

فصلنامه نظریه‌های اقتصاد مالی

سال اول/شماره اول/بهار ۱۳۹۵

صص ۱۰۷-۱۳۴

آزمون الگوی قیمت‌گذاری دارایی با تأکید بر ریسک نقد

شوندگی در بورس اوراق بهادار تهران

رضا طالبلو^۱، فاطمه حمیدی^۲

دریافت: ۱۳۹۴/۰۶/۰۸ پذیرش: ۱۳۹۴/۰۸/۰۸

چکیده:

هدف این مطالعه بررسی عوامل تأثیرگذار بر بازده دارایی‌ها بخصوص ریسک نقد شوندگی است. در مقاله حاضر با توجه به اهمیت رابطه بین ریسک و ارزش سهام، الگوهای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای استاندارد و قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تعدیل‌شده به منظور بررسی تأثیر ریسک نقد شوندگی بر بازده سهام برای دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲ در بورس اوراق بهادار تهران مورد آزمون قرار گرفت. برای این منظور ریسک نقد شوندگی به سه جزء تجزیه شد و سپس اثر هر یک از این جنبه‌های ریسک نقد شوندگی بر بازده سهام‌های منتخب بررسی گردید. نتایج نشان می‌دهد که ضریب تعیین مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تعدیل‌شده بیشتر از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای استاندارد است. در این الگو β_1 نشان‌دهنده تأثیر کواریانس بین ریسک نقد شوندگی سهام با ریسک نقد شوندگی بازار بر بازده مورد انتظار سهم است. ضریب β_2 ، نشان‌دهنده اثر کواریانس بین بازده ورقه بهادار و عدم نقد شوندگی بازار بر بازده مورد انتظار سهم می‌باشد و β_3 نشان‌دهنده ی ارتباط بین کواریانس عدم نقد شوندگی ورقه بهادار با بازده بازار بر بازده مورد انتظار سهم است. نتایج این مقاله حاکی از معنادار بودن ریسک‌های β_1 و β_3 است که ضرایب تخمین زده‌شده آن‌ها به ترتیب برابر ۱۰/۵۷ و ۳/۹۴- هستند و نشان‌دهنده بزرگ‌تر بودن تأثیر β_1 نسبت به β_3 است.

واژگان کلیدی: نقد شوندگی، ریسک نقد شوندگی، الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای.

طبقه‌بندی JEL: G11, G12.

۱. دکترای اقتصاد، استادیار، عضو هیئت علمی دانشگاه علامه طباطبائی، talebloo.r@gmail.com

۲. کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، (نویسنده مسئول)، sfatemeh_hamidi@yahoo.com

مقدمه

سرمایه‌گذاری و جوه مالی در دارایی‌های مختلف، بخشی از کل تصمیم‌گیری‌ها و برنامه‌ریزی‌های مالی است که اغلب افراد انجام می‌دهند. در سال‌های اخیر سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مالی و به‌خصوص اوراق بهادار مورد توجه بسیاری قرار گرفته است. ارزش‌گذاری دارایی‌ها از جمله اوراق بهادار یکی از ارکان اصلی و مؤثر بر تصمیمات سرمایه‌گذاری است. اتخاذ تصمیمات اصولی سرمایه‌گذاری و تخصیص بهینه منابع سرمایه‌ای مستلزم ارزش‌گذاری سهام با استفاده از روش‌های معتبر علمی است زیرا به قیمت‌های لحظه‌ای یا روزانه بازار نمی‌توان چندان اطمینان نمود یا حداقل اینکه پدیده کشف قیمت در کوتاه‌مدت به علت نوسانات شدید و هیجانی در بازار محقق نمی‌شود. بنابراین یکی از مهم‌ترین موضوعات در اقتصاد مالی، الگوسازی برای قیمت‌گذاری اوراق بهادار مورد معامله است. قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بخصوص سهام در فرآیند سرمایه‌گذاری در این اوراق از مهم‌ترین مسائل فراروی سرمایه‌گذاران و فعالان در بازار سرمایه است. چراکه تعیین عوامل مؤثر بر قیمت یک دارایی مالی می‌تواند تغییرات بازده آن را مشخص کند که این موضوع هم در سطح نظری و هم در کاربرد‌های تجربی بسیار مهم است.

بنابراین چنانچه با استفاده از ابزارها و یا الگوهای مناسب بتوانیم متغیرهای ضروری تصمیم‌گیری را با دقت بیشتری پیش‌بینی کنیم، منابع مالی به‌گونه‌ای مناسب‌تر هدایت می‌شوند و بازار در جهت کارایی حرکت خواهد کرد. ابزارهای اندازه‌گیری ریسک که تا به حال مورد استفاده سرمایه‌گذاران بوده است، با توجه به محدودیت‌هایی که هم از نظر تئوریک و هم از نظر عملی دارند، نتوانسته‌اند ریسک را آن‌چنان‌که در دنیای واقعی است، موردسنجش قرار دهند. بدین جهت پژوهشگران به دنبال این هستند تا ضمن برآورد ریسک و ارتباط آن با قیمت‌گذاری دقیق سهام به پیش‌بینی بازده مورد انتظار خود بپردازند. مطالعات بسیاری در حوزه‌ی آزمون الگوی‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و همچنین نقد شوندگی سهام در بورس اوراق بهادار تهران انجام شده است اما نتایج هیچ‌کدام از این مطالعات یکسان نبوده است. این تحقیق الگویی جدید از قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را که با توجه به ریسک نقد شوندگی تعدیل شده است مورد آزمون قرار می‌دهد، که پیش‌تر در بورس ایران موردبررسی قرار نگرفته است. همچنین از داده‌های جدیدتر و به‌روز در این تحقیق استفاده

می‌شود. با توجه به اقدامات انجام‌شده در سال‌های اخیر در جهت ایفای نقش کارآمد بازار سرمایه در نظام مالی کشور و بالا رفتن دانش کارشناسان و تحلیلگران مالی، انتظار می‌رود متغیرهای موردبررسی به‌ویژه عامل نقد شوندگی در تبیین بازده سهام قدرت بیشتری داشته باشند. سؤالی که در این مقاله درصدد پاسخگویی به آن هستیم این است که آیا بین ریسک نقد شوندگی سهم و نرخ بازده آن ارتباطی وجود دارد. این عوامل که ما از آن‌ها به‌عنوان عوامل نقد شوندگی یاد می‌کنیم با استفاده از معیارهای نقد شوندگی که در بخش الگوی نظری مقاله به آن پرداختیم موردمحاسبه قرار می‌گیرد.

ترتیب مطالب در این مقاله به‌صورت زیر است؛ در بخش ۲ ابتدا پژوهش‌ها در مورد قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای ارائه می‌شود سپس الگوهای قیمت‌گذاری با تأکید بر ریسک نقد شوندگی موردبحث قرار می‌گیرند. در بخش ۳ الگوی مورد استفاده و نحوه اندازه‌گیری متغیرهای مربوط به نقدینگی مطرح می‌شود. در بخش ۴ تأثیر متغیرهای مستقل بر متغیرهای وابسته، برآورد مدل‌ها و آزمون فرضیه‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزارهای اکسل و ایویوز^۸ و با به‌کارگیری روش اقتصادسنجی داده‌های ترکیبی، مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. در نهایت در بخش ۵ نتایج الگو برای شرکت‌های منتخب در بورس اوراق بهادار تهران ارائه می‌گردد.

۱. مبانی نظری مقاله

الگوی استاندارد قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای^۱ (CAPM):

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بر اساس الگوی مارکوویتز (۱۹۵۲) در نظریه نوین سبد دارایی‌ها پایه‌گذاری شده است. این الگو، مجموعه پیش‌بینی‌هایی درباره بازدهی مورد انتظار تعادلی دارایی‌های ریسکی است که بعد از مارکوویتز به‌طور همزمان و مستقل توسط شارپ^۲ (۱۹۶۴)، لایتنر^۳ (۱۹۶۵) و ماسین^۴ (۱۹۶۶) توسعه یافت.

1. Capital Asset Pricing Model .

2. Sharpe.

3. Lintner.

4. Mossin.

اصولاً سرمایه‌گذاری‌ها به جهت نوسان‌پذیری که در بازده آن‌ها ایجاد می‌شود دارای ریسک می‌باشند. اقتصاددانان مالی الگوهای متفاوتی را برای اندازه‌گیری ریسک ارائه دادند. نظریه بازار سرمایه با بسط و تعمیم نظریه سبد دارایی‌ها (پورتفولیو) الگویی را برای قیمت‌گذاری دارایی‌های ریسکی (مخاطره‌آمیز) استخراج می‌کند. به بیانی دیگر می‌توان گفت الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای یک الگوی تعادلی برای نشان دادن رابطه بین ریسک و بازده تک‌تک دارایی‌ها است. به عبارت دیگر مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای نشان می‌دهد که دارایی‌ها چگونه با توجه به ریسکشان قیمت‌گذاری می‌شوند. عامل اصلی که منجر به بسط نظریه بازار سرمایه می‌شود، مفهوم دارایی بدون ریسک است. چنین دارایی همبستگی صفر با سایر دارایی‌های ریسک‌دار خواهد داشت و نرخ بازده آن بدون ریسک خواهد بود (براون و رایلی، ۲۰۰۰).

الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با فرض اینکه بازار سرمایه کامل می‌باشد و تمام سرمایه‌گذاران تصمیمات عاقلانه می‌گیرند نتیجه می‌گیرد که چون تمام سرمایه‌گذاران عاقل سبدهی متنوع را انتخاب می‌کنند، ریسک غیر سیستماتیک آن‌ها کاملاً از بین می‌رود و تنها ریسکی که سرمایه‌گذار تحمل کرده و در مقابل آن بازده دریافت می‌کند، ریسک سیستماتیک می‌باشد. بنابراین ریسک یک دارایی منفرد باید با شاخص ریسک سیستماتیک (β) اندازه‌گیری شود نه با انحراف معیار (δ)، چون انحراف معیار، کل ریسک یک دارایی را نشان می‌دهد. در این الگو فرض‌های ساده‌کننده‌ای ارائه می‌شود که به نوع پایه الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای منجر می‌شود: ۱. بازارهای سرمایه‌ای کاملاً رقابتی و بدون اصطکاک‌اند. ۲. همه سرمایه‌گذاران برای دوره نگهداری یکسانی برنامه‌ریزی می‌کنند. ۳. سرمایه‌گذاری‌ها به مجموعه‌ای از دارایی‌های مالی قابل معامله مانند سهام، قرضه و تمهیدات وام‌گیری و وام‌دهی بدون ریسک محدود می‌شود. ۴. سرمایه‌گذاران مالیاتی بابت بازده پرداخت نمی‌کنند و هزینه‌های معاملاتی برای معاملات اوراق بهادار وجود ندارد. ۵. سرمایه‌گذاران قادرند تا بر اساس بازده مورد انتظار و واریانس بازده از بین پرتفوی‌های مختلف، انتخاب خود را انجام دهند. ۶. همه سرمایه‌گذاران اوراق بهادار را با شیوهی یکسان تجزیه تحلیل می‌کنند. با کمک این فرض‌ها می‌توانیم برخی بینش‌های قوی درباره‌ی ماهیت تعادل در بازارهای ورقه بهادار به دست آوریم (فبوزی، نیو و ژو ۲۰۱۲).

فرمول الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را می‌توان به صورت معادله زیر نوشت:

$$E(r_j) = r_f + \beta_j [E(r_m) - r_f] \quad (1)$$

که در آن:

$$\beta_j = \frac{\text{cov}(r_j, r_m)}{\sigma^2(r_m)} = \frac{\text{corr}(r_j, r_m) \sigma(r_j)}{\sigma(r_m)} \quad (2)$$

β_j (بتا) کوواریانس بازدهی ورقه بهادار j ام با بازدهی بازار را اندازه‌گیری می‌کند.

همه سرمایه‌گذاران سبدي از دارایی‌های ریسکی را به تناسبی نگهداری می‌کنند که این سبدي سرمایه‌گذاری، نماینده‌ای از دارایی‌ها در سبدي سرمایه‌گذاری بازار (M) است. سبدي سرمایه‌گذاری بازار شامل همه‌ی دارایی‌های قابل معامله است. همه‌ی سرمایه‌گذاران سبدي سرمایه‌گذاری بازار را به‌عنوان سبدي سرمایه‌گذاری ریسکی بهینه‌ی خود نگهداری می‌کنند و فقط نسبت سرمایه‌گذاری در دارایی ریسکی (سبدي سرمایه‌گذاری بازار) در مقابل دارایی بدون ریسک تفاوت می‌کند.

بتای هر ورقه بهادار، معیار مناسبی از ریسک آن ورقه بهادار (سهام) است، زیرا بتا متناسب با ریسکی است که ورقه‌ی بهادار در سبدي سرمایه‌گذاری ریسکی بهینه سهم است. پاداش یا صرف ریسک دارایی‌های منفرد به سهم آن‌ها در ریسک سبدي سرمایه‌گذاری بستگی دارد. بتای هر سهم، سهم آن را در واریانس سبدي سرمایه‌گذاری بازار اندازه‌گیری می‌کند. بنابراین، انتظار داریم برای هر دارایی یا سبدي سرمایه‌گذاری، صرف ریسک تابعی از بتا باشد. مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای این شهود را تأیید کرده و بیان می‌کند که صرف ریسک ورقه‌ی بهادار به‌طور مستقیم با بتا و صرف ریسک سبدي سرمایه‌گذاری بازار مرتبط است.

در این مدل، تنها ریسک بازار در نظر گرفته شده است. بر اساس کارهای تجربی معمولاً این الگو نمی‌تواند پیش‌بینی مناسبی برای داده‌های دنیای واقعی ارائه دهد لذا الگوهای ارائه شد که با اضافه کردن عوامل مهم دیگری، تبیین بهتری از روند تغییرات قیمت‌ها و عوامل مؤثر بر آن ارائه نمایند (فبوزی ۲۰۱۲).

به مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای انتقادات زیادی وارد شده است. از جمله اینکه مفروضات این مدل زیاد و غیرواقعی هستند و دیگر اینکه سبدي دارایی بازار که متشکل از همه دارایی‌ها است، قابل مشاهده نبوده و مدل قابل آزمون نیست. برخی از دانشمندان مالی، اساس و

پایه‌های نظری مدل را رد می‌کنند. برخی دیگر از اقتصاددانان مالی بر روی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تعدیلاتی را ضروری می‌دانند تا واقعی‌تر جلوه نماید. این تغییرات به ۲ گونه اعمال شده است:

الف: تلاش‌های اولیه در جهت رها ساختن مدل از مفروضاتی که کاربرد درونی دارد و بسط مدل در جهت رسیدن به مفروضاتی که کاربرد بیرونی دارد.
 ب: پشتیبانی از این واقعیت که منابع ریسک دیگری غیر از خود بازده وجود دارد که سرمایه‌گذاران را با عدم اطمینان بیشتری مواجه می‌کند.

الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تعدیل‌شده^۱ (A-CAPM):

در این الگو نوعی ویرایش تعدیل‌شده با ریسک نقد شون‌دگی از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای ارائه می‌شود.

در خرید سهام عوامل گوناگونی مورد توجه قرار می‌گیرد. یکی از عمده‌ترین این عوامل قابلیت تبدیل آن به پول نقد است که در اصطلاح به نقد شون‌دگی 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 نقد شون‌دگی آن است. نقد شون‌دگی یکی از ابعاد مهم فرایند تخصیص بهینه منابع به شمار می‌آید. قابلیت نقد شون‌دگی یک دارایی مالی از طریق تبدیل آن دارایی به وجه نقد در هر زمان و بدون تحمل زیان ارزیابی می‌شود. یکی از مهم‌ترین کارکردهای بازار مالی به‌ویژه بازار سرمایه، افزایش قابلیت نقد شون‌دگی دارایی‌های مالی و کاهش صرف ریسک مربوط به نقد شون‌دگی می‌باشد.

مطالعه و تحقیق پیرامون نقد شون‌دگی سابقه طولانی در دنیای مدیریت مالی ندارد. محققانی نظیر آمیهود و مندلسون (۱۹۸۹)، پاستور و استام‌باف (۲۰۰۳) و آچاریا و پدرسون (۲۰۰۵) با مطرح نمودن اهمیت ریسک نقد شون‌دگی الگوی استاندارد شارپ را تعدیل و با تأثیر ریسک نقد شون‌دگی در الگوی مزبور بازده مورد انتظار را پیش‌بینی نمودند. این پژوهش

1. Liquidity-Adjusted Capital Asset Pricing Model.

بر اساس مطالعات انجام‌شده توسط آچاریا و پدرسون شکل گرفته است که در ادامه این الگو توضیح داده می‌شود.

آچاریا و پدرسون (۲۰۰۵) در مقاله‌ای با عنوان "قیمت‌گذاری سهم با ریسک نقد شونددگی" به ارائه الگویی برای دخالت دادن ریسک نقد شونددگی در الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای پرداختند. مدل آچاریا و پدرسون نسل‌های اقتصادی دارای اشتراک و ساده‌ای را در نظر می‌گیرد که در آن یک نسل جدید از عاملان اقتصادی (کارگزاران اقتصادی) در هر زمان متولد می‌شوند که $t = \{\dots, -2, -1, 0, 1, 2, \dots\}$ می‌باشند.

نسل t شامل N کارگزار اقتصادی می‌باشد که با n نام‌گذاری می‌گردند و این کارگزاران برای دو دوره t و $t+1$ زندگی می‌کنند. کارگزار m ام از نسل t ام به مبادله می‌پردازد و از مصرف در دوره $t+1$ مطلوبیت کسب می‌کند. این عامل ریسک‌گریزی ثابت و مطلق A^n را دارد، به‌گونه‌ای که ترجیحات آن با تابع مطلوبیت مورد انتظار بیان می‌گردد.

هزینه عدم نقد شونددگی (C_t^i) در مدل آچاریا و پدرسون به‌طور ساده معادل هزینه فروش هر سهم از ورقه بهادار t در نظر گرفته شده است. بنابراین کارگزاران اقتصادی می‌توانند به قیمت P_t^i بخرند ولی باید به قیمت $(P_t^i - C_t^i)$ بفروشند. در این مدل فروش استقرای وجود ندارد.

آچاریا و پدرسون فرض می‌کنند که کارگزاران اقتصادی، می‌توانند در نرخ بازده بدون ریسک واقعی که $1+r_f$ (که یک متغیر برون‌زا می‌باشد) به وام‌دهی و وام‌گیری بپردازند. این موضوع می‌تواند به‌عنوان مثال یک واحد از مصرف را در زمان t به r_f واحد از مصرف در زمان $t+1$ تبدیل نماید.

آچاریا و پدرسون به دنبال این هستند که بدانند چگونه بازده (خالص) مورد انتظار یک دارایی (سهم) یعنی:

$$r_t^i = \frac{D_t^i + P_t^i}{P_{t-1}^i} \quad (3)$$

به هزینه نقد شونددگی آن دارایی (سهم):

$$C_t^i = \frac{c_t^i}{P_t^i} \quad (4)$$

بازده بازار:

$$r_t^m = \frac{\sum_i s^i (D_t^i + P_t^i)}{\sum_i s^i P_{t-1}^i} \quad (5)$$

و نقد شوندگی نسبی بازار:

$$C_t^m = \frac{\sum_i s^i c_t^i}{\sum_i s^i P_{t-1}^i} \quad (6)$$

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

در یک تعادل خطی منحصربه‌فرد، بازده خالص مورد انتظار مشروط ورقه بهادار \bar{I} عبارت است از:

$$\lambda_t = E(r_{t+1}^m - c_{t+1}^i - r_f) \quad (7)$$

که در آن:

$$E(r_{t+1}^i + c_{t+1}^i) = r_f + \lambda_t \frac{Cov(r_{t+1}^i - c_{t+1}^i, r_{t+1}^m - c_{t+1}^m)}{Var(r_{t+1}^i - r_{t+1}^i)} \quad (8)$$

و معادل صرف ریسک است. به‌طور مشابه بازده ناخالص مورد انتظار مشروط عبارت است از:

$$E(r_{t+1}^i) = r_f + E_t(c_{t+1}^i) + \lambda_t \quad (9)$$

معادله فوق ساده و طبیعی می‌باشد. این معادله بیان می‌دارد که بازده بازار موردنیاز برابر با هزینه عدم نقد شوندگی مورد انتظار ($E_t(c_{t+1}^i)$) که به‌صورت نظری و تجربی توسط آمیهود و مندلسون در سال ۱۹۸۶ یافت شده و به‌علاوه‌ی چهار بتا (یا کواریانس) می‌باشد که صرف ریسک را تغییر می‌دهند. این چهار بتا، بستگی به بازدهی دارایی و ریسک‌های نقد شوندگی دارد. همانند مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای که در آن بازده موردنیاز دارایی به‌طور خطی افزایش می‌یابد با بتای بازار (کواریانس بین بازده دارایی و بازده بازار) این مدل نیز علاوه بر بتای بازار سه تأثیر اضافی دیگر را به دست می‌آورد که می‌تواند به‌عنوان سه شکل از ریسک نقد شوندگی در نظر گرفته شوند.

ریسک‌های نقد شوندگی:

۱. $Cov(c_{t+1}^i, c_{t+1}^m)$ اولین تأثیر ریسک نقد شوندگی این است که بازده مورد انتظار با افزایش کواریانس میان عدم نقد شوندگی سهم و عدم نقد شوندگی بازار افزایش می‌یابد. این بدان علت است که سرمایه‌گذاران در هنگام وجود عدم نقد شوندگی در کل بازار تمایل دارند، از سهمی که نقد شونده نیست، بیشتر جبران شوند. بنابراین، سرمایه‌گذاران به دنبال بازدهی بیشتری برای دارایی‌هایی هستند که کواریانس مثبتی با عدم نقد شوندگی بازار دارند.

۲. $Cov(r_{t+1}^i, c_{t+1}^m)$ دومین تأثیر بر بازده‌های مورد انتظار به‌واسطه کواریانس بین بازده ورقه بهادار و ریسک نقد شونددگی بازار می‌باشد. همان‌گونه که می‌بینیم $Cov(r_{t+1}^i, c_{t+1}^m)$ تأثیر منفی بر بازده مورد انتظار می‌گذارد زیرا در زمان عدم نقد شونددگی بودن بازار، سرمایه‌گذاران بازده پایین‌تری را از سهم مورد نظر قبول می‌نمایند.

۳. $Cov(c_{t+1}^i, r_{t+1}^m)$ سومین تأثیر به‌واسطه کواریانس عدم نقد شونددگی ورقه بهادار با بازده بازار ایجاد می‌شود. این اثر برخاسته از میل سرمایه‌گذاران نسبت به پذیرش بازده کمتر از سهمی است که در هنگام رکود بازار، نقد شونددگی تر است. هنگامی که بازار با رکود مواجهه می‌شود سرمایه‌گذاران به دنبال نقدینگی خواهند بود و امکان فروش آسان سهم عامل با ارزش بودن آن سهم خواهد بود. بنابراین هر سرمایه‌گذار تمایل دارد که بازده پایین‌تر سهامی که در حالت ضعیف بودن بازدهی بازار، هزینه‌های عدم نقد شونددگی پایین‌تری دارند را بپذیرند.

بنابراین سه کواریانس فوق، توصیفی از ریسک نقد شونددگی یک ورقه بهادار می‌باشند. یادآوری می‌کنم که همه این کواریانس‌ها، با استفاده از بازده خالص مورد انتظار مشروط در CAPM در معادله به دست می‌آیند.

مروری بر مفاهیم نقد شونددگی

موضوع نقد شونددگی به‌عنوان یک عامل تعیین‌کننده بازده سهام در اواسط دهه ۱۹۸۰ مطرح گردید. قابلیت نقد شونددگی یک ورقه سهام را (در یک معنا) می‌توان امکان فروش سریع آن در نظر گرفت. هرچقدر سهمی را بتوان سریع‌تر و با هزینه کمتری به فروش رساند، می‌توان گفت که آن سهم از نقد شونددگی بیشتری برخوردار است. اوراق بهاداری که به‌طور روزانه و به‌دفعات مکرر معامله می‌شوند، نسبت به اوراق بهاداری که به‌دفعات محدود و یا دفعات کم معامله می‌شوند قابلیت نقد شونددگی بیشتر و درنهایت ریسک کمتری دارند. (یحیی‌زاده‌فر و همکاران، ۱۳۸۹)

تعریف عمومی و کلی نقد شونددگی "تسهیل و تسریع فرایند تبدیل به نقد نمودن دارایی‌ها" است. این تعریف قادر به در برگیری کلیه ابعاد نقد شونددگی نیست چراکه نقد شونددگی پدیده‌ای است که دارای ابعاد بسیار می‌باشد.

یکی از منشأهای عدم نقد شوندگی هزینه‌های معاملاتی برون‌زا است. مانند حق‌الزحمه دلالی، هزینه‌های فرایند سفارش یا مالیات‌های معامله. هر زمان که اوراق خریدوفروش می‌شوند، فروشنده و یا خریدار متحمل هزینه معامله می‌شود؛ علاوه بر این خریدار انتظار دارد که هزینه‌های اضافی روی فروش آینده کشیده شود.

دیگر منشأ نقد شوندگی فشار تقاضا و ریسک دارایی است. فشار تقاضا به این علت به وجود می‌آید که در هر زمان همه عوامل در بازار حاضر نیستند. این به این معنی است که اگر عاملی احتیاج به فروش سریع ورقه بهادار داشته باشد، خریداران عادی ممکن است بلافاصله در دسترس نباشند. در نتیجه، فروشنده ممکن است سهام خود را به بازارساز بفروشد. بازارساز هر سهم وظیفه تأمین نقد شوندگی را برای آن سهم بر عهده دارد. از دیگر منشأهای عدم نقد شوندگی سختی تعیین کردن طرف معامله‌ای است که خواهان معامله سهمی بخصوص و یا خواهان مقدار زیادی از ورقه بهادار معینی باشد. علاوه بر این هنگامی که طرف معامله تعیین شد، کارگزاران باید در قیمتی کمتر از محیط کاملاً رقابتی مذاکره کنند چون شرکای تجاری جایگزین فوراً در دسترس نیستند. معامله‌گر جستجو کننده تا زمانی که معامله‌اش به تأخیر می‌افتد متحمل هزینه‌های مالی یا هزینه‌های فرصت می‌شود و علاوه بر این ممکن است مجبور به دادن امتیازهای قیمتی در مذاکره با طرف معامله‌اش که سرانجام پیدا کرده است شود و یا ممکن است به سرعت با دلال معامله کند و متحمل هزینه‌های عدم نقد شوندگی شود. این اثرات نقد شوندگی روی قیمت‌گذاری دارایی مهم هستند. و اگر هزینه‌های نقد شوندگی و ریسک‌ها روی بازده موردنیاز سرمایه‌گذاران اثر بگذارد، آن‌ها نیز روی هزینه‌های شرکت از جنبه سرمایه اثر می‌گذارند و بنابراین منابع واقعی اقتصاد را تخصیص می‌دهند.

نقد شوندگی اثرات گسترده‌ای روی بازارهای مالی دارد. با دنبال کردن نقد شوندگی می‌توان به پاسخ تعدادی از معماها نظیر اینکه چرا سهام‌های مسلط بازده‌های موردنیاز بالایی دارند (معمای صرف ریسک سهام)، چرا اوراق خزانه بدون ریسک نقد شونده بازده‌های پایینی دارند (معمای نرخ بدون ریسک) و اینکه چرا سهام‌های کوچک که نوعاً غیر نقد شونده هستند بازده‌های بالایی را کسب می‌کنند (اثر بنگاه کوچک).

پیشینه تجربی تحقیق

موضوع الگوهای قیمت‌گذاری و به‌خصوص الگوهای مبتنی بر ریسک نقد شون‌دگی به‌رغم ریشه‌ای بودن آن‌ها، جزو تحقیقات جدید در زمینه مدیریت مالی محسوب می‌شود. هرچند که طی همین مدت اندک نیز افراد بسیاری به مطالعه این جنبه از ریسک دارایی‌های مالی، به‌خصوص در بازار سهام پرداخته‌اند، نتایج مطالعات اولیه در این زمینه بسیار متفاوت بوده است. در برخی موارد میان بازده و عدم نقد شون‌دگی رابطه مثبت بسیار قوی نشان داده شده است، درحالی‌که در برخی دیگر رابطه‌ی خاصی میان این دو به اثبات نرسیده است. اما به‌طورکلی، این پرسش که آیا نقد شون‌دگی بازده دارایی را تحت تأثیر قرار می‌دهد یا خیر تاکنون به‌طور کامل و با اطمینان پاسخ داده نشده است. البته با این حال مطالعات در این زمینه متوقف نشده است، چراکه همین تحقیقات نشان داده است که این عامل بر بازده دارایی مؤثر است و سرمایه‌گذاران همواره آن را در نظر دارند.

جدول ۱: پیشینه تحقیق در خارج

محقق (سال)	متغیرها و روش انجام	نتایج
۱ چوردیا ۲۰۰۱	رابطه‌ی بین بازده مورد انتظار سهام و نوسانات فعالیت‌های معاملاتی به‌عنوان شاخص نقد شون‌دگی موردبررسی قرار گرفت.	رابطه‌ی منفی بین بازده سهام و نوسانات حجم معاملات وجود دارد.
۲ مارشال و یانگ ۲۰۰۳	به رابطه بین نقد شون‌دگی و بازده سهام پرداختند. معیار مورد استفاده در این تحقیق، شکاف بین قیمت پیشنهادی خرید و فروش و نرخ گردش است.	تأثیر عامل اندازه شرکت بر بازده سهام منفی است.
۳ مارشال و یانگ ۲۰۰۶	به رابطه میان بازده سهام و عواملی نظیر: ریسک بتا، اندازه شرکت، قیمت پیشنهادی خرید و فروش، نرخ گردش و نسبت عدم نقد شون‌دگی پرداختند.	از میان معیارهای گوناگون نقد شون‌دگی، نسبت ارائه‌شده توسط آمیهود مازاد بازده سهام را بهتر توجیه می‌کند.
۴ بروتولی ۲۰۰۶	انتشار سهام را به‌عنوان معیار نقد شون‌دگی قرارداد.	انتشار سهام به‌عنوان معیار اصلی نقد شون‌دگی بازار سهام برای خصوصی-سازی شرکت‌ها در ۱۹ کشور توسعه‌یافته محسوب می‌شود و با انجام خصوصی-سازی نقدینگی افزایش می‌یابد.
۵ دوسکار ۲۰۰۶	مدلی را برای رفتار نقد شون‌دگی و نوسان‌پذیری قیمت سهام ارائه داد.	هنگامی‌که تغییرات آن دارایی بالا باشد، صرف ریسک آن بالاست و بازده جاری آن دارایی پایین می‌آید.

خلاصه برخی از مطالعات انجام شده

آمیهود (۲۰۰۲) نشان داد عدم نقد شوندگی مورد انتظار بازار دارای رابطه‌ی مثبت با بازده بازده پیش‌بینی شده سهام است. او در پژوهش خود نشان داد؛ بخشی از بازده مورد انتظار را می‌توان به وسیله صرف عدم نقد شوندگی توصیف نمود. او از نسبت قدر مطلق بازده سهام به حجم معاملات برحسب دلار به عنوان معیار عدم نقد شوندگی در تحقیق خود استفاده کرد. وی اثبات نمود که عدم نقد شوندگی تأثیر بیشتری در صرف سهام شرکت‌های کوچک دارد.

فاما و فرنچ (۱۹۹۳) معتقدند که اندازه شرکت به عنوان شاخص نقد شوندگی اثر منفی و معناداری بر بازده شرکت‌ها دارد. آن‌ها اعلام نمودند که شرکت‌هایی که نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها بالا است، به طور کلی خیلی ضعیف هستند. بنابراین، سرمایه‌گذاران نیازمند صرف بازده برای جبران ریسک اضافی متحمل شده از طریق نگهداری سهام شرکت‌هایی با نسبت ارزش دفتری سهام به ارزش بازار بالا می‌باشند. چنانچه نسبت ارزش دفتری سهام به ارزش بازار کاهش یابد، سهام مورد نظر دارای ریسک بیشتری خواهد بود، زیرا تغییرات بازده افزایش می‌یابد.

آچاریا و پدرسون (۲۰۰۵) یک مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای ارائه دادند که در آن ارتباط بین بازده مورد انتظار بازار و نقد شوندگی مورد انتظار یک سهم بررسی گردید. آن‌ها معتقدند که یک سهم با نقد شوندگی کم تأثیر همزمان اندک بر بازده سهام و همچنین تأثیر آن بر بازده قابل پیش‌بینی آینده آن سهم زیاد است. همچنین، سهام دارای بازده جاری اندک، ولی بازده قابل پیش‌بینی آتی بالا باشد، دارای نقد شوندگی باثبات است.

مورتال و لیسون (۲۰۰۷) در تحقیقات خود به این نتیجه رسیدند که بین نقد شوندگی و تصمیمات مرتبط با ساختار سرمایه ارتباط قوی وجود دارد و همچنین افزایش نقد شوندگی باعث افزایش میزان انتشار سهام می‌شود. این نتایج نشان می‌دهد که شرکت‌های نقد شونده تر از مزایای هزینه‌های انتشار پایین تر بهره‌مند می‌شوند و در انتخاب‌های خود برای تأمین مالی به سراغ سهام می‌روند و شرکت‌هایی که سهام آن‌ها نقد شوندگی بیشتری دارد، تمایل به استفاده از اهرم مالی پایین تر دارند.

وایانس و وانگ (۲۰۱۱) در مقاله خود ادبیات نظری در نقدینگی بازار را بررسی کردند آن‌ها شش آثار عدم نقد شوندگی را در نظر گرفتند که عبارت‌اند از: هزینه‌های مشارکت، هزینه‌های

مبادله، اطلاعات نامتقارن، رقابت ناقص، محدودیت‌های بودجه و جستجو. سه پرسش در زمینه هر نقص مطرح کردند: ۱- چگونه نقد شونددگی را اندازه‌گیری کنیم ۲- چگونه عدم نقد شونددگی مربوط می‌شود به عیوب بازار و ویژگی‌های دیگر دارایی ۳- چگونه عدم نقد شونددگی اثر می‌گذارد روی بازده مورد انتظار دارایی. این مقاله نشان می‌دهد حتی عیوب ساده می‌تواند مدل بازار کامل را بشکند همچنین فقدان یک چارچوب یکپارچه و قوی پیش‌بینی نه تنها درک نظری نقد شونددگی را دشوار می‌سازد بلکه نمی‌تواند ما را برای کارهای تجربی راهنمایی کند.

کیم و لی (۲۰۱۱) مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تعدیل‌شده آچاریا و پدرسون (۲۰۰۵) برای سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۶۲ در بازار آمریکا با استفاده از مقیاس‌های نقد شونددگی متفاوت آزمون کردند. آن‌ها متوجه شدند که در آزمون رگرسیون مقطعی نتایج بسیار مطابق است با مقیاس‌های نقد شونددگی استفاده‌شده در آزمون است. سازگار با مدل آچاریا و پدرسون (۲۰۰۵)، ریسک نقد شونددگی بر اساس کوارینانس نقد شونددگی سهام با بازده بازار معنی‌دار ارزش‌گذاری شده است. همچنین شواهدی را در حمایت از قیمت‌گذاری ریسک نقد شونددگی ناشی از بتاهای مشترک به دست آوردند.

لام و تام (۲۰۱۴) نقش مدل‌های مختلف قیمت‌گذاری دارایی در بازارهای سهام چین را موردبررسی قرار دادند. آن‌ها چندین مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های مستند را آزمایش کردند و یافتند که نقد شونددگی چهار عاملی بهترین مدل در توضیح بازده سهام در بازار بورس چین است.

جدول ۲: پیشینه تحقیق در داخل

محقق (سال)	متغیرها و روش انجام	نتایج
ظریف‌فرد و قائمی ۱۳۸۲	در این مقاله مبانی نظری الگوی CAPM تشریح و با استفاده از داده‌های سهام عادی آزمون گردید.	ریسک سیستماتیک به‌تنهایی، تغییرات بازده سهام شرکت‌ها را نمی‌تواند توجیه نماید.
حجازی و غلامحسینی ۱۳۸۸	با استفاده از داده‌های مربوط به بازده هفتگی سهام شرکت‌های نمونه ارتباط معنی‌داری بین متوسط بازده هفتگی سهام و ریسک هر سهم آزمون گردید.	مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای توان تبیین رفتار بازده را در مقاطع زمانی کوتاه‌مدت در بورس دارد.

۳	بادآور و نهندی و ملکی نژاد ۱۳۸۹	نقد شونددگی سهام در این پژوهش با استفاده از سه شاخص، میانگین شکاف نسبی قیمت قبل و بعد از انتشار گزارش‌های مالی، میانگین عمق قیمت سهام قبل و بعد از رویداد و میانگین دفعات گردش سهام بررسی گردید.	نتایج پژوهش تفاوت معنی‌داری را بین متغیرهای نقد شونددگی قبل و بعد از انتشار گزارش‌های مالی نشان می‌دهند. به این معنی که انتشار اطلاعات مالی، نقد شونددگی سهام و واکنش سهامداران را در خصوص تغییر قیمت و حجم مبادلات برمی‌انگیزد.
۴	حسینی، کرمی و شفیع‌پور ۱۳۸۹	این مقاله ارتباط میان عملکرد شرکت‌ها و نقد شونددگی سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس تهران را با استفاده از تئوری‌های نمایندگی و بازخورد بررسی کردند.	این تحقیق نشان داد که میان معیارهای نقد شونددگی و عملکرد شرکت رابطه معنی‌داری قوی وجود دارد.
۵	خلیفه- سلطانی، بهرامی ۱۳۹۱	به بررسی رابطه بین تغییرات ساختار سرمایه و تغییرات نقد شونددگی سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس پرداختند.	تغییرات ساختار سرمایه بر تغییرات نقد شونددگی سهام تأثیر منفی معنی‌داری دارد، ولی تغییرات نقد شونددگی بر تغییرات ساختار سرمایه تأثیر معنی‌دار ندارد.

خلاصه برخی از مطالعات انجام‌شده

یحیی زاده‌فر و همکاران (۱۳۸۹) به بررسی رابطه‌ی نقد شونددگی با بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. نتایج پژوهش مبین وجود رابطه‌ی مثبت و معنی‌دار بین ضریب متغیر نرخ گردش و بازده سهام است.

مجید زارع (۱۳۸۱) در تحقیقی تحت عنوان عوامل مؤثر بر قابلیت نقد شونددگی سهام در بورس اوراق بهادار تهران به این نتیجه رسید که در بورس اوراق بهادار تهران و در میان شرکت‌های فعال، قابلیت نقد شونددگی سهام در درجه اول تا حد زیادی با حجم معاملات سهام و در درجه دوم با ارزش شرکت که در واقع نشان‌دهنده‌ی عمق بازار سهام شرکت است، مرتبط می‌باشد.

مریم سلیم‌پور (۱۳۸۴) در تحقیقی با عنوان بررسی اثر نقد شونددگی سهام بر مازاد بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس به این نتیجه رسید که بین عدم نقد شونددگی سهام به‌عنوان یک عامل ریسک و مازاد بازده سهامداران در بورس تهران رابطه‌ی معنی‌داری وجود ندارد.

بابک باقری مهماندوستی (۱۳۸۶) تحقیقی تحت عنوان بررسی ارتباط بین نقد شونددگی سهام و تصمیمات مرتبط با ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام داد. وی به این نتیجه رسید که بین نقد شونددگی سهام و ساختار سرمایه ارتباط وجود دارد.

۲. الگوی تجربی و تخمین

در این پژوهش که آن را مدل تعدیلی می‌نامیم و بر مبنای مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای ساخته شده است، برای محاسبه نرخ بازده مورد توقع سهامداران، علاوه بر ارتباط میان بازده یک سهم و بازده بازار، سه عامل دیگر ایجاد می‌گردد که مربوط به ریسک نقد شونددگی سهم می‌باشد. یعنی همان‌گونه که نرخ بازده مورد توقع سهامداران به کواریانس بازده سهم و بازده بازار بستگی دارد، به کواریانس بازده سهم و ریسک نقد شونددگی، کواریانس بازده بازار و ریسک نقد شونددگی و کواریانس ریسک نقد شونددگی سهم و ریسک نقد شونددگی بازار نیز وابسته است.

در یک رابطه خطی منحصره‌فرد، بازده خالص مورد انتظار مشروط ورقه بهادار i عبارت

$$E(r_{t+1}^i - c_{t+1}^i) = r_f + \lambda_t \frac{\text{Cov}(r_{t+1}^i - c_{t+1}^i, r_{t+1}^m - c_{t+1}^m)}{\text{Var}(r_{t+1}^i - r_{t+1}^i)} \quad (10)$$

است از:

که در آن

صرف ریسک است. بنابراین معادله بالا به این صورت می‌شود:

$$\lambda_t = E(r_{t+1}^m - c_{t+1}^i - r_f) \quad (11)$$

$$E_t(r_{t+1}^i) = r_f + E_t(c_{t+1}^i) + \lambda_t \frac{\text{Cov}_t(r_{t+1}^i, r_{t+1}^M)}{\text{Var}_t(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)} + \lambda_t \frac{\text{Cov}_t(c_{t+1}^i, c_{t+1}^M)}{\text{Var}_t(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)} - \lambda_t \frac{\text{Cov}_t(r_{t+1}^i, c_{t+1}^M)}{\text{Var}_t(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)} - \lambda_t \frac{\text{Cov}_t(c_{t+1}^i, r_{t+1}^M)}{\text{Var}_t(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)} \quad (12)$$

این معادله بیان می‌کند که بازده موردنیاز سهام برابر است با هزینه عدم نقد شوندگی نسبی، که به‌طور تجربی توسط آمیهود و مندلسون (۱۹۸۶) محاسبه شده است به اضافه چهار بتا ضرب در صرف ریسک.

این چهار بتا به عایدی دارایی و ریسک‌های نقد شوندگی بستگی دارند. همان‌طور که در الگوی استاندارد CAPM، بازده موردنیاز دارایی به‌صورت خطی افزایش می‌یابد با بتای بازار (کواریانس بین بازده دارایی و بازده بازار)، در این الگو سه اثر اضافی دیگر به دست می‌آید که می‌تواند به‌عنوان سه شکل متفاوت از ریسک‌های نقد شوندگی در نظر گرفته می‌شود.

بدین ترتیب این مدل، الگویی فراهم می‌کند که بتوان از طریق آن چگونگی و میزان تأثیر ریسک نقد شوندگی سهم بر قیمت سهام را موردبررسی و ارزیابی قرارداد. الگویی که توسط سایر مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای از قبیل مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای فراهم نمی‌گردد.

عدم نقد شوندگی سهام i در ماه t برابر است با:

$$ILLIQ_t^i = \frac{1}{Days_t^i} \sum_{d=1}^{Days_t^i} \frac{R_{td}^i}{V_{td}^i} \quad (13)$$

R_{td}^i و V_{td}^i به ترتیب بازده و حجم ریالی (در میلیون) روی روز d ام در ماه t ام است و Days تعداد روزهای مشاهده‌شده در دسترس در ماه t برای سهم i است.

سهم عدم نقد شونده است (ارزش بالای ILLIQ) اگر قیمت سهم در واکنش به حجم کم، بیشتر افزایش یابد. در مدل ما عدم نقد شوندگی هزینه‌ی فروش است. همان‌طور که در فصل دوم عنوان شد، بازارهای واقعی هزینه‌های فروش متعددی دارند که شامل هزینه کارگزار، شکاف عرضه و تقاضا، فشار بازار و هزینه‌های جستجو است. استراتژی تجربی ما بر اساس این فرض است که ILLIQ یک ابزار در دسترس است برای هزینه‌های فروش.

نرخ بازده مورد انتظار که از فرمول زیر به دست می‌آید:

$$E(r_i) = r_f + \beta_i(E(r_M) - r_f) \quad (14)$$

$E(r_i)$: بازده مورد انتظار دارایی

r_f : نرخ بدون ریسک

β : معیار اندازه‌گیری ریسک سیستماتیک یک ورقه بهادار. یعنی یک درصد تغییر در بازده

بازار چند درصد آن ورقه بهادار خاص تغییر می‌کند.

$(E(r_M) - r_f)$: صرف ریسک بازار که به صورت مازاد بازده سبد بازار نسبت به نرخ بازده بدون ریسک تعریف می‌گردد. شاخص کل بازار ماهانه از نرم‌افزار بورس تهران جمع‌آوری و بر اساس آن بازده بازار به صورت شاخص پایان ماه منهای شاخص ابتدای ماه تقسیم بر شاخص ابتدای ماه محاسبه گردید. شاخص بازده بدون ریسک نیز نرخ سود علی‌الحساب اعلام‌شده (۰/۱۷) اوراق مشارکت دولتی می‌باشد.

بازده سهام

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، مورد استفاده قرار می‌گیرد:

$$R_t = \frac{(1 + \alpha)P_{t+1} + DPS_t - P_t - C}{P_t} \quad (15)$$

R_t : بازده سهام عادی در دوره t

P_t : قیمت سهام عادی در زمان t

P_{t+1} : قیمت سهام عادی در زمان $t+1$

DPS_t : سود نقدی سهام عادی طی دوره t

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

C : آورده نقدی به هنگام افزایش سرمایه

بازده سالانه به صورت میانگینی از بازده‌های ماهانه محاسبه می‌شود.

بازده بازار از فرمول زیر به دست می‌آید:

$$r_t^M = \frac{\sum_i S^i (D_t^i + P_t^i)}{\sum_i S^i P_{t-1}^i} \quad (16)$$

S^i : سهم ورقه بهادار i ام در سبد بازار

$(D_t^i + P_t^i)$: سود تقسیمی به اضافه قیمت ورقه بهادار i ام در زمان t

P_{t-1}^i : قیمت ورقه بهادار i ام در زمان $t-1$

عدم نقد شوندگی نسبی سهام و عدم نقد شوندگی نسبی بازار به ترتیب برابر هستند با:

$$c_t^i = \frac{C_t^i}{P_{t-1}^i} \quad (17)$$

$$c_t^M = \frac{\sum_i S^i C_t^i}{\sum_i S^i P_{t-1}^i} \quad (18)$$

برای برآورد مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تعدیل‌شده، ما نوع بدون قید آن را در نظر می‌گیریم. نتایج غیرشرطی، برای مثال، شامل فرض مستقل بودن سودهای تقسیمی و هزینه‌های عدم نقد شونددگی در طول زمان هستند. بر این اساس مدل ساده‌شده‌ی الگو عبارت است از:

$$E(r_t^i - r_t^f) = E(C_t^i) + \lambda\beta^{1i} + \lambda\beta^{2i} - \lambda\beta^{3i} - \lambda\beta^{4i} \quad (19)$$

ریسک‌های نقد شونددگی (β های نقد شونددگی) از فرمول‌های زیر برآورد می‌شوند:

$$\beta^{1i} = \frac{Cov(r_t^i, r_t^M)}{Var(r_t^M - c_t^M)} \quad (20)$$

$$\beta^{2i} = \frac{Cov(c_t^i, c_t^M)}{Var(r_t^M - c_t^M)} \quad (21)$$

$$\beta^{3i} = \frac{Cov(r_t^i, c_t^M)}{Var(r_t^M, c_t^M)} \quad (22)$$

$$\beta^{4i} = \frac{Cov(c_t^i, r_t^M)}{Var(r_t^M - c_t^M)} \quad (23)$$

و $E(c_t^i)$ برابر با میانگین عدم نقد شونددگی‌های ماهانه است.

سؤال‌ی که در این مقاله درصدد پاسخگویی به آن هستیم این است که آیا بین ریسک نقد شونددگی سهم و نرخ بازده آن ارتباطی وجود دارد. این عوامل که ما از آن‌ها به‌عنوان عوامل نقد شونددگی یاد می‌کنیم با استفاده از معیارهای نقد شونددگی که در قسمت فوق به آن پرداختیم مورد محاسبه قرار می‌گیرد. همچنین در راستای پاسخ به این سؤال فرضیه‌هایی طرح کرده‌ایم و در مراحل بعدی، آن فرضیه‌ها را مورد تجزیه و تحلیل علمی قرار داده‌ایم تا صحت و سقم آن‌ها معلوم گردد. فرضیه اصلی در این مقاله این است که بین شاخص‌های مختلف ریسک نقد شونددگی و نرخ بازده سهم ارتباط معنی‌داری وجود دارد.

با توجه به تحقیقات گذشته و برای دقت و اعتبار بیشتر نتایج تحقیق پیش رو، دوره زمانی ۹ ساله که از ابتدای سال ۱۳۸۵ تا پایان سال ۱۳۹۲ است، به‌عنوان دوره‌ی زمانی تحقیق انتخاب شد.

نمونه مطالعاتی تحقیق شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲ با در نظر گرفتن ویژگی‌های زیر می‌باشد:

۱. در بازه‌ی زمانی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲، سهام شرکت در بورس اوراق بهادار مورد معامله قرار گرفته باشد.
۲. سهام شرکت‌های مورد نظر 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.
۳. شرکت‌هایی که سال مالی آن‌ها منتهی به ۱۲/۲۹ باشد.
۴. شرکت‌های سرمایه‌گذاری در این تحقیق مورد بررسی قرار نگرفتند.

۳. تجزیه و تحلیل داده‌ها

داده‌ها و آماره‌های توصیفی

در این قسمت داده‌های مربوط به ۲۶ شرکت طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۹۲ بررسی می‌شوند. با تلفیق داده‌ها، کل تعداد مشاهدات ۱۵۶ مشاهده بوده است. جدول ۳ آماره‌های توصیفی متغیرهای مورداستفاده در مدل تلفیقی را نشان می‌دهد.

جدول ۳: آماره‌های توصیفی

متغیرها	میانگین	میانه	انحراف معیار	حداکثر	حداقل
بازده مورد انتظار	۰/۹۶۲۴۴۸	۰/۷۲۲۵۵۰	۰/۸۸۲۸۶۵	۴/۰۱۹۲۷۰	-۰/۰۰۵۷۶۰
عدم نقد شونددگی	۰/۰۰۹۸۲۹	۰/۰۰۴۷۳۳	۰/۰۱۳۸۷۲	۰/۰۰۶۴۹۹	۰/۰۰۱۰۲۹
ریسک سیستماتیک (B1)	۰/۸۶۸۳۳۳	۰/۸۸۰۰۰	۰/۰۶۰۸۸۴	۰/۹۷۰۰۰	۰/۷۱۰۰
B2	۰/۰۳۵۲۹۵	۰/۰۱۵۲۴۷	۰/۰۴۷۹۶۴	۰/۲۱۱۲۰۰	۰/۰۰۰۱۰
B3	-۱/۰۶۹۹۴۰	-۱/۰۵۳۰۶۶	۰/۶۴۳۲۰۴	۱/۹۰۰۱۵۲	-۱/۹۹۴۶۵۴
B4	-۰/۰۵۱۰۳۰	-۰/۰۵۵۵۰۰	۰/۰۳۲۰۸۱	۰/۰۶۵۶۱۰	-۰/۲۷۱۴۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش حاضر

بررسی نتایج کمی آمار توصیفی متغیرهای تحقیق با توجه به نگاره فوق بیانگر ارزش $0/962448$ برای میانگین بازده مورد انتظار، ارزش $0/009829$ برای عدم نقد شوندگی و ارزش $0/868333$ برای ریسک سیستماتیک می‌باشد. بتاهای نقد شوندگی شامل $0/035$ - برای B_2 ، $1/07 - B_3$ و $0/05 - B_4$ می‌باشد.

آماره‌های انحراف معیار، ضریب کشیدگی و چولگی (ارائه شده در پیوست‌ها) نیز به منظور بررسی نرمال بودن توزیع داده‌ها بکار گرفته می‌شوند (کلر و وارا، ۲۰۰۳). با بررسی معیارهای مذکور می‌توان اظهار داشت که داده‌های مربوط به متغیرهای مستقل و وابسته از توزیع نرمال برخوردار هستند زیرا، متغیرها دارای حداقل فاصله از ارزش ارائه شده برای کشیدگی می‌باشند. و اوس (۲۰۰۲) عنوان می‌کند زمانی که اندازه نمونه بزرگ‌تر از ۱۰۰ باشد (معیاری تقریبی برای توزیع نرمال) احتمال نرمال بودن داده‌ها افزایش می‌یابد.

بررسی مانایی متغیرهای تحقیق

پیش از برآورد پارامترهای مدل، چگونگی پایایی متغیرها با استفاده از دو آزمون لوین، لین و چو^۱ و فیلیپس- پرون^۲ بررسی شده است. در این آزمون‌ها فرضیه H_0 ریشه واحد (unit root) است و به این معنی است که طی زمان میانگین تغییر پیدا می‌کند و داده‌ها مانا (stationary) نیست. بر اساس آماره لوین، لین و چو و فیلیپس- پرون، فرضیه H_0 رد می‌شود و به این معنی است که پارامترهای مدل مانا هستند. نتایج کمی آزمون پایایی متغیرهای تحقیق در جدول ۴ آمده است:

جدول ۴: آماره‌های مانایی مدل

متغیرها	آماره‌ی آزمون لوین، لین و چو	آماره فیلیپس-پرون	سطح معنی‌داری
بازده مورد انتظار	-۲۸/۷۴۸۸	۲۱۳/۵۰۱	۰/۰۰۰۰
عدم نقد شوندگی	-۸۷/۸۰۶۲	۲۱۳/۰۷۶	۰/۰۰۰۰
ریسک سیستماتیک	-۱۵/۵۱۱۲	۱۲۵/۷۲۹	۰/۰۰۰۰
B_2	-۳۵/۲۱۹۴	۱۷۴/۱۵۰	۰/۰۰۰۰
B_3	-۱۲۵۲/۶۳	۱۳۹/۶۵۳	۰/۰۰۰۰
B_4	-۳۱/۵۲۷۹	۱۵۹/۲۸۸	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Levin, Lin & Chu t.
2. PP - Fisher Chi-square.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود متغیرهای تحقیق در سطح اطمینان ۹۵ درصد پایا هستند. می‌توان پارامترها را بدون نگرانی از کاذب بودن آن‌ها برآورد کرد.

بررسی نتایج کمی حاصل از برآورد مدل‌ها:

در این پژوهش داده‌های خام و روزانه‌ی بررسی تمام شرکت‌های موجود در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲ را مورد بررسی قرار دادیم و از بین ۴۰۰ شرکت موجود در بورس ۲۶ شرکت طی ۶ سال را انتخاب کردیم.

برای بررسی آزمون الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با تأکید بر ریسک نقد شوندگی در بورس اوراق بهادار تهران از الگوهای رگرسیون زیر استفاده شده است:

الگوی ۱:

$$E(r_i) = r_f + \beta_i(E(r_M) - r_f) \quad (25)$$

الگوی ۲:

$$E(r_i) = kE(C_i) + \lambda\beta_1 + \lambda\beta_2 + \lambda\beta_3 + \lambda\beta_4 \quad (26)$$

به‌طوری‌که:

$$E(R_i) : \text{ بازده مورد انتظار سهام } i$$

$$E(C_i) : \text{ هزینه‌ی عدم نقد شوندگی مورد انتظار}$$

$$k : \text{ تعدیل برای میانگین دوره‌ی نگهداری در همه‌ی اوراق بهادار}$$

$$\lambda = E(R_M - C_M) : \text{ صرف ریسک بازار منهای میانگین هزینه‌ی عدم نقد شوندگی بازار،}$$

$$\beta : \text{ معیار ریسک سیستماتیک بازار}$$

$$\beta_{L1}, \beta_{L2}, \beta_{L3} : \text{ بتاهای نقد شوندگی.}$$

نتایج تخمین الگوی تجربی

جدول زیر نتایج حاصل از برآورد پارامترهای مدل (۱) تحقیق را نشان می‌دهد. این مدل الگوی استاندارد قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) است. برای این مدل آماره‌ی

دوربین - واتسون^۱ برابر با $1/86$ است که در سطح خطای ۵ درصد خودهمبستگی جمله‌ی اخلاص رد می‌شود. مقدار احتمال مربوط به آماره‌ی F جهت تصریح برابر $0/00028$ است که از ۵ درصد کمتر است. از این رو، فرضیه صفر مبنی بر خطای تصریح مدل رد می‌شود. در نتیجه در سطح اطمینان ۹۵ درصد، معنی‌دار بودن مدل پذیرفته می‌شود. مقدار ضریب تعیین تصحیح‌شده‌ی مدل برابر با $0/4129$ است. این آماره نشان‌دهنده‌ی این است که حدود ۴۱ درصد تغییرات متغیر وابسته به وسیله‌ی متغیرهای مستقل قابل توصیف است. با توجه به رد نشدن آماره‌های مدل، فرضیه‌های تحقیق بررسی می‌شود.

جدول ۵: برآورد متغیرهای مدل ۱

متغیر	ضریب	آماره‌ی t	سطح خطا
عرض از مبدأ	-۲/۱۷۱۵	-۳/۰۰۳۴	۰/۰۰۳۲
ریسک سیستماتیک	۳/۱۵۷۷	۳/۸۰۴۰	۰/۰۰۰۳
ضریب تعیین	۰/۴۱۲۹۲۶		
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۲۶۶۱۵۸		
آماره‌ی دوربین - واتسون	۱/۸۶۰۲۹۶		
آماره‌ی F	۲/۸۱۳۴۵۷		
احتمال آماره‌ی F	۰/۰۰۰۰۲۸		

مأخذ: یافته‌های پژوهش حاضر

ریسک سیستماتیک بازار (بتا) که در مدل استاندارد قیمت‌گذاری دارایی توضیح داده شد در اینجا برابر $3/1577$ است. این ریسک ارتباط مثبتی با بازده مورد انتظار دارایی دارد. در واقع با افزایش این ریسک بازده مورد انتظار دارایی نیز افزایش می‌یابد. با توجه به نتایج ارائه‌شده در جدول ۵، سطح خطای احتمال مربوط به فرضیه صفر مبنی بر عدم معناداری معیار ریسک سیستماتیک در الگوی قیمت‌گذاری دارایی برای شرکت‌های منتخب بورس تهران، برابر $0/0003$ است که از $0/05$ کوچک‌تر است، بنابراین، فرضیه صفر رد می‌شود در نتیجه، معیار ریسک سیستماتیک در الگوی قیمت‌گذاری دارایی برای شرکت‌های منتخب بورس تهران معنی‌دار است.

جدول پایین نتایج حاصل از برآورد پارامترهای مدل (۲) تحقیق را نشان می‌دهد. برای این مدل آماره‌ی دوربین - واتسون برابر با $1/92$ است که در سطح خطای ۵ درصد

1. Durbin-Watson Statistic.

خودهمبستگی جمله‌ی اخلاص رد می‌شود. مقدار احتمال مربوط به آماره‌ی F جهت تصریح برابر $0/00000$ است که از 5 درصد کمتر است. از این رو، فرض صفر مبنی بر خطای تصریح مدل رد می‌شود. در نتیجه در سطح اطمینان 95 درصد، معنی‌دار بودن مدل پذیرفته می‌شود. مقدار ضریب تعیین تصحیح‌شده‌ی مدل برابر با $0/678096$ است. این آماره نشان‌دهنده‌ی این است که حدود $0/67$ درصد تغییرات متغیر وابسته به وسیله‌ی متغیرهای مستقل قابل توصیف است. با توجه به رد نشدن آماره‌های مدل، فرضیه‌های تحقیق بررسی می‌شود. ضریب معیار عدم نقد شونددگی $0/50$ است، ضریب ریسک سیستماتیک $3/06$ است و ریسک β_1 ، $10/57$ ، که هر سه در سطح خطای 5 درصد معنی‌دار هستند. β_1 نشان‌دهنده‌ی رابطه‌ی بین ریسک نقد شونددگی سهام با ریسک نقد شونددگی بازار $Cov(c_{t+1}^i, c_{t+1}^m)$ است. این ریسک نشان می‌دهد که بازده مورد انتظار با افزایش کواریانس میان عدم نقد شونددگی بازار و عدم نقد شونددگی ورقه بهادار افزایش می‌یابد و این به خاطر این است که سرمایه‌گذاران تمایل دارند که بازده بیشتری برای نگه‌داشتن سهمی که عدم نقد شونددگی است در زمانی که بازار نیز عدم نقد شونددگی است، دریافت کنند. ضریب ریسک β_2 ناچیز و برابر $-0/003091$ است، سطح معنی‌دار بودن این ضریب بالای $0/05$ و برابر $0/9695$ است و به این معنی است که این ضریب در سطح $0/05$ معنی‌دار نیست. ریسک β_2 ، $Cov(r_{t+1}^i, c_{t+1}^m)$ ، مربوط به تأثیر بر بازده مورد انتظار به واسطه کواریانس بین بازده ورقه بهادار و عدم نقد شونددگی بازار می‌باشد. این ریسک در بورس اوراق بهادار تهران بی‌معنی است و روی بازده مورد انتظار اثری ندارد. ضریب β_3 ، $-3/94$ است که نشان‌دهنده‌ی ارتباط بین عدم نقد شونددگی ورقه بهادار با بازده بازار $Cov(c_{t+1}^i, r_{t+1}^m)$ و تأثیر آن بر بازده مورد انتظار است. این ریسک تأثیر منفی بر بازده دارد. اگر سهمی نقد شونددگی تر باشد در زمانی که بازار در رکود قرار دارد، سرمایه‌گذاران خواهان بازده کمتری از این سهم نسبت به سهم‌های دیگر می‌شوند. در واقع سرمایه‌گذار بازده پایین‌تر را در زمان فقر بازار در برابر هزینه‌های عدم نقد شونددگی پایین‌تر می‌پذیرد. این ضریب در سطح $0/01$ معنی‌دار است. با توجه به نتایج ارائه‌شده در جدول ۶، مقدار ضریب تعیین تعدیل‌شده‌ی مدل ۲ افزایش پیدا کرده است که در ظاهر نشان‌دهنده‌ی افزایش توان توضیح‌دهندگی مدل ۲ نسبت به مدل ۱ می‌باشد. به عبارتی دیگر نقد شونددگی دارایی‌ها بر بازده مورد انتظار اثر دارد و نسبت به الگوی استاندارد قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای که تنها

ریسک بازار را در نظر می‌گیرد، بهتر می‌تواند بازده مورد انتظار را برآورد کرده و پیش‌بینی نماید.

جدول ۶: برآورد متغیرهای مدل ۲

متغیر	ضریب	آماره t	سطح خطا
عرض از مبدأ	-۲/۳۲۸۰۲۲	-۳/۳۷۸۱۳۲	۰/۰۰۱۰
عدم نقد شوندگی	۵/۵۰۶۴۰۱	۳/۵۹۷۸۰۹	۰/۰۰۰۸
ریسک سیستماتیک	۳/۰۶۱۴۲۸	۳/۹۲۷۱۳۰	۰/۰۰۰۱
B ₁	۱۰/۵۷۴۴۷	۳/۸۹۳۰۸۰	۰/۰۰۰۲
B ₂	-۰/۰۰۳۰۹۱	-۰/۰۳۸۳۰۲	۰/۹۶۹۵
B ₃	-۳/۹۴۸۰۷۷	-۲/۴۰۴۹۹۳	۰/۰۱۷۷
ضریب تعیین	۰/۷۵۰۷۸۴		
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۶۷۸۰۹۶۱		
آماره‌ی دوربین - واتسون	۱/۹۲۷۵۲۵		
آماره‌ی F	۱۰/۳۲۸۸۵		
احتمال آماره‌ی F	۰/۰۰۰۰۰		

مأخذ: یافته‌های پژوهش حاضر

۴. نتیجه‌گیری

جمع‌بندی

نتایج حاصل از برآورد پارامترهای الگوی ۱ که الگوی استاندارد قیمت‌گذاری دارایی است و فقط ریسک سیستماتیک بازار را در نظر می‌گیرد، نشان می‌دهد که ریسک سیستماتیک بازار با بازده مورد انتظار سهم ارتباط معنادار دارد. مقدار ضریب تعیین تصحیح‌شده‌ی مدل حدود ۴۱ درصد می‌باشد که بیانگر این موضوع است که ۴۱ درصد از تغییرات بازده سهام به وسیله ریسک سیستماتیک بازار توضیح داده می‌شود. در الگوی ۲، غیر از بتای بازار (ریسک سیستماتیک بازار)، سه بتای دیگر که نشان‌دهنده‌ی ریسک‌های نقد شوندگی هستند نیز وارد الگو شدند. ضریب تعیین این الگو نسبت به الگوی ۱ افزایش یافته است که نشان‌دهنده افزایش توان توضیح‌دهندگی الگوی ۲ نسبت به الگوی ۱ است. با توجه به ضریب تعیین ۶۷ درصد از تغییرات بازده سهام به وسیله این ۴ بتا قابل توضیح است. با توجه به نتایج فرضیه تحقیق مبنی

بر رابطه معنی‌داری بین ریسک نقد شون‌دگی و بازده سهام شرکت‌های بورسی تأیید شده و پذیرفته می‌شود. این مطالعه نیز مانند سایر مطالعات انجام‌شده مدل استاندارد قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در بورس تهران را معنی‌دار برآورد کرده است و نشان می‌دهد ریسک سیستماتیک بازار بر بازده مورد انتظار دارایی اثر دارد. در مورد مدل تعدیل‌شده قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (A-CAPM) مطالعات انجام‌شده در سایر کشورها و همچنین مدل آپاریا و پدرسون که این مطالعه بر اساس آن صورت گرفته است، هر سه بتای ریسک نقد شون‌دگی معنی‌دار برآورد شده‌اند. این مطالعه نشان می‌دهد که از بین سه بتای برآورد شده برای ریسک نقد شون‌دگی در بورس تهران β_1 و β_3 معنی‌دار و β_2 بی‌معنی برآورد شده‌اند.

پیشنهادها

با توجه به نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش لحاظ نمودن متغیر نقد شون‌دگی در پیش‌بینی ریسک و بازده سهام بسیار مهم است. روش‌هایی که تاکنون در پیش‌بینی ریسک و بازده سهام توسط سرمایه‌گذاران استفاده می‌شود، بدون در نظر گرفتن این متغیر بوده است. بنابراین پیشنهادی که بیشتر کاربران بازار سرمایه و سرمایه‌گذاران را منتفع خواهد کرد، توصیه به استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی تعدیل‌شده با ریسک نقد شون‌دگی جهت پیش‌بینی بازده آینده سهام است که از این طریق سرمایه‌گذاران می‌توانند به آرزوی دیرینه پیش‌بینی بهتر سهام نزدیک‌تر شوند. البته بسیار دور از انتظار است که بتوان بازده آینده‌ی سهمی را به‌طور کامل پیش‌بینی کرد، ولی مدنظر قرار دادن آن در هنگام سرمایه‌گذاری به‌احتمال زیادی می‌تواند مسیر آینده سهم را تا اندازه‌ای تبیین نماید.

منابع

- حجازی، رضوان، مهدی غلامحسینی (۱۳۸۸)، " بررسی امکان استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در بازار بورس اوراق بهادار تهران"، مجله پژوهشنامه حسابداری مالی و حسابرسی، شماره ۲۴، صفحات ۶۵-۹۳.
- یحیی‌زاده فر، محمود، شهاب‌الدین شمس، سید جعفر لاریمی (۱۳۸۹)، " بررسی رابطه نقد شوندگی با بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران"، مجله تحقیقات مالی، شماره ۲۹، دوره ۱۲، صفحات ۱۱۱-۱۲۸.
- حسینی، سید علی، غلام‌رضا کرمی، سید مجتبی شفیع‌پور (۱۳۸۹)، " بررسی ارتباط عملکرد شرکت‌ها و نقد شوندگی بازار سهام"، فصلنامه بورس اوراق بهادار، شماره ۱۱، دوره ۲، صفحات ۲۵-۴۲.
- رهنمای رودپشتی، فریدون، زهرا امیرحسینی (۱۳۸۹)، " بررسی روش‌های مختلف تخمین بتا در بورس اوراق بهادار تهران"، فصل‌نامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، شماره ۶۲، دوره ۱۷، صفحات ۴۹-۶۸.
- سیرانی، محمد، رضوان حجازی و ملیحه کشاورز (۱۳۹۰)، " مطالعه تأثیر ریسک نقد شوندگی و سایر عوامل مؤثر بر بازده‌های مقطعی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران"، مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، شماره ۱، صفحات ۱۱۳-۱۲۴.
- قالیباف اصل، حسن، مهدی کریمی (۱۳۹۱)، " بررسی قیمت‌گذاری صرف نقد شوندگی، اندازه، ارزش و ریسک بازار در بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامه بورس اوراق بهادار، شماره ۱۷، صفحات ۱۰۵-۸۵.
- ظریف فرد، احمد، محمد حسین قائمی (۱۳۸۲)، " آزمون تجربی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران"، مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز، شماره ۲، دوره ۳۸، صفحات ۹۳-۱۱۳.
- بادآور نهندی، یونس، آمنه ملکی‌نژاد (۱۳۸۹)، " بررسی نقد شوندگی سهام در زمان انتشار گزارش‌های مالی در بورس اوراق بهادار تهران"، مجله دانش حسابداری، شماره ۳، دوره ۱، صفحات ۹۹-۱۱۵.
- بهرامی، ماندانا، سید احمد خلیفه سلطان (۱۳۹۱)، " رابطه تغییرات ساختار سرمایه و تغییرات نقد شوندگی سهام"، فصلنامه پژوهش‌های تجربی حسابداری، شماره ۴، دوره ۱، صفحات ۵۳-۳۵.
- باقری مهماندوستی، بابک (۱۳۸۶)، " بررسی ارتباط بین نقد شوندگی سهام و تصمیمات مرتبط با ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، تهران، دانشکده مدیریت و حسابداری دانشگاه شهید بهشتی.
- زارع استخریجی، مجید (۱۳۸۱)، " بررسی عوامل مؤثر بر قابلیت نقد شوندگی سهام در بورس اوراق بهادار"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، تهران، دانشگاه امام صادق.
- سلیم‌پور، مریم (۱۳۸۴)، " بررسی اثر نقد شوندگی سهام روی مازاد بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، تهران، دانشکده مدیریت و حسابداری دانشگاه شهید بهشتی.
- Acharya, V. & Pedersen, L. (2005), "Asset pricing with liquidity risk", *Journal of Financial Economics*, Vol. 77, June, PP. 375-410.

- Amihud , Yakov and Haim Mendelson and Lasse Heje Pedersen (2006) , “Liquidity and Asset Prices” , *Foundations and Trends in Finance* , Vol.1 , No.4 , PP. 269-364.
- Fama, E. & French, K. (2004), “ The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence” , *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 18, No. 3, PP 25-46.
- Bekaert, G. , C. R. Harvey and C. Lundblad (2007). "Liquidity and Expected Returns: Lessons from Emerging Markets". *Review of Financial Studies*, 20, pp.1783_1831.
- Chen , Long and Lu Zhang (2010) , “A Better Three-Factor Model That Explains More Anomalies” , *Journal of Finance* , Vol. 17 , No.2 , pp. 563-586.
- Dempsey , Mike (2012) , “ The Capital Asset Pricing Model (CAPM) : The History of Failed Revolutionary Idea in Finance ?” , *Journal of Accounting Finance* , Vol. 49 , PP. 7-24.
- De Jong , Frank (2009) , “ Liquidity and Asset Pricing” , *The Microstructure of Financial Markets* , Tilburg University , PP.66-85.
- Deygun , Meryem and Mohamed Shaban and Tom Weyman (2013) , “Measuring Competition Using the Boone Relative Profit Difference Indicator” , *Economics Discussion paper series* , United Kingdom : University of Loughborough , PP. 1-26.
- Vayanos , Dimitri and Jiang Wang (2011) , “Theories of Liquidity” , *Foundations and Trends in Finance* , Vol. 6 , No. 4 , PP. 221-317.
- William F. Sharp (1964), “ A Theory of Market Equilibrium under Condition of Risk” , *American Finance Association*, Vol.19, No.3.
- Frank J. Fabozzi, Edwin H. Neave, Guofu Zhou (2012), *Financial Economics*, published By Wiley.
- Tarun Chordia, Richard Roll, and Avanidhar Subrahmanyam (2006), “Liquidity and Market Efficiency” , *The Journal of Finance*, Vol56, PP 501-530.
- Pastor L. and Robert F. Stambaugh (2003) , “Liquidity risk and expected stock return” , *journal of potential Economy* , Vol. 3 , pp. 11-36 .
- Bortolotti B. , De Jong F. Nicodano G. , Ibolya S. (2006), “Privatization and Stock Market Liquidity” , *Journal of Banking and Finance*, Social Scien Electronic Publishing.
- Marshall Ben R. , Martin Young (2003), “Liquidity and Stock returns in Pure order-driven Market” ; *Evidence from the Australian Stock Market”* , *International Review of Financial Analysis*, pp 173-188.
- Deuskar Prachi (2006), *AFA Chicago Meetings Paper*.
- Vayanos Dimitri, Jiang Wang (2011), “Foundations and Trends in Finance” , *Theories of Liquidity*, Vol. 6, No. 4, pp. 221-317.
- Kim Sunho, Kuan-hui Lee (2011), “Pricing of Liquidity Risks by Alternative Liquidity Measures” , *Economic Research*, Vol.27, Issue 1.
- Lam Keith s. k. , Lewis H. K. Tam (2014), “Asset Pricing and Liquidity Risk : China Evidence” , *Journal of International Financial Market*, Vol. 38, pp. 42-64.