وجود رابطه مثبت بین اهرم مالی و ظرفیت استقراض است و با نتیجه 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 طبقه رشدی به ارزشی (یا به‌عکس) در پرتفوی سرمایه‌گذاری خود تجدید نظر کنند.

منابع

اسلامی بیدگلی، غ؛ تهرانی، ر. و شیرازیان، ز. (۱۳۸۴). بررسی رابطه میان عملکرد شرکت‌های سرمایه‌گذاری براساس سه شاخص ترینر، جنسن و شارپ با اندازه و نقدشوندگی آن‌ها، فصلنامه 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، فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۱۵(۵۳): ۱۶-۳.

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

جعفری سرشت، د. (۱۳۸۹). ارائه 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، فصلنامه بورس اوراق بهادار، ۱(۳): ۸۱-۵۵.

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

حیدرپور، ف. و مستوفی، ح. (۱۳۸۸). بررسی رابطه بین نسبت Q توبین و ارزش افزوده اقتصادی پالایش شده در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه حسابداری مالی، ۱(۱): ۳۷-۲۰.

راعی، ر. و شوخی زواره، ع. (۱۳۸۵). بررسی عملکرد استراتژی‌های سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه 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 جولای، ج. (۱۳۸۷). مقایسه بازدهی سهام رشدی و ارزشی در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه بورس اوراق بهادار، ۱(۳): ۱۳۴-۱۱۱.

کرمی، غ.؛ نظری، م. و شفیع‌پور، م. (۱۳۸۹). ارزش افزوده اقتصادی و نقدشوندگی سهام، فصلنامه 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). مجله 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، *فصلنامه تحقیقات مالی*، ۱۳ (۳۱): ۱۴۶-۱۲۱.

نمازی، م. و زراعت‌گری، ر. (۱۳۸۸). بررسی کاربرد نسبت Q توپین و مقایسه 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 مزاد بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۵ (۵۳): ۱۱۸-۱۰۱.

یحیی‌زاده‌فر، م.؛ شمس، ش. و لاریمی، ج. (۱۳۸۹). بررسی رابطه نقدشوندگی با بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامه 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](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.