بررسی‌های حسابداری و حسابرسی
دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران
دورهٔ ۲۲، شمارهٔ ۳
پاییز ۱۳۹۴
ص. ۳۶۲- ۳۳۷

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 به‌علاوهٔ 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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

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

۱. دانشیار گروه حسابداری دانشکدهٔ مدیریت و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه، فیروزکوه، ایران
۲. کارشناس‌ارشد حسابداری، دانشکدهٔ مدیریت و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه، فیروزکوه، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹٤/۰۱/۱۹
تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹٤/۰۵/۱٤
نویسندهٔ مسئول مقاله: عبدالرضا تالانه
E-mail: unistpapers@yahoo.com

مقدمه

در دو دههٔ 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. انگیزهٔ این‌گونه مطالعات، مشاهدهٔ 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[1].

خلاف قاعده‌های مشاهده‌شدهٔ 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 به‌دلیل 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 پییر (۲۰۰۵)، صادقی‌شریف، تالانه و عسگری‌راد (۱۳۹۲)، عباسی و غزلجه (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 برطرف‌کردن خلاف قاعدهٔ مومنتوم[2]، 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 اوبرین،

---

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 (سهم ارزشی) در تحقیقات باسو (۱۹۸۳)، روزنبرگ، رید و لنشتین (۱۹۸۵) و چان، هامائو و لاکوشیناک (۱۹۹۱) و اثر اهرم مالی در پژوهش بهاندری (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 تیتمن (۱۹۹۳) و فوستر و خرازی (۲۰۰۸)، از سودآوری راهبرد مومنتوم در بازارهای مختلف سهام گزارش می‌دهد.

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

بریلزفورد و گانت (۲۰۱۰)، هابینت و جانسون (۲۰۱۱)، صادقی‌شریف، تالانه و عسگری‌راد (۱۳۹۲)، لام، لی و سو (۲۰۰۹) و قالیباف‌اصل، شمس و ساده‌وند (۱۳۸۹) از برتری مدل چهارعاملی کرهارت 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 قالیباف‌اصل و ایزدی (۱۳۹۳)، قالیباف‌اصل و اقبالی (۱۳۹۲)، فروغی، فرهمند و ابراهیمی (۱۳۹۰) و یحیی‌زاده‌فر و خرمدین (۱۳۸۷)، فقط به‌طور کلی اثرگذاربودن 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 قالیباف‌اصل و اقبالی (۱۳۹۲)، ضریب نقدشوندگی در مدل دوعاملی (بازار و نقدشوندگی) در ۶ پورتفوی از ۱۲ پورتفوی 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 پورتفوهای ساخته‌شده به‌صورت جداگانه برای هر یک از متغیرهای مستقل اجرا شده است که استنتاج و مقایسهٔ نتایج را دشوار می‌کند. علاوه‌بر این در هر یک از تحقیقات یادشده، برای اندازه‌گیری نقدشوندگی از معیار کمابیش ساده‌ای استفاده شده است که نمی‌تواند همهٔ جنبه‌های نقدشوندگی را لحاظ کند. قالیباف‌اصل و اقبالی (۱۳۹۲)، قالیباف‌اصل 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، هزینهٔ 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 مازاد بازده سهام شرکت‌های بورس تهران به‌کمک مدل‌های دوعاملی لیوو(۲۰۰۶) و چهارعاملی (سه‌عاملی فاما و فرنچ به‌علاوهٔ عامل

نقدشوندگی) بررسی می‌کند. تفاوت و مزیت اصلی این پژوهش نسبت به مطالعات مشابه پیشین؛ اول، فراهم‌آوردن شواهد جدیدتر و محکم‌تر از پژوهش‌های داخلی قبلی دربارهٔ تأثیر عامل نقدشوندگی در مدل‌های قیمت‌گذاری است و دوم، استفاده از معیار نقدشوندگی لیوو (۲۰۰۶) به‌دلیل برخورداری از جامعیت بیشتر و لحاظ جنبه‌های بیشتری از نقدشوندگی است. نتایج پژوهش با فرضیه‌ها سازگار است و در مقایسه با پژوهش‌های داخلی، مثل قالیباف‌اصل و ایزدی (۱۳۹۳)، قالیباف‌اصل و اقبالی (۱۳۹۲)، فروغی و همکاران (۱۳۹۰) و یحیی‌زاده‌فر و خرمدین (۱۳۸۷)، شواهد محکم‌تری از اعتبار مدل دوعاملی و اهمیت شایان توجه عامل نقدشوندگی در بازار سرمایهٔ ایران فراهم می‌کند که در برابر تحلیل‌های حساسیت نیز پایدار است. بخش بعدی مبانی نظری و تحقیقات قبلی را مرور می‌کند. بخش سوم، روش و داده‌ها را توضیح می‌دهد. در بخش چهارم نتایج عددی گزارش می‌شود و بخش پنجم به نتیجه‌گیری می‌پردازد.

پیشینهٔ پژوهش

نقدشوندگی به‌معنای توانایی فروختن سریع مقدار زیادی سهم به هزینهٔ کم و تأثیر قیمتی ناچیز است (لیوو، ۲۰۰۶). در وضعیتی که فروختن مقدار زیادی از سهام مستلزم صرف زمان زیاد، هزینهٔ زیاد یا افت قیمتی زیاد باشد، ریسک نقدشوندگی وجود دارد. ریسک نقدشوندگی را می‌توان در حالتی ویژگی کلان بازار و در حالتی دیگر، ویژگی خاص شرکت در نظر گرفت. در حالت ویژگی بازار، ریسک نقدشوندگی از دوره‌های رکود و رونق بازار و چرخه‌های اقتصادی متأثر می‌شود و از این دید، عاملی سیستماتیک و کلان است که می‌تواند در قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای اثرگذار باشد. زمانی که بازار به‌طور کلی از نقدشوندگی کمتری برخوردار است، سرمایه‌گذاران انتظار دارند از سرمایه‌گذاری خود بازده بیشتری کسب کنند. در حالت ویژگی خاص، ریسک نقدشوندگی به تک‌تک سهام شرکت‌ها وابسته است و هر یک از سهام، درجهٔ متفاوتی از نقدشوندگی را احراز می‌کنند؛ از این رو ریسک نقدشوندگی متفاوتی دارند. در این حالت نیز ریسک نقدشوندگی در تصمیم‌های سرمایه‌گذاران اهمیت دارد. سرمایه‌گذاران منطقی ترجیح می‌دهند در وضعیت مساوی در سهامی سرمایه‌گذاری کنند که نقدشونده‌تر باشد؛ زیرا ریسک کمتری دارد.

به اعتقاد لاستیگ (۲۰۰۱) آنچه سبب می‌شود سرمایه‌گذاران در تصمیم‌های سرمایه‌گذاریشان به ریسک نقدشوندگی توجه کنند، ناتوانی در بازپرداخت دیون است. لاستیگ (۲۰۰۱) استدلال می‌کند محدودیت در بازپرداخت دیون، سبب پدیدآمدن ریسک نقدشوندگیِ سرمایه‌گذاران می‌شود. در همین راستا، پاستور و استامبا (۲۰۰۳) با شواهدی نشان می‌دهند سرمایه‌گذارانی که از اهرم (استقراض) استفاده کرده‌اند و با محدودیت تسویه مواجه‌اند، 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 محرمانهٔ بازار را به‌دست آورند و سایر سرمایه‌گذاران بفهمند عده‌ای از اطلاعات محرمانه آگاه‌اند، سرمایه‌گذاران بی‌خبر از اطلاعات محرمانه، از ورود به معاملات خودداری‌کرده و به این کار علاقه‌ای نشان نمی‌دهند؛ این وضعیت سبب عدم نقدشوندگی بازار خواهد شد. بنابراین، صرف اطلاعات محرمانهٔ 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 سهم شرکتی که در بازپرداخت دیون ناتوان است یا تیم مدیریتی ضعیفی دارد، علاقه‌مند نیست؛ از این رو سهم چنین شرکت‌هایی کمتر نقدشونده است. شرکت‌های کوچک (بر حسب ارزش بازار سهم) 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 زمینهٔ 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 به‌کمک پراکسی‌های متفاوت برای نقدشوندگی، ویژگی فراگیربودن ریسک نقدشوندگی بررسی شده است. در دستهٔ 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 دامنهٔ خریدوفروش پیشنهادی بهره برده‌اند. داتار، نایک و رادکلیف

(۱۹۹۸) نسبت گردش معاملات سهم، یعنی نسبت تعداد سهم معامله‌شده به سهم موجود را به‌عنوان معیار اندازه‌گیری نقدشوندگی سهم معرفی کردند. آمیهود (۲۰۰۲) نسبت قدرمطلق بازده سهم به حجم ریالی معاملات را معیار اندازه‌گیری نقدشوندگی در نظر گرفته است.

نقدشوندگی مفهومی چندبعدی است؛ بنابراین معیار اندازه‌گیری آن باید همهٔ ابعاد نقدشوندگی را لحاظ کند. با وجود این مطالعات تجربی، معیارهای نقدشوندگی متفاوتی را به‌کار برده‌اند که این معیارها بیشتر بر یک بعد از نقدشوندگی تمرکز می‌کند. برای نمونه، معیار شکاف قیمت پیشنهادی خریدوفروش در کارهای آمیهود و مندلسون (۱۹۸۶)، هاشمی، قجاوند و قجاوند (۱۳۹۲) و فروغی و همکاران (۱۳۹۰)، فقط به بعد هزینهٔ معاملات توجه دارد. داتار و همکاران (۱۹۹۸)، هاشمی و همکاران (۱۳۹۲)، قالیباف‌اصل و کریمی (۱۳۹۱)، قالیباف‌اصل و اقبالی (۱۳۹۲) و قالیباف‌اصل و ایزدی (۱۳۹۳)، از معیار گردش سهم که معرف مقدار معامله است، بهره بردند. آمیهود (۲۰۰۲)، پاستور و استامبا (۲۰۰۳)، رستمی و رضایی‌مقدم (۱۳۹۲) و یحیی‌زاده‌فر و خرمدین (۱۳۸۷)، از معیاری مبتنی بر مفهوم تأثیر قیمتی به‌عنوان معیار نقدشوندگی برای اندازه‌گیری واکنش قیمت به حجم معاملات استفاده کردند. با توجه به ماهیت چندبعدی نقدشوندگی، روشن است که معیارهای پیش‌گفته 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 اندازه‌گیری نقدشوندگی استفاده می‌کند که این معیار از دو بخش تشکیل می‌شود: بخش اول؛ نسبت تعداد روزهای غیرمعاملاتی در دورهٔ یک‌ساله و بخش دوم؛ معکوس نسبت گردش معاملات. وی با بهره‌مندی از این معیار، به بررسی نقش ریسک نقدشوندگی در توضیح بازده سهام می‌پردازد. نتایج تحقیقات لیوو (۲۰۰۶) نشان می‌دهد مدل دوعاملی (بازار و نقدشوندگی) در توضیح بازده‌های مقطعی نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ، بهتر عمل می‌کند.

قالیباف‌اصل و اقبالی (۱۳۹۲)، به بررسی توان توضیح‌دهندگی مدل دوعاملی بازار و نقدشوندگی در تبیین بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس تهران پرداختند و آن را با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) مقایسه کردند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد بین بازده سهام با بازده مازاد بازار و نقدشوندگی، ارتباط معناداری وجود دارد و تغییرات بازده سهام به‌وسیلهٔ دو عامل مازاد بازده بازار و نقدشوندگی در حد قابل قبولی (به‌طور متوسط ۲۴ درصد) تبیین می‌شود. در پژوهش آنها، ضریب نقدشوندگی در مدل دوعاملی (بازار و نقدشوندگی) در ۶ پورتفوی از ۱۲ پورتفوی (جدول‌های ۱-۱ و ۱-۲) بی‌معنا شده است. با وجود این، محققان با استناد به ضرایب تعیین نتیجه می‌گیرند مدل دوعاملی برتر از مدل قیمت‌گذاری 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 رابطهٔ 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 نتیجهٔ مشابهی به‌دست نیاورند. چن و کان (۱۹۸۹) نشان دادند رابطهٔ 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 رابطهٔ 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 رابطهٔ 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 رابطهٔ 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 پیشینهٔ پژوهش نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران منطقی از سهام کمتر نقدشونده، انتظار بازده بیشتری دارند و رابطهٔ معکوسی بین بازده سهام و نقدشوندگی وجود دارد. برخی از مطالعات گذشته (مانند آمیهود و مندلسون، ۱۹۸۶ و داتار و همکاران، ۱۹۹۸)

رابطهٔ منفی بین بازده سهام و نقدشوندگی را تأیید می‌کنند و برخی دیگر (برای نمونه لیوو، ۲۰۰۶ و پاستور و استامبا، ۲۰۰۳) نشان می‌دهند افزودن صرف نقدشوندگی به مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، توضیح بهتری از بازده سهام ارائه می‌دهد. پاستور و استامبا (۲۰۰۳) دریافتند که ریسک نقدشوندگی (بر حسب حساسیت بازده سهام به نوسان‌ها در نقدشوندگی بازار) قیمت‌گذاری می‌شود و نقدشوندگی بازار متغیر اصلی قیمت‌گذاری دارایی به‌شمار می‌رود. 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، به‌عنوان فرضیه‌های پژوهش انتظار می‌رود صرف نقدشوندگی با بازده سهام رابطه‌ای معکوس و معنادار داشته باشد و افزودن عامل نقدشوندگی به مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ، توضیح بهتری از تغییرات بازدهی سهام ارائه دهد.

روش‌شناسی پژوهش

همهٔ شرکت‌هایی که تا قبل از سال ۱۳۷۹ در فهرست بورس اوراق بهادار تهران قرار داشتند برای جامعهٔ آماری انتخاب شدند و از ابتدای سال ۱۳۸۱ تا پایان ۱۳۹۱ (۱۳۲ ماه) دورهٔ زمانی تحقیق در نظر گرفته شد. از این فهرست، شرکت‌هایی که در سال کمتر از ۵۰ روز معامله داشتند، شرکت‌هایی که سال مالی آنها در اسفندماه ختم نمی‌شد، شرکت‌هایی که نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار منفی داشتند، بانک‌ها، بیمه‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، خدماتی و مادرشرکت‌ها حذف شدند. توزیع شرکت‌های باقی‌مانده در صنایع به شرح جدول ۱ است.

جدول ۱. توزیع شرکت‌های 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
ماشین‌آلات 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 شیوهٔ پورتفوسازی متداول در تحقیقاتی چون فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، کرهارت (۱۹۹۷) و صادقی‌شریف 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 رشدی‌بودن 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 به‌دست آمد.

جدول ۲. معرفی پورتفوهای تشکیل‌شده

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 مقایسهٔ نتایج با مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ، چهار مدل رگرسیونی سری زمانی به شرح زیر تدوین شده است:

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

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

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

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

در این مدل‌ها R_P معرف بازده پورتفوی؛ R_f معرف نرخ بازده بدون ریسک؛ MP صرف بازار، IML صرف نقدشوندگی، SMB صرف اندازه، HML صرف ارزش، انـدیس p معـرف پورتفـوی و اندیس t معرف دوره (ماه) است.

هر یک از مدل‌های بالا به تفکیک پورتفوهای هشت‌گانه برازش می‌شوند. از آنجا که متغیـر وابسته به‌صورت تفاضل بازده پورتفوی و بازده بدون ریسک $(R_P - R_f)$ وارد مدل‌ها شده اسـت، انتظار می‌رود ضرایب ثابت (آلفاها) در همهٔ برازش‌ها بی‌معنا باشند. انتظار مـی‌رود در پورتفوهـای نقدشـوندهٔ مـدل ۲، ضـریب متغیـر عامـل نقدشـوندگی منفـی و معنـادار شـود و در پورتفوهـای غیرنقدشونده مثبت و معنادار باشد. همچنین، برتری مدل دوعاملی بر مدل سه‌عاملی فاما و فـرنچ از مقایسهٔ ضریب تعیین تعدیل‌شدهٔ مـدل‌هـای دوم و سـوم مشـخص خواهـد شـد. دسـت آخـر، معناداری ضریب عامل نقدشوندگی و ضریب تعیین تعدیل‌شدهٔ مدل چهارم، برای بررسـی اعتبـار مدل چهارعاملی و مقایسهٔ آن با مدل‌های دوم و سوم به‌کار می‌رود.

اندازه‌گیری متغیرها

برای هر یک از هشت پورتفوی تشکیل‌شده، متغیر وابسته به‌صورت مازاد بازده هـر پورتفـوی بـر بازده بدون ریسک $(R_P - R_f)$ محاسبه شد که در آن از نرخ اوراق مشارکت مصوب شورای پـول و اعتبار برای نرخ بازده بدون ریسک (R_f) استفاده شد و بازده پورتفوهـا (R_P) از طریـق متوسـط بازدهی سهام درون پورتفوها در هر ماه (۱۳۲ ماه) به‌دست آمد[۱].

نقدشوندگی سهم شرکت‌ها در پایان هر ماه به‌کمـک معیـار لیوو (۲۰۰۶) از طریـق رابطـهٔ ۱ به‌دست آمد.

$$LIQ = \frac{NNTD}{250} + \frac{1/T}{1000000}$$ رابطهٔ ۱)

که در آن؛ $NNTD$ تعداد روزهایی از ۲۵۰ روز کاری در سال که در آن روزها سهم معاملـه نشـده است و T متوسط گردش‌های معاملات روزانهٔ سهم طی ۲۵۰ روز معاملاتی است. گردش روزانـهٔ سهم از تقسیم تعداد سهم معامله‌شده در یک روز بر تعداد کل سهم در پایان روز به‌دست می‌آیـد. در واقع، جملهٔ اول نسبت روزهایی را نشان می‌دهد کـه سـهمی معاملـه نشـده و جملـهٔ دوم بـر روزهایی تمرکز دارد که سهم معامله شـده اسـت. جملـهٔ دوم همـان معکـوس متوسـط گـردش

---

۱. به استثنای نرخ سود اوراق مشارکت (بازده بدون ریسک) که از پایگاه اینترنتی بانک مرکزی به‌دست آمد، داده‌هـای دیگـر پژوهش، شامل شاخص قیمت و سود نقدی، بازده ماهانهٔ سهام شرکت‌ها و آمار معاملات روزانه و ماهانهٔ سهام، از نرم‌افـزار ره‌آورد 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)، به‌صورت متوسط تفاضل بازدهی پورتفوهای تشکیل‌شده، از طریق رابطه‌های ۲ تا ۵ محاسبه شده‌اند.

$$MP = R_m - R_f$$ رابطهٔ ۲)

$$SMB = [(SHI + SHL + SLI + SLL) - (BHI + BHL + BLI + BLL)]/4$$ رابطهٔ ۳)

$$HML = [(SHI + SHL + BHI + BHL) - (SLI + SLL + BLI + BLL)]/4$$ رابطهٔ ۴)

$$IML = [(SHI + SLI + BHI + BLI) - (SHL + SLL + BHL + BLL)]/4$$ رابطهٔ ۵)

در تمام رابطه‌ها؛ MP معرف صرف بازار (مازاد بازده بازار بر بازده بدون ریسک) است[۱]. حرف S معرف پورتفوهایی با سهام کوچک؛ حرف B معرف پورتفوهایی با سهام بزرگ؛ حرف وسط که می‌تواند H یا L باشد، به‌ترتیب معرف ارزشی یا رشدی‌بودن سهام درون پورتفوی؛ حرف آخر معرف غیرنقدشونده (I) یا نقدشونده (L) بودن سهم است. بنابراین، متغیر SMB نشان‌دهندهٔ متوسط مازاد بازده پورتفوهای کوچک بر بزرگ است؛ به این معنا که سهام شرکت‌های کوچک خریداری و سهام شرکت‌های بزرگ فروش استقراضی شده است؛ در حالی‌که اثرهای بازار، ارزشی یا رشدی‌بودن 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 صادقی‌شریف و همکاران، ۱۳۹۲) میانگین و انحراف معیار عامل بازار، به ازای هر ماه به‌ترتیب ۱/۰۴ درصد و ۵/۸۹ درصد به‌دست 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 به‌دست آمد که به نتایج صادقی‌شریف و همکارانش (۱۳۹۲)

---

۱. بازده ماهانهٔ بازار با ارقام شاخص قیمت و سود نقدی در پایان هر ماه به‌کمک 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 به‌دست‌آمده برای IML شاید به این دلیل باشد که مقادیر بازده‌های سهام نقدشونده بیشتر از غیرنقدشونده‌هاست.

آمارهٔ جارک ـ برا برای متغیر وابسته نشان می‌دهد فرض نرمال‌بودن توزیع این متغیر را نمی‌توان رد کرد و پیش‌شرط نرمال‌بودن متغیر وابسته در اجرای برازش‌ها برقرار است. ضرایب همبستگی بین متغیرهای مستقل مدل‌های رگرسیونی، نشان می‌دهد قوی‌ترین همبستگی، بین عامل بازار و صرف نقدشوندگی (۰/۴۷-) است که اشکال عمده‌ای در برازش‌ها ایجاد نمی‌کند. مقادیر سایر ضرایب همبستگی بین متغیرهای مستقل ناچیز و نزدیک به صفر است.

جدول ۳. آمار توصیفی و ضرایب همبستگی

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

ضرایب همبستگی پیرسون

	R_p-R_f	MP	SMB	HML	IML
R_p-R_f					
MP	۰/۶۸۰۲				
SMB	-۰/۰۸۲۳	-۰/۲۰۰۵			
HML	-۰/۲۰۹۳	-۰/۲۳۰۷	-۰/۲۲۷۷		
IML	-۰/۴۶۲۰	-۰/۴۷۷۰	-۰/۰۱۳۲	۰/۰۴۹۹	

ویژگی‌های پورتفوها

بخش «الف» تا «د» از جدول ۴ به‌ترتیب تعداد شرکت‌ها، میانگین ارزش بازار، ارزش دفتری به ارزش بازار و نقدشوندگی را بر حسب پورتفوسازی، گزارش می‌کند.

جدول ٤. ویژگی‌های پورتفوها

		نقدشونده (L)	غیر نقدشونده (I)
بخش الف: تعداد شرکت‌ها (درصد به کل شرکت‌ها)			
بزرگ (B)	رشدی (L)	۱۹ (٪۲۲)	۱۱ (٪۱۳)
	ارزشی (H)	۹ (٪۱۱)	۴ (٪۴)
کوچک (S)	رشدی (L)	۴ (٪۵)	۹ (٪۱۰)
	ارزشی (H)	۱۱ (٪۱۳)	۱۹ (٪۲۲)
بخش ب: میانگین اندازه بر حسب ارزش بازار (میلیارد ریال)			
بزرگ (B)	رشدی (L)	۳ ۹۳۷	۱ ۶۵۶
	ارزشی (H)	۴ ۴۳۰	۸۳۴
کوچک (S)	رشدی (L)	۲۳۸	۱۹۱
	ارزشی (H)	۲۰۴	۱۳۷
بخش ج: میانگین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار			
بزرگ (B)	رشدی (L)	۰/۲۷	۰/۲۵
	ارزشی (H)	۰/۸۰	۰/۷۳
کوچک (S)	رشدی (L)	۰/۳۸	۰/۳۲
	ارزشی (H)	۰/۹۶	۰/۹۱
بخش د: میانگین معیار نقدشوندگی			
بزرگ (B)	رشدی (L)	۰/۲۷	۰/۶۸
	ارزشی (H)	۰/۲۲	۰/۶۸
کوچک (S)	رشدی (L)	۰/۳۱	۰/۷۲
	ارزشی (H)	۰/۳۲	۰/۷۱

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 دستهٔ 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 بزرگ‌تربودن دارند. در تمام پورتفوها (بجز یک مورد)، ارزش بازار پورتفوهای رشدی از پورتفوهای ارزشی متناظر خود بیشتر است. همچنین، میانگین ارزش بازار تمام پورتفوهای نقدشونده به‌طور چشمگیری از ارزش بازار پورتفوهای غیرنقدشوندهٔ 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 به‌ترتیب بازده پورتفوها و انحراف معیار آنها را نشان می‌دهد.

جدول ۵. بازده پورتفوها

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

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

از مجموع چهار پورتفوی متناظر، در دو پورتفوی بازده سهام کوچک بیشتر است (پورتفوهای SHI و SHL) و در دو پورتفوی دیگر سهام بزرگ (پورتفوهای 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 ٦. نتایج برازش چهار مدل رگرسیونی به تفکیک هشت پورتفوی بر مبنای ۱۳۲ مشاهدهٔ ماهانه

Portfolio 1. (BHL)		α	MP	SMB	HML	IML	F	R۲-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. (BHI)		**α**	**MP**	**SMB**	**HML**	**IML**	**F**	**R۲-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**	**R۲-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	۷۵/۵۴۳۷	۰/۶۹۴۸
	Prob.	۰/۶۵۳۵	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	

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

ادامهٔ جدول ٦

Portfolio 4. (BLI)		α	MP	SMB	HML	IML	F	R۲-Adj.
CAPM	Coef.	۰/۰۸۶۱	۰/۲۳۶۰	–	–	–	۲۰/۶۲۵۰	۰/۱۳۰۳
	Prob.	۰/۸۲۷۱	۰/۰۰۰۴				۰/۰۰۰۰	
CAPM+LIQ	Coef.	۰/۰۷۹۶	۰/۳۴۲۲	–	–	۰/۳۷۷۷	۱۹/۳۸۵۰	۰/۲۱۹۲
	Prob.	۰/۸۱۷۸	۰/۰۰۰۱			۰/۰۲۱۰	۰/۰۰۰۰	
FF3	Coef.	۰/۰۸۲۵	۰/۱۲۵۰	−۰/۴۷۰۱	−۰/۶۱۷۱	–	۲۴/۳۸۶۶	۰/۳۴۸۸
	Prob.	۰/۸۰۰۵	۰/۰۰۶۸	۰/۰۰۵۷	۰/۰۰۲۳		۰/۰۰۰۰	
FF3+LIQ	Coef.	۰/۰۶۸۶	۰/۲۱۷۶	−۰/۴۱۴۳	−۰/۵۷۹۰	۰/۲۹۶۴	۲۲/۹۹۳۶	۰/۴۰۱۸
	Prob.	۰/۸۱۹۰	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۵۶	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۸۹	۰/۰۰۰۰	
Portfolio 5. (SHL)		**α**	**MP**	**SMB**	**HML**	**IML**	**F**	**R۲-Adj.**
CAPM	Coef.	−۰/۱۱۶۷	۰/۲۸۶۳	–	–	–	۲۲/۰۱۸۴	۰/۱۳۸۳
	Prob.	۰/۷۹۷۴	۰/۰۰۲۱				۰/۰۰۰۰	
CAPM+LIQ	Coef.	−۰/۱۰۴۱	۰/۰۸۱۵	–	–	−۰/۷۲۸۳	۴۲/۳۶۲۳	۰/۳۸۷۱
	Prob.	۰/۷۸۷۲	۰/۳۰۲۸			۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	
FF3	Coef.	−۰/۱۷۷۸	۰/۴۱۴۸	۰/۶۶۴۲	۰/۶۱۷۱	–	۲۳/۷۸۱۸	۰/۳۴۲۸
	Prob.	۰/۶۱۰۴	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۸		۰/۰۰۰۰	
FF3+LIQ	Coef.	−۰/۱۴۸۱	۰/۲۱۶۱	۰/۵۴۴۵	۰/۵۳۵۶	−۰/۶۳۵۸	۳۷/۹۰۵۲	۰/۵۲۹۸
	Prob.	۰/۶۳۲۵	۰/۰۱۱۸	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۷۷	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	
Portfolio 6. (SHI)		**α**	**MP**	**SMB**	**HML**	**IML**	**F**	**R۲-Adj.**
CAPM	Coef.	۰/۴۵۵۹	۰/۱۶۹۴	–	–	–	۱۲/۳۳۳۶	۰/۰۷۹۶
	Prob.	۰/۲۳۸۱	۰/۰۰۰۵				۰/۰۰۰۶	
CAPM+LIQ	Coef.	۰/۴۵۲۱	۰/۲۳۱۱	–	–	۰/۲۱۹۳	۹/۲۶۶۷	۰/۱۱۲۱
	Prob.	۰/۲۲۴۱	۰/۰۰۰۰			۰/۰۰۶۹	۰/۰۰۰۲	
FF3	Coef.	۰/۳۷۶۹	۰/۲۵۷۶	۰/۵۲۴۰	۰/۳۶۸۳	–	۱۵/۶۲۱۰	۰/۲۵۰۸
	Prob.	۰/۲۷۱۴	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۹۴		۰/۰۰۰۰	
FF3+LIQ	Coef.	۰/۳۶۲۵	۰/۳۵۳۷	۰/۵۸۲۰	۰/۴۰۷۸	۰/۳۰۷۷	۱۶/۵۴۱۵	۰/۳۲۱۸
	Prob.	۰/۲۲۸۵	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۲۸	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۰۰	
Portfolio 7. (SLL)		**α**	**MP**	**SMB**	**HML**	**IML**	**F**	**R۲-Adj.**
CAPM	Coef.	۰/۰۰۶۳	۰/۴۱۴۰	–	–	–	۳۳/۷۴۷۴	۰/۲۰۰۰
	Prob.	۰/۹۸۷۲	۰/۰۰۰۰				۰/۰۰۰۰	
CAPM+LIQ	Coef.	۰/۰۱۸۲	۰/۲۲۱۱	–	–	−۰/۶۸۵۹	۳۵/۹۶۹۵	۰/۳۴۸۱
	Prob.	۰/۹۶۳۵	۰/۰۰۹۲			۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	
FF3	Coef.	−۰/۳۶۰۳	۰/۳۷۵۵	۰/۵۰۸۸	−۰/۷۵۷۱	–	۳۸/۳۱۹۲	۰/۴۶۰۸
	Prob.	۰/۲۶۱۴	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰		۰/۰۰۰۰	
FF3+LIQ	Coef.	−۰/۳۲۷۶	۰/۱۵۷۰	۰/۳۷۷۰	−۰/۸۴۶۸	−۰/۶۹۹۴	۵۳/۲۸۹۲	۰/۶۱۴۹
	Prob.	۰/۳۲۴۰	۰/۰۲۲۷	۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	

ادامهٔ جدول ٦

Portfolio 8. (SLI)		α	MP	SMB	HML	IML	F	R۲-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	–	۲۷/۷۰۸۳	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 همهٔ مدل‌ها آمارهٔ F در سطح ۹۹ درصد معنادار است که از نیکویی برازش‌ها 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 برازش‌ها (۲۸ مورد) بی‌معنا است.

نقش عامل بازار

ضرایب صرف بازار (MP) در همهٔ 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 دربارهٔ 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 صادقی‌شریف و همکاران (۱۳۹۲) است. بنابراین، متغیر اندازه نیز در تبیین بازدهی پورتفوها تأثیر می‌گذارد.

نقش عامل ارزش

بر اساس تئوری و تحقیقات پیشین (باسو، ۱۹۸۳؛ روزنبرگ، رید و لنشتین، 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 پورتفوهای ارزشی (H) مثبت و در پورتفوهای رشدی (L) منفی باشد که نتایج به‌دست‌آمده نیز چنین هستند. ضریب HML در پورتفوهای ارزشی مثبت و در پورتفوهای رشدی منفی است و تمام ضرایب معنادارند (به غیر از دو مورد بی‌معنا در پورتفوی BHI)؛ بدین ترتیب اثرگذاربودن 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 پورتفوهای نقدشونده، ضرایب عامل نقدشوندگی منفی و در پورتفوهای 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 پورتفوهای نقدشونده بزرگ‌تر از ضرایب متناظر در پورتفوهای غیرنقدشونده است. هنگامی که عامل نقدشوندگی به مدل اضافه می‌شود، ضرایب عامل بازار در پورتفوهای نقدشونده کاهش یافته و در پورتفوهای 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 پورتفوهای نقدشونده کاهش یافته و در پورتفوهای 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 پورتفوهای 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 پورتفوهای غیرنقدشونده برعکس است؛ یعنی ورود عامل نقدشوندگی به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ در پورتفوهای 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 ضریب 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. ضریب همبستگی بین صرف نقدشوندگی و دو متغیر اندازه و صرف ارزشی‌بودن، به‌ترتیب ۰/۰۴۹۹ و ۰/۰۱۳۲- به‌دست 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.

مقایسهٔ ضرایب تعیین تعدیل‌شده

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

جدول ۷. مقایسهٔ ضرایب تعیین تعدیل‌شدهٔ مدل‌های قیمت‌گذاری

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

ضرایب تعیین تعدیل‌شدهٔ همهٔ مدل‌ها در پورتفوهای نقدشونده از متناظر خود در پورتفوهای غیرنقدشونده بیشتر است. متوسط ضریب تعیین تعدیل‌شده برای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در هشت پورتفوی 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.

تجزیه‌وتحلیل حساسیت

برای اطمینان از درستی نتایج، به تجزیه‌وتحلیل حساسیت برای اثر فصلی پرداخته شد. برای این منظور ۱۳۲ مشاهدهٔ 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 به‌دلیل کاهش تعداد مشاهدات (از ۱۳۲ مشاهدهٔ ماهانه به ۳۳ مشاهدهٔ 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 پورتفوهای نقدشونده از ارقام متناظر خود در پورتفوهای غیرنقدشونده بزرگ‌ترند. همچنین، ضرایب تعیین به‌دست‌آمده از تحلیل حساسیت با ضرایب تعیین اولیه (جدول ۷) تفاوت زیادی ندارند. جدول ۸ خلاصهٔ ضرایب تعیین تعدیل‌شده 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 پورتفوها 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. مقایسهٔ خلاصهٔ ضرایب تعیین تعدیل‌شدهٔ مدل‌های دوعاملی و چهارعاملی (تحلیل حساسیت)

مدل دو عاملی	بهار	تابستان	پاییز	زمستان	متوسط سال
متوسط پورتفوهای نقدشونده	۰/۳۴۵۵	۰/۴۵۶۳	۰/۵۱۴۵	۰/۴۷۲۲	۰/۴۵۱۴
متوسط پورتفوهای غیرنقدشونده	۰/۲۴۰۱	۰/۱۱۴۰	۰/۰۸۹۶	۰/۱۲۰۵	۰/۱۴۱۰
متوسط هشت پورتفوی	۰/۲۹۲۸	۰/۲۸۵۱	۰/۲۸۱۷	۰/۳۲۵۳	۰/۲۹۶۲
مدل چهار عاملی					
متوسط پورتفوهای نقدشونده	۰/۵۳۶۵	۰/۵۷۱۱	۰/۶۹۴۷	۰/۶۷۵۷	۰/۶۱۹۵
متوسط پورتفوهای غیرنقدشونده	۰/۴۸۲۱	۰/۳۲۹۰	۰/۲۰۹۲	۰/۴۰۵۱	۰/۳۵۶۳
متوسط هشت پورتفوی	۰/۵۰۹۳	۰/۴۵۰۰	۰/۴۵۲۰	۰/۵۴۰۴	۰/۴۸۷۹

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در پژوهش حاضر نقش عامل نقدشوندگی در مدل‌های قیمت‌گذاری دوعاملی لیوو (۲۰۰۶)، مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ و مدل چهارعاملی (شامل نقدشوندگی و سه‌عاملی فاما و فرنچ) با داده‌های بورس تهران آزمایش شد. برای این منظور، سهام شرکت‌ها بر حسب معیارهای اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و نقدشوندگی (با معیار لیوو) در هشت پورتفوی طبقه‌بندی شدند و مدل‌های رگرسیونی به تفکیک پورتفوها با تصحیح نیووی ـ وست (۱۹۸۷) برازش شد. ضرایب متغیرهای بازار، اندازه، ارزش و نقدشوندگی، در اغلب پورتفوها و در همهٔ مدل‌ها مطابق انتظار و معنادار به‌دست آمد. نتایج به‌دست‌آمده با تحقیقات داخلی مانند قالیباف‌اصل و ایزدی (۱۳۹۳)، قالیباف‌اصل و اقبالی (۱۳۹۲)، فروغی و همکاران (۱۳۹۰) و یحیی‌زاده‌فر و خرمدین (۱۳۸۷) همخوانی دارد و نشان می‌دهد مدل دوعاملی لیوو (۲۰۰۶) در مقایسه با مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، برای توضیح تغییرات مازاد بازده‌های سهام توان بیشتری دارد که آن را می‌توان به اهمیت عامل نقدشوندگی نسبت داد.

مقایسهٔ مدل‌های دوعاملی و سه‌عاملی نشان داد مدل دوعاملی نسبت به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ از لحاظ توضیح‌دادن بازده سهام برتری ندارد؛ این در حالی است که وقتی عامل نقدشوندگی به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ اضافه شد، توان توضیحی مدل افزایش چشمگیری یافت که به‌دلیل کوچک‌بودن ضرایب همبستگی پیرسون بین متغیرهای توضیحی، نمی‌توان آن را به همخطی بین متغیرهای مستقل نسبت داد؛ بلکه احتمال می‌رود این افزایش توان توضیحی نشان‌دهندهٔ تأثیر مستقل عامل نقدشوندگی در توضیح‌دادن تغییرات بازده سهام باشد.

به‌طور خلاصه، تحلیل روند ضرایب متغیرهای توضیحی و ضرایب تعیین تعدیل‌شدهٔ 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. & Ghezeljeh, 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. & Westerfied, 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 iliquidity 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*)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی