Archive of SID

فصلنامه علمی پژوهشی
دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
سال نهم، شماره سی‌ویکم
پائیز ۱۳۹۵

توان توضیحی نقدشوندگی با تاکید بر سنجه‌های مختلف

مریم دولو[۱]
مرضیه شاکراردکانی[۲]

تاریخ دریافت: ۹۴/۱۰/۱۸ تاریخ پذیرش: ۹۵/۱/۱۵

چکیده

هدف این پژوهش آزمون قیمت‌گذاری نقدشوندگی با تاکید بر ۱۰ معیار متفاوت و آزمون استراتژی معاملاتی مبتنی بر نقدشوندگی و نهایتاً مقایسه آن با استراتژی مبتنی بر اندازه/ارزش است. برای این منظور نمونه‌ای متشکل از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۳ بررسی گردید. برای نیل به هدف پژوهش از روش تحلیل پرتفوی استفاده گردیده است. نتایج حاصله حاکی از آن است که نقدشوندگی در بورس اوراق بهادار تهران قیمت‌گذاری نمی‌شود. با استفاده از آزمون انحراف از میانگین و آزمون GRS مشخص گردید، استراتژی معاملاتی مبتنی بر نقدشوندگی قادر به ایجاد بازده غیرعادی نیست. نتایج فوق صرف‌نظر از معیار اندازه‌گیری نقدشوندگی برقرار است. همچنین، اثربخشی بالاتر استراتژی معاملاتی مبتنی بر اندازه/ارزش از نظر آماری (نه اقتصادی) محرز گردید.

واژه‌های کلیدی: نقدشوندگی، اندازه، ارزش.

۱- استادیار و عضو هیات علمی دانشکده مدیریت دانشگاه شهید بهشتی
۲- کارشناس ارشد مدیریت مالی موسسه غیرانتفاعی البرز (مسئول مکاتبات) Marzieh.ardakani@gmail.com

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

شناسایی عوامل موثر بر بازده همواره یکی از چالش‌های جدی محققان مالی بوده است. مطالعات انجام شده پیرامون اثر نقدشوندگی بر بازده سهام منجر به نتایج متناقضی گردیده است که برخی موید وجود تاثیر معنادار(لام و تام[۱](۲۰۱۱)، هرن[۲](۲۰۱۱)) و برخی نشانگر عدم وجود رابطه معنادار (لیسچوسکی و ورونکووا(۲۰۱۲)) متغیرهای مذکور است. ثبات نتایج حاصل از آزمون تاثیر نقدشوندگی بر بازده سهام موضوع مطالعات لیو(۲۰۰۶) و سابراهمانیام[۳](۲۰۰۹) از اهمیت بسزایی برخوردار است. بدین‌مفهوم که استفاده از معیارهای مختلف نقدشوندگی نتایج متفاوتی به همراه داشته است. با توجه به این واقعیت که نقدشوندگی دارای ابعاد مختلفی می‌باشد، به منظور پوشش ابعاد گوناگون این عامل می‌بایست از چندین معیار متفاوت برای تخمین نقدشوندگی استفاده نمود. اغلب مطالعات صورت گرفته حوزه قیمت‌گذاری نقدشوندگی صرفاً از یک معیار استفاده می‌کند؛ آچاریا و پدرسن[۴](۲۰۰۵)، آمیهود(۱۹۹۷)، براون[۵](۲۰۰۸)، کوپر[۶](۱۹۸۵)، کامارا[۷](۲۰۰۸)، خان و بیکر[۸](۱۹۹۳)، مارسلو و کوییروس[۹](۲۰۰۶) از معیار آمیوست و یا معکوس آن یعنی آمیهود استفاده نمودند. داتر[۱۰](۱۹۹۸)، هاوگن و بیکر[۱۱](۱۹۹۶)، رونهورست[۱۲] (۱۹۹۹) از گردش مالی استفاده کردند. آمیهود و مندلسون(۱۹۸۶)، چوردیا[۱۳](۲۰۰۰)، السواراپو و رینگانیوم[۱۴](۱۹۹۳) و جاکوبی[۱۵](۲۰۰۰) از نسخه‌های مختلف معیار شکاف قیمت خرید و فروش استفاده نمودند. این در حالی است که مطالعات جدیدتر نظیر آتکینز و دایل[۱۶](۱۹۹۷)، چوردیا(۲۰۰۲)، کین و پدرسن[۱۷](۲۰۰۷)، لام و تام(۲۰۱۱) به استفاده از چندین معیار نقدشوندگی متمایل شده است. از آنجا که تکیه بر یک معیار به تنهایی امکان تمایل نتایج حاصله به سمت نتایجی که احتمالاً مورد حمایت معیارهای نقدشوندگی دیگر نیست را در پی دارد، به کارگیری معیارهای مختلف نقدشوندگی اهمیت می‌یابد(لیچوسکی و ورونکووا ۲۰۱۲). لسموند(۲۰۰۵) نگرانی‌هایی را در مورد سنجش نقدشوندگی با استفاده از معیارهای نقدشوندگی تک‌بعدی در بازارهای نوظهور مطرح می‌نماید. به عقیده وی برای محاسبه ابعاد مختلف نقدشوندگی و ارائه تحلیل‌های قوی، می‌بایست از طیف وسیعی از معیارهای نقدشوندگی استفاده شود. با توجه به این موضوع که عامل نقدشوندگی دارای ابعاد متعددی می‌باشد، به منظور پوشش ابعاد بیشتری از این عامل، می‌بایست از چندین معیار متفاوت برای تخمین نقدشوندگی استفاده نمود. در این تحقیق، ده معیار نقدشوندگی برای ملحوظ نمودن ابعاد مختلف نقدشوندگی استفاده شده است که هر یک از این معیارها ابعاد مختلفی را در برمی‌گیرد. به طور مثال شکاف قیمت خرید و فروش(آمیهود و مندلسون۱۹۸۶) ناظر به بعد هزینه معاملاتی[۱۸]، گردش مالی و حجم (برنان۱۹۸۸) حاکی از بعد حجم معاملاتی[۱۹]بوده و گردش مالی استاندارد شده با تعداد حجم معاملاتی روزانه صفر x ماه قبل(لیو۲۰۰۶) علاوه بر دو بعد مذکور به بعد سرعت معاملاتی[۲۰] نیز اشاره دارد.

بنابراین، در این تحقیق از ده معیار گوناگون نقدشوندگی اعم از معیارهای آمیهود، لگاریتم آمیهود، مجذور آمیهود، بازده صفر، بازده صفر۲، لسموند، آمیوست، رول، رول۲، لیو و معیار آمیهود اصلاح شده جهت احتساب ابعاد متعدد این عامل استفاده شده است. این رویکرد می‌تواند به شناسایی

www.SID.ir

Archive of SID

تاثیر ابعاد مختلف نقدشوندگی در قیمت‌گذاری دارایی کمک نماید. یکی از معیارهای نقدشوندگی مورد استفاده در این پژوهش، نسخه اصلاح شده معیار نقدشوندگی آمیهود می‌باشد. این معیار خصوصاً در بازارهای معاملاتی غیرفعال و با گردش مالی پایین قابل استفاده است که تاکنون در بورس اوراق بهادار تهران استفاده نشده است.

هدف این پژوهش، آزمون توان توضیح تغییرات بازده سهام توسط نقدشوندگی از طریق رویکرد تحلیل پرتفوی است. همچنین استراتژی معاملاتی مبتنی بر نقدشوندگی مورد آزمون قرار گرفته و با استراتژی معاملاتی مبتنی بر عوامل اندازه/ارزش مقایسه می‌شود.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

تئوری پرتفوی، ایده اصلی برای نظریه تعادلی مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای می‌باشد. با فرض قبول نظریه پرتفوی و مفروضات آن، رابطه بین ریسک و بازده مورد انتظار دارایی‌های مختلف توسط الگوی تعادلی ریسک و بازده قابل‌بیان است که معروف‌ترین آنها تئوری قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای(CAPM) می‌باشد(گالاگدرا[۲۱]۲۰۰۲). میلر و شولز[۲۲](۱۹۷۲)، بلاک(۱۹۷۲)، فاما و مکبث[۲۳](۱۹۷۳) رابطه بتا و بازده دارایی را تایید کردند. با این وجود، بازده سهام با بتای بالاتر به طور سیستماتیک کمتر از مقدار پیش‌بینی شده توسط مدل CAPM می‌باشد، درحالیکه سهام با بتای پایین‌تر به طور سیستماتیک، بازدهی بالاتر از مقدار محاسبه شده توسط CAPM را نشان می‌دهد(دمپسی۲۰۱۳). فاما و فرنچ(۱۹۹۲) تاثیر نسبت درآمد به قیمت، بتا، اهرم، اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار را بر بازده مقطعی سهام براساس مدل فاما و مکبث(۱۹۷۳) ارزیابی کردند. نتایج به دست آمده حاکی از آن بود که بتا توان توضیحی کمی در متوسط بازده سهام دارد که این یافته در تضاد با CAPM بود. فاما و فرنچ(۱۹۹۳) طی آزمون‌هایی، به وجود رابطه‌ای مثبت و معنادار بین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و بازده سهام و یک رابطه منفی بین اندازه و بازده سهام پی بردند و مدل سه عاملی مشتمل بر عوامل بازار، اندازه و ارزش را ارائه نمودند. به تدریج عوامل موثر دیگر بر بازده سهام از جمله عامل نقدشوندگی، شناسایی و به مدل سه عاملی افزوده شد. آمیهود و مندلسون (۲۰۰۶) بیان کردند که: "طبق تئوری قیمت‌گذاری دارایی بازده مورد انتظار دارایی باید با سطح ریسک آن افزایش یابد. از آنجا که سرمایه‌گذاران همیشه از هزینه نقدشوندگی پایین می‌گریزند و تمایل به دریافت پاداش در ازای مواجهه با آن را دارند، بازده مورد انتظار دارایی باید تابع افزایشی نقدشوندگی پایین باشد. بنابراین، بازده دارایی به دو مشخصه وابسته می‌باشد: ریسک و نقدشوندگی."

آمیهود و مندلسون[۲۴](۱۹۸۶) از طریق مطالعه اثر شکاف قیمت خرید و فروش[۲۵] به وجود رابطه بازده-شکاف مقعر و افزایشی پی بردند. آمیهود (۲۰۰۲) مطالعات صورت گرفته را ادامه داد و مشاهده نمود که در طول زمان، بازده اضافی سهام پیش‌بینی شده با نقدشوندگی پایین مورد انتظار بازار سهام افزایش می‌یابد. لیو[۲۶](۲۰۰۶) نیز با ارائه معیاری جدید برای نقدشوندگی اوراق منفرد، نشان داد سهام غیرنقدشونده، کوچک و ارزشی است و دارای گردش مالی پایین با شکاف قیمت خرید و فروش بالا و قدرمطلق نسبت بازده به حجم بالا می‌باشد. معیار لیو ابعاد چندگانه نقدشوندگی مانند مقدار معامله، سرعت و هزینه با تاکید بر سرعت

www.SID.ir

Archive of SID

معاملاتی را در برمی‌گیرد.مارشال[۲۷](۲۰۰۶) با بررسی نقدشوندگی در بورس استرالیا از طریق معیار نقدشوندگی جدید (WOV[۲۸]) به وجود اثر نقدشوندگی مثبت پی برد که یافته‌های السواراپو و رینگانیوم[۲۹](۱۹۹۳) را به چالش می‌کشید زیرا ایشان اثر نقدشوندگی را منحصر به ژانویه می‌دانستند. وی مشاهده نمود که WOV به عنوان معیار نقدشوندگی در بازارهای سفارش محور، نسبت به نرخ گردش مالی و شکاف قیمت خرید و فروش بهتر عمل می‌کند. لام و تام[۳۰](۲۰۱۱) نیز به اهمیت نقدشوندگی به عنوان یک عامل مهم قیمت‌گذاری شده اذعان نمودند. آنها از رویکرد رگرسیون سری زمانی و ۹ معیار نقدشوندگی مختلف استفاده نمودند و بازده سهام را با استفاده از مدل‌های CAPM، سه عاملی فاما و فرنچ و سه عاملی فاما و فرنچ تعدیل شده با نقدشوندگی برآورد نمودند. لیانگ و وی[۳۱](۲۰۱۲) بازارهای توسعه‌یافته را بررسی نموده و از دو معیار نقدشوندگی پاستور و استامباگ (۲۰۰۳) و آمیهود(۲۰۰۲) استفاده نمودند. آنها به وجود شواهدی مبنی بر تقاضای صرف قیمت‌گذاری از سوی سرمایه‌گذاران برای تحمل ریسک نقدشوندگی بازار در هر دو سطح محلی و جهانی پی بردند. در حالیکه لیچوسکی و ورونکوا[۳۲](۲۰۱۲) با تمرکز بر بازار لهستان به عنوان یک بازار نوظهور دریافتند برخلاف یافته‌های مطالعات قبلی در سایر بازارهای نوظهور، شواهدی مبنی بر کمک عامل نقدشوندگی به بهبود توان توضیحی مدل سه عاملی وجود ندارد. نگوین و هی‌لو[۳۳](۲۰۱۳) از هفت معیار نقدشوندگی شامل شکاف قیمت خرید و فروش موثر، شکاف قیمت خرید و فروش، معیار آمیهود، معیار لیو، اثر قیمت پاستور و استامباگ، حجم معاملات سهام و حجم معاملاتی دلاری استفاده نموده و به نتایجی حاکی از وجود یک تخفیف معنادار عدم‌نقدشوندگی دست یافتند. آنها شواهدی برای اثر ریسک نقدشوندگی بر بازده دارایی نیافتند. در سال‌های اخیر، کیم و لی[۳۴](۲۰۱۴) با بهره‌گیری از ۸ معیار مختلف نقدشوندگی، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای اصلاح شده با نقدشوندگی آچاریا و پدرسن[۳۵](۲۰۰۵) را در بازار سهام آمریکا مورد آزمون قرار دادند و به وجود یک جزء مشترک و سیستماتیک نقدشوندگی پی برده و به شواهدی قوی از قیمت‌گذاری نقدشوندگی دست یافتند. وراس ماکادو(۲۰۱۴) با استفاده از رگرسیون‌های چندگانه و تحلیل عملکرد مدل‌ها در توضیح نوسانات بازده پرتفوی‌های متنوع در بازار برزیل به این نتیجه دست یافت که توان توضیحی مدل دو عاملی لیو بهتر از CAPM و بسیار نزدیک به مدل سه عاملی می‌باشد. چیانگ و ژنگ[۳۶] (۲۰۱۵) رابطه بین بازده اضافی سهام و ریسک نقدشوندگی را در بازارهای کشورهای G7 با استفاده از رگرسیون داده‌های ترکیبی طی ۲۰ سال بررسی نمودند. شواهد ارائه شده توسط آنها نشان می‌دهد رابطه بازده اضافی سهام با ریسک عدم نقدشوندگی این بازارها، مثبت و معنادار است. یحیی‌زاده‌فر و خرمدین(۱۳۸۷) اثر ریسک عدم نقدشوندگی و عامل نقدشوندگی را بر بازده اضافی سهام بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار دادند. آنها برای محاسبه نقدشوندگی از معیار عدم-نقدشوندگی آمیهود استفاده کردند. نتایج تحقیق نشان داد که عامل نقدشوندگی بر متغیر وابسته تحقیق تاثیر معنادار دارد. مهرانی و رسائیان (۱۳۸۸) در بررسی رابطه معیارهای نقدشوندگی و بازده سهام طی سال-های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۶ با استفاده از رگرسیون داده‌های ترکیبی نشان دادند بازده استراتژی‌های معاملاتی مبتنی بر برخی معیارهای نقدشوندگی نظیر شکاف

www.SID.ir

Archive of SID

قیمت پیشنهادی خرید و فروش، گردش سهام، حجم ریالی معاملات، تعداد دفعات انجام معامله و درصد روزهای انجام معامله از نظر آماری معنادار نیست. یحیی‌زاده‌فر و همکاران (۱۳۸۹) رابطه نقدشوندگی و بازده را طی سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۷ در بورس اوراق بهادار تهران آزمودند. آنها با استفاده از رگرسیون داده‌های ترکیبی نشان دادند رابطه مثبت و معناداری بین گردش سهام و بازده آن برقرار است. ایشان دلیل وجود این رابطه را ناشی از افزایش جذابیت سهام نقدشونده دانستند. سیرانی و همکاران (۱۳۹۰) شواهدی ارائه می‌کنند که حاکی از عدم تاثیر نقدشوندگی بر بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است.

رستمیان و همکاران (۱۳۹۰) با ذکر اهمیت این موضوع که سهام شناور آزاد بر نقدشوندگی سهام و نقدشوندگی بر بازده سهام اثرگذار می‌باشد، طی پژوهشی در بورس اوراق بهادار تهران، سعی بر بررسی چگونگی ارتباط بین سهام شناور آزاد با ریسک نامطلوب و نقدشوندگی و تأثیر پذیری آنها بر هم در بورس اوراق بهادار تهران نمودند و از طریق مطالعه طی سالهای ۱۳۸۳-۱۳۸۷ بر روی ۲۳۳ شرکت به بررسی روابط بین متغیرها پرداختند که نتایج به دست آمده وجود ارتباط معنی دار و مثبت بین سهام شناور آزاد با ریسک نامطلوب و نقدشوندگی سهام را تایید می‌کند.

اسلامی بیدگلی و هنردوست (۱۳۹۱) به مقایسه مدل سه عاملی فاما و فرنچ تعدیل شده با معیار نقدشوندگی پاستور و استامباگ (۲۰۰۳) با مدل سه عاملی پرداختند. نتایج حاکی از معناداری اثرات بازده اضافی بازار، اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و عدم معنی‌داری عامل نقدشوندگی بود. کاظمی و حیدری (۱۳۹۱) در پژوهشی پیرامون رابطه نقدشوندگی و فرصت‌های سرمایه‌گذاری به شواهدی دست می‌یابند که نشان می‌دهد رابطه میان نقدشوندگی و بازده سهام، معکوس و معنادار است. به زعم محققان نقدشوندگی منجر به افزایش فرصت‌های سرمایه‌گذاری و کاهش هزینه سرمایه سهام می‌شود. ابزری، کبیری‌پور و سهیلی (۱۳۹۲) به بررسی اثر معیار چندبعدی نقدشوندگی بر بازده سهام پرداختند که این معیار از طریق ترکیب شش معیار مختلف نقدشوندگی شامل نسبت عدم نقدشوندگی آمیهود(۲۰۰۲)، نسبت حجم معاملات به تغییرپذیری جان[۳۷] و همکاران (۲۰۰۳)، نسبت گردش سهام چای و همکاران(۲۰۱۰)، معیار میانگین حجم معاملات چانگ و همکاران (۲۰۱۰)، تعداد روزهای معاملاتی با بازده صفر چانگ[۳۸] وهمکاران (۲۰۱۰)، احتمال انجام معامله نریان و ژنگ[۳۹](۲۰۱۱) حاصل گردیده است. آنها به منظور ترکیب معیارهای نقدشوندگی و ارائه یک معیار چندبعدی، از روش تحلیل TOPSIS استفاده نمودند. در نهایت با استفاده از الگوی داده-های ترکیبی برای دوره‌ای ده ساله مشاهده نمودند که الگوی چهار عاملی متشکل از عوامل فاما و فرنچ و عامل نقدشوندگی، بهترین الگو جهت تبیین بازده اضافی سهام در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. یحیی‌زاده‌فر و زارعی (۱۳۹۲) در آزمون رابطه قیمت پایانی سهام با نقدشوندگی (شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش) به شواهدی دست یافتند که حاکی از رابطه معکوس متغیرهای مذکور در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۷ بود. آنها برای آزمون رابطه یاد شده از رگرسیون داده‌های ترکیبی استفاده کردند. بادآور نهندی و همکاران (۱۳۹۲) در بررسی اثرگذاری نقدشوندگی بر بازده سهام از معیارهای نقدشوندگی شکاف قیمت نسبی و تعداد دفعات گردش سهام استفاده کرده و با استفاده

www.SID.ir

Archive of SID

از روش رگرسیون داده‌های ترکیبی نشان دادند طی دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۸ افزایش سطح سنجه‌های نقدشوندگی منتج به افزایش بازده سهام گردیده است. انصاری و همکاران (۱۳۹۲) دریافتند که نقدشوندگی قادر نیست بازده حاصل از استراتژی معاملاتی مبتنی بر شتاب را در بورس اوراق بهادار تهران توضیح دهد. قالیباف و ایزدی (۱۳۹۳) نیز بر رابطه مستقیم نقدشوندگی و بازده در بورس اوراق بهادار تهران صحه نهادند. آنها با استفاده از رگرسیون داده‌های ترکیبی نشان دادند تغییرات نقدشوندگی و بازده سهام طی سالهای ۱۳۸۶ تا ۱۳۸۹ با یکدیگر هم‌جهت است. شواهد ارائه شده توسط حبیبی‌فر و همکاران (۱۳۹۴) حاکی از آن است که رابطه بین ریسک نقدشوندگی و بازده واقعی سهام رشدی و ارزشی، طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۹۰ در بورس اوراق بهادار تهران خطی و مثبت است اما شدت این رابطه در مورد شرکت‌های ارزشی بیشتر است.

۳- روش‌شناسی پژوهش

هدف اصلی پژوهش حاضر، بررسی توان توضیح بازده سهام توسط نقدشوندگی سهام است. نکته قابل توجه آن است که هر یک از معیارهای نقدشوندگی ناظر بر یکی از ابعاد متغیر یاد شده است و لذا استفاده از یک معیار خاص می‌تواند تحلیل نتایج حاصل را مخدوش سازد. به همین دلیل، برای آزمون توان توضیحی نقدشوندگی از ۱۰ معیار مختلف استفاده می‌گردد.

صرف‌نظر از لزوم به کارگیری معیارهای مختلف نقدشوندگی، برای آزمون توان توضیحی از رویکردهای تحلیل پرتفوی و ارزیابی عملکرد استراتژی‌های معاملاتی مبتنی بر نقدشوندگی استفاده می‌گردد.

می‌توان بر اساس آنگ و همکاران[۴۰] (۲۰۰۶) و فاما و فرنچ (۲۰۱۵) استدلال کرد اگر عامل ریسک توسط سرمایه‌گذاران قیمت‌گذاری شود، بدان مفهوم است که بازار در قبال تحمل عامل مذکور انتظار کسب بازده اضافی دارد و یا بالعکس، برای بهره‌برداری از عامل یادشده، حاضر است به بازده مورد انتظار پایین‌تری دست یابد. به بیان دقیق‌تر، بررسی رابطه نقدشوندگی و بازده به منزله آزمون قیمت‌گذاری نقدشوندگی است. با عنایت به عدم تصریح عامل یادشده در مدل‌های رایج قیمت‌گذاری نظیر CAPM و فاما-فرنچ (۱۹۹۳)، اگر بتوان به کمک استراتژی معاملاتی مبتنی بر نقدشوندگی به بازده اضافی دست یافت، این امر به معنی تایید رابطه عامل نقدشوندگی و بازده است. همچنین با عنایت به اهمیت نقش عوامل اندازه و ارزش در توضیح تغییرات بازده، جهت تبیین دقیق‌تر جایگاه قیمت‌گذاری عامل نقدشوندگی، به تبعیت از لیچوسکی و ورونکوا[۴۱](۲۰۱۲) به مقایسه استراتژی‌های معاملاتی مبتنی بر نقدشوندگی با اندازه و ارزش پرداخته می‌شود. بر این اساس، فرضیه‌های این پژوهش به شرح ذیل است:

فرضیه اول: عامل نقدشوندگی دارای توان توضیح بازده سهام است.

فرضیه دوم: عملکرد استراتژی معاملاتی مبتنی بر نقدشوندگی، به لحاظ آماری معنادار است.

فرضیه سوم: استراتژی معاملاتی مبتنی بر نقدشوندگی کاراتر از استراتژی معاملاتی مبتنی بر عوامل اندازه/ارزش است.

این پژوهش در پی آزمون اثر عامل نقدشوندگی

www.SID.ir

Archive of SID

بر بازده سهام، آزمون استراتژی معاملاتی مبتنی بر نقدشوندگی و نهایتاً مقایسه توان توضیحی عامل نقدشوندگی با عوامل اندازه/ارزش از طریق آزمون استراتژی معاملاتی مبتنی بر متغیرهای مذکور است. لذا این مطالعه در سه مرحله انجام می‌گیرد. در گام نخست، جهت آزمون قیمت‌گذاری عامل نقدشوندگی از رویکرد تحلیل پرتفوی استفاده می‌شود. برای این منظور، ابتدا هر یک از ده معیار نقدشوندگی مورد استفاده در این پژوهش برای تمام سهام نمونه در هر سال محاسبه می‌شود. هر یک از معیارهای عدم‌نقدشوندگی سالانه از طریق میانگین معیارهای ماهانه محاسبه می‌گردد و تنها معیار سالانه لیو(۲۰۰۶) از متوسط معیارهای شش ماهه حاصل می‌شود. سپس سهام نمونه برحسب هر یک از معیارهای ده‌گانه نقدشوندگی مرتب شده و به پنج پرتفوی مساوی P1 تا P5 تقسیم می‌گردد. پرتفوی اول شامل سهام با نقدشوندگی بالا و پرتفوی پنجم حاوی سهام با نقدشوندگی پایین می‌باشد. سپس مدل‌های CAPM، فاما و فرنچ(۱۹۹۳)، CAPM تعدیل شده و فاما–فرنچ تعدیل شده با عامل نقدشوندگی(روابط ۱ تا ۴) برای هر یک از پنج پرتفوی مبتنی بر هر یک از معیارهای ده‌گانه نقدشوندگی برازش می‌گردد:

$$r_{jt} = \alpha_j + \beta_{jm} r_{mt} + \varepsilon_{jt} \quad (۱)$$

$$r_{jt} = \alpha_j + \beta_{jm} r_{mt} + \beta_{jsmb} SMB_t + \beta_{jhml} HML_t + \eta_{jt} \quad (۲)$$

$$r_{jt} = \alpha_j + \beta_{jm} r_{mt} + \beta_{jimv} IMV_t + u_{jt} \quad (۳)$$

$$r_{jt} = \alpha_j + \beta_{jm} r_{mt} + \beta_{jsmb} SMB_t + \beta_{jhml} HML_t + \beta_{jimv} IMV_t + \nu_{jt} \quad (۴)$$

که r_{jt} بازده اضافی پرتفوی j، r_{mt} بازده اضافی بازار، α_j عرض از مبدا پرتفوی j، SMB_t عامل اندازه، HML_t عامل ارزش، IMV_t عامل نقدشوندگی، β_{jm}، β_{jsmb}، β_{jimv} و β_{jhml} ضریب حساسیت به هر کدام از عوامل مورد نظر؛ η_{jt}، ε_{jt}، u_{jt} و ν_{jt} جزء خطای تصادفی است. از طریق مقایسه تعداد آلفاهای معنادار این دو مدل با تعداد آلفاهای تخمینی معنادار مدل‌های تعدیل شده با نقدشوندگی می‌توان در خصوص اثرگذاری این عامل بر بازده اضافی سهام اظهارنظر نمود. اگر تعداد آلفاهای معنادار مدل تعدیل شده با نقدشوندگی نسبت به مدل متناظر آن کاهش یابد، بدان مفهوم است که عامل نقدشوندگی بر بازده اضافی سهام اثرگذار است.

آیا به کمک استراتژی معاملاتی مبتنی بر نقدشوندگی می‌توان به بازده اضافی دست یافته و بر بازار غلبه کرد؟ این پرسشی است که در گام دوم بررسی می‌گردد. به منظور آزمون تفاوت آلفای پرتفوی‌های حاوی سهام غیرنقدشونده و سهام با نقدشوندگی بالا، از آزمون انحراف از میانگین[۴۲] استفاده می‌شود. از این طریق می‌توان به این موضوع پی برد که آیا آلفای پرتفوی‌های اول و پنجم از پرتفوی‌های پنج‌گانه مبتنی بر نقدشوندگی تفاوت معناداری دارد یا خیر. به منظور تحلیل اینکه آیا ضرایب آلفای پرتفوی‌های پنج‌گانه نقدشوندگی به طور مشترک برابر صفر است، از آزمون گیبنز[۴۳](۱۹۸۹) استفاده می‌شود. در گام سوم به مقایسه استراتژی معاملاتی مبتنی بر نقدشوندگی و استراتژی مبتنی بر اندازه/ارزش پرداخته می‌شود تا اثربخشی آنها به بوته آزمون گذاشته شود. برای این منظور، تعداد آلفاهای معنادار CAPM و فاما و فرنچ در دو حالت استراتژی معاملاتی، یکی مبتنی بر عوامل اندازه/ارزش و دیگری براساس عامل

www.SID.ir

Archive of SID

نقدشوندگی، مشخص می‌گردد کدام استراتژی معاملاتی کاراتر می‌باشد. استراتژی دارای درصد آلفای معنادار بالاتر، اثربخشی بالاتری خواهد داشت. لذا شش پرتفوی مبتنی بر عوامل اندازه/ارزش فاما و فرنچ(۱۹۹۲) تشکیل شده و مدل‌های CAPM و فاما و فرنچ(۱۹۹۳) برای هر یک از آنها برازش می‌گردد. ترکیب پرتفوی‌های مذکور به طور سالانه تجدید ساختار می‌گردد. آلفای CAPM و فاما و فرنچ شش پرتفوی مورد نظر برآورد و با یکدیگر مقایسه می‌گردد(برازش روابط ۱ و ۲).

جامعه آماری پژوهش حاضر شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۳ می‌باشد. نمونه تحقیق مشتمل بر کلیه شرکت‌های جامعه به استثنای شرکت‌های زیر می‌باشد:

۱) شرکت‌هایی که طبق فاما و فرنچ (۱۹۹۲) شرایط حضور در نمونه را ندارد؛ منظور شرکت‌هایی است که ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام آنها در سال t-1 منفی باشد.

۲) شرکت‌هایی که در گروه شرکت‌های سرمایه‌گذاری، هلدینگ، بیمه، بانک و سایر واسطه‌گری‌های مالی است.

برای گردآوری داده‌های مورد نیاز پژوهش از بانک‌های اطلاعاتی معتبر در بورس اوراق بهادار تهران از جمله سایت‌های fipiran، کدال، سازمان بورس اوراق بهادار تهران، TSETMC و نرم‌افزار TseClient استفاده شده است.

۴- متغیرهای پژوهش و نحوه محاسبه آن

متغیرهای این پژوهش به شرح ذیل اندازه‌گیری می‌گردد:

- **بازده اضافی بازار:** عبارت است از مابه‌التفاوت بازده شاخص بازار و نرخ بهره بدون ریسک نرخ اوراق مشارکت بانک مرکزی به عنوان نرخ بدون ریسک استفاده می‌گردد.
- **SMB و HML:** محاسبه این دو متغیر با استفاده از روش فاما و فرنچ(۱۹۹۳-۱۹۹۲) صورت می‌گیرد.
- **نقدشوندگی(IMV):** برای محاسبه عامل نقدشوندگی (IMV) ابتدا کل سهام نمونه برحسب هر یک از معیارهای ده‌گانه نقدشوندگی به طور صعودی مرتب می‌شود. سپس بر اساس متوسط هر یک از معیارهای مذکور به دو دسته سهام با نقدشوندگی پایین(I) و سهام با نقدشوندگی بالا(V) تقسیم می‌گردد. لازم به ذکر است همه معیارهای به کار رفته در این تحقیق به جز معیار لسموند، معیار عدم‌نقدشوندگی می‌باشد(مقادیر پایین معیارهای عدم‌نقدشوندگی، نقدشوندگی بالا را نشان می‌دهد در حالیکه مقادیر بالا، عدم‌نقدشوندگی بالا را نشان می‌دهد). از تقابل این دو گروه با شش پرتفوی ایجاد شده بر اساس اندازه و ارزش(پرتفوی‌های شش‌گانه فاما و فرنچ ۱۹۹۲)، دوازده پرتفوی(I/L/B، I/H/S، I/M/S، I/L/S، I/H/B، I/M/B) و(V/L/B، V/H/S، V/M/S، V/L/S، V/M/B، V/H/B) ایجاد می‌شود و عامل نقدشوندگی(IMV) از تفاوت میان متوسط بازده‌های ماهانه در شش پرتفوی نقدشوندگی پایین و شش پرتفوی با نقدشوندگی بالا محاسبه می‌گردد. متغیرIMV از رابطه(۲) محاسبه می‌شود:

www.SID.ir

Archive of SID

IMV=1/6(I/M/B+ I/H/B+I/L/S+ I/M/S+ I/H/S+ I/L/B) - 1/6(V/H/B+ V/M/B+ V/L/S+ V/M/S+ V/H/S+ V/L/B) (۲)

معیارهای عدم‌نقدشوندگی به کار رفته در تحقیق به شرح زیر می‌باشد:

جدول ۱- نحوه محاسبه معیارهای عدم نقدشوندگی

عنوان	فرمول	متغیرها
معیار آمیهود	$\frac{1}{Ni,m}\sum_{i=1}^{Ni,m}\frac{\lvert Ri,t,m\rvert}{Vol\ i,t,m}$	Ni,m: شمار روزهای با حجم معاملاتی غیرصفر برای سهام i در ماه m Ri,t,m: بازده سهام i در روز t در ماه m Voli,t,m: حجم معاملاتی‌ریالی
معیار لگاریتم آمیهود	$\frac{1}{Ni,m}\sum_{i=1}^{Ni,m} log\frac{\lvert Ri,t,m\rvert}{Vol\ i,t,m}$	متوسط لگاریتم نسبتهای روزانه قدرمطلق بازده به حجم معاملاتی
معیار مجذور آمیهود	$\frac{1}{Ni,m}\sum_{i=1}^{Ni,m} sqr\frac{\lvert Ri,t,m\rvert}{Vol\ i,t,m}$	متوسط ریشه دوم نسبتهای روزانه قدرمطلق بازده به حجم معاملاتی
معیار بازده صفر	$\frac{\text{تعداد روزهای با بازده صفر در یک ماه}}{\text{مجموع تعداد روزهای معاملاتی در یک ماه}}$	----
معیار بازده صفر۲	$\frac{\text{تعداد روزهای با بازده صفر و دارای حجم معاملاتی مثبت در یک ماه}}{\text{مجموع تعداد روزهای معاملاتی در یک ماه}}$	----
معیار لسموند	$\frac{1}{Ni,m}\sum_{i=1}^{Ni,m}\frac{\text{حجم معاملاتی روزانه برای هر سهم در هر ماه}}{\text{تعداد سهامهای منتشره در هر روز معاملاتی}}$	Ni,m: تعداد روزهای معاملاتی در هر ماه
معیار آمیوست	$\frac{1}{Ni,m}\sum_{i=1}^{Ni,m}\frac{Vol\ i,t,m}{\lvert Ri,t,m\rvert}$	Ni,m: تعداد روزهای با بازده غیرصفر برای سهام i در ماه m Ri,t,m: بازده سهام i در روز t در ماه m Vol i,t,m: حجم معاملاتی ریالی
معیار رول	$2\sqrt{-Cov\Delta Pt,\Delta Pt-1}$	ΔPt: اولین اختلاف در لگاریتم قیمت‌های باز شدن در روز t $\Delta Pt-1$: اولین اختلاف در لگاریتم قیمت‌های باز شدن در روز t-1
معیار رول۲	۰	زمانی که کواریانس مثبت باشد به کار می‌رود.
معیار لیو	$\left[\text{Number of zero daily volumes in prior x months} + \frac{1}{\frac{(x-month\ turnover)}{Deflator}}\right]*\frac{21x}{\text{NOTD}}$	(x-month turnover): گردش مالی درطول xماه قبل Deflator*: تعدیل کننده NOTD: تعداد روزهای معاملاتی در بازار در طول x ماه قبل
معیار آمیهود اصلاح شده	$\left[\ln\left(\frac{1}{Ni,m}\sum_{t=1}^{Nt,m}\frac{\lvert Ri,t\rvert}{Vol\ i,t}\right)*(1+ZeroVol\ i,m)\right]$	Ni,m: تعداد روزهای با حجم غیرصفر معاملاتی برای سهام i در ماه m

www.SID.ir

Archive of SID

متغیرها	فرمول	عنوان
Ri,t: بازده سهام i در روزt Vol i,t: حجم معاملاتی ریالی سهام i در روز t ZeroVoli,m: درصد روزهای با حجم صفر در ماه m		

*: Deflator به گونه‌ای انتخاب می‌شود که نسبت $\frac{1}{(x-month\ turnover)} < 1$ باشد. $\frac{1}{Deflator} > 0$

۵- یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی و ضرایب همبستگی ده معیار نقدشوندگی مورد استفاده در این پژوهش در جدول۲ ملاحظه می‌گردد.

همانطور که ملاحظه می‌شود میانگین و میانه اغلب معیارهای نقدشوندگی به استثنای دو معیار لگاریتم آمیهود (۹/۵۲۱۵- و ۹/۸۶۵۹-) و آمیهود اصلاح شده (۳۶۸/۶۹۲۶- و ۱۲۲/۹۰۹۵-) مثبت می‌باشد. بیشترین مقدار میانگین نقدشوندگی مربوط به معیار آمیوست($۱/۴۹*۱۰^{۱۲}$) و کمترین مقدار مربوط به معیارهای آمیهود و مجذور آمیهود با مقادیر نزدیک به صفر می‌باشد. در جدول ۳ آمار توصیفی و ضرایب همبستگی عوامل ریسک ارائه می‌گردد.

جدول۲-آمار توصیفی و ضرایب همبستگی معیارهای نقدشوندگی

آمار توصیفی										
آمیهود اصلاح شده	آمیهود	آمیوست	لسموند	لیو	لگاریتم آمیهود	رول	مجذور آمیهود	بازده صفر۲	بازده صفر۱	
-۳۶۸/۶۹۲۶	۰/۰۰۰۰	$۱/۴۹*۱۰^{۱۲}$	۰/۰۰۱۷	۲۵/۸۹۴۹	-۹/۵۲۱۵	۰/۰۰۳۸	۰/۰۰۰۰	۰/۱۲۸۹	۰/۳۰۲۸	میانگین
-۱۲۲/۹۰۹۵	۰/۰۰۰۰	$۴/۹۰*۱۰^{۱۰}$	۰/۰۰۰۶	۱۲/۷۳۳۸	-۹/۸۶۵۹	۰/۰۰۳۴	۰/۰۰۰۰	۰/۰۸۰۴	۰/۲۳۹۲	میانه
۴۷۹/۳۹۳۱	۰/۰۰۰۰	$۹/۷۹*۱۰^{۱۲}$	۰/۰۰۹۵	۲۹/۵۱۳۶	۱/۶۸۰۱	۰/۰۰۳۴	۰/۰۰۰۰	۰/۱۴۰۴	۰/۲۳۳۱	انحراف معیار
-۱/۴۸۳۱	۱۶/۰۶۵۶	۱۳/۷۴۱۱	۳۰/۰۸۵۴	۱/۲۶۵۵	۱/۸۱۶۷	۳/۶۹۲۲	۸/۰۴۶۶	۲/۰۵۶۰	۰/۹۵۵۹	چولگی
۴/۳۵۸۹	۳۷۸/۷۳۴۷	۲۲۸/۴۶۸۹	۱۰۸۲/۵۷۱۰	۳/۶۲۷۲	۸/۱۳۳۶	۴۲/۸۷۵۵	۹۵/۴۴۲۲	۸/۸۰۷۳	۳/۱۲۴۲	کشیدگی
۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	$۲/۱۷*۱۰^{۱۴}$	۰/۳۷۸۵	۱۲۵/۹۹۸۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۵۷۳	۰/۰۰۰۶	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	ماکسیمم
-۲۱۷۶/۸۶۲۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۸۵۱۳	-۱۲/۸۴۲۷	-۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	مینیمم
ضرایب همبستگی										
آمیهود اصلاح شده	آمیهود	آمیوست	لسموند	لیو	لگاریتم آمیهود	رول	مجذور آمیهود	بازده صفر۲	بازده صفر۱	
									۱/۰۰۰۰	بازده صفر۱
								۱/۰۰۰۰	۰/۲۸۰۰	بازده صفر۲
							۱/۰۰۰۰	۰/۰۲۷۸	۰/۰۵۶۴	مجذور آمیهود
						۱/۰۰۰۰	-۰/۱۵۵۴	-۰/۱۴۹۴	-۰/۲۵۶۸	رول
					۱/۰۰۰۰	-۰/۲۶۴۹	۰/۳۲۰۱	۰/۴۱۴۷	۰/۶۳۸۳	لگاریتم آمیهود
				۱/۰۰۰۰	۰/۴۸۵۱	-۰/۲۱۰۱	۰/۱۶۴۹	-۰/۲۳۰۳	۰/۸۲۶۲	لیو
			۱/۰۰۰۰	-۰/۰۵۸۹	-۰/۰۴۶۹	-۰/۰۰۳۲	-۰/۰۰۵۵	-۰/۰۲۳۹	-۰/۰۸۵۶	لسموند
		۱/۰۰۰۰	۰/۰۷۴۲	-۰/۰۸۴۷	-۰/۱۱۶۷	-۰/۰۲۳۹	-۰/۰۵۵۷	۰/۰۸۰۵	-۰/۰۴۰۱	آمیوست
	۱/۰۰۰۰	-۰/۰۲۴۰	-۰/۰۰۹۶	۰/۱۶۳۳	۰/۱۷۸۹	-۰/۰۹۹۵	۰/۷۷۳۰	-۰/۰۱۸۹	۰/۱۰۰۰	آمیهود
۱/۰۰۰۰	-۰/۰۷۰۶	۰/۰۸۰۱	۰/۰۶۵۸	-۰/۹۰۴۴	-۰/۲۲۷۱	۰/۱۴۴۵	۰/۰۰۶۰	۰/۳۲۴۲	-۰/۷۷۴۳	آمیهود اصلاح شده

* همه معیارهای به کار رفته در این پژوهش، معیارهای عدم‌نقدشوندگی می‌باشد به غیر از معیار لسموند که معیار نقدشوندگی می‌باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول۳-آمار توصیفی و ضرایب همبستگی عوامل ریسک

	میانگین	انحراف‌معیار	چولگی	کشیدگی
r_{mt}	۰/۰۷۵۷	۰/۳۵۴۸	۴/۹۸۹۹	۲۷/۴۹۷۴
SMB	۰/۴۶۶۲	۱/۱۱۲۶	۰/۲۹۷۹	۲/۶۳۰۲
HML	۰/۹۰۹۵	۱/۱۶۶۶	۰/۷۱۵۹	۵/۲۴۵۸
IMV(LIQ-Amh)	۰/۰۳۲۹	۰/۶۴۵۹	-۰/۷۰۲۴	۴/۹۰۳۹
IMV(LIQ-AmhLog)	-۰/۱۳۸۴	۰/۹۵۲۰	-۲/۲۳۸۷	۱۲/۲۱۴۶
IMV(LIQ-Amh Sqr)	-۰/۰۶۲۷	۰/۷۳۵۷	-۱/۰۵۳۱	۵/۸۹۲۷
IMV(LIQ-Zero1)	-۰/۰۵۷۹	۰/۷۲۵۳	-۰/۷۱۷۴	۵/۴۹۳۲
IMV(LIQ-Zero2)	۰/۰۱۰۰	۰/۶۸۱۰	-۰/۹۷۹۵	۵/۹۱۴۷
IMV(LIQ-Les)	۰/۰۰۲۷	۱/۰۰۰۹	۱/۰۰۵۶	۵/۳۰۵۶
IMV(LIQ-Amivest)	-۰/۰۵۰۱	۰/۶۷۴۱	۰/۹۲۵۱	۶/۳۰۱۶
IMV(LIQ-Adj Amh)	-۰/۰۹۲۱	۱/۰۵۸۱	-۱/۱۶۰۸	۶/۹۴۴۴
IMV(LIQ-Roll)	-۰/۱۶۹۴	۰/۸۸۴۱	-۲/۱۸۵۵	۱۳/۰۱۷۹
IMV(LIQ-Liu)	-۰/۰۹۸۷	۰/۶۹۹۹	-۰/۲۵۰۹	۳/۳۳۶۱

ب: ضرایب همبستگی			
	r_{mt}	SMB	HML
r_{mt}	۱/۰۰۰۰		
SMB	۰/۱۸۰۹	۱/۰۰۰۰	
HML	۰/۱۰۱۲	۰/۳۴۶۵	۱/۰۰۰۰
IMV(LIQ-Amh)	۰/۰۶۴۵	-۰/۳۴۲۸	-۰/۱۲۶۹
IMV(LIQ-AmhLog)	-۰/۰۵۷۱	-۰/۳۲۸۱	-۰/۲۶۴۳
IMV(LIQ-AmhSqr)	۰/۰۱۴۷	-۰/۴۵۹۹	-۰/۲۷۶۲
IMV(LIQ-Zero1)	-۰/۰۹۴۶	-۰/۲۵۰۷	-۰/۱۲۴۳
IMV(LIQ-Zero2)	-۰/۰۷۰۶	-۰/۱۱۹۸	-۰/۱۷۵۳
IMV(LIQ-Les)	۰/۰۵۵۵	-۰/۰۲۵۰	۰/۴۲۲۷
IMV(LIQ-Amivest)	۰/۱۳۴۴	۰/۵۹۹۵	۰/۱۰۷۸
IMV(LIQ-AdjAmh)	۰/۰۱۲۶	۰/۰۷۴۱	-۰/۳۱۲۲
IMV(LIQ-Roll)	-۰/۰۶۴۶	۰/۰۴۰۵	-۰/۳۰۹۶
IMV(LIQ-Liu)	۰/۰۱۰۴	-۰/۳۰۸۶	-۰/۱۰۷۰

آمار توصیفی سه عامل بازده اضافی بازار، اندازه، ارزش و نقدشوندگی مبتنی بر معیار ده‌گانه در قسمت "الف" جدول۳ ارائه گردیده است. همانطور که مشاهده می‌شود متوسط بازده اضافی ماهانه بازار ۰/۰۷۵۷و انحراف معیار آن ۰/۳۵۴۸است. کشیدگی توزیع بازده بازار برابر ۲۷/۴است. طبق آمارهای موجود در قسمت "الف" جدول۳ مقادیر SMB وHML هر دو مثبت و به ترتیب برابر ۴۶/۶ و ۹۰/۹

www.SID.ir

Archive of SID

درصد است. به جز معیارهای آمیهود، بازده صفر۲ و لسموند سایر معیارهای نقدشوندگی منفی است. قسمت "ب" جدول۳ نشانگر ضرایب همبستگی میان عوامل ریسک می‌باشد که هیچ مقدار بسیار بزرگی را نشان نمی‌دهد که موجب ایجاد نگرانی در رابطه با وجود مشکل هم‌خطی شود.

در راستای آزمون توان توضیحی عامل نقدشوندگی(فرضیه اول)، آلفای پنج پرتفوی مبتنی بر هر یک از معیارهای ده‌گانه نقدشوندگی با استفاده از مدل‌های CAPM و CAPM تعدیل شده با عامل نقدشوندگی در جدول(۴) ارائه گردیده است. اگر تعداد آلفاهای معنادار تخمینی حاصل از CAPM توسعه‌یافته با نقدشوندگی کاهش یابد، می‌توان نتیجه گرفت عامل نقدشوندگی بر بازده اضافی سهام اثرگذار بوده و قادر است بخشی از تغییرات آن را تبیین نماید که توسط عامل بازار توضیح داده نمی‌شود. همچنین نتایج حاصل از آزمون‌های انجام شده بابت بررسی عملکرد استراتژی معاملاتی مبتنی بر نقدشوندگی(فرضیه دوم) که شامل آزمون‌های انحراف از میانگین و آزمون گیبنز است نیز در جدول(۴) ملاحظه می‌گردد.

جدول۴- مقایسه آلفای CAPM و CAPM توسعه‌یافته در سطوح مختلف نقدشوندگی با استفاده از ۱۰ معیار مختلف نقدشوندگی

CAPM										
	لیو	رول	آمیهود اصلاح شده	آمیوست	لسموند	بازده صفر۲	بازده صفر۱	مجذور آمیهود	لگاریتم آمیهود	آمیهود
P1	۰/۱۵۲۸	۰/۳۱۶۲*	۰/۲۲۷۹	۰/۰۳۳۹	-۰/۰۲۰۲	۰/۴۴۸۶**	۰/۲۴۹۱	۰/۳۲۶۶**	۰/۲۵۰۷*	۰/۴۲۱۸***
P2	۰/۲۴۵۸	۰/۱۷۹۷	۰/۴۴۴۴**	۰/۳۴۷۲*	۰/۱۵۲۷	۰/۲۵۷۶	۰/۲۰۴۶	۰/۲۶۵۴	۰/۲۴۵۵	۰/۲۷۲۱
P3	۰/۳۸۸۳**	۰/۲۶۵۳	۰/۲۲۴۰	۰/۲۶۷۴	۰/۱۱۴۲	۰/۱۶۹۹	۰/۳۰۷۶	۰/۲۱۵۷	۰/۳۴۲۸*	۰/۲۴۵۵
P4	۰/۲۷۵۸	۰/۲۷۱۵	۰/۲۴۰۸	۰/۱۲۳۴	۰/۲۲۰۰	۰/۱۶۱۲	۰/۳۰۰۱	۰/۲۴۸۶	۰/۲۴۸۶	۰/۰۸۴۸
P5	۰/۰۷۳۴	۰/۱۰۳۶	۰/۰۰۰۰	۰/۳۶۴۴***	۰/۶۶۹۵***	۰/۰۹۸۹	۰/۰۷۴۸	۰/۰۷۹۸	۰/۰۴۸۶	۰/۱۱۱۹
GRS	۲/۴۳۷۲**	۰/۴۴۹۰	۱/۶۴۲۵	۲/۷۱۵۷**	۲/۳۶۶۲**	۱/۹۶۶۴*	۱/۲۱۱۳	۲/۵۲۰۷**	۱/۹۶۰۰*	۲/۸۵۳۲**
DiM	۰/۳۴۱۸	۰/۹۱۴۹	۰/۹۱۶۵	-۱/۴۶۸۷	-۲/۸۰۹۳***	۱/۴۶۵۷	۰/۷۷۱۶	۱/۰۰۹۶	۰/۹۲۱۸	۱/۲۳۰۶
CAPM تعدیل شده با عامل نقدشوندگی										
	لیو	رول	آمیهود اصلاح شده	آمیوست	لسموند	بازده صفر۲	بازده صفر۱	مجذور آمیهود	لگاریتم آمیهود	آمیهود
P1	۰/۱۸۳۰	۰/۲۴۰۰	۰/۲۱۱۳	۰/۰۹۸۹	۰/۰۷۲۲	۰/۴۴۲۸**	۰/۲۵۲۵	۰/۲۹۸۸**	۰/۱۸۸۴	۰/۴۱۵۸***
P2	۰/۲۴۰۶	۰/۰۰۱۷	۰/۳۶۵۲**	۰/۳۹۹۰*	۰/۲۵۵۴**	۰/۲۷۱۷	۰/۱۷۸۲	۰/۲۰۵۲	۰/۰۸۸۶	۰/۲۸۲۰
P3	۰/۲۹۵۲	۰/۰۱۳۷	۰/۱۱۵۸	۰/۲۹۷۵	۰/۲۲۴۳**	۰/۲۱۴۴	۰/۲۴۱۱	۰/۱۲۰۰	۰/۱۷۲۲	۰/۲۶۷۹
P4	۰/۱۲۲۹	۰/۰۲۴۳	۰/۱۰۸۸	۰/۱۱۲۲	۰/۳۳۳۷**	۰/۲۱۷۵	۰/۲۱۸۹	۰/۱۲۱۵	۰/۰۳۹۶	۰/۱۱۸۲
P5	-۰/۰۹۴۲	-۰/۱۲۳۴	-۰/۱۲۹۹	۰/۳۲۷۱**	۰/۷۴۰۵***	۰/۱۵۴۸	۰/۰۰۱۸	-۰/۰۶۰۶	-۰/۱۴۴۲	۰/۱۶۷۳
GRS	۱/۰۷۳۹	۱/۱۰۴۶	۱/۸۱۶۷	۱/۵۹۸۴	۳/۱۸۲۳***	۰/۷۱۵۸	۰/۵۶۹۴	۰/۷۳۶۱	۰/۹۷۶۲	۱/۲۸۷۰
DiM	۱/۲۹۳۹	۱/۹۵۶۱*	۱/۷۹۱۵*	-۱/۰۴۳۴	-۳/۴۲۸۰***	۱/۳۷۰۶	۱/۲۶۴۰	۱/۸۹۹۷*	۲/۰۶۵۱**	۱/۱۵۱۴

همان‌طور که مشاهده می‌شود اغلب آلفاهای تخمینی(همه آلفاهای معنادار) مندرج در جدول(۴) مثبت می‌باشد. یافته اخیر بدان مفهوم است که می‌توان با استفاده از استراتژی معاملاتی مبتنی بر عامل نقدشوندگی مورد نظر(معیارهای ده‌گانه) به بازده غیرعادی دست یافته و بر بازار غلبه کرد.

www.SID.ir

Archive of SID

مقایسه بخش‌های "الف" و "ب" جدول(۴) گویای این واقعیت است که میزان آلفاهای برآوردی مبتنی بر CAPM عموماً بالاتر از آلفاهای مبتنی بر CAPM تعدیل شده است. این یافته چندان دور از انتظار نیست زیرا بخشی از بازده غیرعادی به واسطه حضور نقدشوندگی، تبیین شده و لذا آلفا کاهش می‌یابد. همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد تعداد آلفاهای معنادار پس از احتساب عامل نقدشوندگی ذیل CAPM تعدیل شده، کاهش قابل ملاحظه‌ای نمی‌یابد. به گونه‌ای که معناداری آلفای CAPM پرتفوی اول بر اساس معیار آمیهود برابر ۰/۴۲۱۸ در صورت استفاده از CAPM تعدیل شده (۰/۴۱۵۸) دستخوش تغییر نمی‌گردد. این وضعیت در مورد معیارهای مجذور آمیهود، بازده صفر۱، بازده صفر۲ و آمیهود اصلاح شده نیز دقیقاً برقرار است.

جدول(۵) آلفای برآوردی حاصل از مدل فاما و فرنچ و نسخه تعدیل شده آن با نقدشوندگی را برای پنج پرتفوی مبتنی بر نقدشوندگی نشان می‌دهد.

جدول۵- مقایسه آلفای فاما-فرنچ و فاما-فرنچ توسعه‌یافته در سطوح مختلف نقدشوندگی با استفاده از ۱۰ معیار مختلف نقدشوندگی

مدل سه عاملی فاما و فرنچ										
	آمیهود	لگاریتم آمیهود	مجذور آمیهود	بازده صفر۱	بازده صفر۲	لسموند	آمیوست	آمیهود اصلاح شده	رول	لیو
P1	۰/۱۹۰۶	-۰/۰۱۵۹	۰/۱۳۹۲	-۰/۱۳۹۲	۰/۰۴۸۸	-۰/۴۱۳۷**	-۰/۴۱۲۶*	-۰/۰۷۹۲	-۰/۱۵۲۸	-۰/۲۱۸۷
P2	-۰/۰۸۵۴	-۰/۱۴۸۸	-۰/۱۲۴۲	-۰/۳۲۶۷	-۰/۱۹۸۴	-۰/۱۶۳۴	-۰/۴۷۷۶**	۰/۰۴۸۵	-۰/۱۶۱۱	-۰/۲۷۹۱
P3	-۰/۱۷۹۰	-۰/۰۹۲۵	-۰/۱۶۱۴	-۰/۱۷۰۳	-۰/۲۱۲۲	-۰/۲۶۰۳	-۰/۱۲۱۸	-۰/۱۸۳۹	-۰/۱۵۶۵	-۰/۰۱۹۲
P4	-۰/۳۵۹۹	-۰/۵۰۰۷**	-۰/۲۶۴۰	-۰/۰۸۱۳	-۰/۴۵۸۶**	-۰/۲۸۶۹	-۰/۱۳۴۶	-۰/۳۶۴۶	-۰/۲۹۵۱	-۰/۰۶۲۲
P5	-۰/۵۶۴۸**	-۰/۲۴۰۸	-۰/۵۸۸۲**	-۰/۲۸۱۰	-۰/۱۷۸۲	۰/۱۲۵۷	۰/۱۴۸۱	-۰/۴۱۹۳*	-۰/۲۳۳۲	-۰/۴۱۹۴**
GRS	۲/۸۵۳۲**	۱/۹۶۰۰*	۲/۵۲۰۷**	۱/۲۱۱۳	۱/۹۶۶۴*	۲/۳۶۶۲**	۲/۷۱۵۷**	۱/۶۴۲۵	۰/۴۴۹۰	۲/۴۳۷۲**
DiM	۰/۵۳۷۴**	۰/۸۴۷۴	۲/۵۲۵۴**	۰/۵۱۶۷	۰/۷۷۴۸	-۱/۸۳۶۴*	-۲/۰۷۶۵**	۱/۱۱۳۰	۰/۲۸۶۶	۰/۷۱۸۵
مدل سه عاملی فاما و فرنچ به علاوه عامل نقدشوندگی(IMV)										
	آمیهود	لگاریتم آمیهود	مجذور آمیهود	بازده صفر۱	بازده صفر۲	لسموند	آمیوست	آمیهود اصلاح شده	رول	لیو
P1	۰/۱۵۴۴	۰/۰۴۶۲	۰/۲۱۲۳	-۰/۱۴۵۰	۰/۰۱۲۶	-۰/۱۰۸۵	-۰/۲۹۷۲	-۰/۰۵۶۰	-۰/۱۳۶۴	-۰/۲۱۰۱
P2	-۰/۰۴۸۱	۰/۰۰۰۰	۰/۰۲۷۲	-۰/۳۰۹۷	-۰/۱۵۳۳	۰/۱۸۳۲	-۰/۴۱۲۴*	۰/۲۲۴۷	-۰/۱۱۴۲	-۰/۲۷۶۷
P3	-۰/۰۷۹۴	۰/۰۶۶۸	۰/۰۷۵۳	-۰/۱۱۸۳	-۰/۰۵۰۱	۰/۱۰۸۸	-۰/۰۶۶۲	۰/۰۶۲۳	-۰/۰۹۰۴	-۰/۰۳۷۶
P4	-۰/۲۰۸۶	-۰/۳۲۰۱**	۰/۰۳۶۵	-۰/۰۱۷۲	-۰/۲۵۸۸	۰/۰۸۶۰	-۰/۲۰۸۵	-۰/۰۷۳۷	-۰/۲۳۲۳*	-۰/۰۹۲۶
P5	-۰/۳۱۲۶	-۰/۰۵۸۳	-۰/۲۷۶۹	-۰/۲۲۳۱*	۰/۰۳۲۸	۰/۳۴۲۶*	۰/۰۳۰۷	-۰/۱۲۳۳	-۰/۱۷۳۰	-۰/۴۵۳۴***
GRS	۱/۱۹۷۷	۱/۵۳۵۹	۱/۳۳۴۹	۱/۲۶۱۳	۱/۴۲۰۱	۱/۳۶۲۲	۲/۰۵۳۱*	۱/۳۰۱۹	۰/۴۰۲۴	۲/۷۴۵۲**
DiM	۱/۷۷۱۹*	۰/۵۳۵۳	۲/۰۶۷۵**	۰/۳۲۴۵	-۰/۰۷۸۰	-۱/۸۷۱۴*	-۱/۱۹۰۶	۰/۲۸۲۷	۰/۱۶۳۵	۰/۹۵۲۳

همان‌گونه که در جدول(۵) ملاحظه می‌گردد تعداد آلفاهای معنادار فاما-فرنچ و فاما-فرنچ تعدیل شده بسیار اندک و اغلب آلفاهای تخمینی(همه آلفاهای معنادار) منفی است. آلفای منفی حاکی از رابطه معکوس عدم‌نقدشوندگی و بازده در بورس اوراق بهادار تهران است، لذا برای طراحی استراتژی

www.SID.ir

Archive of SID

سودآور باید پرتفوی با عدم نقدشوندگی بالا را فروخت. استفاده از مدل فاما–فرنچ تعدیل شده برای تخمین آلفای پرتفوی‌های مبتنی بر نقدشوندگی، منجر به کاهش شمار آلفاهای معنادار گردیده به نحوی‌که آلفای فاما–فرنچ پرتفوی پنجم مبتنی بر معیار آمیهود برابر ۰/۵۶۴۸- و در سطح اطمینان ۹۵ درصد از نظر آماری معنادار است، اما آلفای فاما–فرنچ تعدیل شده همین پرتفوی برابر ۰/۳۱۲۶- به لحاظ آماری معنادار نیست. سایر معیارها نیز از وضعیت مشابهی برخوردار است. با این حال، با توجه به معدود بودن کل آلفاهای معنادار، نمی‌توان اندک کاهش تعداد آلفاهای معنادار در نتیجه استفاده از مدل فاما–فرنچ تعدیل شده را دال بر قیمت‌گذاری عامل نقدشوندگی تلقی نمود.

برای ارزیابی عملکرد استراتژی معاملاتی مبتنی بر نقدشوندگی می‌بایست عملکرد پرتفوی با سرمایه‌گذاری صفر متشکل از خرید (فروش) پرتفوی اول و فروش (خرید) پرتفوی دوم را بررسی نمود. به همین منظور آلفای پرتفوی‌های اول و پنجم با استفاده از آزمون انحراف از میانگین با یکدیگر مقایسه می‌شود. اگر این تفاوت معنادار باشد، می‌توان بر اساس عامل نقدشوندگی استراتژی معاملاتی تعریف کرد که بر بازار غلبه نماید. نتایج حاصل از آزمون انحراف از میانگین در جداول (۴) و (۵) ملاحظه می‌گردد. آزمون مذکور برای هر چهار مدل CAPM، CAPM تعدیل شده و فاما–فرنچ و فاما–فرنچ تعدیل شده برای اکثر معیارهای عدم-نقدشوندگی به لحاظ آماری معنادار نیست و تنها حدود ۲۵ درصد از DiMها معنادار شده‌اند، این بدان معنی است که تفاوت آلفای پرتفوی اول با پرتفوی پنجم معنادار نبوده و در نتیجه استراتژی معاملاتی مبتنی بر معیار عدم‌نقدشوندگی مذکور، اثربخش نیست.

به علاوه آزمون GRS که توسط گیبنز در سال ۱۹۸۹ پیشنهاد گردید، در راستای بررسی کارایی استراتژی معاملاتی مبتنی بر نقدشوندگی، استفاده می‌شود و به این پرسش پاسخ می‌دهد که آیا آلفای پرتفوی‌ها به طور مشترک صفر است یا خیر. اگرGRS معنادار شود، فرض صفر رد می‌شود یعنی حداقل یکی از ضرایب آلفای پنج پرتفوی صفر نیست. نتایج حاصل از آزمون GRS منعکس در جداول(۴) و (۵) دال بر آن است که GRS حدوداً در ۵۰ درصد موارد مدل‌های CAPM و فاما و فرنچ از نظر آماری معنادار گردیده اما در مدل‌های تعدیل‌شده با نقدشوندگی اکثر قریب به اتفاق GRSها از لحاظ آماری معنادار نیست. نتایج حاصل از این دو آزمون، حاکی از عدم سودآوری استراتژی معاملاتی مبتنی بر نقدشوندگی می‌باشد.

برای مقایسه عملکرد استراتژی معاملاتی مبتنی بر نقدشوندگی با اندازه/ارزش، نخست آلفای CAPM و فاما–فرنچ شش پرتفوی مبتنی بر اندازه/ارزش برآورد گردیده و در جدول(۶) ارائه می‌گردد.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول۶- آلفای تخمینی مبتنی بر مدل‌های CAPM و فاما-فرنچ برای شش پرتفوی اندازه/ارزش فاما و فرنچ

	CAPM			FAMA & FRENCH		
	L	M	H	L	M	H
S	-۰/۰۱۵۴***	۰/۰۰۴۱	۰/۰۵۹۰***	-۰/۰۱۸۲***	۰/۰۰۰۰	۰/۰۵۵۸***
B	۰/۰۱۹۹***	۰/۰۰۵۷	۰/۱۶۸۵***	۰/۰۱۴۹*	-۰/۰۰۳۹	۰/۱۲۸۰***

آلفای CAPM شش پرتفوی مبتنی بر اندازه/ارزش به جز برای پرتفوی‌های با نسبت B/M متوسط(S/M و B/M) در سایر پرتفوی‌ها در سطح اطمینان ۹۵ درصد به لحاظ آماری معنادار است. آلفای فاما-فرنچ نیز وضعیت مشابهی دارد. از میان همه پرتفوی‌هایی که دارای آلفای معنادار است، مقادیر آلفای CAPM پرتفوی S/L (-۰/۰۱۵۴) و آلفای فاما-فرنچ آن (-۰/۰۱۸۲) منفی و به لحاظ آماری معنادار است. در صورتی که تعداد آلفاهای معنادار فاما و فرنچ نسبت به آلفاهای CAPM کاهش یابد، می‌توان نتیجه گرفت بخشی از تغییرات بازده که توسط عامل بازار توضیح داده نشده، توسط عوامل اندازه و ارزش قابل توضیح است. همین استدلال برای کاهش مقادیر آلفای فاما-فرنچ نسبت به آلفای CAPM صدق می‌کند. همانطور که مشاهده می‌شود آلفاهای برآوردی فاما-فرنچ به استثنای پرتفوی B/L در سایر پرتفوی‌ها در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است. همچنین، تفاوت قابل ملاحظه‌ای میان تعداد آلفاهای معنادار CAPM و فاما-فرنچ مشاهده نمی‌گردد. اگر از پرتفوی‌های با ارزش متوسط چشم‌پوشی شود، افزایش ضریب آلفا توام با افزایش ارزش و اندازه در هر دو مدل محرز است (در مجموع به نظر می‌رسد مدل CAPM کاراتر از فاما و فرنچ است).

برای ارزیابی استراتژی معاملاتی مبتنی بر نقدشوندگی نسبت به استراتژی معاملاتی مبتنی بر اندازه/ارزش، تعداد آلفاهای معنادار جداول ۵ و۴ با جدول ۶ مقایسه می‌گردد. بدین مفهوم که تعداد آلفاهای معنادار CAPM و فاما و فرنچ استراتژی معاملاتی مبتنی بر اندازه/ارزش و استراتژی مبتنی بر نقدشوندگی با یکدیگر مقایسه می‌شود. آلفای استراتژی معاملاتی مبتنی بر اندازه/ارزش حدود $\frac{۲}{۳}$ موارد از نظر آماری معنادار است در حالیکه تعداد آلفاهای معنادار استراتژی معاملاتی مبتنی بر نقدشوندگی بسیار کمتر است. به این ترتیب می‌توان اثربخشی بالاتر استراتژی معاملاتی مبتنی بر اندازه/ارزش را از نظر آماری (نه اقتصادی) تایید نمود.

۶- نتیجه‌گیری و بحث

نتایج حاصل از این پژوهش گویای این واقعیت است که عامل نقدشوندگی، توان توضیح تغییرات بازده سهام پذیرفته شده در بازار سرمایه ایران را ندارد. بدین مفهوم که محتوای اطلاعاتی نقدشوندگی (در صورت وجود) از طریق سایر عوامل ریسک یعنی عامل بازار، اندازه و ارزش پوشش داده می‌شود. لذا نقدشوندگی قادر نیست بازده مورد انتظار و متعاقباً هزینه سرمایه حقوق مالکانه را متاثر ساخته و به یکی از ملاحظات مهم مدیران در زمان افزایش سرمایه مبدل گردد. این نتیجه می‌تواند بدین سبب باشد که در بورس اوراق بهادار تهران، سهام شرکت‌ها عمدتاً تحت مالکیت سرمایه‌گذاران بزرگ یا استراتژیک قرار دارد که این امر منتج به کاهش

www.SID.ir

Archive of SID

سهام شناور آزاد می‌گردد. عرضه و تقاضای سهام شناور آزاد است که قیمت سهام شرکت را تعیین می‌کند و قابلیت نقدشوندگی سهام را نشان می‌دهد و بخش بلوکه شده آن به دلیل عدم‌حضور در فرآیند عرضه و تقاضای روزانه، در نوسان و تعیین قیمت سهام تاثیری ندارد و این امر منجر به فقدان نقدشوندگی می‌شود. همان‌طور که افخمی (۱۳۸۸) نشان می‌دهد بین سهام شناور آزاد و نقدشوندگی رابطه معنی‌دار وجود دارد. بر اساس مبانی نظری انتظار می‌رود رابطه بین عدم نقدشوندگی و بازده سهام منفی باشد. زیرا یکی از مهمترین عوامل ریسک دارایی، قابلیت نقدشوندگی آن است و هر چه ریسک ناشی از دارایی افزایش یابد، سرمایه‌گذار انتظار دریافت بازده بیشتری خواهد داشت. این در حالی است که نتایج حاصل از این پژوهش حاکی از عدم اثرگذاری عامل نقدشوندگی بر متوسط بازده تعدیل شده بابت ریسک در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. بنابراین نقدشوندگی در بورس اوراق بهادار تهران قیمت‌گذاری نمی‌شود که این یافته موید یافته اسلامی بیدگلی و هنردوست (۱۳۹۱) مبنی بر عدم‌معناداری عامل نقدشوندگی در بورس تهران است و در تقابل یافته‌های لیو(۲۰۰۶) و کیم و لی(۲۰۱۴) قرار دارد که شواهدی قوی از قیمت‌گذاری ریسک نقدشوندگی را نشان می‌دهد. حال آنکه لیچوسکی و ورونکوا (۲۰۱۲) با مطالعه بازار لهستان شواهدی مبنی بر قیمت‌گذاری عامل نقدشوندگی نیافتند. در نتیجه، یافته‌های این پژوهش ضمن تایید عدم سودآوری استراتژی معاملاتی مبتنی بر نقدشوندگی، در تایید نتایج لیچوسکی و ورونکوا(۲۰۱۲) حاکی از کارایی بالاتر استراتژی معاملاتی مبتنی بر اندازه/ ارزش است. به نظر می‌رسد عدم نقدشوندگی حاکم بر بورس اوراق بهادار تهران، باعث گردیده سرمایه‌گذاران عامل مذکور را نه به عنوان یک متغیر بلکه در مقام واقعیت بازار بپذیرند. به بیان دیگر، به طور متوسط آنچه در میان شرکت‌ها متفاوت است، درجه عدم نقدشوندگی است. در این شرایط اشخاصی که در سهام با نقدشوندگی پایین سرمایه‌گذاری می‌کنند، انگیزه‌ای برای پرداخت صرف (عدم) نقدشوندگی ندارند. فقدان اثر نقدشوندگی در بورس اوراق بهادار تهران می‌تواند ناشی از تقویت بازارهای موازی و در نتیجه هدایت نقدینگی به سمت این بازارها باشد. این موضوع می‌تواند بر میزان مشارکت در سرمایه‌گذاری سهام و در نهایت نقدشوندگی بازار موثر باشد.

فهرست منابع

* ابزری، مهدی. کبیری‌پور، وحید. سهیلی، سیروس. (۱۳۹۲)، تحلیل تأثیر نقدشوندگی بر بازده سهام با کنترل سبک‌های سرمایه-گذاری:رویکردی جدید با معیاری چند بعدی، مجله دانش حسابداری، شماره پانزدهم، صص۱۰۳-۷۹.
* اسلامی بیدگلی، غلامرضا. هنردوست، اعظم. (۱۳۹۱)، مدل سه عاملی فاما و فرنچ و ریسک نقدشوندگی: شواهدی از بازار بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه دانش سرمایه‌گذاری، شماره دوم، صص ۱۱۶-۹۷.
* افخمی، عادل. (۱۳۸۸)، بررسی رابطه تجربی ریسک، بازده و نقدشوندگی با سهام شناور آزاد در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد مدیریت مالی، دانشگاه امور اقتصادی و دارایی.

www.SID.ir

Archive of SID

* انصاری، حجت‌الله. تهرانی، رضا. سارنج، علیرضا. (۱۳۹۲)، بررسی رابطه بین بازده حاصل از استراتژی شتاب و نقدشوندگی، فصلنامه راهبرد مدیریت مالی، شماره دوم.
* بادآور نهندی، یونس. رینالی، مهدی. ملکی، اژدر. (۱۳۹۲)، بررسی تاثیر نقدشوندگی سهام بر بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پژوهشنامه اقتصاد و کسب و کار، شماره چهارم، صص ۹۸-۸۹.
* حبیبی‌فر، جواد. تهرانی، رضا. انصاری، کامبیز. (۱۳۹۴)، بررسی رابطه بین ریسک نقدشوندگی و ریسک بازار با بازده سهام رشدی و ارزشی با رویکرد مدل AHP در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، شماره بیست و سوم، صص ۵۳-۳۹.
* رستمیان، فروغ. اسلامی برجلو، المیرا. (۱۳۹۰)، بررسی ارتباط بین سهام شناور آزاد با ریسک نامطلوب و نقدشوندگی در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، شماره دوازدهم، صص ۸۸-۷۱.
* سیرانی، محمد. حجازی، رضوان. کشاورز، ملیحه. (۱۳۹۰)، مطالعه تاثیر ریسک نقدشوندگی و سایر عوامل موثر بر بازده‌های مقطعی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پژوهش‌های حسابداری مالی، شماره یکم، صص ۱۲۴-۱۱۳.
* قالیباف اصل، حسن. ایزدی، محسن. (۱۳۹۳)، دو فصلنامه اقتصاد پولی، مالی، شماره هفتم، صص ۱۰۴-۸۴.
* کاظمی، حسین. حیدری، عباس. (۱۳۹۱)، رابطه بین نقدشوندگی سهام و فرصت‌های سرمایه-گذاری، فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، شماره شانزدهم، صص ۳۹-۲۹.
* مهرانی، ساسان. رسائیان، امیر. (۱۳۸۸)، بررسی رابطه بین معیارهای نقدشوندگی سهام در بازده سالانه سهام در بورس اوراق بهادار تهران، پیشرفت‌های حسابداری، شماره یکم، صص ۲۳۰-۲۱۷.
* یحیی زاده‌فر، محمود. خرمدین، جواد. (۱۳۸۷)، نقش عوامل نقدشوندگی و ریسک عدم-نقدشوندگی بر مازاد بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران، بررسیهای حسابداری و حسابرسی، شماره پنجاه و سوم، صص ۱۱۸-۱۰۱.
* یحیی‌زاده فر، محمود. زارعی، حسن. (۱۳۹۲)، تحقیقات حسابداری و حسابرسی، شماره هفدهم، صص ۱۲۳-۱۰۸.
* یحیی‌زاده فر، محمود. شمس، شهاب‌الدین. لاریمی، سیدجعفر. (۱۳۸۹)، بررسی رابطه نقدشوندگی با بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران، تحقیقات مالی، شماره بیست و نهم، صص ۱۲۸-۱۱۱.
* Amihud, Y. (2002). Iliquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time –Series Effects. Journal of Financial Markets (5): 31-56.
* Amihud, Y., Mendelson, H. (1986). Asset pricing and the bid-ask spread. Journal of Financial Economics (17): 223-249.
* Amihud, Y., Mendelson, H. (2006). Stock and bond liquidity and its effect on prices and financial policies. Financial Market Portfolio Management 20(1): 19-32.
* Ang, Andrew. J Hodrick, Robert. Xing, Yuhang. Zhang, Xiaoyan. (2006). The cross-section of volatility and expected returns. The Journal of Finance(61): 259-299.
* Chiang, Thomas C. Zheng, Dazhi. (2015). Liquidity and stock returns: Evidence from international markets. Global Finance Journal(27): 73-97.

www.SID.ir

Archive of SID

* Dempsey ,Mike.(2013). The Capital Asset Pricing Model (CAPM): The History of a Failed Revolutionary Ideain Finance?. A Journal of Accounting, Finance and Business Studies , ABACUS (49): 7-23.
* Eleswarapu, V.R., Reinganum,M.R. (1993). The seasonal behavior of the liquidity premiumin asset pricing. Journal of Financial Economic (34): 373-386.
* Fama, E. F. French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. Journal of Finance 47(2): 427-465.
* Fama, E. F. French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. Journal of Financial Economics 33(1): 3-56.
* Fama, Eugene F. French, Kenneth R. (2015). A five-factor asset pricing model. Journal of Financial Economics(116): 1-22.
* Galagedera, D.u.A. (2002). « Rewie of Capifal Asset Pricing Models». from: http://129.20.41/eps/fin/paper/04060/0.pdf.
* Gibbons, M., Ross, S.A., Shanken, J. (1989). A test of the efficiency of a given portfolio. Econometrica (57): 1121-1152.
* Kang .Wenjin, Zhang .Huiping. (2014). Measuring Liquidity in Emerging Markets. Pacific-Basin Finance Journal: 1-53.
* Kim .Soon-Ho, Lee .Kuan-Hui. (2014). Pricing of liquidity risks: Evidence from multiple liquidity measures . Journal of Empirical Finance (25): 112-133.
* Lam, K.S., Tam, L.H. (2011). Liquidity and asset pricing: Evidence from the Hong Kong stock market. Journal of Banking and Finance 35(9): 2217-2230
* Liang .Samuel Xin, Wei .John K.C. (2012). Liquidity risk and stock returns around the world. Journal of Banking & Finance (36): 3274-3288.
* Lischewski, J. and VoronKova, S. (2012). Size, value and liquidity, Do they liquidity really matter on an emerging stock market. Emerging Markets Review 13(1): 8-25.
* Liu, W. (2006). A liquidity-augmented capital asset pricing model. Journal of Financial Economics (82): 631-671.
* Machado. Márcio André Veras, Machado. Márcia Reis.(2014). Liquidity and asset pricing: evidence from the Brazilian market. BRAZILIAN BUSINESS REVIEW: 69-89.
* Marshal, B.R. (2006). Liquidity and stock returns: Evidence from a pure orderdriven market using a new liquidity proxy. International Review of Financial Analysis 15(1): 21-38.
* Nguyen .Nhut H, Hei Lo .Ka. (2013). Asset returns and liquidity effects: Evidence from a developed but small market. Pacific-Basin Finance Journal (21): 1175-1190.
* Subrahmanyam, A. (2009). The cross-section of expected stock returns:what havewe learned fromthe past twenty-five years of research?Working Paper. UCLA.

یادداشت‌ها

[1] Lam & Tam
[2] Hearn
[3] Liu & Sabrahmanyam
[4] Acharya & Pederson
[5] Brown
[6] Cooper
[7] Kamara
[8] Khan and Baker
[9] Marcelo and del Mar Miralles Quiros
[10] Datar
[11] Haugen and Baker
[12] Rouwenhorst
[13] Chordia
[14] Eleswarapu & Reinganum
[15] Jacoby
[16] Atkins and Dyl
[17] Keene and Peterson
[18] Trading cost dimension
[19] Trading quantity dimension
[20] Trading speed dimension
[21] Galagedra
[22] Miller & Scholes
[23] Fama & McBeth
[24] Amihud & Mendelson
[25] Bid-Ask Spreaad
[26] Liu
[27] Marshal
[28] Weighted Order Value
[29] Eleswarapu & Reinganium
[30] Lam & Tom
[31] Liang & Wei
[32] Lischewski & Voronkova
[33] Nguyen & Hei Lo
[34] Kim & Lee
[35] Acharya & Pedersen
[36] Chiang & Zheng
[37] Jun
[38] Chang
[39] Narayan& Zheng
[40] Ang & Hodrick & Yuhang & Zhang
[41] Lischewski & Voronkova
[42] Difference in mean tests
[43] Gibbonse test

www.SID.ir