

اهمیت عامل نقدشوندگی در توضیح مازاد بازده سهام: شواهد جدید از بورس اوراق بهادار تهران

عبدالرضا تالانه^۱، مینوش حسینی^۲

چکیده: پژوهش حاضر، نقش عامل نقدشوندگی را در توضیح مازاد بازده سهام شرکت‌های بورس تهران بررسی می‌کند. نتایج برازش مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، مدل دوعاملی لیوو (۲۰۰۶)، مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و مدل چهارعاملی (صرف نقدشوندگی به‌علاوه سه عامل فاما و فرنچ) بر هشت پورتفوی ساخته‌شده بر مبنای اندازه، نسبت ارزش دفتری به بازار و نقدشوندگی، نشان می‌دهد مدل دوعاملی لیوو توضیح بهتری از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای دارد؛ اما در مقایسه با مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ توان توضیح بیشتری ندارد. با افزودن صرف نقدشوندگی به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ، توان توضیحی افزایش شایان توجهی می‌یابد که نشان می‌دهد چهار عامل بازار، اندازه، ارزش و نقدشوندگی در تبیین بازده سهام مؤثرند. نتایج به‌دست‌آمده در برابر تحلیل‌های حساسیت پایدارند.

واژه‌های کلیدی: مدل دو عاملی لیوو، مدل سه عاملی فاما و فرنچ، نقدشوندگی.

۱. دانشیار گروه حسابداری دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه، فیروزکوه، ایران

۲. کارشناس ارشد حسابداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه، فیروزکوه، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۴/۰۱/۱۹

تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۴/۰۵/۱۴

نویسنده مسئول مقاله: عبدالرضا تالانه

E-mail: unistpapers@yahoo.com

مقدمه

در دو دهه گذشته، محققان مالی اهمیت نقدشوندگی را در توضیح تغییرات بازده‌های دارایی‌ها بررسی کردند و به مدل‌های قیمت‌گذاری چندعاملی با لحاظ عامل نقدشوندگی، توجه نشان دادند. انگیزه این‌گونه مطالعات، مشاهده خلاف قاعده‌ها در تحقیقات پیشین است. بر اساس نتایج پژوهش‌های گذشته، اعمال راهبردهای معاملاتی معینی مانند تمرکز بر اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، نسبت جریان نقدی به قیمت، نسبت سود به قیمت، نسبت سود تقسیمی به قیمت، اهرم مالی و راهبرد مومنتوم، بازده‌های شایان توجهی تولید می‌کنند.^۱

خلاف قاعده‌های مشاهده‌شده محققان مالی، اغلب به ناکارایی بازار نسبت داده شده است؛ اما فاما و فرنچ که از مدافعان کارایی بازار به‌شمار می‌روند، معتقدند این خلاف قاعده‌ها می‌تواند به دلیل نادرستی مدل‌های قیمت‌گذاری باشد. پس از بررسی بیشتر، فاما و فرنچ (۱۹۹۳) مدل قیمت‌گذاری سه‌عاملی (شامل صرف بازار، صرف اندازه و صرف ارزش) خود را ارائه کردند که توانست بیشتر خلاف قاعده‌ها (به غیر از راهبرد مومنتوم قیمت) را برطرف کند و نتایجی بهتر از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای ارائه دهد. مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ در بازارهای متفاوت و تحقیقاتی مانند بارثولدی و پیپر (۲۰۰۵)، صادقی‌شریف، تالانه و عسگری‌راد (۱۳۹۲)، عباسی و غزلبچه (۱۳۹۱) و اسلامی بیدگلی و خجسته (۱۳۸۷) آزمایش شد و تمام نتایج، برتری مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ را نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای تأیید کرد. موفقیت مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ در رفع خلاف قاعده‌ها، محققان را به پژوهش‌های بیشتر در این زمینه تشویق کرد.

چندی بعد، به‌منظور برطرف کردن خلاف قاعده مومنتوم^۲، کرهارت (۱۹۹۷) با افزودن صرف مومنتوم به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ، مدل چهارعاملی خود را ارائه داد و توانست تغییرات بازده را بهتر از مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ توضیح دهد. نتایج پژوهش‌های بعدی مانند اوپرین،

۱. برای نمونه، اثر اندازه در تحقیقات بانز (۱۹۸۱)، رینگانیوم (۱۹۸۱ و ۱۹۸۲) و هررا و لاکوود (۱۹۹۴) مستند شده است. تأثیر نسبت ارزش دفتری به بازار (سهام ارزشی) در تحقیقات باسو (۱۹۸۳)، روزنبرگ، رید و لنشتین (۱۹۸۵) و چان، هامائو و لاکوشیناک (۱۹۹۱) و اثر اهرم مالی در پژوهش بهاندیری (۱۹۸۸) به تأیید رسیده است. تحقیقات باسو (۱۹۷۷)، جاف، کیم و وسترفیلد (۱۹۸۹)، شواهدی از تأثیر عامل سود به قیمت سهم نشان می‌دهد. جاگادیش و تیمن (۱۹۹۳) و فوستر و خرازی (۲۰۰۸)، از سودآوری راهبرد مومنتوم در بازارهای مختلف سهام گزارش می‌دهد.

۲. اولین بار جاگادیش و تیمن (۱۹۹۳) راهبرد مومنتوم را در بازارهای سهام آمریکا در دوره زمانی بین سال‌های ۱۹۶۵ تا ۱۹۸۹ آزمایش کردند و دریافتند خرید سهام دهک برنده و فروش استقراری سهام دهک بازنده و نگهداری این پورتفوها برای دوره سه‌ماهه تا دوازده‌ماهه، سودهای غیرعادی معناداری را به‌دست می‌دهد که از ریسک سیستماتیک یا واکنش کمتر از اندازه بازار سهام به فاکتورهای عمومی ناشی نمی‌شود (صادقی‌شریف و همکاران، ۱۳۹۲).

بریلزفورد و گانت (۲۰۱۰)، هایبنت و جانسون (۲۰۱۱)، صادقی شریف، تالانه و عسگری راد (۱۳۹۲)، لام، لی و سو (۲۰۰۹) و قالیباف اصل، شمس و ساده‌وند (۱۳۸۹) از برتری مدل چهارعاملی کرهات بر مدل سه عاملی فاما و فرنچ حمایت کرد.

به‌تازگی عامل نقدشوندگی نیز در تبیین تغییرات بازده‌های سهام بررسی می‌شود که برای نمونه می‌توان به لیوو (۲۰۰۶)، سادکا (۲۰۰۶)، پاستور و استامبا (۲۰۰۳) و آمیهود (۲۰۰۲) اشاره کرد. برای مثال، لیوو (۲۰۰۶) با دو عامل صرف نقدشوندگی و صرف بازار نشان داد عامل نقدشوندگی اثرهای دو عامل اندازه و نسبت ارزش دفتری به بازار را لحاظ می‌کند. مدل دوعاملی لیوو (۲۰۰۶) توانست بیشتر خلاف قاعده‌ها و حتی مومنتوم قیمت را برطرف کند. با وجود این، تحقیقات معدودی به بررسی اعتبار مدل دوعاملی لیوو (۲۰۰۶) پرداختند. یافته‌های قالیباف اصل و ایزدی (۱۳۹۳)، قالیباف اصل و اقبالی (۱۳۹۲)، فروغی، فرهمند و ابراهیمی (۱۳۹۰) و یحیی‌زاده‌فر و خرم‌دین (۱۳۸۷)، فقط به‌طور کلی اثرگذار بودن عامل نقدشوندگی را نشان دادند؛ در این پژوهش‌ها برتری مدل دوعاملی از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ روشن نیست. برای نمونه، در پژوهش قالیباف اصل و اقبالی (۱۳۹۲)، ضریب نقدشوندگی در مدل دوعاملی (بازار و نقدشوندگی) در ۶ پورتنفوی از ۱۲ پورتنفوی بی‌معنا شده است. با وجود این، محققان تنها به استناد ضرایب تعیین نتیجه گرفتند که مدل دوعاملی برتر از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای است. در پژوهش یحیی‌زاده‌فر و خرم‌دین (۱۳۸۷) نیز، تحلیل رگرسیون‌های سری زمانی بر پورتنفوی‌های ساخته‌شده به‌صورت جداگانه برای هر یک از متغیرهای مستقل اجرا شده است که استنتاج و مقایسه نتایج را دشوار می‌کند. علاوه‌بر این در هر یک از تحقیقات یادشده، برای اندازه‌گیری نقدشوندگی از معیار کمابیش ساده‌ای استفاده شده است که نمی‌تواند همه جنبه‌های نقدشوندگی را لحاظ کند. قالیباف اصل و اقبالی (۱۳۹۲)، قالیباف اصل و ایزدی (۱۳۹۳) مشابه داتار، نایک و رادکلیف (۱۹۹۸)، از معیار گردش معاملات سهم در پژوهششان استفاده کردند که این معیار فقط معرف حجم معامله است و نمی‌تواند جنبه‌های دیگر نقدشوندگی مثل سرعت معامله، هزینه معامله و اثر قیمتی را منظور کند. همچنین، یحیی‌زاده‌فر و خرم‌دین (۱۳۸۷) همانند آمیهود (۲۰۰۲) و پاستور و استامبا (۲۰۰۳)، معیاری مبتنی بر مفهوم تأثیر قیمتی برای اندازه‌گیری واکنش قیمت به حجم معاملات را به‌کار بردند که این معیار نیز از جامعیت لازم برخوردار نبود.

با توجه به کمبود تحقیقات و ضعف روش و معیارهای اندازه‌گیری نقدشوندگی در تحقیقات داخلی، پژوهش حاضر نقش عامل نقدشوندگی را در توضیح مزاد بازده سهام شرکت‌های بورس تهران به‌کمک مدل‌های دوعاملی لیوو (۲۰۰۶) و چهارعاملی (سه‌عاملی فاما و فرنچ به‌علاوه عامل

نقدشوندگی) بررسی می کند. تفاوت و مزیت اصلی این پژوهش نسبت به مطالعات مشابه پیشین؛ اول، فراهم آوردن شواهد جدیدتر و محکم تر از پژوهش های داخلی قبلی درباره تأثیر عامل نقدشوندگی در مدل های قیمت گذاری است و دوم، استفاده از معیار نقدشوندگی لیوو (۲۰۰۶) به دلیل برخورداری از جامعیت بیشتر و لحاظ جنبه های بیشتری از نقدشوندگی است. نتایج پژوهش با فرضیه ها سازگار است و در مقایسه با پژوهش های داخلی، مثل قالیباف اصل و ایزدی (۱۳۹۳)، قالیباف اصل و اقبالی (۱۳۹۲)، فروغی و همکاران (۱۳۹۰) و یحیی زاده فر و خرممدین (۱۳۸۷)، شواهد محکم تری از اعتبار مدل دو عاملی و اهمیت شایان توجه عامل نقدشوندگی در بازار سرمایه ایران فراهم می کند که در برابر تحلیل های حساسیت نیز پایدار است. بخش بعدی مبانی نظری و تحقیقات قبلی را مرور می کند. بخش سوم، روش و داده ها را توضیح می دهد. در بخش چهارم نتایج عددی گزارش می شود و بخش پنجم به نتیجه گیری می پردازد.

پیشینه پژوهش

نقدشوندگی به معنای توانایی فروختن سریع مقدار زیادی سهم به هزینه کم و تأثیر قیمتی ناچیز است (لیوو، ۲۰۰۶). در وضعیتی که فروختن مقدار زیادی از سهام مستلزم صرف زمان زیاد، هزینه زیاد یا افت قیمتی زیاد باشد، ریسک نقدشوندگی وجود دارد. ریسک نقدشوندگی را می توان در حالتی ویژگی کلان بازار و در حالتی دیگر، ویژگی خاص شرکت در نظر گرفت. در حالت ویژگی بازار، ریسک نقدشوندگی از دوره های رکود و رونق بازار و چرخه های اقتصادی متأثر می شود و از این دید، عاملی سیستماتیک و کلان است که می تواند در قیمت گذاری دارایی سرمایه ای اثرگذار باشد. زمانی که بازار به طور کلی از نقدشوندگی کمتری برخوردار است، سرمایه گذاران انتظار دارند از سرمایه گذاری خود بازده بیشتری کسب کنند. در حالت ویژگی خاص، ریسک نقدشوندگی به تک تک سهام شرکت ها وابسته است و هر یک از سهام، درجه متفاوتی از نقدشوندگی را احراز می کنند؛ از این رو ریسک نقدشوندگی متفاوتی دارند. در این حالت نیز ریسک نقدشوندگی در تصمیم های سرمایه گذاران اهمیت دارد. سرمایه گذاران منطقی ترجیح می دهند در وضعیت مساوی در سهامی سرمایه گذاری کنند که نقدشونده تر باشد؛ زیرا ریسک کمتری دارد.

به اعتقاد لاستیگ (۲۰۰۱) آنچه سبب می شود سرمایه گذاران در تصمیم های سرمایه گذاریشان به ریسک نقدشوندگی توجه کنند، ناتوانی در بازپرداخت دیون است. لاستیگ (۲۰۰۱) استدلال می کند محدودیت در بازپرداخت دیون، سبب پدید آمدن ریسک نقدشوندگی سرمایه گذاران می شود. در همین راستا، پاستور و استامبا (۲۰۰۳) با شواهدی نشان می دهند سرمایه گذارانی که از اهرم (استقراض) استفاده کرده اند و با محدودیت تسویه مواجه اند، برای نگهداری سهامی که در

زمان نقدشوندگی کم بازار به دشواری فروخته می‌شوند، بازده بزرگ‌تری را طلب می‌کنند. آنها دریافتند که سهام با حساسیت زیاد به نقدشوندگی کل بازار، در مقایسه با سهام کم‌حساسیت، بازده بزرگ‌تری تولید می‌کند و نتیجه می‌گیرند نقدشوندگی بازار متغیر مهمی برای قیمت‌گذاری دارایی محسوب می‌شود.

از نظر لیوو (۲۰۰۶)، عدم نقدشوندگی می‌تواند توسط سرمایه‌گذارانی ایجاد شود که اطلاعات محرمانه دارند. اگر معامله‌گران اطلاعات محرمانه بازار را به‌دست آورند و سایر سرمایه‌گذاران بفهمند عده‌ای از اطلاعات محرمانه آگاه‌اند، سرمایه‌گذاران بی‌خبر از اطلاعات محرمانه، از ورود به معاملات خودداری کرده و به این کار علاقه‌ای نشان نمی‌دهند؛ این وضعیت سبب عدم نقدشوندگی بازار خواهد شد. بنابراین، صرف اطلاعات محرمانه مطرح‌شده در پژوهش ایسلی، هویکجار و اوهارا (۲۰۰۴) می‌تواند با صرف نقدشوندگی مرتبط باشد یا در صرف نقدشوندگی لحاظ شود.

شرکت‌ها نیز می‌توانند منشأ عدم نقدشوندگی باشند. هیچ سرمایه‌گذار عاقلی به نگهداری سهام شرکتی که در بازپرداخت دیون ناتوان است یا تیم مدیریتی ضعیفی دارد، علاقه‌مند نیست؛ از این رو سهام چنین شرکت‌هایی کمتر نقدشونده است. شرکت‌های کوچک (بر حسب ارزش بازار سهام) و شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار زیاد، به احتمال بیشتر جزء شرکت‌های ناتوان در بازپرداخت دیون و شرکت‌های با تیم مدیریتی ضعیف قرار می‌گیرند. پس می‌توان نتیجه گرفت که شرکت‌های کوچک و شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به بازار زیاد، به احتمال بیشتر کمتر نقدشونده‌اند. بنابراین، عامل نقدشوندگی باید بتواند ریسک‌های مرتبط در این زمینه را دست‌کم همانند دو عامل اندازه و نسبت ارزش دفتری به بازار منظور کند (لیوو، ۲۰۰۶). هم‌راستا با این استدلال، چویی و وی (۱۹۹۸) دریافتند دو عامل اندازه و نقدشوندگی، تأثیر بسیاری در تبیین بازده سهام می‌گذارند و اثر اندازه و اثر نقدشوندگی ارتباط نزدیکی با یکدیگر دارند؛ به طوری که تفکیک این دو اثر از هم دشوار است.

برخی از تحقیقات در زمینه نقدشوندگی، سیستماتیک‌بودن ریسک نقدشوندگی را بررسی کرده‌اند. کوردیا، رول و سابرحمانیام (۲۰۰۰) و هابرمن و هالکا (۲۰۰۱) مثال‌هایی از این نوع هستند. در این تحقیقات به کمک پراکسی‌های متفاوت برای نقدشوندگی، ویژگی فراگیربودن ریسک نقدشوندگی بررسی شده است. در دسته دیگری از تحقیقات، واردکردن ریسک نقدشوندگی در مدل‌های قیمت‌گذاری چندعاملی، هدف تحقیق بوده است. مطالعات لیوو (۲۰۰۶) و پاستور و استامبا (۲۰۰۳)، دو نمونه از این نوع تحقیقات است. در برخی دیگر از تحقیقات، هدف ارائه معیاری برای اندازه‌گیری نقدشوندگی بوده است. برای مثال، آمیهود و مندلسون (۱۹۸۶) در اندازه‌گیری نقدشوندگی از دامنه خریدوفروش پیشنهادی بهره برده‌اند. داتار، نایک و رادکلیف

(۱۹۹۸) نسبت گردش معاملات سهم، یعنی نسبت تعداد سهم معامله شده به سهم موجود را به عنوان معیار اندازه گیری نقدشوندگی سهم معرفی کردند. آمیهود (۲۰۰۲) نسبت قدرمطلق بازده سهم به حجم ریالی معاملات را معیار اندازه گیری نقدشوندگی در نظر گرفته است.

نقدشوندگی مفهومی چندبعدی است؛ بنابراین معیار اندازه گیری آن باید همه ابعاد نقدشوندگی را لحاظ کند. با وجود این مطالعات تجربی، معیارهای نقدشوندگی متفاوتی را به کار برده اند که این معیارها بیشتر بر یک بعد از نقدشوندگی تمرکز می کنند. برای نمونه، معیار شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش در کارهای آمیهود و مندلسون (۱۹۸۶)، هاشمی، قجاوند و قجاوند (۱۳۹۲) و فروغی و همکاران (۱۳۹۰)، فقط به بعد هزینه معاملات توجه دارد. داتار و همکاران (۱۹۹۸)، هاشمی و همکاران (۱۳۹۲)، قالیباف اصل و کریمی (۱۳۹۱)، قالیباف اصل و اقبالی (۱۳۹۲) و قالیباف اصل و ایزدی (۱۳۹۳)، از معیار گردش سهم که معرف مقدار معامله است، بهره بردند. آمیهود (۲۰۰۲)، پاستور و استامبا (۲۰۰۳)، رستمی و رضایی مقدم (۱۳۹۲) و یحیی زاده فر و خرم‌دین (۱۳۸۷)، از معیاری مبتنی بر مفهوم تأثیر قیمتی به عنوان معیار نقدشوندگی برای اندازه گیری واکنش قیمت به حجم معاملات استفاده کردند. با توجه به ماهیت چندبعدی نقدشوندگی، روشن است که معیارهای پیش گفته توانایی محدودی در لحاظ کامل ریسک نقدشوندگی دارند و حتی ممکن است این تحقیقات به نتایج نادرستی رسیده باشند (لیوو، ۲۰۰۶).

لیوو (۲۰۰۶) از معیار متفاوتی برای اندازه گیری نقدشوندگی استفاده می کند که این معیار از دو بخش تشکیل می شود: بخش اول؛ نسبت تعداد روزهای غیرمعاملاتی در دوره یک ساله و بخش دوم؛ معکوس نسبت گردش معاملات. وی با بهره مندی از این معیار، به بررسی نقش ریسک نقدشوندگی در توضیح بازده سهام می پردازد. نتایج تحقیقات لیوو (۲۰۰۶) نشان می دهد مدل دوعاملی (بازار و نقدشوندگی) در توضیح بازده های مقطعی نسبت به مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای و مدل سه عاملی فاما و فرنچ، بهتر عمل می کند.

قالیباف اصل و اقبالی (۱۳۹۲)، به بررسی توان توضیح دهندگی مدل دوعاملی بازار و نقدشوندگی در تبیین بازده سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس تهران پرداختند و آن را با مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای و مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) مقایسه کردند. نتایج این پژوهش نشان می دهد بین بازده سهام با بازده مازاد بازار و نقدشوندگی، ارتباط معناداری وجود دارد و تغییرات بازده سهام به وسیله دو عامل مازاد بازار و نقدشوندگی در حد قابل قبولی (به طور متوسط ۲۴ درصد) تبیین می شود. در پژوهش آنها، ضریب نقدشوندگی در مدل دوعاملی (بازار و نقدشوندگی) در ۶ پورتفوی از ۱۲ پورتفوی (جدول های ۱-۱ و ۲-۱) بی معنا شده است. با وجود این، محققان با استناد به ضرایب تعیین نتیجه می گیرند مدل دوعاملی برتر از مدل قیمت گذاری دارایی

سرمایه‌ای است. آنها عامل ریسک نقدشوندگی را بر حسب گردش معاملات سهام به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ افزودند و نتیجه گرفتند تغییرات بازده سهام در بورس تهران از طریق چهار عامل بازده مازاد بازار، اندازه، نسبت ارزش دفتری به بازار و گردش معاملات سهام، در حد قابل قبولی (به‌طور متوسط ۴۰ درصد) تبیین می‌شود؛ این در حالی است که اغلب ضرایب به‌دست‌آمده برای عامل نقدشوندگی (جدول‌های ۴ و ۵) معنادار نیست.

آمیهود و مندلسون (۱۹۸۶)، اختلاف قیمت پیشنهادی خریدوفروش سهام را به‌عنوان معیار نقدشوندگی به‌کار بردند. اختلاف قیمت پیشنهادی خریدوفروش، متغیر مستقیمی از ریسک نقدشوندگی به‌شمار می‌رود؛ یعنی با افزایش اختلاف قیمت، ریسک افزایش می‌یابد. پژوهش آنها رابطه مثبت بین اختلاف قیمت پیشنهادی خریدوفروش سهام و بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران را تأیید می‌کند و نشان می‌دهد با افزایش ریسک نقدشوندگی، بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران نیز بیشتر می‌شود. چن و کان (۱۹۸۹) نیز در اندازه‌گیری نقدشوندگی، همانند آمیهود و مندلسون (۱۹۸۶) اختلاف قیمت پیشنهادی خریدوفروش سهام را معیار ریسک در نظر گرفتند؛ اما نتیجه مشابهی به‌دست نیاورند. چن و کان (۱۹۸۹) نشان دادند رابطه بین بازده و اختلاف قیمت پیشنهادی خریدوفروش سهام، نسبت به روش برآورد حساس است. آنها با بهره‌مندی از روش آمیهود و مندلسون (۱۹۸۶) و با تحلیل متفاوت، به این نتیجه رسیدند که رابطه مشخصی بین اختلاف قیمت پیشنهادی خریدوفروش سهام و بازده سهام تعدیل‌شده به ریسک وجود ندارد.

نتایج برخی از پژوهش‌های داخلی، مانند مهرانی و رساییان (۱۳۸۸)، یحیی‌زاده‌فر و همکاران (۱۳۸۹) و یحیی‌زاده‌فر و خرم‌دین (۱۳۸۷)، نیز با تئوری ناسازگار است. برای نمونه، نتایج پژوهش یحیی‌زاده‌فر و همکارانش (۱۳۸۹) مبین برقراری رابطه مثبت و معنادار بین ضریب متغیر نرخ گردش معاملات و بازده سهام است. این نتیجه ممکن است به‌دلیل افزایش جذابیت سهام نقدشونده و افزایش تقاضا برای این‌گونه سهام باشد. آنها به‌کمک روش داده‌های ترکیبی دریافتند که رابطه نرخ گردش سهام به‌عنوان معیار نقدشوندگی با بازده سهام، مثبت و معنادار است و دو عامل اندازه و نسبت ارزش دفتری به بازار، به‌ترتیب اثرهای معنادار مثبت و منفی بر بازده سهام می‌گذارند. همچنین، نتایج پژوهش یحیی‌زاده‌فر و خرم‌دین (۱۳۸۷)، تأثیر عدم نقدشوندگی و اندازه بر مازاد بازده سهام را منفی نشان داد و تأثیر مازاد بازده بازار و نسبت ارزش دفتری به بازار بر مازاد بازده سهام را مثبت گزارش کرد.

به‌طور خلاصه، بررسی نظریه‌ها و پیشینه پژوهش نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران منطقی از سهام کمتر نقدشونده، انتظار بازده بیشتری دارند و رابطه معکوسی بین بازده سهام و نقدشوندگی وجود دارد. برخی از مطالعات گذشته (مانند آمیهود و مندلسون، ۱۹۸۶ و داتار و همکاران، ۱۹۹۸)

رابطه منفی بین بازده سهام و نقدشوندگی را تأیید می کنند و برخی دیگر (برای نمونه لیوو، ۲۰۰۶ و پاستور و استامبا، ۲۰۰۳) نشان می دهند افزودن صرف نقدشوندگی به مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای، توضیح بهتری از بازده سهام ارائه می دهد. پاستور و استامبا (۲۰۰۳) دریافتند که ریسک نقدشوندگی (بر حسب حساسیت بازده سهام به نوسان ها در نقدشوندگی بازار) قیمت گذاری می شود و نقدشوندگی بازار متغیر اصلی قیمت گذاری دارایی به شمار می رود. برخی از تحقیقات داخلی (برای نمونه مجتهدزاده و طارمی، ۱۳۸۵)، نیز نتیجه گرفتند هر یک از عوامل نقدشوندگی، اندازه، نسبت ارزش دفتری به بازار و بازار، در تبیین بازدهی سهام اهمیت بسزایی دارند. بنابراین، به عنوان فرضیه های پژوهش انتظار می رود صرف نقدشوندگی با بازده سهام رابطه ای معکوس و معنادار داشته باشد و افزودن عامل نقدشوندگی به مدل های قیمت گذاری دارایی سرمایه ای و مدل سه عاملی فاما و فرنچ، توضیح بهتری از تغییرات بازدهی سهام ارائه دهد.

روش شناسی پژوهش

همه شرکت هایی که تا قبل از سال ۱۳۷۹ در فهرست بورس اوراق بهادار تهران قرار داشتند برای جامعه آماری انتخاب شدند و از ابتدای سال ۱۳۸۱ تا پایان ۱۳۹۱ (۱۳۲ ماه) دوره زمانی تحقیق در نظر گرفته شد. از این فهرست، شرکت هایی که در سال کمتر از ۵۰ روز معامله داشتند، شرکت هایی که سال مالی آنها در اسفندماه ختم نمی شد، شرکت هایی که نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار منفی داشتند، بانک ها، بیمه ها، شرکت های سرمایه گذاری، خدماتی و مادرشرکت ها حذف شدند. توزیع شرکت های باقی مانده در صنایع به شرح جدول ۱ است.

جدول ۱. توزیع شرکت های نمونه بر حسب صنایع

صنعت	تعداد شرکت	درصد فراوانی
دارویی	۱۵	۱۷
خودرو و قطعات خودرو	۱۳	۱۵
شیمیایی	۱۱	۱۳
فلزهای اساسی	۷	۸
سیمان، آهک، گچ	۷	۸
کاشی و سرامیک	۷	۸
ماشین آلات تجهیزات	۶	۷
غذایی	۶	۷
کانی غیرفلزی	۴	۵
سایر صنایع	۱۰	۱۲
جمع	۸۶	۱۰۰

کنترل تاثیر متغیرها

برای کنترل اثر متغیرها، از شیوه پورتفوسازی متداول در تحقیقاتی چون فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، کرهاارت (۱۹۹۷) و صادقی شریف و همکاران (۱۳۹۲) استفاده شد؛ بدین صورت که ابتدای هر سال، شرکت‌ها بر مبنای ارزش بازار سهام (معیار اندازه) به دو گروه مساوی کوچک (S) و بزرگ (B) دسته‌بندی شدند. سپس شرکت‌ها به‌طور مستقل بر اساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (معیار ارزشی یا رشدی بودن سهم) به دو گروه مساوی رشدی (L) و ارزشی (H) تفکیک شدند. دست آخر تمام سهام موجود بر اساس معیار نقدشوندگی لیوو (۲۰۰۶) در دو گروه نقدشونده (L) و غیرنقدشونده (I) قرار گرفتند. از ترکیب این سه دسته‌بندی، هشت پورتفوی به شرح جدول ۲ به دست آمد.

جدول ۲. معرفی پورتفویهای تشکیل شده

شماره	نماد پورتفوی	ویژگی شرکت‌های درون پورتفوی
۱	BHL	بزرگ، B/M زیاد (ارزشی)، نقدشونده
۲	BHI	بزرگ، B/M زیاد (ارزشی)، غیرنقدشونده
۳	BLL	بزرگ، B/M کم (رشدی)، نقدشونده
۴	BLI	بزرگ، B/M کم (رشدی)، غیرنقدشونده
۵	SHL	کوچک، B/M زیاد (ارزشی)، نقدشونده
۶	SHI	کوچک، B/M زیاد (ارزشی)، غیرنقدشونده
۷	SLL	کوچک، B/M کم (رشدی)، نقدشونده
۸	SLI	کوچک، B/M کم (رشدی)، غیرنقدشونده

مدل‌های رگرسیونی

برای بررسی نقش و توان توضیحی عامل نقدشوندگی در مدل‌های دوعاملی و چهارعاملی و مقایسه نتایج با مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ، چهار مدل رگرسیونی سری زمانی به شرح زیر تدوین شده است:

$$(R_{P,t} - R_f) = \alpha_p + \beta_{1,p}MP + \varepsilon_{P,t} \quad \text{مدل (۱)}$$

$$(R_{P,t} - R_f) = \alpha_p + \beta_{1,p}MP + \beta_{2,p}IML + \varepsilon_{P,t} \quad \text{مدل (۲)}$$

$$(R_{P,t} - R_f) = \alpha_p + \beta_{1,p}MP + \beta_{2,p}SMB + \beta_{3,p}HML + \varepsilon_{P,t} \quad \text{مدل (۳)}$$

$$(R_{P,t} - R_f) = \alpha_p + \beta_{1,p}MP + \beta_{2,p}SMB + \beta_{3,p}HML + \beta_{4,p}IML\varepsilon_{P,t} \quad \text{مدل (۴)}$$

در این مدل ها R_p معرف بازده پورتنفوی؛ R_f معرف نرخ بازده بدون ریسک؛ MP صرف بازار، IML صرف نقدشوندگی، SMB صرف اندازه، HML صرف ارزش، اندیس p معرف پورتنفوی و اندیس t معرف دوره (ماه) است.

هر یک از مدل های بالا به تفکیک پورتنفوی های هشت گانه برازش می شوند. از آنجا که متغیر وابسته به صورت تفاضل بازده پورتنفوی و بازده بدون ریسک $(R_p - R_f)$ وارد مدل ها شده است، انتظار می رود ضرایب ثابت (آلفاها) در همه برازش ها بی معنا باشند. انتظار می رود در پورتنفوی های نقدشونده مدل ۲، ضریب متغیر عامل نقدشوندگی منفی و معنادار شود و در پورتنفوی های غیرنقدشونده مثبت و معنادار باشد. همچنین، برتری مدل دو عاملی بر مدل سه عاملی فاما و فرنچ از مقایسه ضریب تعیین تعدیل شده مدل های دوم و سوم مشخص خواهد شد. دست آخر، معناداری ضریب عامل نقدشوندگی و ضریب تعیین تعدیل شده مدل چهارم، برای بررسی اعتبار مدل چهار عاملی و مقایسه آن با مدل های دوم و سوم به کار می رود.

اندازه گیری متغیرها

برای هر یک از هشت پورتنفوی تشکیل شده، متغیر وابسته به صورت مازاد بازده هر پورتنفوی بر بازده بدون ریسک $(R_p - R_f)$ محاسبه شد که در آن از نرخ اوراق مشارکت مصوب شورای پول و اعتبار برای نرخ بازده بدون ریسک (R_f) استفاده شد و بازده پورتنفویها (R_p) از طریق متوسط بازدهی سهام درون پورتنفویها در هر ماه (۱۳۲ ماه) به دست آمد^۱.

نقدشوندگی سهام شرکتها در پایان هر ماه به کمک معیار لیوو (۲۰۰۶) از طریق رابطه ۱ به دست آمد.

$$LIQ = \frac{NNTD}{250} + \frac{1/T}{1000000} \quad \text{رابطه ۱}$$

که در آن؛ $NNTD$ تعداد روزهایی از ۲۵۰ روز کاری در سال که در آن روزها سهم معامله نشده است و T متوسط گردش های معاملات روزانه سهم طی ۲۵۰ روز معاملاتی است. گردش روزانه سهم از تقسیم تعداد سهم معامله شده در یک روز بر تعداد کل سهم در پایان روز به دست می آید. در واقع، جمله اول نسبت روزهایی را نشان می دهد که سهمی معامله نشده و جمله دوم بر روزهایی تمرکز دارد که سهم معامله شده است. جمله دوم همان معکوس متوسط گردش

۱. به استثنای نرخ سود اوراق مشارکت (بازده بدون ریسک) که از پایگاه اینترنتی بانک مرکزی به دست آمد، داده های دیگر پژوهش، شامل شاخص قیمت و سود نقدی، بازده ماهانه سهام شرکتها و آمار معاملات روزانه و ماهانه سهام، از نرم افزار ره آورد نوین استخراج شد.

معاملات سهم در پژوهش‌های داتار و همکاران (۱۹۹۸) و لی و سوامیناتان (۲۰۰۰) است که برای تبدیل آن به مقیاسی بین صفر تا یک، بر عدد یک میلیون تقسیم می‌شود. متغیرهای مستقل پژوهش، شامل صرف بازار (MP)، صرف اندازه (SMB)، صرف ارزش (HML) و صرف نقدشوندگی (IML)، به صورت متوسط تفاضل بازدهی پورتهوهای تشکیل شده، از طریق رابطه‌های ۲ تا ۵ محاسبه شده‌اند.

$$MP = R_m - R_f \quad \text{رابطه ۲}$$

$$SMB = [(SHI + SHL + SLI + SLL) - (BHI + BHL + BLI + BLL)]/4 \quad \text{رابطه ۳}$$

$$HML = [(SHI + SHL + BHI + BHL) - (SLI + SLL + BLI + BLL)]/4 \quad \text{رابطه ۴}$$

$$IML = [(SHI + SLI + BHI + BLI) - (SHL + SLL + BHL + BLL)]/4 \quad \text{رابطه ۵}$$

در تمام رابطه‌ها؛ MP معرف صرف بازار (مازاد بازده بازار بر بازده بدون ریسک) است.^۱ حرف S معرف پورتهوهای با سهم کوچک؛ حرف B معرف پورتهوهای با سهم بزرگ؛ حرف وسط که می‌تواند H یا L باشد، به ترتیب معرف ارزشی یا رشدی بودن سهام درون پورتهوی؛ حرف آخر معرف غیرنقدشونده (I) یا نقدشونده (L) بودن سهم است. بنابراین، متغیر SMB نشان‌دهنده متوسط مازاد بازده پورتهوهای کوچک بر بزرگ است؛ به این معنا که سهام شرکت‌های کوچک خریداری و سهام شرکت‌های بزرگ فروش استقراضی شده است؛ در حالی که اثرهای بازار، ارزشی یا رشدی بودن سهم و نقدشوندگی، کنترل شده است. به همین ترتیب توضیح مشابهی را می‌توان برای HML و IML بیان کرد.

یافته‌های پژوهش

در جدول ۳ آمار توصیفی و ضرایب همبستگی پیرسون بین متغیرهای پژوهش درج شده است. مشابه مطالعات پیشین (برای نمونه صادقی شریف و همکاران، ۱۳۹۲) میانگین و انحراف معیار عامل بازار، به ازای هر ماه به ترتیب ۱/۰۴ درصد و ۵/۸۹ درصد به دست آمده است. میانگین صرف اندازه نیز ۰/۲۴ درصد است که علامت مثبت این متغیر با تحقیقات فاما و فرنچ (۱۹۹۶)؛ ال‌هر، مسمودی و سورت (۲۰۰۴) و اوبرین، بریلزفورد و گانت (۲۰۱۰) مطابقت دارد. میانگین HML نیز برابر ۰/۳۷- درصد به دست آمد که به نتایج صادقی شریف و همکارانش (۱۳۹۲)

۱. بازده ماهانه بازار با ارقام شاخص قیمت و سود نقدی در پایان هر ماه به کمک رابطه $R_m = (I_t - I_{t-1})/I_{t-1}$ محاسبه می‌شود.

نزدیک است؛ اما در بیشتر تحقیقات گذشته (مثل فاما و فرنچ، ۱۹۹۶ و ۱۹۹۸؛ لیو و واسالو، ۲۰۰۰ و شارپ، ۱۹۹۳)، علامت این متغیر مثبت است. میانگین منفی به دست آمده برای IML شاید به این دلیل باشد که مقادیر بازده های سهام نقدشونده بیشتر از غیر نقدشونده هاست.

آماره جارك - برا برای متغیر وابسته نشان می دهد فرض نرمال بودن توزیع این متغیر را نمی توان رد کرد و پیش شرط نرمال بودن متغیر وابسته در اجرای برآزش ها برقرار است. ضرایب همبستگی بین متغیرهای مستقل مدل های رگرسیونی، نشان می دهد قوی ترین همبستگی، بین عامل بازار و صرف نقدشوندگی (-۰/۴۷) است که اشکال عمده ای در برآزش ها ایجاد نمی کند. مقادیر سایر ضرایب همبستگی بین متغیرهای مستقل ناچیز و نزدیک به صفر است.

جدول ۳. آمار توصیفی و ضرایب همبستگی

IML	HML	SMB	MP	$R_p - R_f$	نوع متغیر
مستقل	مستقل	مستقل	مستقل	وابسته	
-۰/۲۷۷۰	-۰/۳۷۶۵	-۰/۲۳۹۳	۱/۰۴۶۴	-۰/۳۶۳۰	میانگین
-۰/۴۸۵۰	-۰/۱۸۰۰	-۰/۳۷۰۰	-۰/۲۲۰۰	-۰/۲۵۹۰	میانه
۳/۴۷۵۶	۲/۸۴۴۳	۲/۶۴۵۸	۵/۸۹۵۵	۲/۹۳۶۲	انحراف معیار
۸/۴۹۰۰	۷/۸۸۰۰	۸/۰۳۰۰	۲۸/۱۶۰۰	۷/۱۳۷۴	بیشینه
-۹/۲۹۰۰	-۹/۲۶۰۰	-۶/۵۴۰۰	-۱۱/۱۸۰۰	-۵/۳۴۳۹	کمینه
۰/۲۶۵۱	۰/۴۰۶۱	۰/۰۵۱۵	۰/۹۶۳۵	۰/۱۲۸۴	چولگی
۳/۱۰۰۴	۴/۶۵۷۰	۳/۰۴۴۲	۵/۱۴۶۸	۲/۳۰۸۲	کشیدگی
۱/۶۰۱۱	۱۸/۷۲۸۷	-۰/۰۶۹۰	۴۵/۷۷۱۴	۲/۹۹۵۳	جارك - برا
۰/۴۴۹۱	-۰/۰۰۰۱	-۰/۹۶۶۱	-۰/۰۰۰۰	-۰/۲۲۳۷	احتمال
ضرایب همبستگی پیرسون					
IML	HML	SMB	MP	$R_p - R_f$	
					$R_p - R_f$
				-۰/۶۸۰۲	MP
			-۰/۲۰۰۵	-۰/۰۸۲۳	SMB
		-۰/۲۲۷۷	-۰/۲۳۰۷	-۰/۲۰۹۳	HML
	-۰/۰۴۹۹	-۰/۰۱۳۲	-۰/۴۷۷۰	-۰/۴۶۲۰	IML

ویژگی های پورتفوها

بخش «الف» تا «د» از جدول ۴ به ترتیب تعداد شرکت ها، میانگین ارزش بازار، ارزش دفتری به ارزش بازار و نقدشوندگی را بر حسب پورتفوسازی، گزارش می کند.

جدول ۴. ویژگی‌های پورتهوها

نقدشونده (L)		غیر نقدشونده (I)	
بخش الف: تعداد شرکت‌ها (درصد به کل شرکت‌ها)			
۱۱ (%۱۳)	۱۹ (%۲۲)	رشدی (L)	بزرگ (B)
۴ (%۴)	۹ (%۱۱)	ارزشی (H)	
۹ (%۱۰)	۴ (%۵)	رشدی (L)	کوچک (S)
۱۹ (%۲۲)	۱۱ (%۱۳)	ارزشی (H)	
بخش ب: میانگین اندازه بر حسب ارزش بازار (میلیارد ریال)			
۱۶۵۶	۳۹۲۷	رشدی (L)	بزرگ (B)
۸۳۴	۴۴۳۰	ارزشی (H)	
۱۹۱	۲۳۸	رشدی (L)	کوچک (S)
۱۳۷	۲۰۴	ارزشی (H)	
بخش ج: میانگین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار			
۰/۲۵	۰/۲۷	رشدی (L)	بزرگ (B)
۰/۷۳	۰/۸۰	ارزشی (H)	
۰/۳۲	۰/۳۸	رشدی (L)	کوچک (S)
۰/۹۱	۰/۹۶	ارزشی (H)	
بخش د: میانگین معیار نقدشوندگی			
۰/۶۸	۰/۲۷	رشدی (L)	بزرگ (B)
۰/۶۸	۰/۲۲	ارزشی (H)	
۰/۷۲	۰/۳۱	رشدی (L)	کوچک (S)
۰/۷۱	۰/۳۲	ارزشی (H)	

قسمت «الف» نشان می‌دهد ۳۰ شرکت (۳۵ درصد) در گروه شرکت‌های بزرگ و رشدی قرار گرفته‌اند که این رقم بیش از دو برابر شرکت‌هایی است که در گروه بزرگ و ارزشی (۱۳ شرکت معادل ۱۵ درصد) قرار دارند. همچنین مطابق انتظار، تعداد بیشتری از شرکت‌های بزرگ در گروه نقدشونده‌ها و تعداد بیشتری از شرکت‌های کوچک در دسته غیرنقدشونده‌ها قرار گرفته‌اند که با استدلال لیوو (۲۰۰۶) همخوانی دارد.

بخش «ب» نشان می‌دهد به‌طور متوسط سهام رشدی در مقایسه با سهام ارزشی تمایل بیشتری به بزرگ‌تر بودن دارند. در تمام پورتهوها (بجز یک مورد)، ارزش بازار پورتهوهای رشدی از پورتهوهای ارزشی متناظر خود بیشتر است. همچنین، میانگین ارزش بازار تمام پورتهوهای نقدشونده به‌طور چشمگیری از ارزش بازار پورتهوهای غیرنقدشونده متناظرش بزرگ‌تر است.

بخش «ج» نشان می‌دهد مقادیر B/M در گروه نقدشونده، قدری بزرگ‌تر از مقادیر متناظرشان در گروه غیرنقدشونده‌اند. همچنین، نسبت ارزش دفتری به بازار گروه کوچک از سهام متناظرش در گروه بزرگ، بزرگ‌تر است.

در بخش «د» متوسط معیار نقدشوندگی برای شرکت‌های کوچک از شرکت‌های بزرگ در هر دو گروه نقدشونده و غیرنقدشونده قدری بیشتر شده است که نشان می‌دهد شرکت‌های بزرگ نقدشونده‌ترند که با بخش «الف» سازگار است.

بخش «الف» و «ب» جدول ۵ به ترتیب بازده پورتهوها و انحراف معیار آنها را نشان می‌دهد.

جدول ۵. بازده پورتهوها

نقدشونده (L)		غیرنقدشونده (I)	
بخش الف: میانگین بازده ماهانه (%)			
۲/۱۹	۱/۷۷	رشدی (L)	بزرگ (B)
۱/۱۸	۰/۸۴	ارزشی (H)	
۱/۸۸	۱/۲۳	رشدی (L)	کوچک (S)
۱/۶۲	۲/۰۷	ارزشی (H)	
بخش ب: انحراف معیار (%)			
۵/۱۰	۳/۷۶	رشدی (L)	بزرگ (B)
۵/۰۸	۴/۳۰	ارزشی (H)	
۵/۳۶	۳/۸۹	رشدی (L)	کوچک (S)
۴/۴۰	۳/۳۹	ارزشی (H)	

پورتهوهای رشدی (بجز یک مورد) عملکرد بهتری نسبت به پورتهوهای ارزشی دارند؛ این در حالی است که اثر ارزش (به معنای عملکرد بهتر پورتهوهای ارزشی نسبت به پورتهوهای رشدی) در مطالعاتی همچون فاما و فرنچ (۱۹۹۸) و لیو و واسالو (۲۰۰۰) مستند شده است. همچنین، پورتهوهای نقدشونده، بازده و انحراف معیار بیشتری را در مقایسه با پورتهوهای غیرنقدشونده به دست آورده‌اند. درباره اثر اندازه نیز، اگرچه به طور معمول پورتهوهای کوچک بازده بیشتری را در تحقیقات گذشته نشان داده‌اند، در اینجا روند خاصی مشهود نیست.

از مجموع چهار پورتهوی متناظر، در دو پورتهوی بازده سهام کوچک بیشتر است (پورتهوهای SHI و SHL) و در دو پورتهوی دیگر سهام بزرگ (پورتهوهای BLI و BLL) عملکرد بهتری را نشان می‌دهند.

نتایج برازش رگرسیون‌ها

جدول ۶ نتایج برازش مدل‌های رگرسیونی را به تفکیک هشت پورتفوی نشان می‌دهد. برای هر پورتفوی چهار مدل و در مجموع ۳۲ برازش، شامل مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM)، مدل دوعاملی لیوو (CAPM+LIQ)، مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (FF3) و مدل چهارعاملی (FF3+LIQ) اجرا شده است.^۱

جدول ۶. نتایج برازش چهار مدل رگرسیونی به تفکیک هشت پورتفوی بر مبنای ۱۳۲ مشاهده ماهانه

Portfolio 1. (BHL)		α	MP	SMB	HML	IML	F	R ² -Adj.
CAPM	Coef.	-۰/۷۹۲۶	۰/۵۱۵۷	-	-	-	۷۲/۲۴۷۴	۰/۳۵۲۳
	Prob.	۰/۰۲۵۱	۰/۰۰۰۰				۰/۰۰۰۰	
CAPM+LIQ	Coef.	-۰/۷۸۱۸	۰/۳۳۹۱	-	-	-۰/۶۲۷۹	۶۴/۳۴۳۳	۰/۴۹۱۶
	Prob.	۰/۰۴۰۲	۰/۰۰۰۰			۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	
FF3	Coef.	-۰/۵۳۴۷	۰/۵۲۳۸	-۰/۴۳۹۶	-۰/۴۲۸۱	-	۴۱/۲۶۲۹	۰/۴۷۹۷
	Prob.	۰/۰۸۱۲	۰/۰۰۰۰	۰/۰۱۰۹	۰/۰۰۴۶		۰/۰۰۰۰	
FF3+LIQ	Coef.	-۰/۵۰۳۶	۰/۳۱۵۵	-۰/۵۶۵۱	-۰/۳۴۲۶	-۰/۶۶۶۷	۵۸/۲۸۵۹	۰/۶۳۶۳
	Prob.	۰/۰۹۱۱	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۱۶۱	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	
Portfolio 2. (BHL)		α	MP	SMB	HML	IML	F	R ² -Adj.
CAPM	Coef.	-۰/۶۸۰۸	۰/۰۸۵۰	-	-	-	۱/۸۰۷۴	۰/۰۰۶۱
	Prob.	۰/۱۸۵۴	۰/۴۰۰۸				۰/۱۸۱۲	
CAPM+LIQ	Coef.	-۰/۶۸۸۴	۰/۲۰۸۵	-	-	-۰/۴۳۹۲	۸/۱۳۰۳	۰/۰۹۸۲
	Prob.	۰/۱۱۷۱	۰/۰۵۵۵			۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۵	
FF3	Coef.	-۰/۳۸۳۹	۰/۰۴۶۲	-۰/۷۱۲۵	-۰/۲۲۷۶	-	۱۴/۸۳۶۸	۰/۲۴۰۶
	Prob.	۰/۳۶۲۶	۰/۶۷۰۵	۰/۰۰۰۰	۰/۱۸۰۳		۰/۰۰۰۰	
FF3+LIQ	Coef.	-۰/۴۰۲۱	۰/۱۶۷۶	-۰/۶۳۹۴	-۰/۲۷۷۵	-۰/۳۸۸۳	۱۵/۸۲۴۱	۰/۳۱۱۶
	Prob.	۰/۲۶۱۲	۰/۱۴۵۹	۰/۰۰۰۰	۰/۰۵۵۲	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	
Portfolio 3. (BLL)		α	MP	SMB	HML	IML	F	R ² -Adj.
CAPM	Coef.	-۰/۱۰۶۳	۰/۶۲۲۵	-	-	-	۱۳۷/۵۷۷۴	۰/۵۱۰۴
	Prob.	۰/۷۵۳۲	۰/۰۰۰۰				۰/۰۰۰۰	
CAPM+LIQ	Coef.	-۰/۱۱۵۷	۰/۴۶۹۲	-	-	-۰/۵۴۵۱	۱۰۵/۲۵۰۹	۰/۶۱۴۱
	Prob.	۰/۷۳۵۳	۰/۰۰۰۰			۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	
FF3	Coef.	-۰/۱۱۶۷	۰/۵۴۷۵	-۰/۳۴۱۳	-۰/۳۹۷۸	-	۵۶/۳۱۶۳	۰/۵۵۸۸
	Prob.	۰/۷۳۰۳	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۸۲	۰/۰۰۴۳		۰/۰۰۰۰	
FF3+LIQ	Coef.	-۰/۱۴۵۹	۰/۳۵۲۳	-۰/۴۵۹۰	-۰/۴۷۷۹	-۰/۶۲۴۸	۷۵/۵۴۲۷	۰/۶۹۴۸
	Prob.	۰/۶۵۳۵	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	

۱. به دلیل احتمال مشکل خودهمبستگی مرتبه اول، تمام برازش‌ها با بهره‌مندی از تصحیح نیووی - وست (۱۹۸۷) اجرا شده است. برای اطمینان بیشتر، بار دیگر برازش‌ها با اتورگرسیو مرتبه اول (AR1) به اجرا درآمد که نتایج آن تفاوت مشهودی با نتایج کنونی نداشت.

ادامه جدول ۶

Portfolio 4. (BLI)		α	MP	SMB	HML	IML	F	R ² -Adj.
CAPM	Coef.	-.0861	-.2360	-	-	-	20/6250	-.1303
	Prob.	-.8271	-.0004				-.0000	
CAPM+LIQ	Coef.	-.0796	-.3422	-	-	-.3777	19/3850	-.2192
	Prob.	-.8178	-.0001			-.0210	-.0000	
FF3	Coef.	-.0825	-.1250	-.4701	-.6171	-	24/3866	-.3488
	Prob.	-.8005	-.0068	-.0057	-.0023		-.0000	
FF3+LIQ	Coef.	-.0686	-.2176	-.4143	-.5790	-.2964	22/9936	-.4018
	Prob.	-.8190	-.0007	-.0056	-.0013	-.0089	-.0000	
Portfolio 5. (SHL)		α	MP	SMB	HML	IML	F	R ² -Adj.
CAPM	Coef.	-.1167	-.2863	-	-	-	22/0184	-.1383
	Prob.	-.7974	-.0021				-.0000	
CAPM+LIQ	Coef.	-.1041	-.0815	-	-	-.7283	42/3623	-.3871
	Prob.	-.7872	-.3028			-.0000	-.0000	
FF3	Coef.	-.1178	-.4148	.6642	.6171	-	23/7818	-.3328
	Prob.	-.6104	-.0000	-.0000	-.0008		-.0000	
FF3+LIQ	Coef.	-.1481	-.2161	.5445	-.5356	-.6358	27/9052	-.5298
	Prob.	-.6325	-.0118	-.0004	-.0077	-.0000	-.0000	
Portfolio 6. (SHI)		α	MP	SMB	HML	IML	F	R ² -Adj.
CAPM	Coef.	-.4559	-.1694	-	-	-	12/3336	-.0796
	Prob.	-.2381	-.0005				-.0006	
CAPM+LIQ	Coef.	-.4521	-.2311	-	-	-.2193	9/2667	-.1121
	Prob.	-.2241	-.0000			-.0069	-.0002	
FF3	Coef.	-.3769	-.2576	-.5240	-.3683	-	15/6210	-.2508
	Prob.	-.2714	-.0000	-.0001	-.0094		-.0000	
FF3+LIQ	Coef.	-.3625	-.3537	-.5820	-.4078	-.3077	16/5415	-.3218
	Prob.	-.2285	-.0000	-.0000	-.0028	-.0011	-.0000	
Portfolio 7. (SLL)		α	MP	SMB	HML	IML	F	R ² -Adj.
CAPM	Coef.	-.0063	-.4140	-	-	-	33/7474	-.2000
	Prob.	-.9872	-.0000				-.0000	
CAPM+LIQ	Coef.	-.0182	-.2211	-	-	-.6859	25/9695	-.3481
	Prob.	-.9635	-.0092			-.0000	-.0000	
FF3	Coef.	-.3603	-.3755	-.5088	-.7571	-	28/3192	-.4608
	Prob.	-.2614	-.0000	-.0001	-.0000		-.0000	
FF3+LIQ	Coef.	-.3276	-.1570	-.3770	-.8468	-.6994	53/2892	-.6149
	Prob.	-.3240	-.0227	-.0018	-.0000	-.0000	-.0000	

ادامه جدول ۶

Portfolio 8. (SLI)		α	MP	SMB	HML	IML	F	R _T -Adj.
CAPM	Coef.	-۰/۴۴۰۳	۰/۲۲۶۱	-	-	-	۱۷/۳۳۷۵	۰/۱۱۰۹
	Prob.	-۰/۲۷۹۴	۰/۰۰۲۴				۰/۰۰۰۱	
CAPM+LIQ	Coef.	-۰/۴۴۷۲	۰/۳۳۶۸	-	-	۰/۳۹۳۵	۱۷/۴۹۴۵	۰/۲۰۱۲
	Prob.	-۰/۲۱۰۱	۰/۰۰۰۲			۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۰	
FF3	Coef.	-۰/۷۰۱۱	۰/۱۸۸۶	۰/۳۱۸۴	-۰/۵۹۴۵	-	۳۷/۷۰۸۳	۰/۳۷۹۵
	Prob.	-۰/۰۴۹۵	۰/۰۰۹۵	۰/۰۰۳۲	۰/۰۰۰۱		۰/۰۰۰۰	
FF3+LIQ	Coef.	-۰/۷۱۹۹	۰/۳۱۳۹	۰/۳۹۳۹	-۰/۵۴۳۱	۰/۴۰۱۲	۳۰/۵۴۷۵	۰/۴۷۴۳
	Prob.	-۰/۰۱۵۲	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰	

به غیر از یک مورد در مدل CAPM از پورتفوی BHI، در همه مدل‌ها آماره F در سطح ۹۹ درصد معنادار است که از نیکویی برآزش‌ها حکایت می‌کند. همچنین، از آنجا که متغیر وابسته به‌صورت تفاضل بازده پورتفوی و بازده بدون ریسک ($R_p - R_f$) وارد مدل‌ها شده است، مقادیر ثابت باید صفر باشند که مشاهده می‌شود به غیر از چهار مورد (دو مورد در پورتفوی BHL و دو مورد در SLI)، مقدار ثابت در سایر برآزش‌ها (۲۸ مورد) بی‌معنا است.

نقش عامل بازار

ضرایب صرف بازار (MP) در همه مدل‌ها و پورتفوها مثبت به‌دست آمده است و اغلب در سطح ۹۹ درصد معنادارند (به غیر از یک مورد در پورتفوی SHL و چهار مورد در پورتفوی BHI). این نتایج درباره عامل بازار با یافته‌های قالیباف‌اصل و اقبالی (۱۳۹۲) صادقی‌شریف و همکاران (۱۳۹۲)، قالیباف‌اصل و ایزدی (۱۳۹۳) و مجتهدزاده و طارمی (۱۳۸۵) همخوانی دارد و نشان می‌دهد عامل بازار در قیمت‌گذاری اهمیت بسیاری دارد و معرف ارتباط مستقیم ریسک سیستماتیک برآمده از عوامل کلان اقتصادی با بازدهی پورتفوهای ریسکی در بورس تهران است.

نقش عامل اندازه

مطابق تئوری و تحقیقات پیشین، تمرکز بر سهم‌های کوچک، بازده بیشتری تولید می‌کند. ضرایب متغیر SMB مطابق انتظار برای پورتفوهای بزرگ منفی و برای پورتفوهای کوچک مثبت است و همه در سطح ۹۹ درصد معنادارند که مشابه نتایج پژوهش‌های فاما و فرنچ

(۱۹۹۳)، عباسی و غزلجه (۱۳۹۱) و صادقی شریف و همکاران (۱۳۹۲) است. بنابراین، متغیر اندازه نیز در تبیین بازدهی پورتهوها تأثیر می‌گذارد.

نقش عامل ارزش

بر اساس تئوری و تحقیقات پیشین (باسو، ۱۹۸۳؛ روزنبرگ، رید و لشتین، ۱۹۸۵ و چان، هامائو، و لاکوشیناک، ۱۹۹۱)، تمرکز بر سهم‌های ارزشی (نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا) بازده اضافی تولید می‌کند. بنابراین انتظار می‌رود ضریب متغیر HML در پورتهوهای ارزشی (H) مثبت و در پورتهوهای رشدی (L) منفی باشد که نتایج به‌دست‌آمده نیز چنین هستند. ضریب HML در پورتهوهای ارزشی مثبت و در پورتهوهای رشدی منفی است و تمام ضرایب معنادارند (به غیر از دو مورد بی‌معنا در پورتهوی BHI)؛ بدین ترتیب اثرگذار بودن عامل ارزش تأیید می‌شود.

نقش عامل نقدشوندگی

سرمایه‌گذاران از سرمایه‌گذاری در سهام کمتر نقدشونده، انتظار بازده بزرگ‌تری دارند و برعکس. ضرایب به‌دست‌آمده برای عامل نقدشوندگی (IML) نیز مطابق انتظار است. در پورتهوهای نقدشونده، ضرایب عامل نقدشوندگی منفی و در پورتهوهای غیرنقدشونده مثبت به‌دست آمد و تمام ضرایب معنادار بودند.

در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و در مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ، ضرایب عامل بازار در پورتهوهای نقدشونده بزرگ‌تر از ضرایب متناظر در پورتهوهای غیرنقدشونده است. هنگامی که عامل نقدشوندگی به مدل اضافه می‌شود، ضرایب عامل بازار در پورتهوهای نقدشونده کاهش یافته و در پورتهوهای غیرنقدشونده افزایش نشان می‌دهد؛ این در حالی است که علامت ضرایب عامل بازار و معناداری آنها تخریب نمی‌شود.

با ورود عامل نقدشوندگی به مدل سه‌عاملی، ضریب متغیر اندازه در پورتهوهای نقدشونده کاهش یافته و در پورتهوهای غیرنقدشونده افزایش می‌یابد؛ بدون آنکه علامت متغیر اندازه یا سطح معناداری آن تخریب شود. مشابه اما معکوس همین روند برای عامل ارزش دیده می‌شود. وقتی در پورتهوهای نقدشونده عامل نقدشوندگی به مدل سه‌عاملی اضافه می‌شود، ضرایب متغیر نسبت ارزش دفتری به بازار بدون تغییر علامت و تغییر در معناداری کاهش می‌یابند. این روند در پورتهوهای غیرنقدشونده برعکس است؛ یعنی ورود عامل نقدشوندگی به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ در پورتهوهای غیرنقدشونده، سبب افزایش ضریب متغیر نسبت ارزش دفتری به بازار می‌شود، بدون آنکه تغییر علامت یا تغییر در معناداری ضرایب به‌وجود آید.

به نظر می‌رسد در نبود عامل نقدشوندگی، ضرایب متغیرهای توضیحی دیگر، در مدل سه‌عاملی تورش‌دار می‌شوند که با ورود متغیر نقدشوندگی به مدل‌ها، بخشی از ضرایب متغیرهای توضیحی جذب عامل نقدشوندگی می‌شود و تورش از بین می‌رود. این نتیجه با رجوع به ضرایب همبستگی پیرسون بین عامل نقدشوندگی و دو عامل اندازه و ارزش تقویت می‌شود. ضرایب همبستگی بین صرف نقدشوندگی و دو متغیر اندازه و صرف ارزشی‌بودن، به ترتیب ۰/۰۴۹۹ و ۰/۰۱۳۲ - به دست آمد که هر دو نزدیک به صفر است. بنابراین، به نظر می‌رسد عامل نقدشوندگی مستقل از سه عامل دیگر (عامل بازار، اندازه و نسبت ارزش دفتری به بازار)، در مدل قیمت‌گذاری تأثیر می‌گذارد. چنین نتیجه‌ای بر خلاف ادعای لیوو (۲۰۰۶) است؛ وی بیان می‌کند عامل نقدشوندگی می‌تواند اثر اندازه و نسبت ارزش دفتری به بازار را در خود لحاظ کند و جایگزینی برای این دو متغیر باشد.

مقایسه ضرایب تعیین تعدیل‌شده

مقایسه ضرایب تعیین تعدیل‌شده در هر یک از مدل‌ها به تفکیک پورتفوی‌های هشت‌گانه، در جدول ۷ ارائه شده است.

جدول ۷. مقایسه ضرایب تعیین تعدیل‌شده مدل‌های قیمت‌گذاری

FF3+LIQ	FF3	CAPM+LIQ	CAPM	Portfolios		
-۰/۶۳۶۳	۰/۴۷۹۷	۰/۴۹۱۶	۰/۳۵۲۳	BHL	نقدشونده	بزرگ ارزشی
-۰/۶۹۴۸	۰/۵۵۸۸	۰/۶۱۴۱	۰/۵۱۰۴	BLL	نقدشونده	بزرگ رشدی
-۰/۵۲۹۸	۰/۳۴۲۸	۰/۳۸۷۱	۰/۱۳۸۳	SHL	نقدشونده	کوچک ارزشی
۰/۶۱۴۹	۰/۴۶۰۸	۰/۳۴۸۱	۰/۲۰۰۰	SLL	نقدشونده	کوچک رشدی
-۰/۶۱۸۹	۰/۴۶۰۶	۰/۴۶۰۲	۰/۳۰۰۲		متوسط پورتفوی‌های نقدشونده	
-۰/۳۱۱۶	۰/۲۴۰۶	۰/۰۹۸۲	۰/۰۰۶۱	BHI	غیرنقدشونده	بزرگ ارزشی
-۰/۴۰۱۸	۰/۳۴۸۸	۰/۲۱۹۲	۰/۱۳۰۳	BLI	غیرنقدشونده	بزرگ رشدی
-۰/۳۲۱۸	۰/۲۵۰۸	۰/۱۱۲۱	۰/۰۷۹۶	SHI	غیرنقدشونده	کوچک ارزشی
-۰/۴۷۴۳	۰/۳۷۹۵	۰/۲۰۱۲	۰/۱۱۰۹	SLI	غیرنقدشونده	کوچک رشدی
-۰/۳۷۷۴	۰/۳۰۴۹	۰/۱۵۷۶	۰/۰۸۱۷		متوسط پورتفوی‌های غیر نقدشونده	
-۰/۴۹۸۲	۰/۳۸۲۷	۰/۳۰۸۹	۰/۱۹۱۰		متوسط کل	

ضرایب تعیین تعدیل شده همه مدل‌ها در پورتهوهای نقدشونده از متناظر خود در پورتهوهای غیرنقدشونده بیشتر است. متوسط ضریب تعیین تعدیل شده برای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در هشت پورتهوی ۱۹ درصد است. وقتی عامل نقدشوندگی به مدل اضافه می‌شود، توان توضیحی به حدود ۳۱ درصد (۱۲ درصد افزایش) می‌رسد که اهمیت عامل نقدشوندگی در توضیح تغییرات بازده را نشان می‌دهد. وقتی دو عامل صرف اندازه و صرف ارزش به مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای اضافه می‌شود، توان توضیحی مدل به حدود ۳۸ درصد (۱۹ درصد افزایش) می‌رسد که نشان می‌دهد مشارکت دو عامل اندازه و ارزش روی هم (۱۹ درصد) از مشارکت عامل نقدشوندگی به‌تنهایی (۱۲ درصد) بیشتر است. با افزودن عامل نقدشوندگی به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ، توان توضیحی به حدود ۵۰ درصد می‌رسد؛ به این معنا که عامل نقدشوندگی به‌تنهایی توان توضیحی مدل سه‌عاملی را حدود ۱۲ درصد افزایش داده است. این نتایج و تفسیر پیشین از رفتار ضرایب گویای این است که هر چهار عامل در توضیح‌دادن تغییرات بازده سهام، اهمیت شایان توجهی دارند.

تجزیه و تحلیل حساسیت

برای اطمینان از درستی نتایج، به تجزیه و تحلیل حساسیت برای اثر فصلی پرداخته شد. برای این منظور ۱۳۲ مشاهده ماهانه از متغیرها در چهار فصل تقویمی بار دیگر طبقه‌بندی شد و برازش‌ها فقط برای مدل دوعاملی و چهارعاملی به اجرا درآمد. معناداری ضرایب به‌دست‌آمده از تحلیل حساسیت در مقایسه با نتایج اولیه، قدری کاهش داشت که به دلیل کاهش تعداد مشاهدات (از ۱۳۲ مشاهده ماهانه به ۳۳ مشاهده فصلی) امری طبیعی است. همچنین، ضرایب متغیرها برای سه ماه تابستان از فصل‌های دیگر ضعیف‌تر بود که با توجه به تاریخ برگزاری مجامع شرکت‌ها در فصل تابستان، چنین نتیجه‌ای پیش‌بینی می‌شد. در مجموع، نتایج تحلیل حساسیت تفاوت چشمگیری با نتایج اولیه نداشت. توان توضیحی مدل‌ها در تحلیل حساسیت نیز همانند نتایج اولیه، در پورتهوهای نقدشونده از ارقام متناظر خود در پورتهوهای غیرنقدشونده بزرگ‌ترند. همچنین، ضرایب تعیین به‌دست‌آمده از تحلیل حساسیت با ضرایب تعیین اولیه (جدول ۷) تفاوت زیادی ندارند. جدول ۸ خلاصه ضرایب تعیین تعدیل شده از تحلیل حساسیت را نشان می‌دهد.

برای وضعیت صعودی و نزولی بازار نیز تحلیل حساسیت به اجرا درآمد. برای این منظور، ابتدا بر اساس شاخص قیمتی کل بورس تهران، هر یک از ۱۳۲ ماه به دو دسته ماه‌های صعودی و نزولی تفکیک شد و فقط مدل چهارعاملی به تفکیک پورتهوها در هر یک از وضعیت‌های صعودی و نزولی به اجرا درآمد. نتایج این بخش از تحلیل‌های حساسیت نیز تفاوت چشمگیری با نتایج اولیه نداشت.

جدول ۸. مقایسه خلاصه ضرایب تعیین تعدیل شده مدل های دو عاملی و چهار عاملی (تحلیل حساسیت)

مدل دو عاملی	بهار	تایستان	پاییز	زمستان	متوسط سال
متوسط پورتهوهای نقدشونده	۰/۳۴۵۵	۰/۴۵۶۳	۰/۵۱۴۵	۰/۴۷۲۲	۰/۴۵۱۴
متوسط پورتهوهای غیرنقدشونده	۰/۳۴۰۱	۰/۱۱۴۰	۰/۰۸۹۶	۰/۱۲۰۵	۰/۱۴۱۰
متوسط هشت پورتهوی	۰/۲۹۲۸	۰/۲۸۵۱	۰/۲۸۱۷	۰/۳۲۵۳	۰/۲۹۶۲
مدل چهار عاملی					
متوسط پورتهوهای نقدشونده	۰/۵۳۶۵	۰/۵۷۱۱	۰/۶۹۴۷	۰/۶۷۵۷	۰/۶۱۹۵
متوسط پورتهوهای غیرنقدشونده	۰/۴۸۲۱	۰/۳۳۹۰	۰/۲۰۹۲	۰/۴۰۵۱	۰/۳۵۶۳
متوسط هشت پورتهوی	۰/۵۰۹۳	۰/۴۵۰۰	۰/۴۵۲۰	۰/۵۴۰۴	۰/۴۸۷۹

نتیجه گیری و پیشنهادها

در پژوهش حاضر نقش عامل نقدشوندگی در مدل های قیمت گذاری دو عاملی لیوو (۲۰۰۶)، مدل سه عاملی فاما و فرنچ و مدل چهار عاملی (شامل نقدشوندگی و سه عاملی فاما و فرنچ) با داده های بورس تهران آزمایش شد. برای این منظور، سهام شرکت ها بر حسب معیارهای اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و نقدشوندگی (با معیار لیوو) در هشت پورتهوی طبقه بندی شدند و مدل های رگرسیونی به تفکیک پورتهوها با تصحیح نیووی - وست (۱۹۸۷) برازش شد. ضرایب متغیرهای بازار، اندازه، ارزش و نقدشوندگی، در اغلب پورتهوها و در همه مدل ها مطابق انتظار و معنادار به دست آمد. نتایج به دست آمده با تحقیقات داخلی مانند قالیباف اصل و ایزدی (۱۳۹۳)، قالیباف اصل و اقبالی (۱۳۹۲)، فروغی و همکاران (۱۳۹۰) و یحیی زاده فر و خرم دین (۱۳۸۷) همخوانی دارد و نشان می دهد مدل دو عاملی لیوو (۲۰۰۶) در مقایسه با مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای، برای توضیح تغییرات مازاد بازده های سهام توان بیشتری دارد که آن را می توان به اهمیت عامل نقدشوندگی نسبت داد.

مقایسه مدل های دو عاملی و سه عاملی نشان داد مدل دو عاملی نسبت به مدل سه عاملی فاما و فرنچ از لحاظ توضیح دادن بازده سهام برتری ندارد؛ این در حالی است که وقتی عامل نقدشوندگی به مدل سه عاملی فاما و فرنچ اضافه شد، توان توضیحی مدل افزایش چشمگیری یافت که به دلیل کوچک بودن ضرایب همبستگی پیرسون بین متغیرهای توضیحی، نمی توان آن را به همخطی بین متغیرهای مستقل نسبت داد؛ بلکه احتمال می رود این افزایش توان توضیحی نشان دهنده تأثیر مستقل عامل نقدشوندگی در توضیح دادن تغییرات بازده سهام باشد.

به طور خلاصه، تحلیل روند ضرایب متغیرهای توضیحی و ضرایب تعیین تعدیل شده مدل‌ها نشان داد عامل‌های بازار، اندازه، ارزش و نقدشوندگی، همگی در توضیح تغییرات مازاد بازده سهام شرکت‌های بورس تهران تأثیر چشمگیری دارند. تحلیل‌های حساسیت نیز نشان داد نتایج در برابر تغییرات فصلی و وضعیت صعودی و نزولی بازار پایدار است؛ با وجود این، هنوز توانایی عامل نقدشوندگی در رفع خلاف قاعده‌ها بررسی نشده است که می‌تواند سرخطی برای تحقیقات بعدی باشد.

References

- Abbasi, E. & Ghezljeh, Gh. (2012). Examining Fama-French three-factor model in explaining portfolios' returns. *Journal of accounting knowledge*, 4(11): 161-180. (in Persian)
- Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 5 (1): 31–56.
- Amihud, Y. & Mendelson, H. (1986). Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*, 17(2): 223–249.
- Banz, Rolf, W. (1981). The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks. *Journal of Financial Economics*, 9(1): 3-18.
- Bartholdy, J. & Peare, P. (2005). Estimation of expected return: CAPM vs. Fama and French. *International Review of Financial Analysis*, 14(4): 407-427.
- Basu, S. (1977). Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis. *Journal of Finance*, 32(3): 663-682.
- Basu, S. (1983). The Relationship between Earnings Yield, Market Value, and Return for NYSE Common Stocks: Further Evidence. *Journal of Financial Economics*, 12(1): 129-156.
- Bhandari, L. C. (1988). Debt /equity ratio and expected common stock returns: Empirical evidence. *The Journal of Finance*, 43(2): 507–528.
- Carhart, M. M. (1997). On Persistence in Mutual Fund Performance. *Journal of Finance*, 52(1): 57–82.
- Chan, K. C., Hamao, Y. & Lakonishok, J. (1991). Fundamentals and Stock Returns in Japan. *Journal of Finance*, 46 (5): 1739–1789.

- Chen, N.F. & Reymond, K. (1989). *Expected returns and the bid-ask spread*. Working paper, University of Chicago.
- Chordia, T., Roll, R. & Subrahmanyam, A. (2000). Commonality in liquidity. *Journal of Financial Economics*, 56(1): 3–28.
- Chui, A. & Wei, K. C. (1998). Book-to-Market, Firm Size and the Turn-of-the-Year Effect: Evidence from Pacific–Basin Emerging Markets. *Pacific-Basin Finance Journal*, 6 (3/4): 275–293.
- Datar, V., Naik, N. & Radcliffe, R. (1998). Liquidity and asset returns: an alternative test. *Journal of Financial Markets*, 1(2): 203-220.
- Easley, D., Hvidkjaer, S. & O’Hara, M. (2004). *Factoring information into returns*. Working Paper. Cornell University.
- Eslami Bidgholi, GH. & Khojasteh, M.A. (2008). Improving portfolio performance based on risk adjusted return in capital productivity oriented investments. *Journal of financial research*, 9(4): 3-21. (in Persian)
- Fama, E.F. & French, K.R. (1993). Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics*, 33 (1): 3-56.
- Fama, E. F. (1998). Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance. *Journal of Financial Economics*, 49(3): 283-306.
- Fama, E. F. & French, K.R. (1996). Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies, *Journal of Finance*, 51(1): 55–84.
- Forooghi, D., Frahmand, SH. & Ebrahimi, M. (2011). The relation between liquidity and performance of firms listed at Tehran Stock Exchange. *Journal of Securities and Exchange*, 4(15): 125-143. (in Persian)
- Foster, K.R. & Kharazi, A. (2008). Contrarian and Momentum Returns on Iran's Tehran Stock Exchange. *The Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 18(1): 16-30.
- Ghalibaf Asl, H. & Eghbali, E. (2013). Examining liquidity premium and two-factor model in Tehran Stock Exchange. *Quantitative studies in management*, 4(4): 1-22. (in Persian)
- Ghalibaf Asl, H. & Izadi, M. (2014). The relation between risk and return in Tehran Stock Exchange: momentum effect and liquidity risk. *Monetary and Financial Economy, New series*, 21(7): 84-104. (in Persian)

- Ghalibaf Asl, H. & Karimi, M. (2012). Pricing of liquidity, size, value, and market risk premiums in Tehran Stock Exchange. *Journal of Securities and Exchange*, 5(17): 85-105. (in Persian)
- Ghalibaf Asl, H., Shams, Sh. & Sadehvand, M. J. (2010). Examining the abnormal returns on price and earnings momentum in Tehran Stock Exchange. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 17(61): 99-116. (in Persian)
- Hashemi, S. A., Qajavand, Z. & Qajavand, S. (2013). The effects of different levels of liquidity measures on stock returns premium using a four-factor model. *Journal of Finance and asset management*. 1(2): 69-86. (in Persian)
- Herrera, M. J. & Lockwood, L. J. (1994). The Size Effect in the Mexican Stock Market. *Journal of Banking and Finance*, 18(4): 621-632.
- Huberman, G. & Halka, D. (2001). Systematic liquidity. *Journal of Financial Research*, 24(2): 161-178.
- Hubinette, N. & Jonsson, G. (2011). *An Alternative Four-Factor Model*. Master Thesis in Finance Stockholm School of Economics.
- Jaff, J., Keim, D. B. & Westerfield, R. (1989). Earnings Yields, Market Values, and Stock Returns. *Journal of Finance*, 44(1): 135-348.
- Jegadeesh, N. & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency. *Journal of Finance*, 48(1): 65-91.
- L'Her, J., Masmoudi, T. & Suret, J. (2004). Evidence to Support the Four-Factor Pricing Model from the Canadian Stock Market. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 14(4): 313-328.
- Lam, K.S.K., Li, F.K. & So, S.M.S. (2009). *On the Validity of the Augmented Fama-French Four-Factor Model*. University of Macau.
- Lee, C., Swaminathan, B. (2000). Price momentum and trading volume. *Journal of Finance*, 55(5): 2017-2069.
- Liew, J. & Vassalou, M. (2000). Can Book-to-Market, Size and Momentum be Risk Factors that Predict Economic Growth? *Journal of Financial Economics*, 57(2): 221-245.
- Liu, W. (2006). A liquidity augmented capital asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 82 (3): 631-671.

- Lustig, H. (2001). *The market price of aggregate risk and the wealth distribution*. Unpublished working paper, University of Chicago (NBER).
- Mehrani, S. & Rasaeian, A. (2009). The relation between liquidity measures and annual stock returns in Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting*, 1(1):217-230. (in Persian)
- Mojtahedzadeh, V. & Tarami, M. (2006). Examining Fama-French three-factor model in explaining stock returns in Tehran Stock Exchange. *The message of Management*. Nos. 17, 18: 109-132. (in Persian)
- Newey, W. & West, K. (1987). A simple, positive semi-definite heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55(3): 703-708.
- O'Brien, M., Brailsford, T. & Gaunt, C. (2010). Interaction of size, book-to-market and momentum effects in Australia. *Accounting and Finance*, 50(1): 197-219.
- Pastor, L. & Stambaugh, R. (2003). Liquidity risk and expected stock returns. *Journal of Political Economy*, 111(3): 642-685.
- Reinganum, M. R. (1981). Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies based on Earnings' Yields and Market Values. *Journal of Financial Economics*, 9(1): 19-46.
- Reinganum, M. R. (1982). A Direct Test of Roll's Conjecture on the Firm Size Effect. *Journal of Finance*, 37(1): 27-35.
- Rosenberg, B., Reid, K. & Lanstein, R. (1985). Persuasive Evidence of Market Inefficiency. *Journal of Portfolio Management*, 11(3): 9-16.
- Rostami, M. & Rezaee Moqaddam, A. (2013). A survey of long-term return on IPOs using Fama-French model, liquidity and leverage. *Management researches in Iran*. 17(3): 113-127. (in Persian)
- Sadeqi Sharif, S. J., Talaneh, A. & Askari Rad, H. (2013). Momentum Factor Effect on the Explanatory Power of Fama-French Three-Factor Model: Evidence from Tehran Stock Exchange. *Journal of accounting knowledge*, 4(12): 59-88. (in Persian)
- Sadka, R. (2006). Momentum and post-earnings-announcement drift anomalies: The role of liquidity risk. *Journal of Financial Economics*, 80(2): 309-349.

- Yahyazadehfar, M. & Khoramdin, J. (2008). The role of liquidity factors and illiquidity risk in explaining stock returns in Tehran Stock Exchange. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 15(53): 101-118. (in Persian)
- Yahyazadehfar, M., Shams, Sh. & Larimi, S. J. (2010). The relation between liquidity an stock returns in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Researches*, 12 (29): 111-128. (in Persian)