نشریه علمی
«پژوهش‌های راهبردی بودجه و مالی»
(سال دوم، شماره ۲، تابستان ۱۴۰۰ : ۷۷ ـ ۵۱)
شاپا چاپی: ۱۸۰۹ ـ ۲۷۱۷
شاپا الکترونیکی: ۱۹۹X ـ ۲۷۱۷

بررسی تأثیر ریسک سیستماتیک نقدشوندگی بر بازده مورد انتظار سهام در بورس اوراق بهادار تهران

حسنعلی سینایی*، عبدالحسین نیسی، نسرین فلاح پور*****

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۷/۰۱
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۸/۲۲

چکیده

این مطالعه به بررسی نقش ریسک سیستماتیک نقدشوندگی در بازده سهام با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تعدیل‌شده با نقدشوندگی ایجادشده توسط آچاریا و پدرسون (۲۰۰۵) در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد. جامعه آماری این پژوهش کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. پژوهش حاضر با استفاده از الگوی داده‌های ترکیبی (پانل دیتا) برای یک دوره زمانی از فروردین‌ماه ۱۳۹۰ تا پایان اسفندماه ۱۳۹۷ با تشکیل سبدهای سرمایه‌گذاری متشکل از سهام ۷۰ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران به‌عنوان نمونه را به‌صورت ماهانه موردمطالعه قرار داده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که علاوه بر اشتراک در نقدشوندگی ($\beta 2$)، سایر ریسک‌های نقدشوندگی، مانند حرکت مشترک بین عایدات سهام و نقدشوندگی بازار و حرکت مشترک بین نقدشوندگی سهام و عایدات بازار، نقش مهمی در قیمت‌گذاری دارایی‌ها بازی می‌کنند. هم‌چنین در این پژوهش اثرات ریسک‌های نقدشوندگی بر روی عایدات، با استفاده از تقسیم کردن نمونه‌ها به بازارهای رونق و رکود بررسی شده است. نتایج حاکی از آن است که ریسک سیستماتیک نقدشوندگی در قیمت‌گذاری سهام در بازارهای راکد اهمیت بیشتری دارد. نتایج کلی این پژوهش از اهمیت تأثیر ریسک سیستماتیک نقدشوندگی بر بازده مورد انتظار سهام، به‌ویژه در حین رکود بازار حمایت می‌کند.

کلیدواژه‌ها: *ریسک سیستماتیک نقدشوندگی؛ الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تعدیل‌شده؛ حرکات مشترک نقد شونده.*

---

* استاد، گروه مدیریت، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران
Ha_sinaei@yahoo.com
** استادیار، گروه مدیریت، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران
Aneysi@scu.ac.ir
*** نویسنده مسئول: کارشناس ارشد مدیریت مالی، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران
Falahpoor1437@gmail.com

مقدمه

سرمایه‌گذاران همواره خواهان کسب بازده بیشتر بوده و از ریسک گریزان‌اند و در قبال تحمل ریسک‌های بالاتر انتظار دارند بازده بیشتر نیز کسب کنند. سرمایه‌گذاران برای نگهداری سهامی که بدون نیاز به تغییر در قیمت و به شکلی آسان و به‌دور از تحمل هزینه‌های مازاد امکان فروش نداشته باشد، اقدام به مطالبه پاداش (صرف‌ریسک) می‌نمایند، در نتیجه انتظار می‌رود سرمایه‌گذاران بازده مورد انتظار بالاتری را برای سهام با نقدشوندگی کمتر مطالبه نمایند. افزون بر آن، سهامی که نسبت به تغییرات در نقدشوندگی دارای حساسیت بالاتری می‌باشند، باید بازده بالاتری را ایجاد نمایند تا سرمایه‌گذاران پاداش ریسک پذیرفته‌شده خود را دریافت نمایند. در نتیجه فقدان نقدشوندگی می‌تواند به‌عنوان عامل ریسک شناسایی گردد و یکی از متغیرهایی که می‌تواند در بازده مورد انتظار از یک سهم نیز تأثیرگذار باشد، قدرت نقدشوندگی آن است (آمیهود و مندلسون و وود[1]، ۱۹۹۰). اخیرا نقدشوندگی به‌عنوان یکی از متغیرهای تبیین‌کننده بازده، به‌طور گسترده‌ای موردتوجه قرارگرفته و روش‌های متعددی برای محاسبه آن مطرح‌شده است (هیرن[2] و همکاران، ۲۰۱۰).

در ادبیات اولیه در مورد اثرات سطوح نقدشوندگی بر قیمت دارایی، مشخص شد که سهام غیرنقدشونده یک صرف ریسک را درخواست می‌کند (آمیهود و مندلسون، ۱۹۸۶). به‌علاوه بخش جدیدی از ادبیات مالی رابطه بین ریسک سیستماتیک نقدشوندگی و بازده دارایی را بررسی می‌کند (پاستور و استامبو[3]، ۲۰۰۳). در کارهای تحقیقاتی متأخر، بسیاری از پژوهش‌های حوزه نقدشوندگی به‌جای تمرکز بر سطوح نقدشوندگی، بیشتر به بررسی تأثیر ریسک نقدشوندگی بر قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای پرداخته‌اند و در این راستا برخی از متغیرهای نقدشوندگی که با بازده دارایی‌ها مرتبط می‌باشند مورد آزمون و استناد قرار گرفته‌اند. به‌طور مثال

1. Amihud, Mendelson & Wood
2. Hearn
3. Pástor & Stambaugh

کوردیا[1]، رول[2] و سابراهانیام[3] (۲۰۰۰) تحقیقاتی در خصوص حرکت مشترک بین نقدشوندگی سهام و نقدشوندگی در سطح کل بازار انجام دادند. آن‌ها مطرح نمودند که عوامل اساسی مشترکی در خصوص نقدشوندگی سهام وجود دارد. از طرف دیگر پاستور و استامبو (۲۰۰۳)، مدعی شدند که حرکت مشترک بین بازده سهام و نقدشوندگی در سطح کل بازار می‌تواند به تبیین بازدهی سهام بپردازد. در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تعدیل‌شده با نقدشوندگی که توسط آچاریا و پدرسون (۲۰۰۵) ارائه گردید، آن‌ها مدعی شدند که نقدشوندگی می‌تواند به‌مثابه ویژگی و شاخصه هر سهم و هم‌چنین به‌مثابه منبعی از ریسک که با متنوع‌سازی از بین نمی‌رود شناسایی گردد. هم‌چنین این مدل الگویی را در اختیار قرار می‌دهد تا از طریق آن چگونگی تأثیرگذاری ریسک سیستماتیک نقدشوندگی بر قیمت دارایی‌ها بررسی گردد؛ یعنی الگویی که قبلاً در سایر مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مدنظر قرار نگرفته بود (پورفرد، ۱۳۹۴). در این پژوهش با استفاده از LCAPM[4] ایجادشده توسط آچاریا و پدرسون رابطه بین بازده سهام و شکل‌های مختلف ریسک نقدشوندگی سیستماتیک را که کاملاً در این بازار بررسی نشده بود، مورد آزمون قرار می‌گیرد:

- آیا حرکات سیستماتیک مشترک در نقدشوندگی سهام در بورس تهران قیمت‌گذاری شده است؟
- چگونه تأثیرات ریسک نقدشوندگی در حالت‌های مختلف بازار متفاوت است؟

مبانی نظری پژوهش و پیشینه پژوهش

سرمایه‌گذاران جهت خرید سهام، قدرت سودآوری آتی شرکت‌های مختلف را پیش‌بینی کرده و براساس نتایج حاصله، تصمیم‌های لازم را اتخاذ می‌کنند (هاشمی، دستگیر و شریفی،

1. Chordia,
2. Rol
3. Subrahmanyam
4. liquidity-adjusted capital asset pricing model

۱۳۹۳). به‌طورکلی در خرید سهام عوامل گوناگونی موردتوجه قرار می‌گیرد. یکی از عمده‌ترین این عوامل قابلیت تبدیل آن به پول نقد است که در اصطلاح به نقدشوندگی سهام معروف شده است، یعنی سرمایه‌گذاران قصد دارند به‌سادگی و در حداقل زمان سهام خود را در صورت نیاز بفروشند؛ بنابراین یکی از عواملی که می‌تواند در بازده مورد انتظار از یک سهم نیز تأثیرگذار باشد، قدرت نقدشوندگی آن است. مطالعه و پژوهش پیرامون نقدشوندگی سابقه طولانی در دنیای مدیریت مالی ندارد. محققانی نظیر آمیهود و مندلسون (۱۹۸۹)، پاستور و استام باف (۲۰۰۳) و آچاریا و پدرسون (۲۰۰۵) با مطرح نمودن اهمیت ریسک نقدشوندگی الگوی استاندارد شارپ را تعدیل و با تأثیر ریسک نقدشوندگی در الگوی مزبور بازده مورد انتظار را پیش‌بینی نمودند (طالب‌لو و حمیدی، ۱۳۹۵). در مقاله نخست آمیهود و مندلسون که در سال ۱۹۸۶ منتشر گردید، تعریفی رسمی از ارتباط بین بازده سهام و نقدشوندگی ارائه شد. آنان مطرح نمودند، سرمایه‌گذارانی که در اوراق با نقدشوندگی کمتر سرمایه‌گذاری می‌کنند، می‌بایست افق زمانی بلندمدت‌تری را برای سرمایه‌گذاری در نظر بگیرند، در نتیجه پاداش بالاتری را برای تحمل ریسک عدم نقدشوندگی مطالبه می‌کنند که این امر خود را در شکاف قیمتی[1] اوراق بهادار نشان می‌دهد (اثر مشتریان)[2]. آن‌ها بیان داشتند که بازده اضافی مورد انتظار سهام علاوه‌بر صرف ریسک بازار، نشان‌گر جبران و پاداشی برای تحت‌تأثیر قرار گرفتن از ریسک عدم نقدشوندگی مورد انتظار نیز می‌باشد؛ بنابراین، یک تابع فزاینده از عدم نقدشوندگی مورد انتظار بازار است (پورفرد، ۱۳۹۴).

اخیراً مطالعات متعدد توجه خود را به ریسک سیستماتیک نقدشوندگی معطوف کرده‌اند. این نظریه با این ایده که سرمایه‌گذاران در معرض ریسک هستند و بنابراین نیازمند بازده نسبت به نوسانات نقدشوندگی می‌باشند، توسط کوردیا و همکاران (۲۰۰۰) مطرح گردید. کوردیا و همکاران (۲۰۰۰) کواریانس بین نقدشوندگی سهام فردی و نقدشوندگی بازار را با استفاده از نمونه‌ای از سهام NYSE در طی ۲۵۲ روز معاملاتی در سال ۱۹۹۲ بررسی کردند. یافته‌های آن‌ها

1. spread
2. Client effect

نشان می‌دهد که بخش قابل‌توجهی از تأثیر نقدشوندگی بر سهام فردی می‌تواند به‌واسطه تقسیم بین نقدشوندگی سهام و نقدشوندگی بازار در کل توضیح داده شود. با استفاده از یک مفهوم مشابه، پاستور و استامبا (۲۰۰۳) حرکت مشترک بین بازده سهام و نقدشوندگی بازار را بررسی کردند. آن‌ها دریافتند که بازده سهام مربوط به کواریانس بین بازده سهام فردی و نقدشوندگی بازار است. آچاریا و پدرسون (۲۰۰۵) اثرات ریسک نقدشوندگی بر بازده سهام را با ترکیب انواع مختلف ریسک نقدشوندگی در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای بررسی می‌کنند. به‌طور خاص، اثرات ریسک نقدشوندگی بر بازده دارایی‌ها در چهار کانال جداگانه منعکس‌شده است؛ برای مثال: (۱) حرکت مشترک بین نقدشوندگی سهام فردی و نقدشوندگی کلی بازار (کوردیا و همکاران، ۲۰۰۰)؛ (۲) حرکت مشترک بین بازده سهم فردی و عدم نقدشوندگی کلی بازار (پاستور و استامبو، ۲۰۰۳)؛ (۳) حرکت مشترک بین عدم‌نقدشوندگی سهام فردی و بازده کل بازار؛ و (۴) میزان هزینه نقدشوندگی. حرکت هم‌زمان سهام با بازار، حجم معامله و نقدشوندگی یک سهم را تحت‌تاثیر قرار می‌دهد (زارع بهمنیری و کشیری، ۱۳۹۷). از آن‌جایی که تبدیل به وجه نقد شدن سریع دارایی‌ها از نظر سرمایه‌گذار حائزاهمیت بوده و سرمایه‌گذار در صورت خرید دارایی با نقدشوندگی کم در حقیقت ریسک در معامله حس می‌کند؛ بنابراین منطقی است که در ازای این ریسک بازده موردانتظار بیش‌تری را نیز طلب کند. بر همین اساس محققین با تعدیل مدل CAPM بر مبنای ریسک نقدشوندگی نسخه‌ای دیگر از مدل CAPM تحت‌عنوان «مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تعدیل‌شده بر مبنای نقدشوندگی» را ارائه دادند که در این‌جا ما آن را Adj-CAPM یا A-CAPM[1] می‌خوانیم (پورفرد، ۱۳۹۴). آچاریا و پدرسون به دنبال این هستند که بدانند چگونه بازده (خالص) مورد انتظار یک دارایی (سهم) یعنی:

$$r_t^i = \frac{D_t^i + P_t^i}{P_{t-1}^i} \qquad (۱)$$

به هزینه نقدشوندگی آن دارایی (سهم):

$$C_t^i = \frac{C_t^i}{p_t^i} \qquad (۲)$$

1. Liquidity-Adjusted Capital Asset Pricing Model

بازده بازار:

$$r_t^m = \frac{\sum_i s^i (D_t^i + P_t^i)}{\sum_i s^i P_{t-1}^i} \quad (۳)$$

و نقدشوندگی نسبی بازار:

$$C_t^m = \frac{\sum_i s^i C_t^i}{\sum_i s^i P_{t-1}^i} \quad (۴)$$

وابسته است. در الگوی فوق، s^i، نشان‌دهنده وزن هر سهم در بازار می‌باشد.

پیشینه پژوهش

مطالعات اولیه نظیر تینیک (۱۹۷۲)، بنسن و هاگرمن (۱۹۷۴)، برنج و فرید (۱۹۷۷) و استال (۱۹۷۸) و استال و والی (۱۹۸۳) به مطالعه متغیرهایی پرداختند که می‌توانند روی نقدشوندگی تأثیر گذارند. مطالعه آمیهود و مندلسون (۱۹۸۶) یکی از نخستین آزمون‌های تجربی است که رابطه‌ی بین نقدشوندگی و بازده سهام را بررسی کرده است. آن‌ها با استفاده از نمونه سهام NYSE از ۱۹۶۱ تا ۱۹۸۰ رابطه‌ای مثبت بین بازده سهام و شکاف قیمت‌های پیشنهادی خریدوفروش پس از کنترل بتا پیدا کردند. پس از آمیهود و مندلسون (۱۹۸۶)، مطالعات متعدد نقش نقدشوندگی در قیمت‌گذاری دارایی‌ها را با استفاده از پراکسی‌های مختلف برای نقدشوندگی بررسی می‌کنند. به‌عنوان‌مثال برنان[1] و سابراهمانام[2] یک رابطه‌ی مثبت بین بازده سهام و متغیری ترکیب‌شده از شکاف قیمت پیشنهادی خریدوفروش را پیدا کردند. داتار و همکاران. (۱۹۹۸) رابطه منفی بین بازده سهام و گردش معاملات سهام را اثبات می‌کنند. لسموند[3] و همکاران (۱۹۹۹) نسبت بازده روزانه صفر را به‌عنوان یک معیار برای هزینه‌های معاملاتی معرفی می‌کند. آمیهود در تحقیقی دیگر در سال ۲۰۰۲ از معیاری جدید برای محاسبه نقدشوندگی استفاده کرد. ایشان در این پژوهش معیار عدم نقدشوندگی را نسبت قدرمطلق میانگین بازدهی روزانه سهام، به حجم دلاری معامله‌شده تفسیر کرد. نتایج تحقیق نشان داد که رابطه‌ای مستقیم بین عدم نقدشوندگی و بازده

1. Brennan
2. Subrahmanyam

سهام تا حدودی صرف عدم نقدشوندگی دریافت می‌کند.

لیوو (۲۰۰۶) از معیار متفاوتی برای اندازه‌گیری نقدشوندگی استفاده می‌کند که این معیار از دو بخش تشکیل می‌شود: بخش اول؛ نسبت تعداد روزهای غیر معاملاتی در دوره‌ی 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 دو عاملی (بازار و نقدشوندگی) در توضیح بازده‌های مقطعی نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و مدل سه عاملی فاما و فرنچ، بهتر عمل می‌کند.

آلتای[1] و سالجیک[2] (۲۰۱۹) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر ریسک نقدشوندگی بر بازده دارایی در بازارهای نوظهور بورس استانبول، در چارچوب LCAPM می‌پردازد. نتایج نشان داد که بتاهای عدم‌نقدشوندگی براساس مدل CAPM در توضیح قدرت ریسک سیستماتیک بر بازده دارایی کمک می‌کند. در این پژوهش از روش کلاسیک دو مرحله‌ای استفاده‌شده تا اهمیت سه بتای نقدینگی و هم‌چنین بتای بازار در بازده اضافی سهام آزمایش شود. نتایج حاصل، نشان از محسوس بودن حرکت مشترک بین نقدشوندگی دارایی‌ها با بازار و همبستگی بین عدم نقدشوندگی دارایی‌ها و بازده بازار دارد و اهمیت این بتاهای نقدشوندگی را به‌عنوان فاکتورهای مهم در بازده دارایی نشان می‌دهد. از سوی دیگر، حساسیت بازده دارایی به نقدشوندگی بازار تأثیر مثبت و معناداری بر بازده دارایی دارد، اگرچه انتظار می‌رود طبق نظریه منفی باشد.

چن[3] و شریف[4] (۲۰۱۶) در پژوهشی به بررسی اهمیت نسبی ریسک نقدینگی مربوط به سری‌های زمانی و مقطعی بازده سهام در انگلستان می‌پردازد. آن‌ها از دو روش پارامتری و غیرپارامتری برای بررسی رابطه بین نقدشوندگی و بازده سهام در انگلیس استفاده کرده‌اند. تجزیه و تحلیل آن‌ها نشان می‌دهد که معیار عدم‌نقدشوندگی موجود، مؤلفه‌های خاص قابل‌توجهی از دارایی را دارد، که این رویکرد جدید را توجیه می‌کند. علاوه بر این، آن‌ها از آزمون جایگزین

1. Altay
2. Çalgıcı
3. Chen
4. Sherif

روش آمیهود (۲۰۰۲) و روش‌های پارامتریک و غیرپارامتری برای بررسی اینکه آیا ریسک نقدینگی در انگلستان قیمت‌گذاری می‌شود، استفاده کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که گنجاندن عوامل عدم‌نقدشوندگی در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای نقش مهمی در توضیح تغییرات مقطعی در بازده‌های سهام، به‌خصوص با مدل سه عاملی فاما- فرنچ ایفا می‌کند.

ساموئل (۲۰۱۶) در پژوهشی رابطه نقدشوندگی دارایی شرکت‌ها با بازده سهام را موردمطالعه قرار می‌دهد. وی قدرت قابل‌توجه نقدشوندگی دارایی‌های شرکت‌ها را بر پیش‌بینی بازده متقاطع مورد انتظار سهام به اثبات می‌رساند. بازده سالانه بین پرتفوی دارای بالاترین و پایین‌ترین سطح نقدینگی دارایی به‌طور چشم‌گیری مثبت است. معیار پیشنهادی وی در مورد نقدشوندگی دارایی، عملکرد بهتری نسبت به معیارهای ایجادشده توسط گوپالان و همکاران (۲۰۱۲) در پیش‌بینی بازده دارد. ناهنجاری نقدشوندگی دارایی تأکید قابل‌توجه مثبت را در هنگام کنترل عوامل قیمت‌گذاری دارایی در مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و مدل چهار عاملی کارهارت (۱۹۹۷) فراهم می‌کند. نقدشوندگی دارایی‌ها قدرت پیش‌بینی قوی بازده حتی پس از کنترل تعیین‌کننده‌های مقطعی بازده سهام را تأیید می‌کند. رابطه مثبت بین نقدشوندگی دارایی‌ها و بازده آتی برای شرکت‌هایی با بهره‌وری بالاتر دارایی، جریان وجوه نقد باکیفیت بالاتر و سرمایه‌گذاری پایین‌تر هستند، قوی‌تر است.

یحیی زاده‌فر، شمس و لاریمی(۱۳۸۹)، رابطه نرخ گردش سهام را به‌عنوان معیار نقدشوندگی، با بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۱تا ۱۳۸۷ بررسی کردند. نتایج پژوهش آن‌ها مبین وجود رابطه مثبت و معنادار بین نقدشوندگی و بازده سهام است.

ابزری و همکاران (۱۳۹۲)، در پژوهشی اثر نقدشوندگی بر بازده سهام را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها با روشی ترکیبی جهت پوشش ابعاد مختلف نقدشوندگی در قالب یک سنجه واحد، اثر نقدشوندگی بر بازده سهام را مطالعه کردند و با استفاده از روش رگرسیون مبتنی بر داده‌های ترکیبی برای دوره زمانی ۱۳۸۱تا ۱۳۹۰نشان دادند که نقدشوندگی در قالب الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مازاد بازده سهام را به‌طور معناداری تحت تأثیر قرار می‌دهد.

قالیباف اصل و پور فرد (۱۳۹۵) در پژوهش خود با افزودن ریسک نقدشوندگی به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای استاندارد، به تبیین رابطه ریسک نقدشوندگی و بازده در بازار بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. یافته‌های پژوهش نشان‌گر تأثیرپذیری قیمت سهام از ریسک نقدشوندگی و مطالبه بازده بالاتر توسط سرمایه‌گذاران جهت نگه‌داری اوراق بهادار با نقدشوندگی کمتر می‌باشد.

اسلامی بیدگلی و هنردوست (۱۳۹۵) در پژوهشی به بررسی مدل سه عاملی فاما و فرنچ به‌علاوه معیار ریسک نقدشوندگی بازار پاستور و استامبا (۲۰۰۳) پرداختند. به‌منظور بررسی مدل مذکور، بازدهی تعدیل‌شده با ریسک، با استفاده از مدل مزبور محاسبه شد و رابطه‌ی آن با بی‌قاعدگی‌های بازار مالی مورد آزمون قرار گرفت. بی‌قاعدگی‌های بررسی‌شده در این پژوهش عبارت‌اند از: اندازه‌ی شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، نسبت گردش سهام و بازدهی‌های گذشته. نتایج تحقیق مبین جذب اثر تمام بی‌قاعدگی‌های بررسی‌شده توسط مدل مذکور در دوره‌ی مورد بررسی است.

سرکانیان، راعی و فلاح‌پور (۱۳۹۴) در پژوهشی به بررسی رابطه بین معیارهای نقدشوندگی با بازدهی در بازار سهام ایران، طی سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۲ پرداختند. برای بررسی این رابطه، از دو روش تشکیل پرتفوی و تخمین رگرسیون مدل چهار عاملی کارهارت استفاده‌شده است. برای اندازه‌گیری نقدشوندگی (عدم‌نقدشوندگی) از چهار معیار: نرخ گردش سهام، معیار عدم نقدشوندگی لیو (۲۰۰۶)، عدم نقدشوندگی آمیهود (۲۰۰۲) و ارزش ریالی معاملات استفاده‌شده است. نتایج نشان می‌دهد که هر یک از این معیارها تأثیری متفاوت بر بازدهی مورد انتظار دارد. رابطه بین نقدشوندگی و بازدهی سهام در روش تشکیل پرتفوی و هنگامی‌که از معیار آمیهود به‌عنوان معیار نقدشوندگی استفاده می‌شود، رابطه‌ای معکوس و معنادار است. سه معیار دیگر نقدشوندگی، رابطه‌ای مستقیم بین نقدشوندگی و بازدهی مورد انتظار سهام نشان می‌دهند.

فرضیه‌های پژوهش

مطالعات مورد بررسی نشان می‌دهد که اشکال مختلف ریسک نقدشوندگی تأثیرات متفاوتی بر بازده سهام دارد. بورس تهران یک بازار مبتنی بر سفارش است و در یک بازار سفارش محور، قیمت‌های دارایی تحت‌تأثیر وجود اصطکاک در بازار است که شامل هزینه معاملات، هزینه تفاوت قیمت خریدوفروش و هزینه کارگزاری است؛ بنابراین در این مطالعه بررسی می‌کنیم که آیا ریسک سیستماتیک نقدشوندگی سهام در بورس تهران با استفاده از LCAPM قیمت‌گذاری شده یا خیر؟ فرضیه‌های ما به شرح زیر است:

فرضیه ۱: حرکت مشترک بین نقدشوندگی سهام منفرد و نقدشوندگی بازار با بازده سهام رابطه مثبت دارد.

فرضیه ۲: حرکت مشترک بین بازده بازار و نقدشوندگی سهام منفرد رابطه منفی با بازده سهام دارد.

فرضیه ۳: حرکت مشترک بین نقدشوندگی بازار و بازده سهام منفرد دارای رابطه منفی با بازده سهام است.

فرضیه ۴: ریسک نقدشوندگی در قیمت‌گذاری سهام در بورس تهران به‌هم‌پیوسته است.

فرضیه ۵: اثر نقدشوندگی در بازارها در دوران رکود قوی‌تر از بازارها در دوران رونق است.

روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش از روش پس از وقوع و از داده‌های موجود (ثانویه) استفاده می‌شود. این پژوهش از نظر هدف کاربردی و از نظر ماهیت تحلیلی توصیفی است. در مطالعات انجام‌شده در زمینه اقتصادی، روش کار بیشتر متکی بر روش‌های سری زمانی یا آمار مقطعی بوده است، که خود نیز مشکلات آماری مانند ناهمسانی واریانس و وجود خودهمبستگی را به همراه داشته است. به همین دلیل در سال‌های اخیر توجه بیشتر به سمت داده‌های ترکیبی (سری زمانی- مقطعی) معطوف شده است. از این‌رو در این پژوهش از روش‌های داده‌های ترکیبی (پانل دیتا) استفاده

می‌شود. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها در این پژوهش از نرم‌افزار ایویوز استفاده می‌شود. جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در قلمرو زمانی فروردین ۱۳۹۰ لغایت پایان اسفند ۱۳۹۷ می‌باشد. روش نمونه‌گیری به‌صورت حذف سیستماتیک می‌باشد، با توجه به جامعه موردنظر، شرایط زیر برای انتخاب نمونه در نظر گرفته‌شده است:

۱. سال مالی آن‌ها منتهی به ۲۹ اسفند باشد و سال مالی خود را طی دوره تغییر نداده باشند.

۲. شرکت‌های موردنظر از ابتدای سال ۱۳۹۰ تا پایان اسفندماه سال ۱۳۹۷ در عضویت بورس اوراق بهادار تهران باشند.

۳. بیش از سه‌ماه توقف معاملاتی نداشته باشند تا بتوان بازده ماهانه سهام آن‌ها را به‌درستی محاسبه کرد.

۴. پژوهش برای شرکت‌های غیرمالی انجام می‌شود لذا شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها و هلدینگ از جامعه آماری حذف می‌شوند.

۵. سهام شرکت‌های موردنظر حداقل ۵۰ درصد روزهای معاملاتی (حداقل ۱۲۵ روز) در بورس اوراق بهادار تهران مورد معامله قرار گرفته باشند. روزهای معاملاتی با کسر روزهای تعطیل ۲۵۰ روز در نظر گرفته شد.

بنابراین تعداد ۷۰ شرکت طی ۹۶ ماه به‌عنوان نمونه انتخاب شدند.

ابزار گردآوری داده‌ها در پژوهش حاضر، سایت سازمان بورس اوراق بهادار تهران[1] و هم‌چنین استفاده از نرم‌افزار «ره‌آورد نوین ۳» می‌باشد.

مدل و متغیرهای پژوهش

در این مطالعه، آزمون LCAPM با استفاده از رگرسیون پانل انجام شده است، زیرا

1. www.tse.ir

مطالعات پدرسون[1] (۲۰۰۹) نشان می‌دهد که روش فاما و مکبث[2] در معرض سوگیری آماری است. به‌طور خاص، رگرسیون‌های فاما و مکبث فقط همبستگی‌های مقطعی را محاسبه می‌کنند، اما برای محاسبه همبستگی‌های سریالی با شکست مواجه می‌شوند. بنابراین برای محاسبه چنین همبستگی‌های سریالی از تکنیک رگرسیون پانل اثرات ثابت پیشنهادشده توسط پدرسون (۲۰۰۹) استفاده می‌کنیم.

برخلاف مدل CAPM، آچاریا و پدرسون (۲۰۰۵) مدلی ترکیبی با هزینه‌های معاملاتی نسبت به سهام بدون هزینه را قیمت‌گذاری کردند. معادله زیر نسخه شرطی LCAPM را ارائه می‌دهد که براساس متغیرهای شرطی با اطلاعات موجود در زمان t تلقی می‌شود (وو و همکاران ۲۰۱۴).

$$E_{t-1}(R_{i,t}-R_f)=E_{t-1}(C_{i,t})+\lambda_{t-1}cov_{t-1}(R_{i,t},R_{M,t}) \\ +\lambda_{t-1}cov_{t-1}(C_{i,t},C_{M,t}) \\ -\lambda_{t-1}cov_{t-1}(R_{i,t},C_{M,t})-\lambda_{t-1}cov_{t-1}(R_{M,t},C_{i,t}) \quad (۵)$$

که در آن، $R_{i,t}$ بازده ناخالص برای سهام i در ماه t است، R_f نرخ بدون ریسک است و $C_{i,t}$ هزینه معاملاتی برای سهام i در ماه t است. و در آن

$$\lambda_t=\mathrm{E}(r_{t+1}^m-C_{t+1}^i-r_f) \quad (۶)$$

برابر صرف ریسک است.

اصطلاح تجارت بدون هزینه در معادله (۱۳) مشابه CAPM سنتی است. ورژن غیرشرطی مدل LCAPM با در نظر گرفتن واریانس شرطی و صرف ریسک ثابت به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\mathrm{E}(r_t^i-r_t^f)=\alpha+\mathrm{kE}(c_{i,t})+\lambda\beta^{1i}+\lambda\beta^{2i}-\lambda\beta^{3i}-\lambda\beta^{4i} \quad (۷)$$

که بتاها در این معادله به شرح زیر تعریف می‌شود:

$$\beta^{1i}=\frac{cov(r_t^i,r_t^M-E_{t-1}(r_t^M))}{var(r_t^M-E_{t-1}(r_t^M)-[c_t^M-E_{t-1}(c_t^M))} \quad (۸)$$

1. Petersen
2. Fama &MacBeth

$$\beta^{2i} = \frac{cov(c_t^i - E_{t-1}(c_t^i), c_t^M - E_{t-1}(c_t^M))}{var(r_t^M - E_{t-1}(r_t^M) - [c_t^M - E_{t-1}(c_t^M))} \quad (۹)$$

$$\beta^{3i} = \frac{cov(r_t^i, c_t^M - E_{t-1}(c_t^M))}{var(r_t^M - E_{t-1}(r_t^M) - [c_t^M - E_{t-1}(c_t^M))} \quad (۱۰)$$

$$\beta^{4i} = \frac{\mathrm{cov}(c_t^i - E_{t-1}(c_t^i), r_t^M - E_{t-t}(r_t^M))}{var(r_t^M - E_{t-1}(r_t^M) - [c_t^M - E_{t-1}(c_t^M))} \quad (۱۱)$$

که در آن r_t^i بازده سهام i در ماه t، و r_t^m بازده بـازار در مـاه tام، C_t^i هزینـه‌هـای نقدشـوندگی برای سهام i در ماه t امااست، و C_t^m مجموع هزینه نقدشوندگی در بازار در ماه t است.

اثر ترکیبی ریسک نقدشوندگی به شرح زیر است:

$$\beta^{5i} = \beta^{2i} - \beta^{3i} - \beta^{4i} \quad (۱۲)$$

با استفاده از معادله بالا ما می‌توانیم LCAPM را با ریسک کلی نقدشوندگی اجرا کنیم:

$$E(r_t^i - r_t^f) = \alpha + \mathrm{kE}(c_t^i) + \lambda^1\beta^{1i} + \lambda^5\beta^{5i} \quad (۱۳)$$

در نهایت ریسک کلی سیستماتیک می‌تواند این‌گونه تعریف شود:

$$\beta^{6i} = \beta^{1i} + \beta^{2i} - \beta^{3i} - \beta^{4i} \quad (۱۴)$$

و LCAPM این‌گونه تعریف می‌شود:

$$E(r_t^i - r_t^f) = \alpha + \mathrm{KE}(c_t^i) + \lambda^6\beta^{6i} \quad (۱۵)$$

این چهار بتا به عایدی دارایی و ریسک‌های نقدشوندگی بستگی دارند.

در روش آچاریا و پدرسون (۲۰۰۵) و لی (۲۰۱۱)، هفـت ویژگـی متفـاوت از LCAPM را بـا استفاده از اندازه شرکت، مقدار حرکت و ارزش دفتری به بازار به‌عنوان متغیرهای کنتـرل تخمـین می‌زنیم. معادلات۱۶ تا ۲۲ که در زیر آمـده طـرح کلـی دیگـر از LCAPM را مشـخص مـی‌کنـد (مشخصات فنی LCAPM را شرح می‌دهد).

$$r_{t+1}^i - r_{t+1}^f = \alpha_t + \lambda_1\mu_t^i + \lambda_2\beta_t^{1i} + \varphi_1 BM_t + \varphi_2 Size_t + \varphi_3 MOM_t \quad (۱۶)$$

$$r_{t+1}^i - r_{t+1}^f = \alpha_t + \lambda_1\mu_t^i + \lambda_2\beta_t^{1i} + \lambda_3\beta_t^{2i} + \varphi_1 BM_t + \varphi_2 Size_t + \varphi_3 MOM_t \quad (۱۷)$$

$$r_{t+1}^{i} - r_{t+1}^{f} = \alpha_t + \lambda_1\mu_t^i + \lambda_2\beta_t^{1i} + \lambda_3\beta_t^{3i} + \varphi_1 BM_t + \varphi_2 Size_t + \varphi_3 MOM_t \quad (۱۸)$$

$$r_{t+1}^{i} - r_{t+1}^{f} = \alpha_t + \lambda_1\mu_t^i + \lambda_2\beta_t^{1i} + \lambda_3\beta_t^{4i} + \varphi_1 BM_t + \varphi_2 Size_t + \varphi_3 MOM_t \quad (۱۹)$$

$$r_{t+1}^{i} - r_{t+1}^{f} = \alpha_t + \lambda_1\mu_t^i + \lambda_2\beta_t^{1i} + \lambda_3\beta_t^{5i} + \varphi_1 BM_t + \varphi_2 Size_t + \varphi_3 MOM_t \quad (۲۰)$$

$$r_{t+1}^{i} - r_{t+1}^{f} = \alpha_t + \lambda_1\mu_t^i + \lambda_2\beta_t^{6i} + \varphi_1 BM_t + \varphi_2 Size_t + \varphi_3 MOM_t \quad (۲۱)$$

$$r_{t+1}^{i} - r_{t+1}^{f} = \alpha_t + \lambda_1\mu_t^i + \lambda_2\beta_t^{1i} + \lambda_3\beta_t^{2i} + \lambda_4\beta_t^{3i} + \lambda_5\beta_t^{4i} + \varphi_1 BM_t + \varphi_2 Size_t + \varphi_3 MOM_t \quad (۲۲)$$

که در آن $r_{t+1}^{i} - r_{t+1}^{f}$ نشان‌دهنده‌ی بازده‌ی اضافی سهام انحصاری در ماه t+1 است. U_T^I باقی‌مانده از رگرسیون AR(2) از نسبت عدم نقدشوندگی آمیهود است، β_1 تا β_6 بتاهای نقدشوندگی در رابطه ۸ تا ۱۱ را توصیف می‌کنند. BM_T نسبت دفتری به بازار در ماه t و size لگاریتمی طبیعی از سرمایه در بازار در ماه t است، و MOM بازده تجمعی در طول۷ ماه گذشته است.

معادلات ۱۶ تا ۱۹ به ما اجازه می‌دهد تا اثر هر یک از ریسک‌های نقدشوندگی انحصاری را بررسی کرده و مشکلات ناسازگاری چندگانه برای بتاها را کاهش دهیم (آچاریا و پدرسون ۲۰۰۵؛ لی ۲۰۱۱).

ما از معادلات ۲۰ و ۲۱ برای بررسی تأثیر ریسک کلی نقدشوندگی و ریسک کلی سیستماتیک استفاده می‌کنیم. در نهایت، از معادله۲۲ برای بررسی اثرات مشترک بتاهای نقدشوندگی استفاده می‌کنیم.

برآورد معیار عدم‌نقدشوندگی

معیار اصلی نقدشوندگی استفاده‌شده در این مطالعه نسبت عدم‌نقدشوندگی آمیهود (۲۰۰۲) است. نسبت آمیهود حرکت قیمت را با حجم معاملات محدود می‌کند و با مفهوم تأثیر قیمت

کایل (۱۹۸۵) هم‌خوانی دارد. این نسبت به شرح زیر تعریف می‌شود:

$$ILLIQ_{iy} = \frac{1}{D_{iy}} \times \sum_{t=1}^{D_{iy}} \frac{|R_{iyd}|}{VOLD_{iyd}} \quad (۲۳)$$

که در آن R_i بازده مطلق سهام i در روز d از ماه t، V_i حجم ریالی معاملات (در میلیون) برای سهام i در روز d از ماه t و $D_{i,t}$ برابر با تعداد روزهای معاملاتی سهام i در ماه t می‌باشد.

آچاریا و پدرسون (۲۰۰۵) عنوان نمودند استفاده از ارقام به‌دست‌آمده به‌وسیله‌ی معیار عدم نقدشوندگی آمیهود به دلایل زیر با دو مشکل مواجه خواهیم شد. اول اینکه معیار عدم نقدشوندگی آمیهود صرفاً نسبتی است که درصد ریالی را محاسبه می‌نماید، درحالی‌که مدل بر روی هزینه‌های ریالی معاملات تأکید دارد و معیار عدم نقدشوندگی آمیهود نمی‌تواند به‌صورت مستقیم هزینه معاملات را محاسبه نماید. دوم اینکه تأثیر متغیرهای کلان مانند سطح عمومی قیمت‌ها (تورم) در نظر گرفته نشده است. در نتیجه برای استفاده از این معیار می‌بایست داده‌های آن را نرمال‌سازی نمود.

معیار نرمال شده از هزینه عدم‌نقدشوندگی به نام C_t^i به شرح زیر تعریف می‌شود:

$$c_i = \min(2 + .3ILLIQ_i P_M^{t-1}, 30) \quad (۲۴)$$

که در آن P_{t-1}^M برابر است با شاخص کل در پایان ماه t-1. شایان‌ذکر است که ضرایب ۰/۲۵ و ۰/۳۰ همان ضرایبی هستند که از هزینه‌های مبادلاتی سهم و اختلاف بین قیمت معاملاتی سهم و میانگین شکاف عرضه و تقاضای اعلام‌شده، حاصل‌شده و توسط چالمرز و کادلک در سال ۱۹۹۸ گزارش‌شده‌اند.

متغیرهای مورداستفاده در پژوهش حاضر شامل متغیر وابسته، متغیرهای مستقل و متغیرهای کنترل هستند که در ادامه نحوه محاسبه هر یک از آن‌ها توضیح داده خواهد شد.

متغیر وابسته

صرف بازده سهام عادی: برای محاسبه بازده ماهانه سهام شرکت‌ها به اطلاعاتی در مورد قیمت آخر ماه سهام، میزان افزایش سرمایه، سود نقدی اعلام‌شده برای هر سهم نیاز بود. با توجه

به اینکه افزایش سرمایه ممکن است از محل سهام جایزه یا حق تقدم باشد، بنابراین فرمول زیر برای محاسبه بازده، مورداستفاده قرار می‌گیرد:

$$R_{it} = \frac{((1+\alpha)P_t + D_t - P_{t-1} - C)}{P_{t-1}} \quad (۲۵)$$

R_{it}: بازده سهام عادی در دوره t؛

P_t : قیمت سهم در پایان دوره‌ی t؛

P_{t-1}: قیمت سهم در ابتدای دوره‌ی t؛

D_t: منافع حاصل از مالکیت سهام در دوره‌ی t به سهام‌دار تعلق گرفته است

α: درصد افزایش سرمایه (از محل اندوخته یا آورده نقدی و مطالبات)

C: آورده نقدی به هنگام افزایش سرمایه (راعی و تلنگی،۱۳۸۳).

پس از کسر کردن بازده سهام عادی از نرخ بازدهی بدون ریسک، صرف بازدهی سهام به‌دست می‌آید.

بازده بدون ریسک: عبارت است از متوسط نرخ بازدهی که سرمایه‌گذاران بدون تحمل ریسک، انتظار کسب آن را دارند. نرخ بازده بدون ریسک در این تحقیق نرخ سود سپرده کوتاه‌مدت است که از طریق مراجعه به گزارش‌های اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به‌دست‌آمده است.

متغیر مستقل

بازده بازار و بازده مورد انتظار بازار: به پیروی از روش آچاریا و پدرسون (۲۰۰۵)، برای محاسبه بازده بازار، سبد بازار متشکل از تمام شرکت‌های فعال در هر دوره (ماه) انتخاب می‌گردند. از میانگین وزنی بازده شرکت‌ها استفاده‌شده است به‌این‌صورت که ابتدا برای هر سهم وزنی معادل نسبت ارزش بازاری آن سهم به مجموع ارزش بازاری کلیه سهام در نظر گرفته‌شده و با استفاده از معادله زیر این میانگین موزون پرتفوی بازار محاسبه‌شده است.

$$R_m = \sum_{j=1}^{n} W_j . R_j \quad (۲۶)$$

بازده مورد انتظار بازار $E(\boldsymbol{R_m})$: برابر با میانگین بازده پرتفوی بازار در دوره‌های قبل در نظر

گرفته‌شده است.

بتای تعدیل و اصلاح‌شده: (همان‌گونه که قبلاً توضیح داده شد) به‌عنوان متغیرهای مستقل در نظر گرفته‌شده‌اند.

متغیرهای کنترل

اندازه شرکت: برای محاسبه اندازه شرکت، از طریق فرمول زیر اندازه شرکت‌های نمونه محاسبه می‌گردد.

قیمت سهام × تعداد سهام انتشاریافته = اندازه شرکت

ارزش دفتری به ارزش بازار: این نسبت از تقسیم ارزش دفتری (که برابر است با حقوق صاحبان سهام تقسیم بر تعداد سهام) بر ارزش روز سهام دارایی‌ها یا همان ارزش بازار[1] به‌دست می‌آید.

بازده‌های تجمعی: در این پژوهش از بازده‌های ۱۲-۷ ماه گذشته که نشان‌دهنده متغیر شتاب است برای توضیح تأثیر بازده‌های گذشته بر روی بازده‌های مقطعی سهام استفاده می‌شود که به‌صورت زیر تعریف می‌شود.

مجموع بازده‌های بین ماه‌های دوازدهم و هفتم قبل از ماه جاری = بازده‌های ۱۲-۷

یافته‌های پژوهش

پس از گردآوری داده‌ها و محاسبه متغیرهای پژوهش در این قسمت نتایج مربوط به تجزیه و تحلیل فرضیه‌ها ارائه‌شده است. در ادامه ابتدا آماره‌های توصیفی متغیرهای استفاده‌شده در مدل‌های پژوهش در جدول (۱) ارائه‌شده است.

جدول ۱. نتایج آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

متغیرها	میانگین	ماکزیمم	مینیمم	نرمالیتی (احتمال جارگ-برا)
BM	۰/۱۶۲۶	۱۵۳/۸۳	۰/۰۰۰۰۹۸۵	۰/۰۰۰

1. Market capitalization-

متغیرها	میانگین	ماکزیمم	مینیمم	نرمالیتی (احتمال جارگ-برا)
SIZE	۶/۳۳	۸/۰۰۰۹	۵/۰۵۲	۰/۰۰۰
MOM	۲۰۲/۶۷	۱۴۰۳/۱۸	-۴۲۵/۱۸	۰/۰۰۰
B1	۰/۰۱۸۲	۰/۰۲۰۳۶	۰/۰۰۸۷	۰/۰۰۰
B2	۰/۰۹۸۵	۰/۷۸۶۹	۰/۰۰۲۵۸	۰/۰۰۰
B3	-۰/۰۳۶۵	-۰/۰۱۷۵	-۰/۱۲۰۸	۰/۰۰۰
B4	-۰/۰۰۵۴	-۰/۰۰۱۴	-۰/۰۰۸۸	۰/۰۰۰
B5	۰/۰۸۷۶	۲/۰۹۸۷	۰/۰۰۱۷	۰/۰۰۰
B6	۰/۰۵۹۸۷	۱/۱۸۳	۰/۰۰۲۵۷	۰/۰۰۰
EC	۰/۱۸۷۳	۳/۱۵۷	۰/۰۳۵۴	۰/۰۰۰
Ri	۱/۹۳۴۷	۲۹/۶۰۹	-۴/۶۹۸	۰/۰۰۰

بررسی نتایج کمی آمار توصیفی متغیرهای تحقیق بیانگر ارزش ۰/۰۹۸۵ برای میانگین β_2، ۰/۰۳۶۵- برای میانگین β_3، ۰/۰۰۵۴- برای میانگین β_4، ۰/۰۸۷۶ برای میانگین β_5، ۰/۰۵۹۸۷ برای میانگین β_6 و ۱/۹۳۴۷ برای بازده می‌باشد. آماره جارک برا نیز میزان احتمال نرمال بودن توزیع را نشان می‌دهد. با توجه به اینکه مقدار جارک برا کم‌تر از ۵ درصد است، بنابراین برای تمامی متغیرها فرض صفر مبنی بر غیر نرمال بودن توزیع متغیرها پذیرفته می‌شود.

به‌کارگیری روش‌های سنتی در اقتصادسنجی مبتنی بر فرض ایستا بودن متغیرها است؛ بنابراین برای جلوگیری از رخ دادن پدیده‌ی رگرسیون کاذب در هنگام برآورد الگو، ابتدا لازم است که ایستایی متغیرها مورد بررسی و آزمون قرار گیرد؛ در این‌جا از آزمون لین و لوین (LL)، ایم که کاربرد بیشتری در بررسی ایستایی متغیرها در داده‌های ترکیبی دارد استفاده می‌شود.

جدول ۲. نتایج آزمون ایستایی متغیرها به روش لین و لوین (سطح متغیرها) (منبع: نتایج تحقیق)

متغیرها	آماره آزمون	احتمال	ایستا/ نا ایستا
EC	-۴/۶۴	۰/۰۰۰	ایستا
Ri-Rf	-۲/۹۸	۰/۰۰۰	ایستا
B1	-۳/۲۰	۰/۰۰۰	ایستا

متغیرها	آماره آزمون	احتمال	ایستا/ نا ایستا
B2	-۷/۳۰	۰/۰۰۰	ایستا
B3	-۵/۲۰	۰/۰۰۰	ایستا
B4	-۳/۰۵	۰/۰۰۰	ایستا
B5	-۴/۲۷	۰/۰۰۰	ایستا
B6	-۳/۴۰	۰/۰۰۰	ایستا
SIZ	-۲/۷۸	۰/۰۰۱	ایستا
BM	-۲/۴۳	۰/۰۲	ایستا
MOM	-۴/۵۲	۰/۰۰۰	ایستا

براساس نتایج آزمون لین، لوین و چاو، با توجه به اینکه احتمال (Prob) متغیرها کم‌تر از ۵ درصد می‌باشد متغیرها ایستا هستند؛ بنابراین می‌توان رگرسیونی غیرکاذب برای ضرایب برآورد کرد.

برای برآورد مدل ابتدا با استفاده از آزمون‌های تشخیصی (چاو و هاسمن) نوع مدل انتخاب می‌شود. برای آزمون چاو، ابتدا مدل اثر ثابت زمانی تخمین زده‌شده است. آزمون چاو برای بررسی ترکیبی یا تلفیقی بودن مدل تحقیق استفاده می‌شود. فرضیه صفر، تلفیقی بودن مدل و فرضیه مقابل، ترکیبی بودن مدل را نشان می‌دهد؛ بنابراین آزمون چاو را انجام داده براساس آماره F لیمر استفاده از روش داده‌های تلفیقی در مدل رد خواهد شد.

جدول ۳. آزمون چاو برای تشخیص الگوی داده‌های ترکیبی یا تلفیقی (منبع: نتایج تحقیق)

آزمون (چاو)	مقدار محاسبه‌شده‌ی F	P-Value	نتیجه
فرضیه ۱-۳	۹/۰۶	۰/۰۰۰۰	رد H_0
فرضیه ۴	۸/۷۶	۰/۰۰۰۰	رد H_0

آزمون هاسمن برای بررسی ثابت یا تصادفی بودن مدل تحقیق است برای انجام آزمون هاسمن ابتدا مدل را به‌صورت اثر تصادفی تخمین زده و سپس آزمون هاسمن انجام می‌شود. نتایج آزمون

هاسمن در جدول (۴) آمده است که حاکی از استفاده از تأیید اثرات ثابت در برابر اثرات تصادفی در مدل‌های تحقیق می‌باشد.

جدول ۴. آزمون هاسمن برای تشخیص الگوی اثرات ثابت یا تصادفی (منبع: نتایج تحقیق)

آزمون هاسمن	مقدار محاسبه‌شده‌ی F	P-Value	نتیجه
فرضیه ۱-۳	۴۷/۱۱	۰/۰۰۰	رد H_0
فرضیه ۴	۴۱/۰۶	۰/۰۰۰	رد H_0

نتایج برآورد مدل در جدول (۵) به روش اثرات ثابت برآورد شده است.

جدول ۵. نتایج تخمین مدل تحقیق با اثرات ثابت برای فرضیات ۱ تا ۳ (منبع: نتایج تحقیق)

متغیرهای مستقل	ضریب	آماره T	احتمال
E-C	۰/۰۲۵	۱/۷۸	۰/۰۸
B1	۰/۰۲۱۸	۱/۸۹	۰/۰۷
B2	۰/۰۴۸۶	۱/۹۷	۰/۰۵
B3	-۰/۰۴۳	-۲/۳۴	۰/۰۲
B4	-۰/۰۵۷۸	-۱/۷۱	۰/۰۹
SIZ	۰/۰۶۷۹	۳/۱۵	۰/۰۰
BM	۰/۱۶۵	۱/۹۰	۰/۰۶
MOM	۰/۰۹۷	۱/۵۶	۰/۱۴
C	۴۲/۲۹	۶/۱۱	۰/۰۰
R^2 =0.79 Fstatistic (prob):۰/۰۰ DW=1.89			

آماره F بیانگر معناداری کل رگرسیون است. به عبارتی این فرضیه که ضرایب متغیرهای مستقل مدل می‌توانند صفر باشند رد می‌شود و کل رگرسیون معنی‌دار است. هم‌چنین آمار دوربین واتسون بیان‌گر عدم وجود خودهمبستگی در باقیمانده‌های مدل برآوردی است؛ زیرا در آستانه

مناسب ۲/۵-۱/۵ قرار گرفته است. ضریب تعیین (R^2) نیز نشان می‌دهد که ۷۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته، توسط متغیرهای مستقل مدل توضیح داده‌شده است. با توجه به رد نشدن آماره‌های مدل، فرضیه‌های تحقیق بررسی می‌گردد.

β_2 نشان‌دهنده حرکت مشترک بین نقدشوندگی سهام منفرد و نقدشوندگی بازار است که با بازده سهام رابطه مثبت و معنی‌داری در سطح ۹۵ درصد اطمینان دارد. این ریسک نشان می‌دهد که بازده مورد انتظار با افزایش کواریانس میان عدم‌نقدشوندگی بازار و عدم‌نقدشوندگی ورقه بهادار افزایش می‌یابد. بنابراین سرمایه‌گذاران تمایل دارند بازدهی مورد انتظار بیشتری برای نگه‌داشتن سهمی که عدم نقدشونده است در زمانی که کل بازار نیز عدم نقدشونده است، دریافت کنند. β_3 حرکت هم‌زمان بازده بازار با نقدشوندگی سهام فردی است که رابطه منفی با بازده سهام در سطح ۹۵ درصد اطمینان دارد. این نتایج نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران حاضر به پذیرش بازدهی پایین‌تری برای سهم‌هایی هستند که قابلیت مبادله بیشتری در زمان رکود بازار دارند. β_4 حرکت هم‌زمان بازده سهام با نقدشوندگی بازار است که دارای رابطه منفی با بازده سهام در سطح ۹۰ درصد اطمینان است.

ما اکنون به بررسی بتای نقدشوندگی کل (مجموع بتاهای نقدشوندگی) می‌پردازیم.

جدول ۶. نتایج برآورد مدل با اثرات ثابت برای فرضیه ۴ (منبع: نتایج تحقیق)

متغیرهای مستقل	ضریب	آمار T	احتمال
E-C	۰/۰۵۶	۱/۸۹	۰/۰۶
B5	۰/۱۰۷۶	۳/۳۷	۰/۰۰
B6	۰/۱۵۴	۲/۱۱	۰/۰۴
SIZ	۰/۰۶۷	۳/۱۵	۰/۰۰
BM	۰/۱۱۷	۱/۹۹	۰/۰۵
MOM	۰/۱۸۶	۱/۸۹	۰/۰۶
C	۴۲/۲۹	۴/۷۸	۰/۰۰
R^2 =0.67 Fstatistic (prob):۰/۰۰ DW=1.90			

مقدار ضریب برآوردی β_5 و β_6 مثبت و از لحاظ آماری معنی‌دار و به‌ترتیب برابر ۳/۳۷ و ۲/۱۱ است. با توجه به این‌که ریسک نقدینگی ترکیبی (β_5) و ریسک سیستماتیک کل (β_6) با بازده سهام رابطه مثبت و معنی‌داری داشته است می‌توان گفت که سهم‌هایی با سطوح بالاتری از ریسک نقدشوندگی نشان‌دهنده بازده مورد انتظار بالاتری نیز هستند. این یافته‌ها با تئوری قیمت‌گذاری دارایی‌ها و شواهد تجربی موجود سازگاری دارد.

در این مطالعه برای محاسبه رونق و رکود یا همان سیکل‌های تجاری از روش فیلتر هدریک و پرسکات (۱۹۹۷) براساس رابطه زیر استفاده می‌شود:[۱]

$$min\sum_{t=1}^{T}(Y_t - Y_t^{tr})^2 + \lambda\sum_{t=2}^{T-1}[(Y_{t+1}^{tr} + Y_t^{tr}) - (Y_t^{tr} - Y_{t-1}^{tr})]^2 \qquad (۲۷)$$

جدول ۷. نتایج برآورد مدل برای فرضیه ۵ (منبع: نتایج تحقیق)

متغیرهای مستقل	دوران رکود			دوران رونق		
	ضریب	آمار T	احتمال	ضریب	آمار T	احتمال
EC	-۰/۰۹۸	۱/۹۸	۰/۰۵	۰/۰۵۴	۱/۹۱	۰/۰۶
B5	۰/۱۵۸	۲/۸۹	۰/۰۰	۰/۰۷۵	۲/۱۱	۰/۰۴
B6	۰/۱۹۳	۲/۲۴	۰/۰۴	۰/۱۲۷	۲/۰۱	۰/۰۵
SIZ	۰/۱۱۹	۲/۸۹	۰/۰۰	۰/۱۰۴	۲/۸۷	۰/۰۰
BM	۰/۰۹۸	۱/۹۶	۰/۰۵	۰/۱۱۷	۲/۶۷	۰/۰۰
MOM	۰/۲۵۴	۲/۹۸	۰/۰۰	۰/۱۷۴	۱/۷۶	۰/۰۸
C	۳۹/۱۱	۵/۷۹	۰/۰۰	۳۸/۱۱	۳/۹۹	۰/۰۰۰
R^2 =0.72 Fstatistic (prob): 0/00 DW=1.86				R^2 =0.66 Fstatistic (prab):0/00 DW=1.83		

نتایج برآورد مدل برای دوره‌های رکود و رونق نشان می‌دهد که ضرایب بتا ۵ و بتا ۶ برای

۱. برای مطالعه بیشتر در این زمینه می‌توانید به مطالعه هدریک و پرسکات (۱۹۹۷) مراجعه کنید

دوره رکود به‌ترتیب ۰/۱۵۸ و ۰/۱۹۳ بوده است که از ضرایب برآوردی بتا ۵ و بتا ۶ در دوره رونق که ۰/۰۷۵ و ۰/۱۲۷ بوده است بزرگ‌تر بوده است. این نتایج حاکی از آن است که ریسک نقدشوندگی سیستماتیک در قیمت‌گذاری سهام در بازارهای رکودی اهمیت بیشتری دارد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، فرضیه‌ی اول این پژوهش نشان می‌دهد که وقتی سطح نقدشوندگی سهام کاهش می‌یابد سطح نقدشوندگی بازار هم بالطبع کاهش می‌یابد و سرمایه‌گذاران به بازده مورد انتظار بیشتری نیاز دارند، زیرا آن‌ها تمایل دارند که بازده بیشتری برای نگه‌داشتن سهمی که عدم نقدشونده است در زمانی که کل بازار نیز عدم نقدشونده است، دریافت کنند. این نتایج با مطالعات کوردیا و همکاران (۲۰۰۰)، آچاریا و پدرسون (۲۰۰۵)، وو و همکاران (۲۰۱۴)، طالب‌لو و حمیدی (۱۳۹۵) و آلتای و سالجیک (۲۰۱۹) مطابقت دارد.

فرضیه دوم این پژوهش نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران حاضر به پذیرش بازدهی پایین‌تری برای سهامی هستند که قابلیت مبادله بیشتری در زمان رکود بازار دارند. هنگامی‌که بازار با رکود مواجه است، سرمایه‌گذاران فقیر هستند و توانایی فروش آسان واقعاً باارزش است؛ بنابراین هر سرمایه‌گذار تمایل دارد که بازده پایین‌تر از سهامی که در حالت فقر بازدهی بازار، هزینه‌های عدم نقدشوندگی پایین‌تری دارند را بپذیرند. این نتایج با مطالعات آچاریا و پدرسون (۲۰۰۵)، کیم و لی (۲۰۱۱)، وو و همکاران (۲۰۱۴)، آلتای و سالجیک (۲۰۱۹) و طالب‌لو و حمیدی (۱۳۹۵) مطابقت دارد.

فرضیه سوم این پژوهش بیان‌گر این مطلب است که سرمایه‌گذاران بیشتر مایل به نگهداری دارایی‌هایی با بازده بالا در بازارهای غیرنقدشونده هستند. پاستور و استامبا (۲۰۰۳) استدلال می‌کنند که دارایی‌هایی که بازده بسیار حساس به نقدشوندگی بازار دارند ریسک بیشتری دارند. نظر به اینکه نقدشوندگی در بازارهای مالی حائز اهمیت است، سرمایه‌گذاران تمایل ندارند که چنین دارایی‌هایی را نگهدارند، مگر اینکه با بازده بالاتری جبران شوند. نتایج این پژوهش با نتایج

پاستور و استامبا (۲۰۰۳)، سارکا (۲۰۰۱)، دانگ (۲۰۰۲) و هم‌چنین وو و همکاران (۲۰۱۴) مطابقت دارد ولی مطابق با نتایج طالب‌لو و حمیدی (۱۳۹۵) و آلتای و سالجیک (۲۰۱۹) نمی‌باشد. دلیل تفاوت نتایج این فرضیه با نتایج پژوهش طالب‌لو و حمیدی و آلتای و سالجیک می‌تواند به دلیل استفاده از متغیرهای کنترل اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و مومنتوم در این پژوهش باشد.

یافته‌ها هم‌چنین، حاکی از تأیید فرضیه چهارم این پژوهش است. این موضوع نشان می‌دهد که ریسک نقدشوندگی ترکیبی (β_5) و ریسک سیستماتیک کل (β_6) با بازده سهام رابطه مثبت و معنی‌داری داشته است و پس از کنترل دیگر متغیرهایی که شناخته‌شده است بر بازده سهام تأثیر می‌گذارد. به‌طورکلی نتایج نشان می‌دهد که ریسک نقدشوندگی هزینه قابل‌توجهی در بورس تهران است، به‌این‌معنا که سهام با سطوح بالاتری از ریسک نقدشوندگی نشان‌دهنده بازده مورد انتظار بالاتری است. این نتایج با نتایج مطالعه وو و همکاران (۲۰۱۴) مطابقت دارد.

فرضیه پنجم نیز نشان می‌دهد که الگوهای مختلف بازده تا حدی می‌تواند ناشی از تغییرات نقدشوندگی باشد. حجم پایین معاملات همراه با انقباض اقتصادی منجربه هزینه‌های معاملاتی بالاتر نسبت به مراحل انبساطی می‌شود. علاوه بر این نقدشوندگی در بازار راکد پایین‌تر است زیرا بازارسازان اختلاف قیمت پیشنهادی خریدوفروش خود را در پاسخ به عدم‌تقارن اطلاعاتی مرتبط با رکود اقتصادی افزایش می‌دهند (وو و همکاران، ۲۰۱۴). به‌نظر (شوتر، ۱۹۸۹) صرف موردنیاز برای تحمل ریسک نقدشوندگی باید در بازارهای راکد نسبت به بازارهای رونق بیشتر باشد؛ نتایج حاکی از آن است که ریسک سیستماتیک نقدشوندگی در قیمت‌گذاری سهام در بورس تهران در بازارهای راکد اهمیت بیشتری دارد. این یافته سازگار است با نتایج مطالعات روئنزی (۲۰۱۳)، آنتونیز و پوتنینز (۲۰۱۴)، پاستور و استمبا (۲۰۰۳)، حمید (۲۰۱۰) و حمایت می‌کند از این عقیده (نظر) که تغییرات سیستماتیک نقدشوندگی در طول بازار راکد خیلی بالاتر است.

نتایج کلی این پژوهش حاکی از آن است که ریسک‌های سیستماتیک نقدشوندگی نقش مهمی را در توضیح عایدات سهام در بورس اوراق بهادار تهران بازی می‌کنند. این یافته‌ها نشان

می‌دهد که علاوه بر تغییرات مخصوص در نقدشوندگی شرکت، مکانیسم دیگری وجود دارد که از طریق آن نقدشوندگی می‌تواند بر بازده سهام اثر بگذارد، یعنی حرکات سیستماتیک با ویژگی‌های بازار. علاوه بر اشتراک در نقدشوندگی (β2)، سایر ریسک‌های نقدشوندگی، مانند حرکت مشترک بین عایدات سهام و نقدشوندگی بازار (β_3) و حرکت مشترک بین نقدشوندگی سهام و عایدات بازار (β_4)، نقش مهمی در قیمت‌گذاری دارایی‌ها در بورس تهران بازی می‌کنند. علاوه بر آزمون ریسک نقدشوندگی فردی، نتایج آزمون ریسک نقدشوندگی جمعی (ترکیبی از سهام منفرد) در بازار بورس تهران نشان می‌دهد که پاسخ‌های نامتقارن به ریسک نقدشوندگی در شرایط صعودی و نزولی بازار وجود دارد. بنابراین سرمایه‌گذاران علاوه بر در نظر گرفتن سطح نقدشوندگی هر سهم، لازم است به تغییرات در نقدشوندگی نیز توجه نمایند.

کاربردی‌ترین پیشنهاد این تحقیق این است که سرمایه‌گذاران به معیار نقدشوندگی هنگام تصمیم‌گیری در خصوص سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادرا توجه نمایند، و علاوه بر در نظر گرفتن سطح نقدشوندگی هر سهم به تغییرات در نقدشوندگی نیز توجه نمایند.

به این دلیل که نقدشوندگی چندبعدی است و نمی‌توان به‌صورت تک‌عاملی (تک‌بعدی) در نظر گرفت پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی از چندین عامل مختلف برای نقدشوندگی در آزمون مدل A-CAPM استفاده شود.

در پژوهش‌های صورت‌گرفته در بازار مالی نقش اندازه شرکت بر بازده سهام مورد بررسی قرار گرفته، ولی نقش اندازه شرکت بر نقدشوندگی سهم مورد بررسی قرار نگرفته است. لذا پیشنهاد می‌شود نقش اندازه شرکت بر نقدشوندگی سهم مورد بررسی قرار بگیرد.

بسته بودن نمادهای معاملاتی در زمان‌های طولانی از یک‌سو بر محاسبه معیارهای نقدشوندگی اثرگذار است و از سوی دیگر باعث کاهش تعداد روزهای معاملاتی شرکت‌ها و حذف بسیاری از شرکت‌ها از جامعه آماری و در نتیجه کاهش شرکت‌های حاضر در نمونه این پژوهش شده است.

یکی از اساسی‌ترین محدودیت‌ها در این تحقیق تعداد پایین صنایعی بود که شرایط قرار گرفتن در نمونه را دارا بودند. در بعضی موارد صنعت خاص دارای شرایط حضور در نمونه را دارا

بود اما به علت عدم وجود اطلاعات مربوط به شرکت‌های آن صنعت و یا وقفه طولانی و پایین بودن تعداد روزهای معاملاتی آن‌ها، مجبور به حذف شرکت‌های آن صنعت از نمونه بودیم.

منابع

ابزری، مهدی؛ کبیری‌پور، وحید و سهیلی، سیروس (۱۳۹۲)؛ تحلیل تأثیر نقدشوندگی بر بازده سهام با کنترل سبک‌های سرمایه‌گذاری: رویکردی جدید با معیاری چندبعدی، **دانش حسابداری**، ۴(۱۵): ۷۹ – ۱۰۳.

اسلامی بیدگلی، غلامرضا؛ هنردوست، اعظم (۱۳۹۵) بازدهی مقطعی سهام، ریسک نقدشوندگی و بی‌قاعدگی‌های بازار مالی، **تحقیقات مالی**، ۱۸ (۱): ۲۰۰-۱۸۵.

پورفرد، شهروز (۱۳۹۴). بررسی تأثیر ریسک نقدشوندگی بر مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با استفاده از بتاهای نقدشوندگی. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه خوارزمی.

زارع بهمنمیری، محمدجواد؛ کشیری، لادن (۱۳۹۷)؛ هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهام‌داران (حقیقی و حقوقی): با تاکید بر نقش میانجی نقدشوندگی سهام، **حسابداری مالی**، ۱۰ (۳۸): ۴۵-۲۲.

سرکانیان، جواد؛ راعی، رضا و فلاح‌پور، سعید (۱۳۹۴)؛ بررسی رابطه بین نقدشوندگی با بازده سهام در بازار سهام ایران، **چشم‌انداز مدیریت مالی**، ۱۱: ۲۶-۹.

طالب‌لو، رضا؛ حمیدی، فاطمه (۱۳۹۵)؛ آزمون الگوی قیمت‌گذاری دارایی با تأکید بر ریسک نقدشوندگی در بورس اوراق بهادار تهران، **نظریه‌های اقتصاد مالی**، ۱ (۱): ۱۳۴-۱۰۷.

قالیباف اصل، حسن؛ پورفرد، شهروز، (۱۳۹۵)؛ «قیمت‌گذاری ریسک نقدشوندگی در بازار بورس اوراق بهادار تهران»، **فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی**، سال چهارم، شماره ۱۶، ص ۶۵-۲۹.

هاشمی، سیدعباس؛ دستگیر، محسن و شریفی، داود (۱۳۹۳)؛ بررسی تاثیر کیفیت اطلاعات حسابداری بر انعکاس به موقع اطلاعات در قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، **حسابداری مالی**، ۶ (۳۴): ۱۴۲-۱۲۱.

Acharya, V.V., & Pedersen, L.H. (2005) "Asset pricing with liquidity risk," Journal of Financial Economics, Vol.77, No.2, pp.375-410.

Altay, Erdinç & Çalgıcı, Seda, (2019), Liquidity adjusted capital asset pricing model in an emerging market: Liquidity risk in Borsa Istanbul, ICBC Turkey, Risk Management Department, Maslak mah. Dereboyu/2 cad. No.13, Sarıyer Istanbul, Turkey, 1-13.

Amihud, Y. & Mendelson, H. (1986). "Asset Pricing and Bid-Ask Spread" Journal of Financial Economics, Vol.17, No.2, pp.223-249.

Amihud, Y. 2002. Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. J. Financ. Mark. 5 (1), 31–56.

Chang, Y.Y., Faff, R.W., Hwang, C.Y., 2010. Liquidity and stock returns in Japan: new evidence. Pac. Basin Financ. J. 18 (1), 90–115.

Chen, Jiaqi & Sherif, Mohamed, 2016. " Illiquidity premium and expected stock returns in the UK: A new approach", appear in: Physica A, 3-35.

Chordia, T., Roll, R., Subrahmanyam, A., 2000. Co-movements in bid-ask spreads and market depth. Financ. Anal. J. 56 (5), 23.

Chordia, T., Roll, R., Subrahmanyam, A., 2000. Co-movements in bid-ask spreads and market depth. Financ. Anal. J. 56 (5), 23.

Cochrane, J., 2001. Asset Pricing. Princeton University Press, New Jersey.

Hearn, B., Piesse, J., & Strange, R. (2010). "Market liquidity and stock size premia in emerging financial markets: The implications for foreign investment", International Business Review, Vol.19, No.5, pp.489–501.

Kim, S., Lee, K. (2014). Pricing of liquidity risks: Evidence from multiple liquidity measures, Journal of Empirical Finance, 112-132.

Lee, K.H., 2011. The world price of liquidity risk. J. Financ. Econ. 99 (1), 136–161.

Pastor, L. & Stambaugh, R. (2003). "Liquidity risk and expected stock returns" Journal of Political Economy, Vol.111, No.3, pp.85-642.

Van Vu, Daniel Chai, Viet Do(2014), "Empirical tests on the liquidity-adjuste capital asset pricing model", Pacific-Basin Finance Journal, vol.35, PP. 73-89.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Investigating the Effect of Systematic Liquidity Risk on Expected Stock Returns with Regard to Tehran Stock Exchange

Hassan Ali Sinaee ∗, Abdol Hossein Neisi ∗∗, Nasrin Fallahpour ∗∗∗

Abstract

This study examines the effect of systematic liquidity risk in stock returns using the adjusted capital asset pricing model with liquidity generated by Acharya and Pederson (2005) on the Tehran Stock Exchange. The statistical population of this study is all companies listed on the Tehran Stock Exchange. The present study, using a combination of data model (data panel) for a period of time from April 2011 to the end of March 2018 with the formation of investment portfolios consisting of shares of 70 companies listed on the Tehran Stock Exchange, as an example, has been studied on a monthly basis. Findings showed that in addition to sharing in liquidity (β2), other liquidity risks, such as joint movement between stock earnings and market liquidity and joint movement between stock liquidity and market earnings, play an important role in asset pricing. We examined the effects of liquidity risk on earnings by dividing our samples into boom and bust markets. The results suggested that the systematic liquidity risk is more important in stock pricing in stagnant markets. The final results of this study support the importance of the impact of systematic liquidity risk on expected stock returns, especially during market downturns.

Keywords: Systematic Liquidity Risk, A-CAPM, Joint Movements of Liquidity

---

∗ Full Professor, Department of Management, College of Economy and Social Sciences, Shahis Chamran University, Ahvaz, Iran

∗∗ Assistant Professor, Department of Management, College of Economy and Social Sciences, Shahis Chamran University, Ahvaz, Iran

∗∗∗ Corresponding Author: MA In Financial Management, College of Economy and Social Sciences, Shahis Chamran University, Ahvaz, Iran