فصلنامه اقتصاد محاسباتی
شاپا ۲۸۲۱-۰۴۳۳

اثر نقدشوندگی بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران در دوره بحران‌های مالی

احسان رجبی[1*]

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۱/۰۵/۱۸ **تاریخ پذیرش نهایی:** ۱۴۰۱/۰۶/۲۷

چکیده

احتمال وقوع بحران‌های مالی در جهان در سال‌های اخیر بیش از هر زمانی در دوران توسعه بازارهای مالی است. در دو دهه اخیر ارقام و اعداد اقتصادی و صورت‌های مالی نشان‌دهنده‌ی افزایش بی‌سابقه‌ی، ورشکستگی شرکت‌ها است. در این پژوهش تاثیر نقدشوندگی بر بازده سهام در شرایط بحران مالی (مشمول قوانین ورشکسته شدن، رشد اقتصادی منفی بحران مالی جهانی سال ۱۳۸۷) با استفاده از رگرسیون چند متغیره و داده‌های تابلویی و در بازه زمانی ۱۳۹۹-۱۳۸۷ بررسی شده است. جامعه آماری این پژوهش کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده و با استفاده از روش نمونه گیری حذف سیستماتیک، ۱۷۷ شرکت به عنوان نمونه پژوهش انتخاب و مدل پژوهش با نرم افزار استاتا نسخه ۱۵ برآورد شده است. نتایج حاکی از آن است که نقدشوندگی در دوران بحران مالی جهانی، بر بازده سهام به صورت معناداری، تاثیر ندارد. این در حالی است که سال‌هایی که رشد اقتصادی در ایران منفی شده، میزان تاثیر متغیر نقدشوندگی سهام بر بازده سهام شرکت‌های بورسی نسبت به سایر سال‌ها، بیشتر شده است. در شرکت‌های ورشکسته با افزایش قدرت نقدشوندگی سهام، بازده آن نیز افزایش یافته است. به عبارت دیگر، با بالارفتن قدرت نقدشوندگی سهام شرکت‌های ورشکسته و در سال‌هایی که رشد اقتصادی منفی است، بازده سهام آنها نیز افزوده شده است. توسعه ابزارهای مالی نوین مانند صندوق‌های بازارگردانی باعث افزایش قدرت نقدشوندگی سهام و به طبع آن باعث افزایش بازدهی سهام خواهد شد که در نهایت باعث ارتقای جایگاه بازار سرمایه در جذب نقدینگی و سرمایه‌های خرد جامعه به این بازار مالی خواهد شد.

واژگان کلیدی: نقدشوندگی، بازده سهام، بحران مالی، رشداقتصادی، شرکت‌های ورشکسته.

طبقه‌بندی JEL: G33, G32, O47, G01

[1*] استادیار گروه پژوهشی سیاست‌های کشاورزی و غذا، موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصادکشاورزی و توسعه روستایی. تهران، ایران، نویسنده مسئول،
پست الکترونیکی: rajabi.ehsan63@gmail.com ،e.rajabi@agri-peri.ac.ir

۱. مقدمه

اثر سرایت پذیری بازارها بر یکدیگر و اینکه اطلاعات در یک بازار می‌تواند سایر بازارها را متاثر سازد مسئله اصلی این پژوهش است. بحران های مالی از مجاری مختلف، بین بازارها سرایت می‌کند. اساساً گسترش آشفتگی مالی در یک بنگاه، بازار، یا منطقه جغرافیایی به سرایت بحران مالی منجر می‌شود (بذرائی و همکاران، ۱۴۰۰).

نقدشوندگی به معنای سرعت تبدیل سرمایه‌گذاری‌ها یا دارایی‌ها به وجوه نقد با حداقل هزینه و در کمترین زمان است که نقش و تأثیر حائز اهمیتی در جذابیت سرمایه‌گذاری، تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران و تخصیص بهینه منابع دارد. در حقیقت فقدان قابلیت نقدشوندگی که به معنای ریسک نقدشوندگی است، ممکن است، تاثیر منفی بر ارزش سهام بگذارد (حیدری و همکاران، ۱۳۹۰). نقدشوندگی پدیده‌ای پیچیده، چند بعدی و دارای مفهومی گیج‌کننده است. پژوهش‌های هازبروک و اسپی[1] (۲۰۰۰)، هالک و هابرمن[2] (۲۰۰۱) ، همگی حکایت از آن دارد که نقدشوندگی ماهیتی ریسکی داشته و چه در سطح بازار سرمایه و چه برای هریک از اوراق بهادار(سهام) در حال تغییر و نوسان و رفتار آماری مانا و پایدار دارد. به عبارتی پایا بودن نقدشوندگی دلالت بر قابلیت پیش‌بینی قیمت و نیز بازده دارد(بکرت[3] ، ۲۰۰۷).

بسیاری از بحران‌های اروپا که امروزه شاهد آن هستیم، بحران نقدشوندگی است. ورشکستگی بزرگ‌ترین صندوق پوشش ریسک (هجینگ)[4] در سال ۱۹۹۸، بحران های مالی سال‌های 2007 و ۲۰۰۸ که اغلب بانک‌های جهان را در برگرفتند و نیز به طبع آنها تغییرات شدید قیمت سهام در بازارهای مالی، همگی به دلیل کمبود نقدینگی بوده، که حتی دارایی بسیار نقدشونده را در معرض ریسک قرار داده و موجب افت قیمت آنها شده است. به عبارت دیگر بحران مالی، به سرعت بر نقدشوندگی سهام تاثیر می‌گذارد. به دلیل ارتباط بازارها با یکدیگر (بازار پول و سرمایه، نیروی‌کار، کالا و خدمات)، بحران از یک بازار به سایر بازارها سرایت نموده و گاه، کل اقتصاد را درگیر می‌نماید. اثرات سوء ناشی از بحران ها به اشکال مختلفی از قبیل: نرخ تورم بالا، کاهش رشد اقتصادی، رکود گسترده و کاهش اشتغال، کسری تراز پرداخت‌ها ظهور نموده و در سطح بین‌المللی

[1] Hasbrouck, and Seppi
[2] Huberman, and Halka
[3] Bekaert
[4] Hedging

به سایر کشورها نیز تسری می‌یابد. بحران مالی علاوه بر اینکه متغیرهای اقتصادی را در مقیاس کلان تحت تأثیر قرار داده، در مقیاس کوچک متغیرهای مالی و نسبت‌ها و شاخص‌های حسابداری و مالی واحدهای تجاری را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد. در واقع، این نسبت‌های مالی، اطلاعات مهمی برای مدیران واحدهای تجاری، وام گیرندگان، سرمایه‌گذاران و دولت ارائه می‌کنند (کامیابی و همکاران، ۱۳۹۲).

از آنجایی که قدرت نقدشوندگی و ریسک مرتبط با آن از مهترین معیارهای سرمایه‌گذاران در معاملات سهام در بازار سرمایه است و در مدیریت پورتفوی و مشاوره‌های سرمایه‌گذاری، لحاظ می‌شود لذا، سهام با قدرت نقدشوندگی بالا، با اقبال و ارزندگی بیشتری مواجه است. توجه و تقاضای بازار به این گونه سهام احتمالاً موجب افزایش قیمت و در نهایت بازده آن‌ها می‌شود. در نهایت هر سرمایه‌گذار در زمان سرمایه‌گذاری این عامل را در ارزیابی‌های خود، به عنوان یکی از معیارهای مهم در نظر می‌گیرد. (یحیی‌زاده‌فر و همکاران، ۱۳۸۹).

نقش نقدشوندگی و ریسک نقدشوندگی در بازار سرمایه، در تحقیقات و مطالعات بسیاری منعکس شده است. همچنین پژوهش‌های مرورشده در پیشینه پژوهش در مورد بحران‌های مالی به بررسی تاثیر بحران مالی جهانی بر بورس و اوراق بهادار و ارایه الگویی برای پیش‌بینی و شناسایی بحران‌های مالی در شرکت‌ها پرداخته اند. اما تاکنون در پژوهش‌های انجام شده، تاثیر نقدشوندگی بر بازده سهام شرکت‌ها در طی بحران های مالی، مورد پژوهش قرار نگرفته است. با توجه به موارد ذکر شده پیرامون اهمیت بحران‌های مالی و نقدشوندگی، پژوهش حاضر، هم راستا با مقالات عبدی و بادآور (۱۴۰۰) نوروش، محسنی و رحیم‌پور(۱۳۹۹)، موسوی و همکاران (۱۳۹۹) مرادی، شایان نظر و مرندی(۱۳۹۷) اثر نقدشوندگی را بر بازده سهام شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران، مورد بررسی قرار می‌دهد. این هدف اصلی برای از بین بردن شکاف دانش در بازارهای نوظهور[1] است زیرا در مطالعات قبلی به اندازه کافی به روابط بین نقدینگی و بازده سهام در در بازار بورس تهران و سایر بازارهای سهام نوظهور آسیا با لحاظ تاثیر بحران های مالی پرداخته نشده است.

همچنین این مقاله، تاثیر نقدشوندگی را بر بازده سهام شرکت‌های بورس و اوراق بهادار تهران، در سه بحران: بحران مالی ۲۰۰۸ و رشد اقتصادی منفی ایران و در شمول قانون ورشکستگی قرار

[1] Emerging markets

گرفتن (با کمک متغیر دامی) و در بازه زمانی ۱۳۹۹-۱۳۸۷ مورد تحلیل قرار می‌دهد. بنابراین با توجه به مراتب فوق، پژوهش حاضر در صدد پاسخگویی به این سوال است که تاثیر قدرت نقدشوندگی سهام بر بازده سهام با در نظر گرفتن اثر بحران‌های مالی چگونه است؟ این پژوهش، از لحاظ هدف، کاربردی بوده و از بعد روش‌شناسی همبستگی از نوع علّی (پس رویدادی) است.

بر اساس سوابق آورده شده در تحقیق، تاثیر نقدشوندگی بر بازده سهام در بحران‌های مالی مورد بررسی قرار نگرفته است. بنابراین، این مطالعه به ارائه بینش‌های دقیق‌تری (نوآوری پژوهش) در رابطه با این موضوع پرداخته است. نتایج این پژوهش می‌تواند، برای سرمایه‌گذاران و مدیران شرکت‌ها مفید باشد. شرکت‌هایی که به طور معناداری از برنامه های کاهش ریسک استفاده می‌کنند، باید اقدامات لازم را نسبت به این موضوع انجام دهند. علاوه بر این، آگاهی از ارتباط بین نقدشوندگی و بازده سهام در دوران بحرانهای مالی، که شرکت‌ها با آن مواجه می‌شوند، می‌تواند منافع زیادی را برای سرمایه‌گذاران در پی داشته باشد لذا بررسی این موضوع در کشور ایران برای اولین بار مورد پژوهش قرار گرفته است.

در ادامه ساختار مقاله در پنج بخش سازماندهی شده است. بعد از مقدمه، ادبیات موضوع ارائه می‌شود، سپس، مدل سازی و روش پژوهش بیان می شود. در بخش چهارم یافته‌های پژوهش و تحلیل آماری بیان می‌شود و در نهایت، بحث و نتیجه گیری و پیشنهادها ارائه می‌گردد.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

قیمت‌گذاری دارایی‌ها به عنوان مبنایی در تخصیص منابع در اقتصاد محسوب می‌شود و مطالعات زیادی به بررسی عوامل موثر بر بازده دارایی‌ها پرداخته‌اند. نقش عامل ریسک نقدشوندگی، در رفتار قیمت‌گذاری بسیار مهم است؛ لذا توسعه مطالعات، در این زمینه برای عملکرد بازار سهام بسیار مفید و کاربردی خواهد بود (نریان و ژنگ[1]، ۲۰۱۰). فرض اصلی و عمومی الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، بازار سرمایهٔ بدون اصطکاک[2] است. این بدین مفهوم است که هیچ نوع هزینه معاملاتی در بازار وجود ندارد. هزینه‌های معاملاتی که از جمله دارایی‌های فاقد

[1] Narayan and Zheng
[2] Frictionless Capital Market

قدرت نقدشوندگی، اختلاف قیمت پیشنهادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. همچنین مدل‌های قیمت گذاری دارایی سرمایه‌ای[1] (CAPM) چنین فرض می‌کند که تمامی سرمایه‌گذاران دارای ترجیحات کاملاً یکسانی در رابطه با تعریف افق زمانی و پارامترهای انتخاب پرتفوی هستند (فرض تجانس انتظارات[2]). این فرض نیز با عالم واقعیت و تئوری نقدشوندگی سهام در تناقض است. اگر انتظارات سهام موجود در بازار دارای قدرت نقدشوندگی متفاوتی باشند، چنین انتظار می‌رود که سهام با قدرت نقدشوندگی کمتر در افق زمانی بلندمدت تری توسط سرمایه‌گذار نگهداری شوند (دلگارد[3]، ۲۰۰۹).

قابلیت نقدشوندگی یک ورقه سهام به معنای امکان فروش سریع آن است.. اوراق بهاداری که به طور روزانه و به دفعات مکرر معامله می‌شوند، نسبت به اوراق بهاداری که به دفعات محدود و یا دفعات کم معامله می‌شوند، قابلیت نقدشوندگی بیشتر و درنهایت ریسک کمتری دارند. هر چقدر قابلیت نقدشوندگی یک سهم کمتر باشد، آن سهم برای سرمایه‌گذاران جذابیت کمتری خواهد داشت، مگر اینکه بازده بیشتری عاید دارنده آن شود (گفری و نیکاسون[4]، ۲۰۰۳). درجه نقدشوندگی یک سرمایه‌گذاری وقتی پایین است که قیمت منصفانه آن به سرعت به دست نیاید. میزان نقدشوندگی سهام بر تصمیمات سرمایه‌گذاران در تشکیل پرتفوی سرمایه‌گذاری مؤثر است. بنابراین، رابطه منفی بین نقدشوندگی و بازده سهام در سطح ساختارهای کوچک وجود دارد. زیرا نقدشوندگی کمتر مساوی با ریسک بیشتر است و ریسک بیشتر همراه با بازده بیشتر است. اما در سطح کلان و در سطح یک کشور این انتظار می‌رود، هرچه نقدشوندگی سهام بیشتر می شود، در برگیرنده‌ی اطلاعات جدیدی برای تغییرات تدریجی سهام باشد که به بالارفتن سطح بازده منجر خواهد شد (بورتولوتی و همکاران[5]، ۲۰۰۶).

در نتیجه موضوع نقدشوندگی به عنوان یک عامل تعیین کننده بازده سهام مطرح شده است. در شرایطی که سرمایه‌گذاران به سرعت به منابع مالی سرمایه‌گذاری خود نیاز داشته باشند قدرت نقدشوندگی دارایی‌ها می‌تواند اهمیت زیادی داشته باشد. همچنین اکثر سرمایه‌گذاران (با افق سرمایه گذاری کوتاه مدت) نیز سهام بسیار نقد شونده را بر سهام کمتر نقد شونده ترجیح می‌دهند

[1] The capital asset pricing model
[2] Assumption of Homogeneity of Expectations
[3] Dalgaard
[4] Geoffrey and Nicholson
[5] Bortolotti et al.

لذا دارایی‌هایی (اوراق بهادار) که در بورس اوراق بهادار با استقبال انجام معامله، روبه رو می‌شوند، می‌توانند بیانگر سرعت نقد شوندگی آنها باشند که این عامل بر بر بازده دارایی‌ها نیز مؤثر است (گولر[1] و همکاران، ۲۰۱۷).

به دلیل ارتباط تنگاتنگ میان بازارهای سرمایه در کشورهای پیشرفته، وقوع بحران در یک کشور به راحتی می‌تواند به دیگر کشورها سرایت نماید. به نظر می‌رسد در کشور درحال توسعه‌ای مانند ایران به دلیل تعامل اندک آن با دیگر اقتصاد ها به ویژه کشورهای پیشرفته از بحران‌های مالی آسیب کمتری ببیند، اما این بحران‌ها از کانال‌هایی همچون کاهش عواید صادراتی به ویژه نفت خام، واردات گسترده کالاها، کاهش سرمایه‌گذاری‌های خارجی، کاهش وام های بازرگانی و کمک‌های مالی به کشورهای کمتر توسعه‌یافته و... می‌تواند، سرایت نماید که بالطبع بر عملکرد شرکت‌های بورسی و بازدهی سهام آنها تاثیر منفی خواهد داشت.

تحقیقات نشان می‌دهد که رابطه اندازه بنگاه و بازده سهام به شرایط بازار بستگی دارد. درحالی که بازار در شرایط حرکت به سمت رونق اقتصادی قرار دارد شرکت‌های کوچک تر نسبت به شرکت‌های بزرگ تر از عملکرد بهتری برخوردارند. ازطرف دیگر، حالت عکس، زمانی‌اتفاق می‌افتد که شرایط بازار به سمت رکود اقتصادی باشد، دراین شرایط شرکت‌های کوچک تر عملکرد نامناسب تری نسبت به شرکت‌های بزرگتر دارند (محسنی و جمشیدی، ۱۳۹۷). در نتیجه این تحقیق، ارتباط بین بازده سهام و اندازه شرکت را مورد بررسی قرار می دهد.

۲-۲. پیشینه پژوهش

بوهویان و همکاران[2] (۲۰۲۱) در مقاله ای با هدف بررسی تاثیر متغیرهای خرد و کلان بر بازده سهام بورس داکا همزمان با بحران مالی جهانی با نمونه‌ای از ۳۰ بانک در دوره ۹ ساله (۲۰۰۹-۲۰۱۷) پرداخته است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که نسبت بدهی به دارایی، ارزش بازار، نرخ بهره و نرخ ارز، رابطه مثبت و معناداری با بازده سهام دارند. از سوی دیگر، تورم، تاثیر منفی و معنی داری بر بازده سهام داشته است.

دانگ و نگویانگ[3] (۲۰۲۰) در مقاله با عنوان ریسک نقدشوندگی و بازدهی سهام در دوران

[1] Güler
[2] Bhuyan, Khandoker,Taznin, Rahman& Akter
[3] Dang, T. L., & Nguyen, T. M. H

بحران مالی ۲۰۰۷-۲۰۰۸ ، با این هدف که چگونه ریسک نقدینگی بر بازده سهام بازارهای بین‌المللی سهام در طول بحران مالی جهانی ۲۰۰۸-۲۰۰۹ تأثیر گذاشته است. نتایج نشان می دهد، سهامی که پیش از بحران، بازده بالاتری داشته‌اند، کاهش قیمت بیشتری را در طول دوره بحران تجربه می‌کنند.

کاچیچی و زارمبا[1] (۲۰۲۱) در مقاله ای تحت عنوان قدرت نقدشوندگی و بازدهی سهام در بازار کشورهای مختلف (شامل ۴۵ کشور)، به بررسی حق بیمه برای پوشش عدم نقدشوندگی (چندین معیار نقدینگی) در سهام بین‌المللی در دوره زمانی ۲۰۲۰-۱۹۹۰ پرداخته است. یافته‌های پژوهش، شواهد قانع کننده ای ارائه می‌دهد که قیمت‌گذاری ریسک نقدینگی به شدت به اندازه شرکت بستگی دارد.

مارازوا[2] (۲۰۱۹) با رویکرد رگرسیون سری زمانی به بررسی رابطه بین نقدشوندگی سهام و بازده اضافی سهام در بازار سهام ژوهانبورگ[3] پرداخته است. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که نقدینگی عامل مهمی در قیمت‌گذاری بازده در بورس اوراق بهادار است، زیرا بازده مازاد سهام رابطه مثبتی با نقدینگی دارد و این رابطه معنادار است.

ژانگ و همکاران[4] (۲۰۲۱) در مقاله، روابط بین نقدینگی، بازده سهام، و ریسک گریزی سرمایه گذار را با استفاده از داده‌های ماهانه ایالات متحده در دوره زمانی ژانویه ۱۹۹۹ تا دسامبر ۲۰۱۸ ، بررسی کرده است. نتایج این پژوهش، هم راستا با شواهد نظری و تجربی در ادبیات است که نشان می‌دهد که ریسک گریزی سرمایه‌گذار با قدرت نقدینگی شوندگی دارایی همبستگی منفی دارد.

چیانگ و ژنگ[5] (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای با عنوان نقدشوندگی و بازده سهام: شواهدی از بازارهای بین المللی، به بررسی این موضوع پرداخته‌اند. در این مقاله به بررسی و آزمون تجربی رابطه بین بازده انتظاری بیش از حد سهام و ریسک عدم نقدشوندگی در بازارهای کشورهای G7 پرداخته اند. یافته‌ها و شواهد بدست آمده از این پژوهش نشان می‌دهد که بازده سهام مربوط به کشورهای G7 دارای رابطه مثبتی با ریسک عدم نقدشوندگی بازار می‌باشد، اما رابطه منفی با

[1] Cakici and Zaremba
[2] Marozva
[3] Johannesburg
[4] Zhang, Choudhry, Kuo and Liu
[5] Chiang and Zheng

نوآوری‌ها در سطح نقدینگی بنگاه از خود نشان می‌دهد.

آسفا و مولیک[1] (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای با عنوان بازده سهام در آفریقا و نقدشوندگی، به بررسی ارتباط بین بازده واقعی سهام در بازار سهام آفریقا و نقدشوندگی سهام برای شانزده کشور در طول دوره زمانی بین سال‌های ۲۰۱۰- ۱۹۹۵پرداخته اند. یافته‌های تجربی این پژوهش نشان داده است که بازده سهام و معیارهای نقدشوندگی ارتباط مثبتی با یکدیگر دارند، به خصوص زمانی که کشورهای آفریقای جنوبی از نمونه مورد بررسی حذف شده است.

بذرایی و همکاران(۱۴۰۰) در مقاله تحت عنوان مسیر سرایت بحران ارزی در صنایع بورسی در بازه زمانی ۱۹۹-۱۳۸۷ به انجام آزمون سرایت مشترک، چولگی همزمان مشترک و فرآیند تصادفی اورنشتاین اولیک[2] پرداخته است. نتایج نشان دهنده این است که بحران ارزی سال ۱۳۹۰ و ۱۳۹۷ به تمام صنایع بورسی صادرات محور، واردات محور و خنثی سرایت پیدا کرده است نقطه شروع سرایت در هر دو بحران ارزی، صنعت محصولات دارویی است که به واسطه هم‌بستگی این صنعت با بازار ارز، بحران‌های ارزی را سریع جذب می‌کند.

امام وردی و جعفری (۱۳۹۸) طی مطالعه ای به بررسی اثر بحران های مالی بر انتقال تکانه و سرریز نوسانات میان بازارهای بورس در کشورهای توسعه یافته، نوظهور و ایران، طی دوره ۲۰۱۷- ۲۰۰۳ پرداخته است. نتایج حاصل از کاربرد روش ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته نشان می‌دهد که انتقال تکانه ها و سرریز نوسانات میان بازارهای بورس در کشورهای توسعه یافته، اقتصادهای نوظهور و ایران به صورت یک می‌باشد.

کفایی و راهزانی (۱۳۹۶) در مطالعه خود، تأثیر عوامل کلان اقتصادی بر ریسک نقدینگی بانک‌های ایران در قالب یک الگوی رگرسیونی با استفاده از روش داده های تابلویی فصلی و اطلاعات ۱۴ بانک کشور از فصل اول سال ۱۳۸۵ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۶ مورد بررسی قرار داده اند. نتایج حاصل از برآورد الگو با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) نشان می‌دهد که عوامل کلان اقتصادی و ویژگی‌های بانکی منتخب همگی بر ریسک نقدینگی بانک‌ها مؤثرند.

این مقاله به سه جهت (نوآوری پژوهش) به پیشینه تجربی موجود کمک می‌کند: اولاً اینکه،

[1] Assefa and Mollick
[2] Ornstein-uhlenbeck Process

موضوع پژوهش این سوال را پاسخ می‌دهد که آیا قدرت نقدشوندگی یک عامل تعیین‌کننده مهم در بازده بازار سهام است یا خیر. دوم، برخلاف سایر محققین، این تحقیق به بررسی عوامل تعیین‌کننده بازده سهام یکی از بازارهای نوظهور پرداخته است. دلیل این موضوع این است که بازارهای نوظهور بسیار نقدشونده هستند و تعداد زیادی از آنها، بازارهای بسیار ناکارآمدی را تشکیل می‌دهند. ثانیاً، این مطالعه از دو شاخص نقدینگی با پایه قوی در ادبیات استفاده می‌کند. ثالثاً، تجزیه و تحلیل بر اساس در نظر گرفتن آثار بحران های مالی مورد بررسی قرار گرفته‌اند. **۳.**

۳- روش پژوهش

با توجه به هدف اصلی این پژوهش که بررسی تاثیر نقدشوندگی بر بازده سهام در بحران‌های مالی است، نوع پژوهش از نظر هدف کاربردی، از لحاظ ماهیت و روش توصیفی ازنوع همبستگی بوده چرا که در آن ارتباط بین تغییرات نقدشوندگی بر بازده سهام در بحران‌های مالی شرکت‌ها مورد مطالعه قرار می‌گیرد. سپس، طبق اهداف و فرضیه‌های پژوهش، مدل رگرسیونی آن تدوین می‌شود و با آزمون‌های آماری مرتبط اندازه‌گیری و ارزیابی می‌شود. اطلاعات مورد نیاز از نرم‌افزار ره‌آورد نوین و صورت‌های مالی شرکت‌ها استخراج می‌شود. گردآوری اطلاعات در نرم‌افزار اکسل صورت می‌پذیرد و برای انجام آزمون‌های آماری از نرم‌افزار Eviews۱۵ استفاده شده است. جامعه آماری تحقیق از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تشکیل شده و قلمرو زماني ۱۳۸۷ الی ۱۳۹۹ تعریف شده است،که با در نظر گرفتن معیارهای زیر انتخاب شده است:

۱. تا قبل از سال ۱۳۸۷ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند. ۲.شامل شرکت‌های فعال بورس باشند. ۳. پایان سال مالي آن ها، ۲۹ اسفند ماه باشد. ۴. اطلاعات آن‌ها در دسترس باشد. ۵. صورت‌های مالی آنها حسابرسی شده و غیرتلفیقی باشد. ۶. جزو بانك‌ها و مؤسسات مالي (شرکت‌های سرمایه گذاری، واسطه گری مالي، شرکت‌های هلدینگ، بانك‌ها و لیزینگ‌ها) نباشند.

براساس شرایط فوق و از مجموع شرکت‌های پذیرفته شده در بورس ۱۷۷ شرکت‌های واجد شرایط در بازه زماني ۱۳۸۷ الی ۱۳۹۹ (شامل ۲۳۰۱ سال- شرکت) انتخاب شدند.

مدل‌های مفهومی مقاله حاضر، از پژوهش چیانگ و ژنگ[1] (۲۰۱۵) استخراج شده است، و به صورت زیر ارائه می شود:

مدل اول: بررسی اثر نقدشوندگی بر بازده سهام شرکت‌های ورشکسته‌ی بورس و اوراق بهادار تهران را مورد آزمون قرار می‌دهد.

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 T_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 BTM_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۱)$$

که R_{it} بازده سهام (در این مدل بازدهی سهام شرکت‌های ورشکسته)، T_{it}نقدشوندگی سهام، $SIZE_{it}$ ،اندازه شرکت، BTM_{it} نسبت ارزش دفتری به بازار سهام شرکت است. شرکت‌های ورشکسته، شرکت‌هایی هستند که مطابق ماده ۱۴۱ قانون تجارت، حداقل زیان انباشته‌ای معادل نصف سرمایه دارند و این شرکت‌ها ملزم به اعلام انحلال یا کاهش سرمایه می‌شوند. در واقع، در این حالت، نرخ بازدهی شرکت کمتر از نرخ هزینه سرمایه است.

مدل دوم: بررسی اثر نقدشوندگی بر بازده سهام شرکت‌های بورس و اوراق بهادار تهران در طی بحران مالی ۲۰۰۸ را مورد آزمون قرار می‌دهد.

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 T_{it} + \beta_2 GFC_{it} + \beta_3 T_{it} \times GFC_{it} + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 BTM_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۲)$$

GFC_{it}: در این پژوهش، به استناد مطالعات کورت و آتماکا[2] (۲۰۱۱)، حبیبی و همکاران[3] (۲۰۱۳) و یاتریدیس و دیمیتراس[4] (۲۰۱۳)، به منظور اندازه‌گیری متغیر بحران مالی جهانی، در صورتی که اطلاعات مالی شرکت، مربوط به دوره بحران مالی جهانی باشد (سال ۱۳۸۷تا۱۳۹۰) عدد یک و در غیر اینصورت عدد صفر منظور می‌شود. با ضرب این متغیر (زمانی که مقدار یک را داشته باشد) در متغیر قدرت نقدشوندگی، اثر قدرت نقدشوندگی را در زمان بحران مالی جهانی (متغیر میانجی) بر بازده سهام به صورت ناخالص نشان خواهد داد. کلینچ و وی[5] (۲۰۱۱)، معتقد هستند که بحران مالی در سه ماه آخر سال ۲۰۰۷ آغاز شده است، لذا فرض می‌شود که تاثیرات بحران مالی جهانی از سال ۲۰۰۸ نمایان شده و تا پایان سال۲۰۱۰ (۴ سال) ادامه یافته است.

[1] Chiang and Zheng
[2] Kurt and Atmaca
[3] Habib and others
[4] Iatridis and Dimitras
[5] Clinch and Wei

مدل سوم: بررسی اثر نقدشوندگی بر بازده سهام بورس و اوراق بهادار تهران در طی سال‌هایی که رشد اقتصادی ایران منفی است را مورد آزمون قرار می‌دهد.

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 T_{it} + \beta_2 NEG_{it} + \beta_3 T_{it} \times NEG_{it} + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 BTM_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

NEG_{it} : طبق نمودار(۱) در سال‌های ۱۳۹۸،۱۳۹۷،۱۳۹۴،۱۳۹۲،۱۳۹۱،۱۳۸۷ نرخ رشد اقتصادی ایران (نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۳۹۰ اعلامی بانک مرکزی) منفی است. بنابراین دراین سالها این متغیر، عدد یک را دریافت و در غیر این صورت عدد صفر (برای سال‌های ۱۳۸۸ ،۱۳۸۹ ،۱۳۹۰ ،۱۳۹۳ ،۱۳۹۵ ،۱۳۹۶) منظور می‌گردد. مشابه بالا، با ضرب این متغیر (زمانی که مقدار یک را داشته باشد) در متغیر قدرت نقدشوندگی، اثر قدرت نقدشوندگی را در زمان رشد اقتصادی منفی (متغیر میانجی) بر بازده سهام به صورت ناخالص استخراج خواهد شد.

۱-۳. متغیرهای پژوهش

R_i: که در آن R میانگین بازده سهام i به عنوان متغیر وابسته پژوهش می‌باشد. برای محاسبه بازده سهام ابتدا باید بازده مورد انتظار اجزای آن تعیین شود. منافع حاصل از مالکیت ممکن است به شکل‌های مختلفی به سهامداران پرداخت شود که عمده‌ترین آن ها افزایش سرمایه از محل اندوخته (سهام جایزه) و افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده نقدی هستند(حیدری و پناهیان،۱۳۹۹).

برای این حالت ها فرمول محاسبه نرخ بازده به صورت زیر (فرمول شماره ۴) خواهد بود:

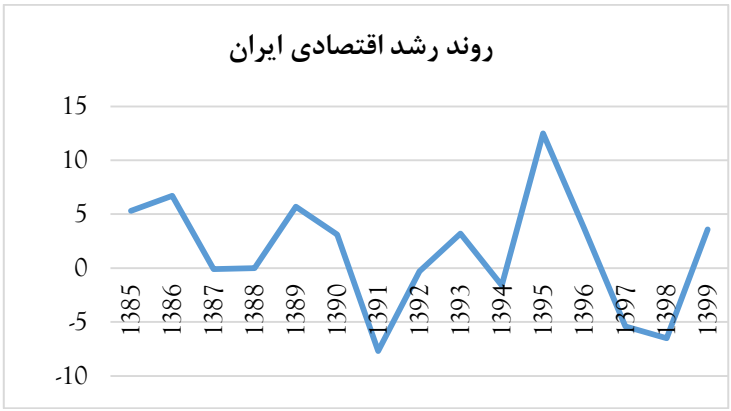
$$r_{it} = \frac{p_t(1+\alpha+\beta)-(p_{t-1}+c\alpha)+D}{p_{t-1}+c\alpha} \quad (۴)$$

p_t و p_{t-1} : قیمت سهم در پایانt و ابتدای دوره $t-1$

α: درصد افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده نقدی **β** : درصد افزایش سرمایه از محل اندوخته **C:** قیمت پذیره نویسی یک سهم جدید **D:** سود تقسیمی طی دوره t

الف) نقدشوندگیT: در این پژوهش به پیروی از پژوهش های مختلف نظیر مارشال[1] (۲۰۰۶)، چان و فاف[2] (۲۰۰۳)، بیکر و استین[3] (۲۰۰۳) و داتار، نایک و رادکلیف[4] (۱۹۹۸) از معیار نرخ گردش به عنوان معیار نقدشوندگی استفاده می‌شود که از نسبت حجم معاملات به تعداد سهام منتشره بدست می‌آید.

نمودار ۱- روند رشد اقتصادی ایران طی دوره ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۹



منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

$$T = \frac{V}{N} \qquad (۵)$$

V: حجم معاملات N: تعداد سهام منتشره

ب) ارزش دفتری به ارزش بازار سهام[5]: بیشتر پژوهش‌ها به اهمیت نقش نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام تاکید دارند. ارزش دفتری از حاصل جمع کل حقوق صاحبان سهام که در تراز نامه عنوان شده است، بدست می آید و ارزش بازار سهام از ارزش بازار (قیمت تابلو) در تعداد سهام بدست می‌آید. این متغیر به جهت تاثیرگذاری بر بازدهی سهام (بر پایه پیشینه پژوهش)

[1] Marshal
[2] Chan and Faff
[3] Baker and Stein
[4] Datar & naik & Radkluiffe
[5] BV/MV

در مدل قرار گرفته است.

- **ارزش دفتری سهام**[1]: یک معیار برای ارزش سهام، ارزش دفتری است که معرف خالص دارایی‌ها است. ارزش دفتری کل شرکت، معمولاً به اندازه ارزش دفتری هر سهم اهمیت ندارد، به ویژه هنگامی که بیش از یک نوع سهام منتشر شده باشد

محاسبه ارزش دفتری بسیار ساده است. اگر سرمایه شرکت کلاً از طریق انتشار سهام عادی تامین شده باشد، جمع سرمایه برتعداد کل سهام منتشر شده تقسیم می‌گردد. اگر سرمایه شرکت از طریق انتشار بیش از یک نوع سهم تامین شده باشد، مانده حساب‌های سهام ممتاز باید ابتدا از جمع سرمایه کسر و سپس ارزش دفتری سهام عادی محاسبه گردد. در صورت وجود سود سهام معوق، لازم است که ابتدا مبلغ این سود سهام از مانده سود انباشته کسر و سپس ارزش دفتری سهام عادی (با احتساب مبلغ باقیمانده سود انباشته) محاسبه گردد.

- **ارزش بازارسهام**[2]: ارزش بازار سهام به عنوان معیاری از ارزش سرمایه‌گذاری، برای سهام داران حائز اهمیت است، ارزش بازار کلیه سهام منتشر شده معرف ارزش جاری شرکت است.
- **اندازه شرکت:** معیاری است که برای تشخیص بزرگ یا کوچک بودن شرکت‌ها مورد استفاده قرار گرفته است برای اندازه‌گیری آن می‌توان از شاخص‌هایی مانند ارزش دارایی‌ها، میزان فروش، ارزش بازار سهام و تعداد سهام استفاده کرد. در این پژوهش اندازه شرکت از ضرب تعداد سهام عادی منتشر شده در قیمت بازار سهام عادی به دست می‌آید.

(۶) قیمت بازار سهام در پایان سال × تعداد سهام عادی = (اندازه شرکت) ارزش بازار سهام عادی

با توجه به ماهیت داده‌های مقاله که ترکیبی از سری زمانی و داده‌های مقطعی است از روش‌های داده های تابلویی[3] برای برآورد ۳ مدل فوق استفاده شده است .

[1] Book Value
[2] Market Value
[3] Panel Data

۴. یافته‌های پژوهش

در ادامه، یافته‌های پژوهش در دو بخش یافته های توصیفی و استنباطی بیان می‌شود.

۴-۱. یافته‌های توصیفی

در جدول ۱ یافته‌های آمار توصیفی بیان شده است.

جدول (۱): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	میانگین	میانه	انحراف معیار	کمترین	بیشترین	چولگی	کشیدگی
بازده سهام	R	۴۹/۴۰۳	۱۷/۱۳۵	۱۰۴/۰۸	-۷/۴۶۳	۸۵۹/۴۹	۳/۳۲۱	۱۸/۱۶۵
نقدشوندگی سهام	T	۰/۲۸۳	۰/۱۱۷	۰/۴۲۰	۰/۰۰۰۱	۳/۲۷۶	۲/۸۷۹	۱۳/۸۵۲
بحران مالی جهان	GFC	۰/۵	۰/۵	۰/۵	۰	۱	۰/۰۰۰۱	۱
رشد اقتصادی منفی	NEG	۰/۲۴۸	۰/۰۰۰۱	۰/۴۳۲	۰	۱	۱/۱۶۱	۲/۳۴۸
اندازه شرکت	SIZE	۱۳/۷۷۸	۱۳/۵۹۸	۱/۴۹۴	۱۰/۰۳۱	۱۹/۱۰۶	۰/۸۴۴	۴/۲۰۲
نسبت ارزش دفتری به بازار	BTM	۰/۶۲۴	۰/۵۰۹	۰/۵۰۶	-۱/۸۱۷	۳/۵۲۷	۱/۱۶۳	۷/۸۰۸
شرکت‌های ورشکسته	BKP	۰/۰۵۸	۰/۰۰۰۱	۰/۲۳۵	۰	۱	۳/۷۴۸	۱۵/۰۵۰

منبع: یافته‌های تحقیق

همان گونه که در جدول (۱) مشاهده می‌شود، متغیرهای پژوهش دارای توزیع کشیده و چولگی مثبت می‌باشد. با توجه به جدول ۲، متوسط بازده سهام شرکت‌های نمونه انتخاب شده برابر با ۴۹/۴ درصد بوده، میانه آن ۱۷/۱ درصد و کمترین و بیشترین آن به ترتیب ۷۸/۴- درصد و ۸۵۹/۴ درصد می‌باشد. آمار توصیفی نشان می‌دهد متوسط میزان نقدشوندگی شرکت‌های نمونه برابر با ۰/۲۸۳ بوده و کمترین و بیشترین میزان آن به ترتیب ۰/۰۰۰۱ و ۳/۲۷۶ است. میانگین متغیر بحران مالی جهانی برابر با ۰/۵ بوده و با توجه به این که بحران مالی جهانی طی ۴ سال از ۱۳ سال

دوره مورد مطالعه وجود داشته است (سال‌های ۱۳۸۷ لغایت ۱۳۹۰) می‌توان گفت، به طور متوسط نیمی از مشاهدات در بازه زمانی بحران مالی جهانی واقع شده‌اند. همچنین متوسط متغیر نرخ رشدهای اقتصادی منفی برابر با ۰/۲۴۸ بوده و گویای آن است که حدود ۲۴ درصد از مشاهدات در بازه زمانی رشد منفی اقتصادی قرار دارند. ضمن این که بررسی‌ها نشان می‌دهد با توجه به ماده ۱۴۱ قانون تجارت ۵/۸ درصد از شرکت‌های نمونه، ورشکسته هستند.

۲-۴. یافته‌های استنباطی

برای آزمون فرضیه اول پژوهش، پس از نرمال کردن داده ها (از طریق تبدیل جانسون[۱]) برای این که بتوان مشخص نمود که آیا استفاده از روش داده‌های تابلویی در برآورد مدل کارآمد خواهد بود یا نه، از آزمون F لیمر استفاده شده است. مقدار سطح معنی‌داری (۹۵ درصد)، آماره F لیمر (۰/۹۸۰۷) بدست آمده است و با توجه به اینکه سطح معنی‌داری از سطح خطای ۰/۰۵ بیشتر است لذا در برآورد مدل شماره۱ از روش داده‌های تلفیقی استفاده شده است. در جدول (۲) نتایج حاصل از برآورد مدل (۱) پژوهش ارائه شده است.

در بررسی معنی‌دار بودن مدل پژوهش، با توجه به این که مقدار احتمال (P-value) آماره‌ی F از ۰/۰۵ کوچکتر است (۰/۰۰۲۳) و با اطمینان ۹۵% معنی دار بودن کلی مدل تایید می‌شود. همچنین در بررسی مفروضات رگرسیون کلاسیک، نتایج آزمون جارکوا - برا گویای آن است که باقیمانده‌های حاصل از برآورد مدل در سطح اطمینان ۹۵% از توزیع نرمال برخوردار است به طوری که مقدار احتمال (P-value) مربوط به این آزمون بزرگتر از ۰/۰۵ است (۰/۰۹۴۴). در خصوص بررسی همسانی واریانس باقیمانده‌ها با توجه به این که مقدار احتمال (P-value) مربوط به آزمون برش - پاگان بیشتر از ۰/۰۵ است (۰/۷۵۸۴) و همسانی واریانس باقیمانده‌های مدل تأیید می‌شود. علاوه بر این از آنجایی که مقدار آماره دوربین واتسن ما بین عدد ۱/۵ و ۲/۵ می‌باشد (۱/۹۱۸) لذا استقلال باقیمانده‌های مدل نیز مورد پذیرش قرار می‌گیرد. در خصوص همخطی میان متغیرهای مدل نیز از آنجایی که مقدار آماره VIF برای تمامی‌متغیرها کمتر از ۱۰ می‌باشد می‌توان گفت همخطی

[۱] Johnson Transformation سیستم تبدیل جانسون بر مبنای سه توزیع Bounded system و Log-normal system و Unbounded system و برآورد پارامترهای توزیع های فوق عمل می کند و بهینه سازی پارامترهای توزیع تا جایی که یکی از توابع تبدیل، بهترین توزیع نرمال را تولید کند ادامه می یابد.

شدیدی میان آن‌ها وجود نداشته و این فرض از مفروضات رگرسیون کلاسیک نیز تأیید می‌شود.

بر اساس نتایج ارائه شده در جدول (۲)، سطح معنی‌داری (P-Value) آماره t مربوط به متغیر «نقدشوندگی سهام» کوچکتر از ۰/۰۵ بوده (۰/۰۰۰۶) و ضریب آن مثبت می‌باشد (۳۲/۷۰۲) بنابراین در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت نقدشوندگی سهام تاثیر مستقیم و معناداری بر بازده سهام شرکت‌های ورشکسته دارد و با افزایش میزان نقدشوندگی سهام شرکت‌های ورشکسته بر بازدهی آن‌ها نیز افزوده می‌شود. در نتیجه، سطح اطمینان ۹۵ درصد دلیلی برای رد فرضیه اول تحقیق وجود ندارد. ضمنا اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به بازار تاثیر معناداری (درسطح اطمینان۹۵ درصد) بر بازده سهام شرکت های ورشکسته بورس ندارند.

برای آزمون فرضیه دوم پژوهش (تاثیر بحران مالی سال ۲۰۰۸)، ابتدا، برای این که بتوان مشخص نمود که آیا استفاده از روش داده‌های تابلویی در برآورد مدل کارآمد خواهد بود یا نه، از آزمون F لیمر استفاده شده است. مقدار آمارF لیمر(۰/۹۴۰۴) بدست آمده است و با توجه این که سطح معنی‌داری از سطح خطای ۰/۰۵ بیشتر است در چنین شرایطی، در برآورد مدل از روش داده‌های تلفیقی استفاده شده است. در جدول (۳) نتایج حاصل از برآورد مدل (۲) پژوهش ارائه شده است.

جدول (۲): نتایج برآورد مدل شماره (۱) پژوهش

$$\text{Model No.1: } R_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 T_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 BTM_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیر	نماد	ضریب	آماره t	P-Value	VIF
ضریب ثابت	α	-۱۳/۱۸۶	-۰/۲۹۶	۰/۷۶۶۴	-
نقدشوندگی سهام	T	۳۲/۷۰۲	۳/۵۵۴	۰/۰۰۰۶	۱/۰۷۱
اندازه شرکت	SIZE	۲/۱۲	۰/۶۴۰	۰/۵۲۳۷	۱/۰۶۶
نسبت ارزش دفتری به بازار	BTM	-۱/۶۱۲	-۰/۲۳۱	۰/۸۱۷۳	۱/۰۰۵
آماره F مدل		۵/۲۶۲	آماره جارکوا- برا	۴/۷۱۸	
(P-value)		(۰/۰۰۲۳)	(P-value)	(۰/۰۹۴۴)	
آماره برش - پاگان		۰/۳۹۲	آماره دوربین واتسن	۱/۹۱۸	
(P-value)		(۰/۷۵۸۴)			

منبع: یافته‌های تحقیق

بررسی معنی‌دار بودن مدل پژوهش نشان می‌دهد، از آنجایی که مقدار احتمال آماره F از ۰/۰۵

کوچک‌تر است از این رو معنی داری کل ضرایب مدل در سطح اطمینان ۹۵% تائید می‌شود. همچنین در بررسی مفروضات رگرسیون کلاسیک نتایج آزمون جارکوا – برا، گویای آن است که که مقدار احتمال (P-value) آماره این آزمون بزرگتر از ۰/۰۵ است لذا باقیمانده‌های حاصل از برآورد مدل در سطح اطمینان ۹۵% از توزیع نرمال برخوردار می‌باشند. در خصوص بررسی همسانی واریانس باقیمانده‌ها با توجه به این که مقدار احتمال (P-value) مربوط به آزمون برش-پاگان برابر۰/۶۴۰۳ است که در مقایسه با مقدار ۰/۰۵، بیشتر است در نتیجه فرضیه ناهمسانی واریانس باقیمانده‌های مدل تأیید نیز رد می‌شود. علاوه بر این از آنجایی که مقدار آماره دوربین واتسن برابر ۲/۱۲۷ است که مابین ۱/۵ و ۲/۵ (محدوده قابل) است لذا فرض استقلال باقیمانده‌های مدل(عدم همبستگی سریالی) نیز مورد پذیرش قرار می‌گیرد. از آنجایی که بر اساس نتایج اولیه برآورد مدل وجود مشکل خود همبستگی باقیمانده ها در مدل تأیید شده بود، از این رو برای رفع این مشکل متغیر خود همبسته مرتبه اولی AR(1) وارد مدل پژوهش شده است. در خصوص همخطی میان متغیرهای توضیحی، مقدار آماره VIF برای تمامی‌متغیرها کمتر از ۱۰ است در نتیجه می‌توان گفت همخطی شدیدی میان آن‌ها وجود نداشته و این فرض از مفروضات رگرسیون کلاسیک نیز تأیید می‌شود.

جدول ۳: نتایج برآورد مدل شماره (۲) پژوهش

Model No. 2: $R_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 T_{it} + \beta_2 GFC_{it} + \beta_3 T_{it} \times GFC_{it} + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 BTM_{it} + \varepsilon_{it}$

متغیر	نماد	ضریب	آماره t	P-Value	VIF
ضریب ثابت	α	۶۸/۳۸۴	۴/۱۸۹	۰/۰۰۰۱	–
نقدشوندگی	T	۲۲/۴۴۶	۴/۰۶۶	۰/۰۰۰۱	۱/۳۶۵
بحران مالی جهانی	GFC	-۱۱/۲۹۳	-۲/۴۴۲	۰/۰۱۴۷	۱/۷۲۱
نقدشوندگی × بحران مالی جهانی	T*GFC	۱۶/۳۱۹	۱/۲۰۱	۰/۲۲۹۸	۱/۵۶۱
اندازه شرکت	SIZE	۰/۴۲۳	-۰/۳۸۷	۰/۶۹۸۶	۱/۰۶۴
نسبت ارزش دفتری به بازار	BTM	-۳۱/۲۴۱	-۷/۴۳۱	۰/۰۰۰۱	۱/۰۸۰
AR(1)		-۰/۱۶۶	۵/۸۷۵	۰/۰۰۰۱	۱/۰۰۳
آماره F مدل		۲۶/۸۵۴	آماره جارکوا- برا	۳/۲۵۱	
(P-value)		(۰/۰۰۰۱)	(P-value)	(۰/۱۵۷)	
آماره برش- پاگان		۰/۶۷۷	آماره دوربین واتسن	۲/۱۲۷	
(P-value)		(۰/۶۴۰۳)			

منبع: یافته های تحقیق

بر اساس نتایج ارائه شده در جدول (۳)، میزان احتمال آماره t (P-value) مربوط به متغیر «نقدشوندگی × بحران مالی جهانی» برابر ۰/۲۲۹۸ است و در سطح اطمینان ۹۵% فرضیه معناداری آن رد می شود بنابراین با اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت، بحران مالی جهانی تاثیر میان نقدشوندگی و بازده سهام شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران را به صورت معنی‌داری تحت تأثیر قرار نداده و نقش متغیر میانجی در مدل را ندارد. از این رو فرضیه دوم تحقیق در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد و گویای عدم تأثیرپذیری بازده سهام شرکت‌ها از قدرت نقدشوندگی طی دوره بحران مالی جهانی است. این درحالی است قدرت نقدشوندگی مستقلا بازده سهام شرکت‌های بورسی را به صورت معناداری و مثبت متاثر می‌نماید. ضمنا اندازه شرکت تاثیر معناداری (درسطح اطمینان۹۵ درصد) بر بازده سهام شرکت‌های ورشکسته بورس ندارند ولی نسبت ارزش دفتری به بازار تاثیر منفی و معناداری بر بازده سهام دارد.

آزمون فرضیه سوم پژوهش (رشد اقتصادی ایران منفی) مانند فرضه های قبلی، برای این که بتوان مشخص نمود که آیا استفاده از روش داده‌های تابلویی در برآورد مدل کارآمد خواهد بود یا نه، از آزمون F لیمراستفاده شده است . با توجه این مقدار آماره بدست آمده در مقایسه با مقدار جدول در سطح خطای ۰/۰۵ کمتر بوده و لذا فرضیه صفر (وجود داده‌های تلفیقی) رد در نتیجه در برآورد مدل از روش داده‌های تابلویی استفاده شده است. با انجام آزمون هاسمن و مقایسه آماره آن با مقدار جدول، میزان احتمال عدد ۰/۰۰۱ حاصل شده که از سطح خطای ۰/۰۵کمتر است و لذا مدل بر اساس روش اثرات ثابت برآورد شده است. در جدول (۴) نتایج حاصل از برآورد مدل (۳) پژوهش ارائه شده است.

با بررسی معنی‌دار بودن مدل پژوهش مشاهده می‌شود که با توجه به این که مقدار احتمال آماره F از ۰/۰۵ کوچکتر است و در مقایسه مقدار بحرانی بیشتر است لذا فرضیه صفر آزمون رد و با اطمینان ۹۵% می‌توان معنی‌دار بودن کلی مدل را تایید کرد. همچنین برای بررسی مفروضات رگرسیون کلاسیک نتایج آزمون جارکوا – برا، گویای آن است که باقیمانده‌های حاصل از برآورد مدل (جزء خطا) توزیع نرمال دارند به نحوی که مقدار احتمال آماره (P-value) این آزمون بزرگتر از ۰/۰۵ است. در خصوص بررسی همسانی واریانس باقیمانده‌ها، با توجه به این که مقدار احتمال آماره (P-value) آزمون برش پاگان برابر۰/۳۷۱ است و از ۰/۰۵ فرضیه صفر آزمون که دلالت بر واریانس همسانی باقیمانده‌های مدل تأیید می‌شود. علاوه بر این مقدار آماره دوربین واتسن ما بین

برابر ۲/۲۲۷ است میان دو عدد ۱/۵ و ۲/۵ (محدود قابل قبول) است لذا استقلال باقیمانده‌های مدل(عدم همبستگی سریالی) نیز مورد پذیرش و فرضیه صفر وجود خودهمبستگی رد می شود.

شایان ذکر است از آنجایی که بر اساس نتایج اولیه برآورد مدل وجود مشکل خود همبستگی باقیمانده‌ها در مدل تأیید شده بود از این رو برای رفع این مشکل متغیر خود همبسته‌ی مرتبه اول(AR(1 وارد مدل تحقیق شده است. در خصوص همخطی میان متغیرهای مدل نیز از آنجایی که مقدار آماره VIF برای تمامی متغیرها کمتر از ۱۰ می‌باشد می‌توان گفت همخطی شدیدی میان آن ها وجود نداشته و این فرض از مفروضات رگرسیون کلاسیک نیز تأیید می‌شود.

جدول ۴: نتایج برآورد مدل شماره (۳) پژوهش

Model No.2:$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 T_{it} + \beta_2 NEGg_{it} + \beta_3 T_{it} \times NEG_{it} + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 BTM_{it} + \varepsilon_{it}$

متغیر	نماد	ضریب	آماره t	P-Value	VIF
ضریب ثابت	α	۴۱۶/۸۷	۸/۵۸۵	۰/۰۰۰۱	-
نقدشوندگی	T	۱۶/۹۷۲	۲/۹۵۶	۰/۰۰۳۲	۱/۴۷۵
رشد اقتصادی منفی	NEG	۶۱/۰۲۶	۱۵/۱۲۶	۰/۰۰۰۱	۱/۶۱۱
نقدشوندگی × رشد اقتصادی منفی	T*NEG	۲۱/۷۹۲	۲/۴۷۵	۰/۰۱۳۵	۲/۱۴۳
اندازه شرکت	SIZE	-۲۵/۶۱۵	-۷/۱۳۹	۰/۰۰۰۱	۱/۰۱۱
نسبت ارزش دفتری به بازار	BTM	-۵۵/۵۶۵	-۱۱/۱۶۲	۰/۰۰۰۱	۱/۰۲۸
آماره F مدل		۵/۱۳۰	آماره جارکوا- برا	۳/۷۸۴	
(P-value)		(۰/۰۰۰۱)	(P-value)	(۰/۱۵۳۴)	
آماره برش- پاگان		۱/۰۷۶	آماره دوربین	۲/۲۲۷	
(P-value)		(۰/۳۷۱۴)	واتسن		

منبع: یافته های تحقیق

بر اساس نتایج ارائه شده در جدول (۴) ، آماره t مربوط به متغیر «نقدشوندگی × رشد اقتصادی منفی» برابر۲/۴۷۵ با ضریب ۲۱/۷۹۲ است که مقدار احتمال آن ۰/۰۱۳۵ است از در سطح اطمینان ۹۵ درصد از مقدار بحرانی بزرگتر است. در نتیجه می توان گفت متغیر دامی رشد اقتصادی منفی به عنوان متغیر میانجی در اثر متغیر قدرت نقدشوندگی و بازده سهام شرکت های فعال در بورس اوراق بهادار تهران تاثیر مثبت و معناداری ایفا کرده است. همچنین در شرایطی که

اقتصاد ایران با رشد منفی مواجه است، تاثیر میان قدرت نقدشوندگی و بازده سهام افزایش می‌یابد. از این رو فرضیه سوم تحقیق که گویای اثر فزاینده رشد اقتصادی منفی بر تاثیر نقدشوندگی بر بازده سهام است، تائید می شود. این درحالی است قدرت نقدشوندگی مستقلا بازده سهام شرکت های بورسی را به صورت معناداری و مثبت متاثر می‌نماید. ضمنا اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری تاثیر منفی و معناداری (درسطح اطمینان۹۵ درصد) بر بازده سهام شرکت های ورشکسته بورس دارد.

۵ بحث و نتیجه‌گیری

مهمترین عامل مد نظر سرمایه‌گذاران در بورس، بازده سهام است. بازده سهام دربردارنده کلیه عواید حاصل از نگهداری سهام به علاوه سود سرمایه‌ای است. از این رو، سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه سعی دارند پس اندازهای خود را در سهام‌ها و اوراق بهادری صرف کنند که بیشترین بازدهی را داشته باشند. در نتیجه شناسایی معیارهای مناسب برای انتخاب سهامی که بازدهی بالاتر به همراه ریسک پایین‌تر داشته باشند از مسایل مهم پیش‌روی سرمایه‌گذاران و از موضوعات اصل مدیریت سرمایه‌گذاری است. از جمله عوامل موثر بر بازده سهام، قدرت نقدشوندگی است.

نقدشوندگی پس از بحران مالی ۲۰۰۷، نقدینگی به مخوف ترین ریسک مالی، تمام دوران تبدیل شد. این در حالی است که نظریه‌های مالی مدرن بر این فرض استواراند که بازارها بدون اصطکاک و نقدینگی هیچ نقشی در آنها ندارد. با این حال، نقدینگی دارای هزینه و معیارهای تصمیم گیری برای سرمایه‌گذاران است و به عنوان یکی از ویژگی کیفی محوری محسوب می‌شود که نقش مهمی در پیش بینی بازده دارد. از سویی دیگر، بحران‌های مالی، بازارهای مالی را با استرس و تنش همراه می‌کند و موجب ایجاد نااطمینانی و تغییر انتظارات شده و علاوه بر اینکه متغیرهای واقعی اقتصادی را در مقیاس کلان تحت تأثیر قرار داده، در مقیاس کوچ، متغیرهای مالی و نسبت‌های واحدهای تجاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در این پژوهش، تاثیر نقدشوندگی بر بازده سهام شر کت های بورس اوراق بهادار تهران(۱۷۷ شرکت به روش غربال‌گری) در شرایط بحران مالی در بازه زمانی ۱۳۸۷ - ۱۳۹۹ با استفاده از روش رگرسیونی داده‌های پانل که سه نوع بحران مالی شامل شرکت‌های ورشکسته (تعداد ۳۱ شرکت)، بحران مالی جهانی سال ۲۰۰۸ و سال‌های رشد اقتصادی منفی را نظر گرفته است. شواهد تجربی بدست آمده از آزمون فرضیات در

زیر آمده است:

۱- تاثیر مستقیم و معنی‌داری میان نقدشوندگی سهام بر بازده سهام شرکت‌های ورشکسته وجود دارد و با افزایش میزان نقدشوندگی سهام شرکت‌های ورشکسته بر بازده آن ها نیز افزوده می‌شود. برای اولین بار تاثیر نقدشوندگی بر بازده سهام شرکت‌های ورشکسته در مقاله حاضر بررسی شده است. این موضوع جهت اهمیت دارد که شرکتهایی که در شمول قانون ورشکستگی قرار دارند، با افزایش قدرت نقدشوندگی سهام شان (مانند وجود صندوق های بازارگردان) می توانند زمینه افزایش بازده سهام و به طبع آن جذب نقدینگی را برای تامین سرمایه‌گذاری در پروژه های بنگاه را فراهم آورند و به اینصورت راهی برای برون رفت از ورشکستگی شرکت ایجاد می شود. نتایج حاصل از این فرضیه با پژوهش انجام گرفته توسط یحیی زاده فر و خرمدین (۱۳۸۷)، که اثر نقدشوندگی را بر تمام شرکت های بورس اوراق بهادار بررسی می‌کنند یکسان است. این فرضیه با پژوهش حبیبی ثمر و همکاران (۱۳۹۴)، که ریسک نقدشوندگی بر بازده تمام شرکت ها بررسی کرده اند، یکسان است.

۲- بحران مالی جهانی تاثیر میان نقدشوندگی و بازده سهام شرکت های فعال در بورس اوراق بهادار تهران را به صورت معنی داری تحت تأثیر قرار نداده است. از این رو فرضیه تأثیرپذیری بازده سهام شرکت ها از نقدشوندگی طی دوره بحران مالی جهانی (۲۰۰۸) رد می‌شود. از دلایل این عدم تاثیرپذیری نقدشوندگی بر بازده سهام شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران در طی بحران مالی سال ۲۰۰۸، این است که بین بازارهای مالی ایران با بازارهای جهانی تعامل و ادغام زیادی وجود ندارد، و بازارهای سرمایه در ایران، به طور غیرمستقیم و از طریق تجارت خارجی از این بحران تاثیر می پذیرد. بدیهی است، اقتصاد و بازار سرمایه ایران به طور غیرمستقیم، از طریق عوامل واسطه‌ای هم چون، واردات گسترده کالا (نهاده‌های تولید) و کالاهای سرمایه‌ای (ماشین آلات و تجهیزات تولید)، کاهش قیمت نفت، رکود جهانی و کاهش تقاضای موثر جهانی برای کالاهای صادراتی صنایع بزرگ بورسی کشور (پالایشی و پتروشیمی و فلزی) تحت تاثیر قرار گرفته و فقط سودآوری و قیمت سهام شرکت‌های داخلی که به نحوی تجارت جهانی دارند کاهش پیدا کرده است.

۳- رشد اقتصادی منفی اثر مستقیم و معنی‌داری بر تاثیر میان نقدشوندگی و بازده سهام شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران داشته و در شرایطی که اقتصاد ایران با رشد منفی

مواجه است رابطه میان نقدشوندگی و بازده سهام تقویت می‌شود. این نتیجه به معنای اثر فزاینده رشد اقتصادی منفی بر رابطه میان نقدشوندگی و بازده سهام است.

یافته‌های این پژوهش با پیش‌بینی‌های تئوری‌های قبلی سازگار و آنها را برجسته می‌کند. همچنین به بحث جاری در مورد رابطه علی بین بازده سهام و نقدینگی نیز کمک می‌کنند. این نتایج مطابق با یافته‌های قوسی و اکبرپور (۱۳۹۹)، بوهویان و همکاران (۲۰۲۱)، دانگ و نگویانگ (۲۰۲۰)،کاچیچی و زارمبا (۲۰۲۱) ،مارازوا (۲۰۱۹) ،بذرایی و همکاران(۱۴۰۰)، امام وردی و جعفری (۱۳۹۸) است.

با توجه به اینکه نقد شوندگی عامل مهمی در قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای محسوب می‌شود و تاثیر آن بر بازده قابل توجه است لذا پیشنهاد می‌شود که سرمایه‌گذاران، نقد شوندگی را در تصمیمات سرمایه‌گذاری خود به عنوان یک متغیر مهم در تبیین بازده سهام مد نظر داشته باشند. همچنین، پیشنهاد می‌شود که سازمان بورس اوراق بهادار تهران، تسهیلاتی را جهت کاهش هزینه‌های معاملاتی و افزایش قدرت نقدشوندگی فراهم آورد. علاوه بر آن، شاخص‌هایی را برای تعیین قدرت نقدشوندگی اوراق بهادار، اندازه شرکت آن‌ها ایجاد نماید.

در خصوص بحران مالی، به شرکت‌ها پیشنهاد می‌شود تا در جهت افزایش بازده دارایی‌ها در شرایط بحران مالی، برنامه‌ریزی‌های مناسبی (قراردادهای فروش بلندمدت، مقاصد صادراتی متنوع، تنوع در سبد دارایی‌های ارزی، تنوع در سبد کالاهای تولیدی با ارزش افزوده) اتخاذ کرده و عوامل بازدارنده (مانند عوامل سرایت بحران های مالی جهانی) بر کاهش بازده دارایی‌ها را شناسایی کرده و از کاهش بازده دارایی‌ها و بازده سهام شرکت جلوگیری کنند.

همچنین برای پژوهش آتی، به پژوهشگران پیشنهاد می‌شود در کنار تاثیر بحران مالی، بحرانهای ارزی و پولی را نیز در پژوهش‌های آتی لحاظ نمایند.

منابع

- امام وردی، قدرت اله. جعفری، سیده محبوبه. (۱۳۹۸). اثر بحران های مالی بر انتقال تکانه و سرریز نوسان میان بازارهای مالی توسعه یافته و ایران. اقتصاد مالی، (۴۷)۱۳، ۸۴-۶۳.
- بذرائی، مریم. قویدل، صالح. امام وردی، قدرت الله.(۱۴۰۰). شناسایی مسیر سرایت بحران ارزی در صنایع بورسی. فصلنامه علمی مدلسازی اقتصادی، (۵۳)۱۵، ۹۶-۷۳ .
- حبیبی ثمر، جواد. تهرانی، رضا و انصاری، کامبیز. (۱۳۹۴). بررسی رابطه بین ریسک نقدشوندگی

وریسک بازار با بازده سهام رشدی و ارزشی بارویکرد مدل AHP در بورس اوراق بهادار تهران، مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، (۲۳)۶، ۵۸-۳۹.

- حیدری سلطان ابادی، حسن. پناهیان، حسین. (۱۳۹۹). طراحی و تبین مدل نقدشوندگی سهام با توان رقابت بازار محصول براساس رویکرد تطبیقی مدل اقتصادسنجی و منطق فازی. مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، (۴۵)۱۰۰،۱۱-۷۶.
- حیدری، سید عباس. فلاح شمس، میرفیض و هاشمی، نازنین. (۱۳۹۰). بررسی رابطه بین ریسک نقدشوندگی و قیمت در بورس اوراق بهادار تهران، مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، (۹)۲، ۲۰۷-۲۲۷.
- عبدی گلزار، بهمن و بادآور نهندی، یونس (۱۴۰۰). ارتباط خطر اخلاقی مدیران با عدم نقدشوندگی سهام و ارزش شرکت با تاکید بر مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی. پیشرفت های مالی و سرمایه گذاری (۵)۲، ۹۰-۶۷.
- کفائی، محمدعلی. راهزانی، محبوبه.(۱۳۹۶) بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر ریسک نقدینگی بانک‌های ایران . فصلنامه پژوهش‌ها وسیاست‌های اقتصادی، (۸۱)۲۲۵،۳۱۰-۲۶۱.
- محسنی، رضا. جمشیدی، علیرضا. (۱۳۹۷). تأثیر اندازه شرکت بر بازده سهام بر اساس روش پانل هم-انباشتگی غیرخطی در ایران. اقتصاد پولی مالی،(۱۵)۲۵، ۲۵۴-۲۳۹.
- مرادی، مهدی. شایان نظر، سعید و مرندی، زکیه. (۱۳۹۷). بررسی مقایسه‌ای مدیریت سود و نقدشوندگی سهام بین شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرا بورس ایران. دانش سرمایه‌گذاری (۲۷)۷، ۲۰-۱.
- موسوی، سید حسن. طالب نیا، قدرت الله. وکیلی فرد، حمیدرضا و حاجیها، زهره. (۱۳۹۹). بررسی تطبیقی رابطه نقد شوندگی و تاب‌آوری سهام با بازده مورد انتظار در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه بورس اوراق بهادار، (۵۰)۱۳، ۱۴۰-۱۰۹.
- نوروش، ایرج. محسنی دهگلانی، نرگس و رحیمی پور، اکبر. (۱۳۹۹). تاثیر شوک نقد شوندگی و حباب‌های سهام بر پیش‌بینی شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران. دانش سرمایه‌گذاری، (۳۳)۹، ۲۸۲-۲۵۹.
- یحیی‌زاده‌فر، محمود. و خرمدین، جواد. (۱۳۸۷). نقش عوامل نقد شوندگی و ریسک عدم نقدشوندگی بر مازاد بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران . بررسی‌های حسابداری و حسابرسی, ۱۵(۵۳)، ۱۰۱-۱۱۸.
- یحیی‌زاده‌فر، محمود. شمس، شهاب الدین. لاریمی، سید جعفر. (۱۳۸۹). بررسی رابطه نقدشوندگی

با بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران. تحقیقات مالی، (۲۹)۱۲، ۱۲۸-۱۱۱.

- Assefa, T. A., & Mollick, A. V. (2014). African stock market returns and liquidity premia. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 32, 325-342.
- Bekaert, G., Harvey, C. R., & Lundblad, C. (2007). Liquidity and expected returns: Lessons from emerging markets. The review of financial studies, 20(6), 1783-1831
- Bhuyan, R., Khandoker, M. S. H., Taznin, M., Rahman, M. S., & Akter, L. (2021). Determining Stock Return movements of Banking Sector during Global Financial Crisis: An Examination on Emerging Markets of Bangladesh. Bulletin of Applied Economics, 8(2), 111-123.
- Bortolotti, B., De Jong, F., Nicodano, G., & Schindele, I. (2007). Privatization and stock market liquidity. Journal of Banking & Finance, 31(2), 297-316.
- Cakici, N., & Zaremba, A. (2021). Liquidity and the cross-section of international stock returns. Journal of Banking & Finance, 127, 106-123.
- Cao, C., Simin, T. T., & Wang, Y. (2013). Do mutual fund managers time market liquidity? Journal of Financial Markets, 16(2), 279-307.
- Chiang, T. C., & Zheng, D. (2015). Liquidity and stock returns: Evidence from international markets. Global Finance Journal, 27, 73-97.
- Dalgaard, R. (2009). Liquidity and stock returns: Evidence from Denmark, MSc Thesis, Copenhagen Business School.
- Dang, T. L., & Nguyen, T. M. H. (2020). Liquidity risk and stock performance during the financial crisis. Research in International Business and Finance, 52, 101-165.
- Güler, M. H., Keleş, G., & Polat, T. (2017). An empirical decomposition of the liquidity premium in breakeven inflation rates. The Quarterly Review of Economics and Finance, 63, 185-192.
- Kiel, G. C., & Nicholson, G. J. (2003). Board composition and corporate performance: How the Australian experience informs contrasting theories of corporate governance. Corporate governance: an international review, 11(3), 189-205.
- Marozva, G. (2019). Liquidity and stock returns: New evidence from Johannesburg Stock Exchange. The Journal of Developing Areas, 53(2), 79-90.
- Narayan, P. K., & Zheng, X. (2010). Market liquidity risk factor and financial market anomalies: Evidence from the Chinese stock market. Pacific-Basin finance journal, 18(5), 509-520.
- Wyss, R. V. (2004). Measuring and predicting liquidity in the stock market. PhD Diss. Univ. St. Gall.
- Zhang, Q., Choudhry, T., Kuo, J. M., & Liu, X. (2021). Does liquidity drive stock market returns? The role of investor risk aversion. Review of Quantitative Finance and Accounting, 57, 929–958. https://doi.org/10.1007/s11156-021-00966-5

Computational Economics
ISSN 2821-0433

The Role of Financial crises in the impact of Liquidity on Stock Returns: Empirical evidence from Tehran Stock Exchange (TSE)

***Ehsan Rajabi*[1*]**

Abstract

The possibility of financial crises in the recent years is more than ever during the development of financial markets. In the last two decades, economic figures and financial statements show an unprecedented increase in corporate bankruptcies. In this paper, I investigate the effect of liquidity on stock returns using panel data method for 177 listed companies on the Tehran Stock Exchange in the period of 2007-2020. The results indicated that liquidity during the global financial crisis does not have a significant effect on share returns. In bankrupt companies, share returns have also increased by the increase in the liquidity. In other words, by increasing the share liquidity of the bankrupt companies, share returns has increased. Also, when economic growth (in 2007, 2012, 2013, 2015, 2018, and 2019) is negative, liquidity affect the returns positively. The development of new financial instruments such as investment funds increases the liquidity of stocks as well as stock returns, which will ultimately improve the development of the capital market for attracting liquidity and micro-capital of society to this financial market.

Keywords

Liquidity, stock return, financial crisis, economic growth, bankrupt companies

***JEL Classification*:** G33; G32; O47; G01

[1] Assistant Professor of Economics in Agricultural planning, Economic and Rural Development Research Institute (APERDRI), Ministry of Jihad-e Agriculture, Tehran, Iran, Corresponding Author, E-mail: rajabi.ehsan63@gmail.com