

## تأثیرسیاست های پولی محافظه کارانه و نوسانات نرخ تورم بر نقدینگی بازار سهام

وحید بخردی نسب<sup>۱\*</sup> و سعید قاسمی<sup>۲</sup>

۱دانش آموخته‌ی کارشناسی ارشد، حسابداری، کارمند دانشگاه صنعتی اصفهان، اصفهان

نشانی مکاتباتی نویسنده: اصفهان، دانشگاه صنعتی اصفهان، کد پستی ۸۵۱۶۸۳۶۴۵۷، شماره همراه ۰۹۱۳۷۸۸۰۵۲۷

Vahid.BekhradiNasab@gmail.com

۲دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری، مدیر مالی سازمان رفاهی تفریحی شهرداری نجف آباد

## چکیده

هدف این پژوهش، بررسی تأثیر سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه و نوسانات نرخ تورم بر نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها است. این پژوهش از نوع مطالعه کتابخانه‌ای و بوده و مبتنی بر تحلیل داده‌های تابلویی (پانل دیتا) است. در این پژوهش اطلاعات مالی ۱۵۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی دوره زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۲ بررسی شده است (۹۴۸ شرکت - سال). برای تجزیه و تحلیل نتایج به دست آمده پژوهش از نرم‌افزارهای Eviews8 استفاده شده است. با توجه به تجزیه و تحلیل‌های صورت گرفته نتایج تحقیق در ارتباط با فرضیه اول پژوهش نشان از آن داشت که بین سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها، رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین با توجه به تجزیه و تحلیل‌های صورت گرفته در ارتباط با فرضیه دوم پژوهش به این نتیجه رسیدیم که بین نوسانات نرخ تورم و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها، رابطه معنادار وجود ندارد. در ادامه نتایج تحقیق در ارتباط با فرضیه سوم پژوهش نشان از آن داشت که بین رتبه اعتباری نشات گرفته از سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها، رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین با توجه به تجزیه و تحلیل‌های صورت گرفته در ارتباط با تأیید فرضیه چهارم پژوهش شواهد حاکی از آن بود که بین نوسانات نرخ تورم ناشی از نفوذ سرمایه‌گذاران نهادی و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها، رابطه معنادار و معکوسی وجود دارد. در ادامه نتایج تحقیق در ارتباط با فرضیه پنجم پژوهش نشان از آن داشت که بین ارزش بازار سهام نشات گرفته از سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها، رابطه معناداری وجود ندارد و در نهایت با توجه به تجزیه و تحلیل‌های صورت گرفته در ارتباط با فرضیه ششم پژوهش، بین تقابل رتبه اعتباری شرکت و ارزش بازار سهام و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها، رابطه معناداری وجود ندارد.

**واژگان کلیدی:** سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه، نقدینگی بازار سهام، رتبه اعتباری نشات گرفته از سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه، نوسانات نرخ تورم ناشی از نفوذ سرمایه‌گذاران نهادی، ارزش بازار سهام نشات گرفته از سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه، تقابل رتبه اعتباری شرکت و پانل دیتا.

## ۱) مقدمه

بحران‌های بازار سهام یکی از رویدادهای جالب و مهم در عرصه علمی و عملی است به طور کلی برای سرمایه‌گذاران و تجار ترس از بحران یک منبع همیشگی استرس و اضطراب است و با وقوع چنین بحرانی زندگی تعدادی از آنها ویران می‌شود، بطور مثال فرو ریختن ناگهانی و وحشتناک بازار سهام در سال ۱۹۸۷ به دلیل افزایش بیش از حد نقدینگی در بسیاری از کشورها و کاهش سرمایه‌گذاری‌های بهینه باعث تبخیر شدن چندین تریلیون دلار شد (هاسبروک<sup>۱</sup>، ۲۰۰۷). سقوط و تغییرات غیر منتظره‌ی بازارهای مالی مسئله‌ای است که به دفعات مورد توجه فعالان بازار و نیز اندیشمندان علوم مالی قرار گرفته است. تعریف خاصی برای سقوط بازارهای مالی ارائه نشده است اما به طور کلی بازده شاخص منفی دو رقیمی در چندین روز و در یک دوره‌ی زمانی کوتاه و افزایش نقدینگی بدون پشتوانه را می‌توان به عنوان یک سقوط در نظر گرفت به معنی ساده سقوط در بازارهای مالی افت ناگهانی شاخص سهام در مدت زمانی بسیار کوتاه می‌باشد (حامد<sup>۲</sup> و همکاران، ۲۰۱۰).

هر چقدر در سطح اقتصاد کلان در مواقع بروز سیاست‌های پولی محافظه کارانه قابلیت نقدشوندگی یک سهم کمتر باشد، آن سهم برای سرمایه‌گذاران جذابیت کمتری خواهد داشت، مگر اینکه بازده و سود بیشتری عاید دارنده آن گردد (نایس<sup>۳</sup> و همکاران، ۲۰۱۱). شواهد تجربی نشان می‌دهد که عامل عدم نقدشوندگی سهام در تصمیم‌گیریها و سیاست‌های پولی محافظه کارانه کشورها میتواند نقش مهمی را ایفا نماید و در نهایت باعث نزول ارزش شرکت‌ها شود (پسارن<sup>۴</sup>، ۲۰۰۷). به عبارت دیگر برخی سرمایه‌گذاران ممکن است به سرعت به منابع مالی سرمایه‌گذاری خود نیاز داشته باشند که در چنین مواردی قدرت نقد شونگی سهام میتواند اهمیت زیادی داشته باشد و یکی از معیارهای اساسی دستیابی به این اهداف داشتن عملکرد بهینه همراه با مبنای درست در ارتباط با توزیع سود سهام بین سهامداران و میزان و حجم نقدینگی بازار در ارتباط با سرمایه‌گذاری‌های جدید است (فوجیمتو<sup>۵</sup>، ۲۰۰۳). نقدشوندگی یکی از ویژگیهای مطلوب بازارهای رقابتی و اقتصادهای رو به رشد است. نقدشوندگی به صورت امکان انجام معاملات به سرعت، با هزینه‌ی اندک و بدون تحت تأثیر قراردادن شدید قیمت تعریف شده و تعیین کننده‌ی اصلی امکان ادامه حیات بازارها بیان شده است (برینان<sup>۶</sup> و همکاران، ۱۹۹۸).

انجام سرمایه‌گذاری یکی از موارد ضروری و اساسی در فرآیند رشد و توسعه اقتصادی کشور است (اسفیلد<sup>۷</sup>، ۲۰۰۴). سرمایه‌گذاران از بعد از عرضه سرمایه، تا جای ممکن سعی دارند که منابع مالی خود را به سمتی سوق دهند که کمترین ریسک و بیشترین بازده را داشته باشد (هریس<sup>۸</sup>، ۲۰۰۲). در این راستا نقش اوراق بهادار در جهت هدایت موثر و بهینه این سرمایه را نمی‌توان نادیده گرفت. به همین دلیل وجود یک بازار کارآ ضروری به نظر می‌رسد (سودبرج<sup>۹</sup>، ۲۰۰۸). از شرایط لازم برای چنین بازاری این است که سیاست‌های کلان پولی کشور در مسیری قرار بگیرند که برای سرمایه‌گذاران امنیت سرمایه‌گذاری ایجاد شود (پسارن، ۲۰۰۷).

اکثر مطالعات پیشین در ارتباط با نسبت نقدینگی بازار سهام توجه خاصی به تئوری‌های تجربی اخیر نشان دادند و با توجه به نرخ رشد بهره مطالعات آن‌ها نشان از رابطه‌ی ممکن بین نقدینگی بازار سهام و نوسانات واقعی اقتصادی داشت. تحقیقات متعددی در سطح اقتصاد کلان مانند: آکرداد و پترسن<sup>۱۰</sup> (۲۰۰۵) و هریس (۲۰۰۲)، انجام شده است که شواهدی در ارتباط با توافق عمومی در سطح صنعت در ارتباط با رابطه مثبت بین نقدینگی بازار سهام و متغیرهای مربوط به سیاست‌های پولی کشورها وجود دارد. در سطح اقتصاد کلان، تصمیمات مربوط به نقدینگی سهام، می‌تواند ناشی از برخی عوامل مانند: انتشار سهام در سطح شرکتها (فلوریکاس<sup>۱۱</sup> و همکاران، ۲۰۱۰)، ریسک شرکت (حامد و همکاران، ۲۰۱۲) و افزایش نقدینگی عمومی (سائور و سترم<sup>۱۲</sup>، ۲۰۰۷) باشد.

بنابراین کلیه مطالعات پیشین به طور خاص رابطه بین سرمایه‌گذاری واقعی و نقدینگی بازار سهام را در سطح صنعت و اقتصاد کلان مورد بررسی قرار داده‌اند. در هر بازار مالی با توجه به گستردگی و عمق بازار، ابزارهای متنوعی جهت سرمایه‌گذاری وجود دارد. یکی از موضوع‌های اساسی در سرمایه‌گذاری میزان نقدشوندگی سهام است (پترسن، ۲۰۰۹)؛ زیرا برخی از سرمایه‌گذاران ممکن است به سرعت به

<sup>1</sup> Hasbrouck

<sup>2</sup> Hameed

<sup>3</sup> Næs

<sup>4</sup> Pesaran

<sup>5</sup> Fujimoto

<sup>6</sup> Brennan

<sup>7</sup> Eisfeldt

<sup>8</sup> Harris

<sup>9</sup> Soederberg

<sup>10</sup> Acharya & Pedersen

<sup>11</sup> Florackis

<sup>12</sup> Sauer & Sturm

منابع مالی سرمایه گذاری خود نیاز داشته باشند (آمیهود<sup>۱</sup>، ۲۰۰۲). سرعت نقد شوندگی سهام نیز مربوط به استقبال انجام معامله در بورس اوراق بهادار به وسیله ی سرمایه گذاران است. نقش عامل نقدشوندگی در ارزشگذاری داراییها و پرداخت سود به سهامداران شرکت حائز اهمیت است (فلوریکاس و همکاران، ۲۰۱۰). زیرا سرمایه گذاران به این موضوع توجه دارند که اگر بخواهند داراییهای خود را به فروش رسانند، آیا بازار مناسبی برای آنها وجود دارد یا خیر؟ این موضوع تبلور ریسک عدم نقد شوندگی سهام در ذهن خریدار است که میتواند باعث انصراف سرمایه گذار از سرمایه گذاری شود (حامد و همکاران، ۲۰۱۰).

این پدیده در بازارهای آتی نیز منشأ دوام و ماندگاری و شاخص مهمی برای بررسی کارایی و بلوغ این بازارها و افزایش ارزش شرکتها در نظر گرفته میشود. بنابر تئوری بازار کارا یکی از خصوصیات بازارهای کارا و ایده آل عدم وجود هزینه های معاملاتی و در نتیجه قابلیت نقدشوندگی بالا در کنار سیاستهای پولی کلان مربوط به اقتصادهای نوظهور است (آکرداد و پترسن، ۲۰۰۵). با افزایش نقدشوندگی سود توزیعی به شکل چشمگیری بالا خواهد آمد و در نتیجه ارزش شرکتها افزایش خواهد یافت (آمیهود، ۲۰۰۲). نقدشوندگی همچنین نقش مهمی را در فرآیند کشف قیمت بازی می کند. تعداد بسیاری از تحقیقات به تاثیرات نقدشوندگی بر عملکرد مورد انتظار بر مبنای تورم اکتشافی و حسابی پرداخته اند. با توجه به اهمیت نقدشوندگی سهام شناخت عوامل موثر بر آن خصوصاً سیاستهای کلان پولی می تواند به بهبود آن یاری رساند (نایس و همکاران، ۲۰۱۱). در این پژوهش به بررسی تاثیر سیاستهای پولی محافظه کارانه و نوسانات نرخ تورم بر نقدینگی بازار سهام در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته خواهد شد. بنابراین مساله اصلی این پژوهش به این صورت است که سیاستهای پولی محافظه کارانه و نوسانات نرخ تورم بر نقدینگی بازار سهام شرکتها تاثیر دارد یا خیر.

## ۲) مروری بر مبانی نظری و پیشینه پژوهش

میزان حجم نقدینگی موجود در کشورها یکی از مسائل اساسی بوده است که از دیرباز به آن توجه فراوانی شده است. در مفهوم سنتی رشد نقدینگی به منزله رشد تولید ناخالص ملی واقعی در طی یک دوره معین تلقی می شود، رشد اقتصادی به عنوان یک پدیده کمی، تغییرات در میزان تولید است و به عبارتی تغییرات در تولید ناخالص سالانه ملی و در نتیجه در آمد ملی است. این ممکن است مثبت و منفی یا صفر باشد. رشد اقتصادی بر پایه رشد نقدینگی در مفهوم کلی عبارتست از افزایش مداوم تولید ناخالص سالانه ملی بر حسب قیمت های ثابت و این معمولاً از طریق استفاده بیشتر از عوامل تولید به فرض آنکه شرایط تکنیکی در اقتصاد ثابت باشد انجام می گیرد (خشنود، ۱۳۸۴). گسترش دامنه فعالیت واحدهای تجاری نیازهای مالی جدیدی را به وجود می آورد که از منابع درونی و بیرونی امکان تامین دارد. منابع مالی درونی شامل سود انباشته و اندوخته ها می باشد منابع بیرونی شامل بدهی های بهره دار و حقوق صاحبان سهام می باشد. استفاده از منابع بیرونی از نظر هزینه سرمایه و میزان بهره یا سود تقسیمی آن، دارای منافع و مخاطراتی می باشد و به تبع آن بر روی بازده و قیمت سهام و سود حسابداری تاثیر دارد. در برخی کشورها هر قدر نسبت وام بیشتر شود، ریسک بالاتر خواهد رفت و به تبع آن نرخ بازده مورد انتظار اعتباردهندگان و نرخ هزینه وامها نیز افزایش می یابد که این امر می توان مزیت ناشی از معافیت های مالیاتی را تحت الشعاع قرار دهد (آمیهود، ۲۰۰۲). از طرف دیگر، یکی از معیارهای اساسی برای تصمیم گیری در بورس، نقدینگی بازار سهام خود به تنهایی دارای محتوای اطلاعاتی است و بیشتر سرمایه گذاران بالفعل و بالقوه در تجزیه و تحلیل مالی و پیش بینی ها از آن استفاده می نمایند.

## ۲-۱) محافظه کاری

محافظه کاری در حسابداری سابقه ی طولانی دارد. هیئت استانداردهای حسابداری انگلستان و بین المللی آن را به عنوان ویژگی های کیفی اطلاعات حسابداری قبول دارند. اما هیئت استانداردهای حسابداری مالی آمریکا، محافظه کاری را در چارچوب مفهومی گزارشگری مالی به ویژه به عنوان ویژگی کیفی اطلاعات حسابداری در نظر گرفته است. استانداردهایی که در سال های اخیر در آمریکا تدوین یافته است، نشان از آن دارد که هیئت استانداردهای حسابداری مالی این کشور، از محافظه کاری فاصله گرفته است. استانداردهای جدید حسابداری در مواردی که امکان پذیر است، بر اندازه گیری و گزارش رویدادها بر مبنای ارزش های متعارف تأکید دارند. به عقیده این هیئت، استفاده از ارزش های متعارف مربوط بودن اطلاعات حسابداری را افزایش می دهد؛ اما به باور منتقدین، محافظه کاری به دلیل ارتقای قابلیت اتکا صورت های مالی موجب بهبود گزارشگری مالی می شود. همچنین رفتار فرصت طلبانه مدیر در شناسایی سود را خنثی و پرداخت های اضافی به مدیران و سایر گروه ها را محدود می نماید، در نتیجه خالص دارایی ها و سود کمتر نشان داده می شوند. اثرات مزبور، می تواند ارزش شرکت را افزایش دهد (واتس<sup>۲</sup>، ۲۰۰۳).

<sup>1</sup> Amihud

<sup>2</sup> Watts

در کشور ما کمیته‌ی فنی سازمان حسابرسی در مفاهیم نظری گزارشگری مالی، محافظه‌کاری را با لفظ احتیاط، به رسمیت می‌شناسد و آن را به‌عنوان یکی از اجزای خصوصیت کیفی قابل اتکا بودن معرفی می‌کند. محافظه‌کاری محصول عدم اطمینان و ابهام است. هر زمان که حسابداران در ارزش‌گذاری دارایی‌ها یا بدهی‌ها با ابهام رو به رو می‌شوند می‌توانند به محافظه‌کاری پناه ببرند. (مجتهد زاده، ۱۳۸۰). باسو معتقد است که محافظه‌کاری طی قرن‌ها تئوری و عمل حسابداری را تحت تأثیر قرار داده است. ثبت‌های تاریخی اوایل قرن پانزدهم میلادی درباره‌ی معاملات مشارکتی و تضامنی نشان می‌دهد که حسابداری در اروپای قرون وسطی محافظه‌کارانه بوده است. مفهوم محافظه‌کاری زمانی ایجاد شد که ترازنامه مهم‌ترین و اغلب تنها صورت مالی بود. انگیزه آن‌ها از کاربرد محافظه‌کاری اطمینان از آن بوده که سرمایه‌گذاری‌شان به گونه‌ای مناسب حفظ خواهد شد (باسو<sup>۱</sup>، ۱۹۹۷). از این‌رو کم‌نمایی خالص دارایی‌ها مطلوب و حتی شرافتمندانه بود. چون باعث ایجاد حاشیه ایمنی برای وام‌ها می‌گردید (هیئت استانداردهای حسابداری مالی، ۱۹۸۰).

محافظه‌کاری یکی از اصول قدیمی ارزشیابی ارقام حسابداری در شرایط عدم اطمینان محسوب می‌شود. در طول سال‌ها با وجود آنکه این اصل همواره مورد انتقاد قرار گرفته، اما ماندگار شده است و جالب‌تر آنکه پژوهش‌های تجربی اخیر در مورد محافظه‌کاری نشان می‌دهد که نه تنها رویه‌های حسابداری محافظه‌کارانه است، بلکه در کشورهای انگلیسی زبان طی ۳۰ سال گذشته‌ای رویه‌ها محافظه‌کارانه‌تر شده است، در واقع در طول ۳۰ سال گذشته میزان استفاده از آن در اندازه‌گیری و گزارشگری مالی افزایش یافته است. این حیات طولانی مدت ممکن است بیانگر منافع محافظه‌کاری باشد اما سؤال مطرح، چپستی این منافع است. پژوهش‌های صورت پذیرفته طی سال‌های اخیر در کشورهای آمریکایی و اروپایی، نشان‌دهنده کاهش محتوای اطلاعاتی سود خالص و افزایش تدریجی درجه محافظه‌کاری به کار گرفته شده در گزارشگری مالی است؛ اما نتایج پژوهش‌های مختلف در مورد اثر گزارشگری مالی محافظه‌کارانه بر محتوای اطلاعاتی اعداد حسابداری با یکدیگر سازگار نیست. برخی از آن‌ها عنوان می‌کنند، گزارشگری مالی محافظه‌کارانه محتوای اطلاعاتی اعداد حسابداری را افزایش می‌دهد و برخی دیگر عنوان می‌کنند محافظه‌کاری ویژگی‌های کیفی اطلاعات حسابداری را مخدوش می‌نماید. محافظه‌کاری به‌عنوان یکی از اصول محدودکننده‌ی حسابداری سال‌هاست که مورد استفاده حسابداران قرار می‌گیرد و علی‌رغم انتقادهای فراوان، جایگاه خود را در میان سایر اصول حسابداری حفظ نموده است. به طوری که می‌توان دوام و بقای آن در مقابل انتقادهای وارده در طی سالیان طولانی را گواهی بر مبانی بنیادین این اصل دانست (کردستانی و امیریگی، ۱۳۸۷).

## ۲-۲) رشد اقتصادی و نوسانات سیاست‌های پولی کشور

در مفهوم سنتی رشد اقتصادی به منزله رشد تولید ناخالص ملی واقعی در طی یک دوره معین تلقی می‌شود، رشد اقتصادی به عنوان یک پدیده کمی، تغییرات در میزان تولید است و به عبارتی تغییرات در تولید ناخالص سالانه ملی و در نتیجه در آمد ملی است. این ممکن است مثبت و منفی یا صفر باشد. رشد اقتصادی در مفهوم کلی عبارتست از افزایش مداوم تولید ناخالص سالانه ملی بر حسب قیمت‌های ثابت و این معمولاً از طریق استفاده بیشتر از عوامل تولید به فرض آنکه شرایط تکنیکی در اقتصاد ثابت باشد انجام می‌گیرد (اعتمادی و همکاران، ۱۳۸۵).

رشد اقتصادی قرن‌هاست که فکر اقتصاددانان را به خود مشغول کرده است. این مسئله به قدری اقتصاددانان کلاسیک را تحت تأثیر قرار داده است که نام کتاب مشهور آدام اسمیت<sup>۲</sup>، «بررسی در زمینه ماهیت و علل ثروت ملل»<sup>۳</sup> گذاشته شده است و پیش بینی اشتباه توماس مالتوس<sup>۴</sup> در اوایل قرن نوزدهم در مورد چشم انداز آینده رشد اقتصادی بود که عام اقتصاد را به عنوان علم پریشان کننده<sup>۵</sup> معرفی نمود (برنان و همکاران، ۱۹۹۸).

در دهه‌های گذشته تحقیق‌های در تبیین نوع رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی از حیث نظری و تجربی انجام شده است. برخی اقتصاددانان معتقدند توسعه بازارها و نهادهای مالی از طریق تجهیز پس‌اندازها، تخصیص منابع، افزایش بهره‌وری و تسهیل مبادله کالاها و خدمات منجر به رشد اقتصادی می‌گردد. در مقابل برخی صاحب‌نظران بر این باورند که رشد اقتصادی باعث افزایش تقاضا برای خدمات مالی می‌گردد و توسعه مالی را سبب می‌شود (هاسبروک، ۲۰۰۷).

رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در سال‌های اخیر مورد توجه بسیاری از اقتصاد دانان قرار گرفته است. نظام مالی که شامل بازارهای پول، سرمایه، بورس و اوراق بهادار، نهادها (نظیر بانک‌ها به عنوان واسطه‌های مالی) و ابزارهای مالی (نظیر اوراق قرضه) می‌باشد. به منظور کاستن از هزینه‌های اطلاعاتی و معاملاتی به وجود آمده که از جمله کارکردهای مهم آنها می‌توان تجهیز پس‌اندازها، هدایت و تخصیص

<sup>1</sup> Basu

<sup>2</sup> Adam Smith

<sup>3</sup> An Inquiry into Nature and Causes of Wealth of Nation

<sup>4</sup> Thomas Malthus

<sup>5</sup> Dismal Science

منابع، تسهیل در انجام مبادلات کالا و خدمات و متنوع کردن ریسک را بر شمرده (چوردیا<sup>۱</sup> و همکاران، ۲۰۰۰). شاید مهم‌ترین موضوع بحث در اقتصاد سال‌های بعد از جنگ جهانی دوم به ویژه در کشورهای در حال توسعه، مسئله رشد اقتصادی بوده است. هدف نظریه‌های رشد، توضیح عوامل تعیین کننده نرخ‌های رشد در یک کشور و دلایل تفاوت نرخ‌های رشد و درآمد سرانه بین کشورها می‌باشد و این سوال که چه عواملی نرخ رشد اقتصادی را تعیین می‌کند و نرخ رشد چگونه از طریق سیاست‌های مختلف تحت تاثیر قرار می‌گیرد، همواره مورد توجه اقتصاد دانان توسعه بوده است (کردستانی و بیگی، ۱۳۸۷).

بطور کلی از حیث نظری برخی صاحب‌نظران توسعه مالی را پیش شرط ضروری برای رشد اقتصادی می‌دانند و معتقدند که عملکرد خوب موسسات مالی می‌تواند منجر به تحرک پس اندازها، انباشت سرمایه، خلق و گسترش نقدینگی، انتقال منابع از بخش سنتی (بدون رشد) به بخش‌های مدرن و ارتقاء کار آفرینان این بخش‌ها و در نهایت افزایش کارایی کل اقتصاد گردد. در مقابل گروه دیگری معتقدند توسعه مالی ناشی از افزایش تقاضا برای خدمات این بازارهاست که از رشد واقعی نشأت گرفته است.

## ۳-۲ نقد شونددگی

بازارهای سرمایه به منظور تخصیص بهینه منابع و در نتیجه افزایش رفاه جامعه ایجاد شده اند. ویژگی‌های اصلی بازارهای مالی جهت تحقق این هدف شامل ۱- حضور موسساتی که قدرت جلوگیری از تقلب و سوء استفاده را داشته باشند ۲- وجود ابزارهای مالی متعدد و متنوع که بازار و توزیع ریسک را تکمیل کند و ۳- بازاری که بتوان در آن دارایی‌ها را در کمترین زمان و هزینه ممکن معامله کرد می‌باشد. بنابراین یکی از اصلی‌ترین کارکردهای بازار سرمایه، تأمین نقدشوندگی است. تئوری‌های جدید پیش بینی می‌کنند که هم میزان نقدشوندگی و هم ریسک نقدشوندگی در بازار قیمت گذاری می‌گردد (لی<sup>۲</sup> و همکاران، ۲۰۱۰).

موضوع نقدشوندگی در سال‌های اخیر توجه زیادی را در مطالعات دانشگاهی و همچنین در مهم به خود معطوف نموده است. نقدشوندگی یک دارایی عبارت است از "قابلیت خرید و فروش آن دارایی در کمترین زمان و هزینه ممکن". بنابراین تعریف، نقدشوندگی در صورت عدم حضور هزینه‌های معاملاتی<sup>۳</sup> به تحقق می‌پیوندد. هزینه‌های معاملاتی به دو دسته آشکار و ضمنی تقسیم می‌شوند. هزینه‌های آشکار شامل کارمزدهای کارگزاران و مالیات است که عموماً به راحتی قابل اندازه گیری اند. اما هزینه‌های ضمنی شامل هزینه عدم دسترسی آسان به اطلاعات صحیح و کامل، هزینه‌های جستجو، عدم کارایی تکنولوژیک، تفاوت بین عرضه و تقاضا، رقابت ناقص و عوامل دیگر می‌باشد.

بنا بر تئوری بازار کارا، یکی از خصوصیت‌های بازارهای کارا و ایده آل عدم وجود هزینه‌های معاملاتی و در نتیجه قابلیت نقدشوندگی بالاست. حسابداری یکی از منابع اطلاعاتی است که می‌تواند با ارائه اطلاعات مربوط و قابل اتکا ناکارایی اطلاعاتی بازار را کمتر کرده و از این طریق بر بهبود نقدشوندگی سهام شرکتها اثر گذار باشد. لذا نقدشوندگی سهام می‌تواند به عنوان معیاری برای کارایی بازار به خصوص به لحاظ اطلاعاتی مطرح شود و به شکل گسترده در بررسی عوامل موثر بر ارائه اطلاعات مفید بکار گرفته شود. می‌دانیم که محتوای اطلاعاتی را از طریق واکنش بازار می‌سنجند (آمیهود، ۲۰۰۲). به طور کلی در بازارها شاهد دو نوع واکنش نسبت به اطلاعات هستیم. اولین واکنش، اثر قیمتی اطلاعات بر اوراق بهادار است که اکثر تحقیقات حسابداری به بررسی این واکنش نسبت به اطلاعات حسابداری پرداخته اند. اما بازار به صورت اثر حجمی نیز نسبت به اطلاعات واکنش نشان می‌دهد. این واکنش به صورت افزایش یا کاهش در عرضه تقاضا یا میزان خرید و فروش سهام مشاهده می‌گردد که ممکن است همراه یا بدون تغییر در قیمت سهم به وقوع بپیوندد. این اثر در شاخص‌های نقدشوندگی نمایان می‌گردد و تا کنون کمتر مورد توجه و استفاده محققان حسابداری قرار گرفته است. نقدشوندگی نقش مهمی را در فرآیند کشف قیمت بازی می‌کند و معیاری برای کارایی بازار به خصوص به لحاظ اطلاعاتی است. علاوه بر جنبه تئوری به لحاظ عملی و با توجه به واقعیت‌های موجود همانند پدیده صف‌های خرید و فروش و مشکلات بسیار دیگر، توجه به نقدشوندگی و تلاش برای حل این مشکل ضروری می‌رسد. افزایش نقدشوندگی می‌تواند موجب تقسیم هر چه بیشتر ریسک مالی از طریق کاهش هزینه‌های سبب گردانی و انگیزش بیشتر سرمایه گذاران در تصمیم‌گیری‌های معاملاتی آنان شود. مطالعات نشان می‌دهد که هزینه معاملات در بازارهای آمریکا به لحاظ اقتصادی با اهمیت بوده است.

نقدشوندگی به خصوص پس از وقوع بحران جهانی و سقوط بازارهای مالی اهمیت ویژه‌ای یافته است و برای بازار سرمایه ایران نیز مهم می‌باشد. پدیده صف‌های خرید و فروش بیانگر وجود مشکلات نقدشوندگی در بازار ایران است.

<sup>1</sup> Chordia

<sup>2</sup> Lee

<sup>3</sup> Trading Cost

با افزایش نقدشوندگی هزینه معاملات به شکل چشمگیری پایین خواهد آمد. نقدشوندگی همچنین نقش مهمی را در فرآیند کشف قیمت بازی می کند. تعداد بسیاری از تحقیقات به تأثیرات نقدشوندگی بر بازده مورد انتظار پرداخته اند (به عنوان مثال از آخرین تحقیقات می توان به روبین<sup>۱</sup> (۲۰۰۷) و لیسون و ساندر<sup>۲</sup> (۲۰۰۹) اشاره کرد). با توجه به اهمیت نقدشوندگی شناخت در مورد عوامل موثر بر آن می تواند در بهبود آن یاری بخش باشد.

نقدشوندگی به عنوان یکی از عوامل تعیین کننده بازده دارایی ها اولین بار توسط سودبرگ (۲۰۰۸) مطرح شد. او بیان کرد که یک دارایی زمانی نسبت به دارایی دیگر نقدشوندگی بیشتری دارد که بتوان آن را در کوتاه ترین زمان ممکن و بدون تحمل زیان تبدیل نمود. به هر حال، انتخاب معیار مناسب برای اندازه گیری نقدشوندگی از جمله موضوعات چالش بر انگیز در ادبیات مالی بوده است. به همین دلیل از نقدشوندگی به عنوان مفهومی پیچیده در تحقیقات یاد می شود.

## ۲-۳) ریسک نقد شونددگی

در بررسی و ارزیابی فرصت های سرمایه گذاری همواره دو مفهوم ریسک و بازده در کنار هم مورد توجه بوده اند. سرمایه گذاران از ریسک گریزانند و نرخ بازده متناسب با ریسک را درخواست می کنند. مبادله سهم هایی با نقدشوندگی پایین، هزینه مبادله را افزایش می دهد. تعدیل بازده مورد انتظار سرمایه گذاران به خاطر ریسک نقدشوندگی باید انجام شود. هر چقدر قابلیت نقدشوندگی یک سهم کمتر باشد، آن سهم برای سرمایه گذاران جذابیت کمتری خواهد داشت، مگر اینکه بازده بیشتری عاید دارنده آن گردد. یعنی سرمایه گذار صرفی بابت نقدشوندگی سهم یعنی ریسک نقدشونده بودن سهم انتظار دارد. شواهد تجربی نشان می دهد که عامل عدم نقدشوندگی در تصمیم گیری ها می تواند نقش مهمی را ایفا نماید. به عبارت دیگر برخی سرمایه گذاران ممکن است به سرعت به منابع مالی سرمایه گذاری خود نیاز داشته باشند که در چنین مواردی قدرت نقدشوندگی می تواند اهمیت زیادی داشته باشد. نقدشوندگی به معنای سرعت تبدیل سرمایه گذاری ها یا دارایی ها به وجوه نقد می باشد. اوراق بهاداری که در بورس اوراق بهادار با استقبال معامله روبرو می شوند می توانند حاکی از سرعت نقدشوندگی آنها باشد. در حقیقت فقدان نقدشوندگی ممکن است تأثیر منفی بر ارزش سهام بگذارد. نسبت عدم نقدشوندگی نشانه میزان حساسیت قیمت سهم در مقابل تغییرات هر واحد در حجم معامله آن روز است. عدم نقدشوندگی زمانی اتفاق می افتد که قیمت سهام در واکنش به حجم معاملات کم تغییرات زیادی داشته باشد (برونر میر و پدرس<sup>۳</sup>، ۲۰۰۹). برای مثال برونر میر و پدرس<sup>۳</sup> (۲۰۰۹) هزینه های انتشار به هنگام ارزش گذاری اوراق بهادار را مورد توجه قرار داده و نتیجه گرفتند که این هزینه ها می توانند نرخ بازده بالاتر شرکت های کوچکتر را که نقدشوندگی پایین تری دارند را تبیین کنند.

جاینکو و یوخو<sup>۴</sup> (۲۰۰۹)، در تحقیقی به بررسی تصمیمات مرتبط با ساختار سرمایه و نقد شونددگی بازار سهام شرکت ها در ایالات متحده آمریکا پرداختند. آنها دریافته اند که شرکت های با نقدشوندگی سهام بیشتر، تمایل به استفاده از اهرم پایین تر دارند و به هنگام تأمین مالی احتمال به کارگیری سرمایه به بدهی بیشتر است. افزایش نقدشوندگی با افزایش احتمال انتشار سهام توسط شرکت ها مرتبط است.

## ۲-۴) میزان ثبات قیمت ها و شاخص های مربوط به آن و تأثیر آن بر سیاست های پولی کشور

### ۱- فرآیند شکل گیری قیمت ها در ارتباط با سیاست های پولی

چنانچه مشارکت کنندگان در بازار به صورت عقلایی رفتار نموده و اطلاعات یکسانی را داشته باشند، قیمت ها همواره تمامی اطلاعات موجود در مورد ارزش ذاتی دارایی را در خود نشان خواهند داد. منظور از قیمت های معاملاتی، قیمت های لحظه ای معاملات و همچنین قیمت های پیشنهادی خرید و فروش می باشد. مفهوم فوق، یعنی کارایی بازار سرمایه، یکی از اولین پیشرفت ها و در واقع از مفروضات اساسی در دانش مالی در دهه ۱۹۶۰ میلادی بود. لیکن در چهار دهه اخیر هم بنیاد نظری آن دچار چالش اساسی گردیده و هم اینکه نتایج مطالعات تجربی حاکی از عدم حصول مفهوم فوق در عمل در بازارهای مالی بوده است. فرض رفتار عقلایی در حوزه مالی رفتاری و فرض دسترسی یکسان به اطلاعات، یعنی تقارن اطلاعاتی، توسط مدل های ریزساختاری به چالش کشیده شده اند (آچاریا و پدرس<sup>۵</sup>، ۲۰۰۵). مطالعات اولیه در حوزه ریزساختار بازار از بررسی پدیده دامنه تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام<sup>۵</sup> و چگونگی شکل گیری قیمت های پیشنهادی آغاز گردید. دلایل وجود اختلاف میان قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام براساس دو نظریه عدم تقارن

<sup>۱</sup> Rubin

<sup>۲</sup> Lipson & Sandra

<sup>۳</sup> Brunnermeier & Pedersen

<sup>۴</sup> Goyenko & Ukhov

<sup>۵</sup> Bid-Ask Spread

اطلاعاتی و مدل های موجودی تبیین می شود. تحت هر دو نظریه بازارساز در ازای فراهم نمودن خدمات معامله ای، توسط دامنه تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام جبران پاداش می شود.

مدل های موجود در ابتدا توسط برنان و همکاران (۱۹۹۸)، کواتموس<sup>۱</sup> (۱۹۹۹)، چوردیا و همکاران (۲۰۰۰)، ارائه شدند. در این مدل ها بر ریسک بازارساز ناشی از نگهداری موجودی سهام تکیه شده و فرض می شود که بازارساز دارای سقف و کف معین برای نگهداری موجودی است که خروج از محدوده مذکور توأم با هزینه خواهد بود. قیمت های پیشنهادی بازارساز بر اساس نرخ ورود تصادفی خریداران و فروشندگان تعیین می شوند و بازارساز قیمت ها را در جهت بهینه سازی سطح موجودی خود تعدیل می کند. دامنه تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام منبع سود برای بازارساز در جهت پوشش هزینه های اداری و موجودی است.

سانگر و امسی کنتل<sup>۲</sup> (۱۹۹۶)، نشان داد که بازارساز خواستار تعیین قیمتی است که منجر به ورشکستگی وی نشده، موجودی اش تمام نشود و نهایتاً سود انتظاری وی در هر واحد زمان حداکثر شود. در مدل گارمن بازارساز قیمت را پس از ورود هر خریدار و فروشنده و بر مبنای یک فرایند توزیع پواسون مدل سازی می کند. وی نشان داد که به نفع بازارساز است که قیمت های خرید و فروش متفاوتی را تعیین کند. مدل گارمن پایه ای برای توسعه سایر مدل های مبتنی بر موجودی از قبیل نیمالندران و پترال<sup>۳</sup> (۲۰۰۳)، هریس (۲۰۰۲)، شد. ایده اصلی در تمامی مدل های فوق تصادفی بودن جریان ورود سفارشات است که می تواند برای بازارساز مشکل موجودی سهام و برای معامله گر مشکل اجرای سفارش را ایجاد نماید. نتیجه اصلی در مدل های موجودی این است که بازارساز قیمت های پیشنهادی را به نحوی تعیین می کند که هزینه های پردازش سفارش و نگهداری موجودی پوشش داده شود.

دسته دوم نظریه های مربوط به شکل گیری تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام ها با پژوهش نیمالندران و پترال (۲۰۰۳)، شکل گرفت که به جای هزینه معاملاتی بر نقش اطلاعات تاکید نمود. در نظریه های عدم تقارن اطلاعاتی فرض می شود که سه نوع معامله گر در بازار وجود دارد؛ معامله گرانی که اطلاعات برتر دارند، آنهایی که نیاز نقدشوندگی دارند و بازارسازها. در این مدلها فرض می شود معامله گران مطلع باتوجه به اطلاعات نهانی (محرمانه) از شرکت ها معامله نموده و بدین لحاظ بازارسازها در معامله با این دسته از سرمایه گذاران دچار زیان می شوند. سرمایه گذاران نامطلع باتوجه به نیازهای نقدشوندگی (متوازن سازی پرتفولیو) معامله می نمایند و بازارسازها در معامله با این افراد سود عایدشان می شود. بازارسازها از اطلاعات برتر برخوردار نیستند و لیکن وظیفه تأمین نقدشوندگی در بازار را بر عهده دارند، بدین منظور باید بتوانند بازدهی مناسبی نسبت به سرمایه خود به دست آورند. آنها با هر دو دسته معامله گران مطلع و نامطلع معامله می کنند و امکان شناسایی نوع معامله گر برای بازارساز وجود ندارد. بازارساز با یادگیری از فرایند معاملات، برای پرهیز از زیان ناشی از معامله با معامله گران مطلع دامنه تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام را افزایش می دهد. در جمع بندی نهایی در مدل های اطلاعاتی، عدم تقارن اطلاعات باعث می شود که جریان سفارش (خرید یا فروش) که در مدل های قبلی به صورت متغیر برون زا در نظر گرفته می شد به عنوان متغیر درون زا تلقی شود و خود انجام معامله دارای بار اطلاعاتی باشد (ایسفیلد، ۲۰۰۴).

اما در ارتباط با بازار بورس ایران، ویژگی اصلی بازار بورس تهران در این است که برخلاف سایر بورس ها، برای سهام پذیرفته شده، بازارساز به معنی واقعی وجود ندارد. در نتیجه قیمت های پیشنهادی توسط سرمایه گذاران تعیین می شود و نه توسط بازارسازها. با توجه به واقعیت فوق، بدیهی است که شکل گیری قیمت های معاملاتی در بورس تهران با توجه به مدل های موجودی قابل تبیین نخواهد بود. بنابراین هدف اصلی تحقیق مدلسازی قیمت های معاملاتی در بورس تهران بر مبنای مدل های اطلاعاتی می باشد. همان گونه که عنوان گردید در مدل های اطلاعاتی، برتری اطلاعاتی دسته خاصی از سرمایه گذاران در بازار موجب تغییر در قیمت ها (مطنه ها) می شود. وجود سرمایه گذاران مذکور در بازار را می توان در سرعت و حجم معاملات آنان شناسایی نمود (لیوین<sup>۴</sup> و همکاران، ۲۰۰۲).

## ۲- شاخص ها و حجم نقدینگی آن

بررسی روند پارامتر مشخص برای یک متغیر، به راحتی و با در نظر گرفتن مقدار پارامتر در طول زمان امکان پذیر است اما زمانی که گروهی از متغیرها مورد بررسی قرار گیرند، نماگری مورد نیاز است که نشان دهنده سطح عمومی پارامتر برای گروه مورد نظر باشد. به عنوان مثال بررسی تغییرات قیمت سهام یک شرکت مشخص به راحتی و با در نظر گرفتن روند قیمت سهم مزبور صورت می گیرد. اما بررسی روند سطح عمومی قیمت سهام کلیه شرکت ها در بورس، به وسیله شاخص کل قیمت انجام می شود. بنابراین می توان شاخص را نماگری دانست که بیانگر روند عمومی پارامتری مورد نظر در میان گروهی از متغیر های مورد بررسی است که تغییرات آن در مقایسه با یک تاریخ مبداء در نظر گرفته می شود. معیار مقایسه مقدار شاخص در هر زمان نسبت به تاریخ مبداء، عدد مبنا است. عدد مبنا به طور

<sup>۱</sup> Koutmos

<sup>۲</sup> Sanger & McConnell

<sup>۳</sup> Nimalendran & Petrella

<sup>۴</sup> Levin

معمول ۱۰۰ در نظر گرفته می شود و در این صورت از تقسیم میزان شاخص در هر زمان بر عدد مزبور می توان مقدار رشد پارامتر مورد نظر در میان گروه متغیر های مورد بررسی را به دست آورد (ملاحسینی و قربان نژاد، ۱۳۸۷). به عنوان مثال در صورتی که شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران در تاریخ ۱۳۸۲/۲/۳۰، ۱۱۵۱۷ باشد، مشخص است که سطح عمومی قیمت های بورس نسبت به فروردین ۱۳۶۹ که تاریخ مبدا شاخص کل قیمت است، ۱۱۵/۱۷ برابر شده است بدین ترتیب مشخص است که اجزای بنیادین هر شاخص را عوامل زیر تشکیل می دهند:

۱- گروه متغیر های مورد بررسی مزبور

۲- پارامتر مورد نظر (به طور معمول قیمت)

۳- تاریخ مبدا

۴- عدد مبنا

### ۳- شاخص قیمت سهام و سیاست های پولی

برای اولین بار شاخص قیمت سهام در سال ۱۸۸۴ در امریکا مورد استفاده قرار گرفت که روش محاسبه آن فوق العاده ساده و به صورت میانگین ساده حسابی محاسبه می گردید که این روش به عنوان تنها روش محاسبه شاخص تا سال ۱۹۲۸ ادامه داشت و در این تاریخ شاخص دیگری به نام شاخص داو جونز<sup>۱</sup> طراحی و جایگزین روش محاسبه قبلی شد. تا اینکه در سال ۱۹۵۰ اندیشه تهیه شاخص دیگری به صورت میانگین موزون مطرح شد و از آن پس به عنوان شاخص اصلی قیمت سهام در بورس نیویورک مورد استفاده قرار گرفت. به دلیل جامع بودن شاخص قیمت سهام به روش میانگین موزون این شیوه محاسبه شاخص مورد قبول اکثر بورس های جهان قرار گرفت (روبین، ۲۰۰۷).

### ۳) پیشینه پژوهش

احمد پور و رسائیان (۱۳۸۵)، تحقیقی با عنوان "رابطه بین معیارهای ریسک و اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام در بورس اوراق بهادار تهران" توسط این محققان صورت پذیرفته است. هدف اصلی این مقاله بررسی رابطه بین اطلاعات مالی به عنوان معیار ریسک بازار و حسابداری و اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام می باشد. در راستای این هدف تعداد ۱۵۶ شرکت برای دوره بین سالهای ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۳ انتخاب شدند. در این تحقیق اختلاف نسبی قیمت پیشنهادی خرید و فروش بعنوان تنها متغیر وابسته استفاده شده است و رابطه آن در سه بخش با ۱۴ متغیر وابسته طی سه فرضیه جداگانه آزمون شده است.

صلواتی و رسائیان (۱۳۸۶)، در پژوهشی با عنوان "بررسی رابطه بین ساختار سرمایه و نقدشوندگی سهام و نقدینگی اقتصادی در ایران به بررسی رابطه بین متغیرهای نقدشوندگی سهام (اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش) اندازه شرکت، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، خالص اموال، ماشین آلات و تجهیزات و سودآوری به عنوان متغیرهای مستقل و اهرم مالی به عنوان متغیر وابسته پرداختند. در این پژوهش ۶۰ شرکت به عنوان نمونه آماری انتخاب گردیدند. روش آزمون فرضیه های این پژوهش رگرسیون ترکیبی بود که نتایج حاصل از آن فرضیه ها بیانگر این مسئله است که بیش از ۷۵٪ تغییرات در اهرم مالی توسط متغیرهای مستقل نقد شونگی، اندازه شرکت و... توضیح داده می شود. بین ساختار سرمایه و متغیرهای مستقل نقدشوندگی سهام شرکت و درآمد قبل از سود تسهیلات دریافتی مالیات و استهلاك رابطه معنی داری در سطح اطمینان ۹۵٪ وجود ندارد. همچنین نتایج پژوهش بیانگر رابطه منفی بین اندازه شرکت و ساختار سرمایه در سطح اطمینان ۹۵٪ می باشد بین متغیرهای نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام و خالص اموال، ماشین آلات و تجهیزات و ساختار سرمایه در سطح اطمینان ۹۵٪ رابطه مثبت و معنی دار وجود دارد.

یحیی زاده و خرمیدین (۱۳۸۷)، تاثیر متغیرهای نسبت عدم نقدشوندگی و عوامل مؤثر بر نقدشوندگی شامل اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام و مازاد بازده بازار بر مازاد بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار دادند. در این پژوهش از نسبت آمیهود به عنوان عامل عدم نقدشوندگی استفاده گردیده است. نتایج پژوهش آنها نشان داد که بین تغییرات نسبت عدم نقدشوندگی و مازاد بازده سهام رابطه معکوس وجود دارد.

اسلامی بید گلی و سارنج (۱۳۸۷)، در تحقیق خود با عنوان "انتخاب پرتفوی با استفاده از سه معیار میانگین بازدهی، انحراف معیار بازدهی و نقدشوندگی در بورس اوراق بهادار تهران" به بررسی هدف ادغام معیار نقدشوندگی در مدل پیشنهادی مارکویتز با استفاده از دو رویکرد فیلترینگ و محدودیت نقدشوندگی پرداخته شده است. این مدل در پی آن است که سرمایه گذاران بتوانند با استفاده از سه معیار

<sup>1</sup> Dow Jones Method



بازده، ریسک و نقدشوندگی، پرتفویی را تشکیل دهند که بهینه باشد. جامعه مورد بررسی در این تحقیق ۵۰ شرکت میباشند که دارای بالاترین حجم معامله را بوده اند و بین سالهای ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۵ به عضویت بورس درآمده اند.

ایزدی نیا و رسائیان (۱۳۸۹)، در تحقیق خود با عنوان "پراکندگی مالکیت، حجم نقدینگی و نقدشوندگی سهام" به بررسی ارتباط بین میزان تمرکز مالکیت و نقدشوندگی سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس تهران پرداخته اند. در این پژوهش از درصد سهام در دست سهامداران بلوکی (عمده) که حداقل ۵٪ از سهام منتشره شرکت را در دست دارند به عنوان معیار تمرکز مالکیت و از اختلاف قیمت های پیشنهادی خرید و فروش سهام به عنوان معیار نقدشوندگی استفاده شده است. از مهمترین عوامل مربوط به نقدشوندگی بازار سهام اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام می باشد. هر چه اختلاف و فاصله بین قیمت های پیشنهادی خرید و فروش سهام کمتر باشد خریدار و فروشنده زودتر به قیمت تعادلی می رسند و حجم معاملات افزایش می یابد. و این امر منجر به افزایش نقدشوندگی بازار می شود. در این تحقیق از متغیر های کنترل اندازه شرکت، قیمت سهام، نوسان بازده سهام، بتای بازار، نوسان پذیری قیمت و درصد روزهای انجام معامله سهام استفاده شده است. نتایج حاصل از این تحقیق بیانگر این است که بین پراکندگی (تمرکز) مالکیت و نقدشوندگی سهام در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود ندارد.

سیرانی و همکاران (۱۳۸۹) در تحقیق خود تحت عنوان "مطالعه تاثیر ریسک نقدشوندگی و سایر عوامل موثر بر بازده های مقطعی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران" به بررسی اهمیت رابطه ریسک و بازده، تاثیر ریسک نقدشوندگی و عوامل موثر ریسک بر بازده های مقطعی پرداختند که در تحقیق خود به این نتیجه رسیدند که ریسک بازار، اندازه شرکت و سهام شناور رابطه معناداری با بازده سهام دارند، همچنین رابطه ریسک سیستماتیک و ریسک نقد شونگی معنادار است.

جنینگز و همکاران (۲۰۰۲)، در مطالعه ی خود با عنوان "مالکیت نهادی، اطلاعات و نقدشوندگی" به بررسی رابطه بین مالکیت نهادی و جزء کژگزینی عدم تقارن اطلاعاتی پرداختند. در این مطالعه ۳۵ فصل از سال ۱۹۸۳ تا سال ۱۹۹۱ مورد بررسی قرار گرفت. با استفاده از ۵۰ هزار مشاهده آنها موفق شدند تا نشان دهند که بین مالکیت نهادی و شکاف قیمت های پیشنهادی خرید و فروش رابطه عکس وجود دارد و نهادها موجب بهبود در نقدشوندگی سهام در بازار می گردند. علاوه بر این آنها دریافتند که جزء مربوط به کژگزینی شکاف قیمتی با افزایش مالکیت نهادی کاهش می یابد. شاخص نقدشوندگی اصلی مورد استفاده در این پژوهش تفاوت نسبی قیمت های پیشنهادی است. متغیرهایی که در رابطه با مالکیت نهادی مورد استفاده قرار گرفته است شامل نسبت سهام مالکان نهادی به کل سهام نوع مالکان نهادی و اندازه مالکان نهادی است.

آمیهود (۲۰۰۲)، در پژوهشی با عنوان "عدم نقدشوندگی و بازده سهام" اثرات مقطعی و سری زمانی تاثیرات عدم نقدشوندگی بر روی بازدهی مورد انتظار سهام را مورد بررسی قرار داد. آمیهود بیان نمود که عدم نقدشوندگی مورد انتظار بازار دارای رابطه مثبت با مازاد بازده پیش بینی شده سهام است. او در پژوهش خود ادعا نموده است که بخشی از مازاد بازده مورد انتظار را می توان بوسیله صرف عدم نقدشوندگی بیان نمود. او نسبت قدرمطلق بازده روزانه سهام به حجم معاملات را به عنوان معیار عدم نقدشوندگی در پژوهش خود مورد استفاده قرار داد. علاوه بر این نیز اشاره کرده است که عدم نقدشوندگی تاثیر بیشتری بر صرف سهام شرکت های کوچک دارد. زمانی که مطالعه بصورت مقطعی انجام شد محقق دریافت که اگر حجم و اندازه سرمایه گذاری در سهام را به عنوان یک معیار دیگر از نقدشوندگی در نظر بگیریم یک رابطه منفی بین این معیار و بازده مورد انتظار سهام وجود دارد. رابطه بین بازده و عدم نقدشوندگی زمانی که دو متغیر صرف بازده اوراق قرضه شرکت های کم معامله (شرکت های دارای حجم مبادلات پایین) و صرف بازده اوراق قرضه بلند مدت خزانه نیز وارد مدل شدند، به قوت خود باقی ماند.

هریس، (۲۰۰۲) در مطالعه خود "ریسک نقدشوندگی و حجم بازده مورد انتظار سهام بر مبنای توان معاملاتی بازار" دریافتند که در تئوری قیمت گذاری استاندارد دارایی ها، بازده مورد انتظار سهام به صورت مقطعی با حساسیت بازده متغیر های حالت که اثرات فراگیری بر رفاه کلی سرمایه گذاران دارد، ارتباط دارد. آنها استدلال می کنند که نقدینگی بازار به احتمال زیاد یکی از متغیر های حالت با اهمیت می باشد که سرمایه گذاران باید برای نگرانی سهامی که بازدهی شان به هنگام کاهش نقدینگی بازار حداقل می باشد، جبران کنند.

هاسبریک (۲۰۰۷) در تحقیق خود "ارزش گذاری سهام و دانشی درباره سودآوری و سیاست های پولی" دریافتند که عدم اطمینان در مورد سودآوری شرکت، باعث نوسانات بازده می شود. همچنین سیاست های پولی ضعیف، عدم اطمینان در مورد سودآوری را افزایش می دهد. روبین (۲۰۰۷)، در پژوهشی با عنوان "سطح مالکیت، تمرکز مالکیت و نقدشوندگی" به بررسی رابطه مالکیت نهادها و سایر گروه های درون شرکت و نقدشوندگی سهام انجام داده است. او با استفاده از داده های فصلی ۱۳۶۹ شرکت بزرگ آمریکایی بین سال های ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۳ (۲۰ فصل) که حدود ۷۰٪ ارزش سهام بازار ایالات متحده را تشکیل می دهد توانست نتایج در خور توجهی را بدست آورد. نکته جالب در این مطالعه آن است که وی نتوانسته است رابطه بین مالکیت گروه های درون شرکت و نقدشوندگی مشاهده نماید بلکه به این

نتیجه دست یافته است که تنها این نهادها هستند که بر نقدشوندگی سهام تأثیر مشهود و قابل توجهی اعمال می کنند. نکته قابل توجه دیگر در مورد این مطالعه آن است که وی برای متغیر مالکیت نهادی از دو متغیر سطح و تمرکز مالکیت بهره برده است. این امر به جهت آن است که روبین معتقد است سطح مالکیت شاخصی برای کارکرد معاملاتی یا کارآیی اطلاعاتی است. در حالیکه تمرکز مالکیت موجب بوجود آمدن کژگزینی می گردد.

دسیندر و سستونا<sup>۱</sup> (۲۰۰۸)، اثر ساختار مالکیت بر عملکرد قیمتی سهام در طول بحران بازار سهام کشور اسپانیا را آزمون کردند، نمونه آماری این تحقیق ۳۳۳ شرکت غیرخانوادگی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار مادرید بود که ۴ دوره بحران (کاهش ۲۰٪ شاخص قیمت) در طول سال های ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۲ تخمین زده شد. نتایج این پژوهش نشان داد که، ساختار مالکیت دارندگان اطلاعات نهانی و تمرکز مالکیت در تشریح تعدیل قیمتی سهام در طول بحران بازار سهام نقش مهمی را ایفا می کند. عملکرد بازار سهام یک رابطه مثبت و معنی دار با تمرکز مالکیت اطلاعات نهانی و تعداد سهامداران خارجی، و یک رابطه منفی با تمرکز مالکیت و تعداد سهامداران مالی دارد. بعلاوه تحلیل ها نشان داد که شرکت هایی که خانوادگی اداره می شوند با بیشترین مالکیت اطلاعات نهانی ۵۶٪ نسبت به شرکت های غیر خانوادگی اداره می شوند و ۷۸٪ نسبت به شرکت ها با مالکیت جزء عملکرد بهتری دارند.

کوتوموس (۲۰۰۹)، در تحقیقی به بررسی قیمت های نامتقارن و تعدیلات پرنوسان قیمت ها در بازارهای نوظهور آسیا پرداخته است. فرض وی بر این بود که شاخص بازده سهام در بازار های نوظهور خود را نسبت به اطلاعات گذشته تعدیل می کند. وی برای آزمون فرضیه خود از قیمت های روزانه شاخص بازده سهام ۶ بازار نوظهور کره، مالزی، فیلیپین، سنگاپور، تایوان و تایلند از ۲ ژانویه ۱۹۸۶ تا ۱ دسامبر ۱۹۹۵ و روش حداکثر راستنمایی و مدل گارچ نمایی (EGARCH) استفاده کرد. یافته ها این تحقیق حاکی از تأیید فرضیه فوق بود بطوری که هم میانگین شرطی و هم واریانس شرطی نسبت به اطلاعات گذشته واکنش های نامتقارنی را از خود نشان می دادند. بر اساس نتایج، واریانس شرطی یک تابع نامتقارن از اطلاعات گذشته بوده و به تناسب نزول در بازار، افزایش می یابد بطوری که نوسان پذیری در بازارهای نزولی بطور میانگین ۱/۵ برابر بیشتر بود. همچنین میانگین شرطی نیز یک تابع نامتقارن از بازده های گذشته بوده و در یک مقدار یکسان، بازده های مثبت گذشته بطور میانگین ۱/۴ برابر پایدار تر از بازده های منفی گذشته بودند. کوتوموس اینگونه نتیجه گیری کرد که اخباری که بیانگر قیمت گذاری بیش از واقع سهام هستند (اخبار بد) سریع تر از اخباری که بیانگر قیمت گذاری کمتر از واقع سهام هستند (اخبار خوب) در قیمت های جاری بازار لحاظ می شوند.

لیپسن و همکاران (۲۰۰۹)، در پژوهشی با عنوان "نقد شونگی و ساختار سرمایه" رابطه بین قدرت نقدشوندگی بازار سهام و ساختار سرمایه را مورد مطالعه قرار دادند. آنها در پژوهش خود تصمیم گیری در مورد ساختار سرمایه را یکی از مهمترین تصمیمات مدیران شرکت عنوان کرده اند و تأثیر نقدشوندگی سهام را بر روی انواع تأمین مالی و ساختارهای سرمایه متفاوت شرکت مورد بررسی قرار داده اند. آنها در پژوهش خود از سه معیار حجم معاملات، معیار آمیهد (۲۰۰۲) جهت اندازه گیری نقدشوندگی سهام استفاده نموده اند. روش شناختی پژوهش آنها با استفاده از داده های ترکیبی صورت گرفته است. آنها با انجام پژوهش خود به این نتیجه رسیدند که شرکت های نقدشوندگی سهام بالا اهرم پایین تر (میزان بدهی کمتر) دارند و همینطور در زمان افزایش سرمایه تامین مالی از روش انتشار سهام را نسبت به سایر روش های تامین مالی ترجیح می دهند.

لی و همکارانش (۲۰۱۰) در تحقیقی رابطه میان کیفیت گزارشگری مالی و سرعت تعدیل قیمت سهام را از ژانویه ۲۰۰۷ لغایت دسامبر ۲۰۰۸ در بورس اوراق بهادار تایوان مورد بررسی قرار دادند. آنها برای اندازه گیری سرعت تعدیل قیمت سهام از مدل ارائه شده توسط کوتوموس (۱۹۹۹) و برای اندازه گیری کیفیت گزارشگری مالی از مدل تعدیل شده جونز بهره گرفتند. نتایج حاکی از این بود که سرعت تعدیل قیمت سهام در بازار بورس تایوان از یک رفتار نامتقارن برخوردار بوده و سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب سریع تر از سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار بد می باشد. همچنین سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار دارای یک رابطه مثبت با کیفیت گزارشگری مالی است با این حال این رابطه معنی دار نمی باشد بطوری که با بهبود کیفیت گزارشگری مالی سرعت تعدیل قیمت سهام افزایش قابل ملاحظه ای از خود نشان نمی دهد.

نایس و همکاران (۲۰۱۱) در تحقیق خود "اثر نقدشوندگی بر بازده سهام و حجم نقدینگی اقتصادی" به بررسی تاثیر نقدشوندگی بر بازده سهام در بازار سهام تونس از طریق رگرسیون برش عرضی و با استفاده از داده های ماهانه پرداخته اند. آنها اعلام نمودند که رابطه بین نقدشوندگی و بازده سهام منفی است. همچنین دریافتند بین نقدینگی سهام و حجم نقدینگی اقتصادی رابطه معناداری و مستقیمی وجود دارد.

<sup>1</sup> Desender & cestona

داموداران<sup>۱</sup> (۲۰۱۲)، مدلی برای اندازه‌گیری سرعت تعدیل قیمت سهام ارایه و سرعت تعدیل را برای شرکت های لیست شده در بورس نیویورک در دو دوره زمانی پنجساله، شامل سال های ۱۹۷۷-۱۹۸۱ و سال های ۱۹۸۲-۱۹۸۶ محاسبه نمود. پس از محاسبه ضریب تعدیل شرکت ها، میانه داده ها محاسبه گردید و به عنوان پارامتر مرکزی جامعه با استفاده از آزمون دو جمله ای مورد آزمون قرار گرفت. براساس نتایج تحقیق، در دوره ۱۹۷۷-۱۹۸۱، در روز اول ورود اطلاعات جدید، قیمت ها با ۶۴ درصد، در روز دوم با ۸۲ درصد، در روز سوم با ۹۴ درصد و در روز ششم با ۹۹/۵ درصد اطلاعات جدید تعدیل می گردد. در دوره دوم ۱۹۸۲-۱۹۸۶، در روز اول ورود اطلاعات جدید، قیمت ها با ۶۴ درصد، در روز دوم با ۸۳ درصد، در روز سوم با ۹۵ درصد و در روز پنجم با ۹۹/۵ درصد و در روز ششم با ۱۰۰ درصد اطلاعات جدید، تعدیل می گردد. وی به این نتیجه رسید که فرآیند تعدیل قیمت سهام بصورت تأخیری در بازه کوتاه مدت شرکت ها نمود پیدا می کند و در شرکت های کوچک سرعت آن کمتر و با نوسانات بیشتری همراه است.

### ۳) فرضیه‌های پژوهش

پس از بررسی ادبیات نظری پژوهش و مطالعات مقدماتی در خصوص پیشینه پژوهش فرضیه های زیر تدوین شده‌اند:

- بین سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها رابطه معناداری وجود دارد.
- بین نوسانات نرخ تورم و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها رابطه معناداری وجود دارد.
- بین رتبه اعتباری نشات گرفته از سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها رابطه معناداری وجود دارد.
- بین نوسانات نرخ تورم ناشی از نفوذ سرمایه‌گذاران نهادی و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها رابطه معناداری وجود دارد.
- بین ارزش بازار سهام نشات گرفته از سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها رابطه معناداری وجود دارد.
- بین تقابل رتبه اعتباری شرکت و ارزش بازار سهام و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها رابطه معناداری وجود دارد.

### ۴) متغیرهای پژوهش

#### ۴-۱) متغیر وابسته

**نقدینگی بازار سهام (Liq):** بر طبق پژوهش آمیهود (۲۰۰۲)، نحوه محاسبه نقد شوندگی سهام شرکت به شرح رابطه (۱) می باشد:  
رابطه (۱)

$$Liq_{it} = \text{Average} (\text{Stock returns}_{it} / \text{Turnover}_{it}) * 100$$

که در رابطه فوق:

$Liq_{it}$ : نقد شوندگی سهام شرکت

$\text{Stock returns}_{it}$ : بازده سهام

$\text{Turnover}_{it}$ : حجم معاملات

پس از محاسبه فرمول فوق برای هر شرکت یک ضریب محاسبه می‌شود، سپس با مرتب کردن آن برای شرکت بر اساس بیشترین ضریب، اولین رتبه و رتبه‌های بعدی محاسبه می‌شود. رتبه برتر نقد شوندگی الزامی برای خرید و فروش سهام شرکت در هر وضعیتی از بازار نیست اما نسبی است که میزان نقد شدن را نسبت به سایر شرکت‌های بورسی نشان می‌دهد. فرمول محاسبه رتبه نقد شوندگی سهام در این پژوهش به شرح رابطه (۲) می باشد (آمیهود، ۲۰۰۲):

رابطه (۲)

$$\text{Rank liquidity stock}_{it} = 1 / (1 / \text{Number of buyers}_{it} + 1 / \text{Transaction count}_{it} + 1 / \text{Days Deal}_{it} + 1 / \text{Number of shares traded}_{it} + 1 / \text{Turnover}_{it} + 1 / \text{Average daily value}_{it})$$

که در رابطه فوق:

$\text{Rank liquidity stock}_{it}$ : رتبه نقد شوندگی سهام

$\text{Number of buyers}_{it}$ : تعداد خریداران

$\text{Transaction count}_{it}$ : تعداد دفعات معامله

$\text{Days Deal}_{it}$ : تعداد روز معامله معامله شده

<sup>۱</sup> Damodaran

Number of shares traded<sub>it</sub>: تعداد سهام معامله

Turnover<sub>it</sub>: حجم معاملات

Average daily value<sub>it</sub>: متوسط ارزش روز

#### ۲-۴) متغیرهای مستقل

سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه (BASMONGRO): طبق پژوهش آمادور<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۱۴)، برابر است با نرخ رشد حجم نقدینگی شرکت که به شرح رابطه (۳) می‌باشد:

رابطه (۳)

$$BASMONGRO_{it} = GL_{it} - GL_{it-1} / GL_{it-1}$$

که در رابطه فوق:

BASMONGRO<sub>it</sub>: نرخ رشد حجم نقدینگی شرکت  $t$  در سال  $t$

GL<sub>it</sub>: حجم نقدینگی شرکت  $t$  در سال  $t$

GL<sub>it-1</sub>: حجم نقدینگی شرکت  $t-1$  در سال  $t-1$  می‌باشد.

حجم نقدینگی به شرح رابطه (۴) محاسبه می‌گردد:

رابطه (۴)

$$GL_{it} = \text{Cash and assets into cash}_{it} / \text{Total assets}_{it}$$

که در رابطه فوق:

Cash and assets into cash<sub>it</sub>: وجوه نقد و دارایی‌های قابل تبدیل به وجوه نقد

Total assets<sub>it</sub>: ارزش دفتری کل دارایی‌ها

نوسانات نرخ تورم (INFLATION): طبق پژوهش سودبرج (۲۰۰۸)، برابر است با برابر است با نرخ رشد تورم آثاری شرکت که به شرح رابطه (۵) می‌باشد:

رابطه (۵)

$$INFLATION_{it} = I_{it} - I_{it-1} / I_{it-1}$$

که در رابطه فوق:

INFLATION<sub>it</sub>: نرخ رشد تورم آثاری شرکت  $t$  در سال  $t$

I<sub>it</sub>: نرخ تورم شرکت  $t$  در سال  $t$

I<sub>it-1</sub>: نرخ تورم شرکت  $t-1$  در سال  $t-1$

رتبه اعتباری نشات گرفته از سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه (MP): در این پژوهش برای محاسبه رتبه اعتباری نشات گرفته از سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه شرکت اقدام به گردآوری داده در مورد امتیاز کل تعدیلی شرکت‌ها نمودیم؛ پس از محاسبه فرمول فوق برای هر شرکت یک ضریب محاسبه می‌شود، سپس با مرتب کردن آن برای شرکت بر اساس بیشترین ضریب، اولین رتبه و رتبه‌های بعدی محاسبه می‌شود. شرکت‌هایی که رتبه طبقه آن‌ها زیر میانگین شاخص کل صنایع مورد بررسی باشد، به عنوان شرکت‌های دارای محدودیت مالی طبقه‌بندی شدند (نایس و همکاران، ۲۰۱۱). نحوه محاسبه امتیاز کل تعدیلی شرکت به صورت زیر می‌باشد:

رابطه (۶)

$$\text{Overall rating}_{it} = (\text{EPS growth}_{it} * \text{EPS growth coefficient}_{it}) + (\text{Revenues growth}_{it} * \text{Revenues growth coefficient}_{it}) + (\text{profit margin growth}_{it} * \text{profit margin growth coefficient}_{it}) / (\text{EPS growth coefficient}_{it} + \text{Revenues growth coefficient}_{it} + \text{profit margin growth coefficient}_{it})$$

که در رابطه فوق:

Overall rating<sub>it</sub>: امتیاز کل شرکت

EPS growth<sub>it</sub>: رشد سود هر سهم

EPS growth coefficient<sub>it</sub>: ضریب رشد سود هر سهم

Revenues growth<sub>it</sub>: رشد درآمد

<sup>1</sup> Amador

Revenues growth coefficient<sub>it</sub>: ضریب رشد درآمد

profit margin growth<sub>it</sub>: رشد حاشیه سود

profit margin growth coefficient<sub>it</sub>: ضریب رشد حاشیه سود

پس از محاسبه امتیاز کل شرکت، امتیاز کل تعدیلی شرکت به شرح رابطه (۷) بدست می آید و مبنای محاسبه رتبه اعتباری نشات گرفته از سیاست‌های پولی محافظه کارانه در این پژوهش می باشد.  
رابطه (۷)

$$\text{Adjusted total points}_{it} = \{(\text{Overall rating}_{it} * 1)(1 + \text{EPS Percent coverage}_{it} * \text{EPS Coverage factor}_{it}) + (\text{EPS average SD}_{it} * \text{EPS Factor SD}_{it}) / (1 + \text{EPS Coverage factor}_{it} + \text{EPS Factor SD}_{it})\} * 100$$

که در رابطه فوق:

Adjusted total points<sub>it</sub>: امتیاز کل تعدیلی شرکت

Overall rating<sub>it</sub>: امتیاز کل شرکت

EPS Percent coverage<sub>it</sub>: درصد پوشش سود هر سهم

EPS Coverage factor<sub>it</sub>: ضریب پوشش سود هر سهم

EPS average SD<sub>it</sub>: میانگین انحراف معیار سود هر سهم

EPS Factor SD<sub>it</sub>: ضریب انحراف معیار سود هر سهم

نوسانات نرخ تورم ناشی از نفوذ سرمایه‌گذاران نهادی (INT): مطابق پژوهش سائور و ستوم (۲۰۰۷) نوسانات نرخ تورم ناشی از نفوذ سرمایه‌گذاران نهادی برابر است با نسبت سهامداران نهادی به کل سهامداران شرکت.

ارزش بازار سهام نشات گرفته از سیاست‌های پولی محافظه کارانه (LNMV): طبق پژوهش کاینکو و یوکاو (۲۰۰۹) برابر است با لگاریتم ارزش بازار حقوق صاحبان سهام.

تقابل رتبه اعتباری شرکت و ارزش بازار سهام شرکت (MP\*LNMV): طبق پژوهش آمادور و همکاران (۲۰۱۴)، از تقابل دو متغیر رتبه اعتباری شرکت و ارزش بازار سهام شرکت به دست می آید.

#### ۳-۴ متغیرهای کنترلی

نرخ بازده غیر عادی (RET): بازده مورد انتظار سهام برابر است با تفاوت بین نرخ بازده شرکت و بازده بازار، برای تعیین بازده مورد انتظار سهام از مدل تعدیل شده بازار (مدل ساده بازار) استفاده می شود (هاسبروک، ۲۰۰۵):

$$AR_{it} = R_{it} - R_{mt}$$

رابطه (۸)

که در رابطه فوق:

R<sub>it</sub>: نرخ بازده سهام

R<sub>mt</sub>: نرخ بازده پرتفوی بازار

نرخ بازده سهام: نرخ بازده سهام برای شرکت های انتخابی بطور سالانه بصورت زیر محاسبه شده است:

رابطه (۹)

$$R_{it} = \{ (P_{it} - P_{it-1}) + DPS + (P_{it-1} - 1000)A_{it} + P_{it} * B_{it} / P_{it-1} \} * 100$$

که در رابطه فوق:

P<sub>it</sub>: قیمت سهام در انتهای سال t

P<sub>it-1</sub>: قیمت سهام در انتهای سال t-1

DPS<sub>it</sub>: سود نقدی هر سهم بر اساس تعداد سهام در ابتدای دوره

A<sub>it</sub>: درصد افزایش سرمایه از محل آورده نقدی

B<sub>it</sub>: درصد افزایش سرمایه از محل سود انباشته یا اندوخته

نرخ بازده پرتفوی بازار: در این تحقیق نرخ بازده پرتفوی بازار براساس شاخص کل بورس سهام شرکت‌های موجود در بورس اوراق بهادار تهران محاسبه خواهد شد. بر همین اساس نرخ بازده سالانه پرتفوی بازار با استفاده از معادله زیر محاسبه خواهد شد:

رابطه (۱۰)

$$R_{mt} = \text{TEPIX}_{it} - \text{TEPIX}_{it-1} / \text{TEPIX}_{it-1} * 100$$

که در رابطه فوق:

$R_{mt}$ : نرخ بازده پرتفوی بازار

$TEPIX_{it}$ : شاخص بورس (قیمت و بازده نقدی) در پایان سال  $t$

$TEPIX_{it-1}$ : شاخص بورس (قیمت و بازده نقدی) در پایان سال  $t-1$

ریسک سیستماتیک (**R-REL**): در این پژوهش جهت محاسبه ریسک سیستماتیک شرکت طبق پژوهش پسان<sup>۱</sup> (۲۰۰۷)، از طریق رابطه (۱۱) بدست می آید:

رابطه (۱۱)

$$E(R_i) = R_f + [E(R_{mt}) - R_f] \beta_i$$

که در رابطه فوق:

$R_i$ : نرخ بازده شرکت  $i$  در دوره  $t$

$R_f$ : نرخ بازدهی ریسک بی خطر در دوره  $t$

$R_{mt}$ : نرخ بازده پرتفوی بازار در دوره  $t$

$\beta_i$ : بتای بازار اوراق بهادار (ریسک سیستماتیک) شرکت  $i$

بتای بازار اوراق بهادار به شرح رابطه (۱۲) بدست می آید:

$$R_i = R_f + (R_{mt} - R_f) \beta_i + \epsilon_{it}$$

که در رابطه فوق بتای بازار اوراق بهادار از طریق برازش مدل رگرسیونی برازش شده بدست می آید و در رابطه (۱۱) جایگزین می شود. لازم به ذکر است که برای اندازه گیری ریسک سیستماتیک، از اطلاعات مربوط به نرخ بازده اوراق بهادار و پرتفوی بازار موجود در سازمان بورس استفاده شده است. سازمان بورس برای اندازه گیری بازده واقعی اوراق بهادار از رابطه (۱۳) استفاده شده است.

رابطه (۱۳)

$$R_{it} = (P_{it} - P_{it-1}) + DPS_{it} + SO_{it} + SR_{it} / P_{it-1}$$

که در رابطه فوق:

$P_{it}$ : قیمت سهام در انتهای سال  $t$

$P_{it-1}$ : قیمت سهام در انتهای سال  $t-1$

$DPS_{it}$ : سود نقدی هر سهم بر اساس تعداد سهام در ابتدای دوره

$SO_{it}$ : ارزش گواهینامه اختیار خرید سهم اعطا شده در دوره زمانی  $t$

$SR_{it}$ : ارزش حق تقدم خرید سهام اعطایی در دوره زمانی  $t$

بتای حسابداری (ریسک سیستماتیک) با معادله روبرو محاسبه می شود:

رابطه (۱۴)

$$\beta_i = \text{COV}(R_{it}, R_{mt}) / \text{VAR}(R_{mt})$$

که در رابطه فوق:

$R_i$ : نرخ بازده شرکت  $i$  در دوره  $t$

$R_{mt}$ : نرخ بازده پرتفوی بازار در دوره  $t$

بتای حسابداری از تقسیم کواریانس بر واریانس بدست می آید که کواریانس به بررسی و مقایسه تغییرات دو واریانس با هم می پردازد و واریانس پراکندگی را بررسی می کند.

جریان های نقد استاندارد شده (**ACF**): طبق تحقیقات بکر و همکاران (۲۰۰۸)، جریان های نقدی عملیاتی استاندارد شده به صورت ذیل محاسبه خواهد شد:

رابطه (۱۵)

$$OCF_{it} = E_{it} + TACC_{it}$$

که در رابطه فوق:

$OCF_{it}$ : برابر است با وجوه نقد حاصل از عملیات

<sup>۱</sup> Pesaran

$E_{it}$ : برابر است با سود خالص قبل از اقلام غیر مترقبه  
 $TACC_{it}$ : برابر است با مجموع اقلام تعهدی، که به شرح رابطه (۱۶) محاسبه می شود.  
رابطه (۱۶)

$$TACC_{it} = \Delta TA_{it} + \Delta CASH_{it} - \Delta TL_{it} + \Delta PS_{it}$$

که در رابطه فوق:

$\Delta TA_{it}$ : برابر است با نرخ رشد دارایی‌ها، که نرخ رشد دارایی‌ها:  
رابطه (۱۷)

$$\Delta TA_{it} = \frac{TA_{it} - TA_{it-1}}{TA_{it-1}}$$

که در رابطه فوق:

$TA_{it}$ : دارایی‌های شرکت  $t$  در سال  $t$ .  
 $TA_{it-1}$ : دارایی‌های شرکت  $t-1$  در سال  $t-1$   
 $\Delta CASH_{it}$ : برابر است با نرخ رشد وجوه نقد شرکت، که نرخ رشد وجوه نقد:  
رابطه (۱۸)

$$\Delta CASH_{it} = \frac{CASH_{it} - CASH_{it-1}}{CASH_{it-1}}$$

که در رابطه فوق:

$CASH_{it}$ : وجوه نقد شرکت  $t$  در سال  $t$   
 $CASH_{it-1}$ : وجوه نقد شرکت  $t-1$  در سال  $t-1$   
 $\Delta TL_{it}$ : برابر است با نرخ رشد بدهی‌ها، که نرخ رشد بدهی‌ها:  
رابطه (۱۹)

$$\Delta TL_{it} = \frac{TL_{it} - TL_{it-1}}{TL_{it-1}}$$

که در رابطه فوق:

$TL_{it}$ : بدهی‌های شرکت  $t$  در سال  $t$   
 $TL_{it-1}$ : بدهی‌های شرکت  $t-1$  در سال  $t-1$   
 $\Delta PS_{it}$ : برابر است با نرخ رشد معاملات سهام، که نرخ رشد معاملات سهام:  
رابطه (۲۰)

$$\Delta PS_{it} = \frac{PS_{it} - PS_{it-1}}{PS_{it-1}}$$

که در رابطه فوق:

$PS_{it}$ : سهام معامله شده شرکت  $t$  در سال  $t$   
 $PS_{it-1}$ : سهام معامله شده شرکت  $t-1$  در سال  $t-1$

## ۵) مدل پژوهشی

برای آزمون فرضیه یک تا شش به ترتیب از مدل پژوهش به شرح زیر بهره گرفته شده است. در این مدل اگر ضرایب  $\beta$  (ضرایب مربوط به متغیرهای مستقل) در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار باشد به ترتیب فرضیه‌های یک تا شش پژوهش مورد تأیید قرار خواهد گرفت. مدل پژوهش برگرفته از پژوهش سودبرج (۲۰۰۸) و متغیرهای تعدیل شده پژوهش، کاینکو و یوکاو (۲۰۰۹) و آمادور و همکاران (۲۰۱۴)، به صورت زیر برآورد شده است:

رابطه (۲۱)

$$LIQ_{it} = \alpha_0 + \beta_1 BASMONGRO_{it} + \beta_2 INFLATION_{it} + \beta_3 MP_{it} + \beta_4 INT_{it} + \beta_5 LNMV_{it} + \beta_6 MP_{it} * LNMV_{it} + \beta_7 RET_{it} + \beta_8 R\_RET_{it} + \beta_9 ACF_{it} + \epsilon_{it}$$

که در آن:

$Liq$ : نقدینگی بازار سهام  
 $Basmongr$ : سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه  
 $Inflation$ : نوسانات نرخ تورم  
 $MP$ : رتبه اعتباری نشات گرفته از سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه

Int : نوسانات نرخ تورم ناشی از نفوذ سرمایه‌گذاران نهادی

LnMV : ارزش بازار سهام نشأت گرفته از سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه

MP\*LnMV : تقابل رتبه اعتباری شرکت و ارزش بازار سهام شرکت

RET : نرخ بازده غیر عادی

R\_REL : ریسک سیستماتیک

ACF : جریان‌های نقد استاندارد شده

ε : جزء باقی‌مانده مدل

## ۶) جامعه و نمونه آماری پژوهش

جامعه آماری تحقیق حاضر شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. بنابر اعلام سایت رسمی سازمان بورس اوراق بهادار تهران کلیه شرکت‌های پذیرفته شده تا پایان سال ۱۳۹۲ شامل ۱۵۸ شرکت در ۳۷ گروه صنعتی بوده‌اند. بنابراین در تحقیق حاضر کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس و اوراق بهادار تهران در یک بازه زمانی شش ساله، از سال ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۲، جامعه آماری تحقیق می‌باشند. در این مطالعه برای این که نمونه پژوهش یک نماینده مناسب از جامعه آماری موردنظر باشد، برای انتخاب نمونه از روش غربال‌گری<sup>۱</sup> (حذفی) استفاده شده است. برای این منظور معیارهای زیر در نظر گرفته شده و در صورتی که یک شرکت کلیه معیارها را احراز کرده باشد به عنوان یکی از شرکت‌های نمونه انتخاب شده است.

۱- با توجه به اطلاعات مورد نیاز از سال ۱۳۸۷، شرکت‌هایی که حداکثر تا پایان اسفند ماه سال ۱۳۸۶ در بورس و اوراق بهادار تهران پذیرفته شده‌اند و نام آن‌ها تا پایان سال ۱۳۹۲ از فهرست شرکت‌های یاد شده، حذف نشده باشد.

۲- در طول دوره موردنظر، سهام آن‌ها به طور فعال در بورس معامله شده باشد.

۳- به منظور افزایش قابلیت مقایسه شرکت‌های مورد بررسی، دوره مالی آنها باید منتهی به ۲۹ اسفند ماه باشد و در دوره مورد مطالعه تغییر دوره مالی نداشته باشند.

۴- جزء شرکت‌های واسطه‌گری مالی (سرمایه‌گذاری، هلدینگ، لیزینگ و بانک‌ها و بیمه‌ها) به دلیل متفاوت بودن عملکرد آن‌ها، نباشند.

۵- اطلاعات مورد نیاز در دسترس باشد.

در نهایت با توجه به محدودیت‌های فوق تعداد ۱۵۸ شرکت به عنوان حجم نمونه انتخاب گردید.

## ۷) یافته‌های پژوهش

برای برآورد مدل پژوهش به منظور انتخاب بین روش داده‌های تلفیقی یا تابلویی از آزمون F لیمر استفاده شده است که به شرح زیر می‌باشد. ابتدا لازم است آزمون‌های آماری لازم برای تبیین نوع داده‌ها انجام گیرد. نتایج آزمون F لیمر و آزمون هاسمن در جدول (۱) برای مدل پژوهش نشان داده شده است، که برای تخمین مدل، روش به‌کارگیری داده‌ها تلفیقی یا تابلویی است. مقدار احتمال مربوط به این آماره برای مدل پژوهش یعنی بررسی تاثیر سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه و نوسانات نرخ تورم بر نقدینگی بازار سهام کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین فرض صفر آزمون مبنی بر تلفیقی بودن داده‌ها برای مدل پژوهش رد می‌شود. با توجه به آزمون F لیمر، لازم است آزمون هاسمن برای تعیین نوع داده‌های تابلویی انجام گیرد. همان طور که در جدول (۱) مشاهده می‌شود نتیجه آزمون هاسمن برای مدل پژوهش نشان می‌دهد که داده‌ها، تابلویی با اثرات ثابت هستند. مقدار احتمال مربوط به این آماره از ۵ درصد کمتر است، بنابراین مدل پژوهش بر روی متغیرهای مورد نظر بر اساس رویکرد داده‌های تابلویی با اثرات ثابت تخمین زده می‌شود.

جدول (۱): نتایج آزمون F لیمر و آزمون هاسمن

نوع آزمون	آماره	احتمال آماره	نتیجه
F لیمر	۲۲۴/۱	۰/۰۰۰۳	روش تابلویی
نوع آزمون	آماره	احتمال آماره	نتیجه
هاسمن	۳۴/۱۰	۰/۰۰۰۱	روش تابلویی با اثرات ثابت

پس از انجام آزمون‌های آماری لازم، به منظور تعیین به‌کارگیری داده‌ها و اطمینان از صحت الگوی پردازش شده، نتایج نهایی حاصل از تخمین مدل‌های پژوهش در ادامه ارائه می‌گردد. بر اساس نتایج آزمون F لیمر و آزمون هاسمن، مدل پژوهش بر اساس رویکرد داده‌های تابلویی با اثرات تصادفی تخمین زده شد. نتایج حاصل از تخمین این مدل در جدول (۲) ارائه شده است که تاثیر سیاست‌های پولی

<sup>۱</sup> Criteria-Filtering Technique



محافظه کارانه و نوسانات نرخ تورم بر نقدینگی بازار را آزمون می‌کند. از طرفی سطح معناداری به دست آمده برای کلیه متغیرهای مستقل کوچکتر از سطح آزمون ۰/۰۵ می باشد. همچنین ملاحظه مقدار آماره دوربین واتسون نیز مؤید این مطلب است که بین اجزاء اخلاخ خودهمبستگی وجود ندارد، زیرا این مقدار در فاصله ۱ و ۳ قرار دارد.

جدول (۲): نتایج مربوط به تخمین پژوهش

$LIQ_{it} = \alpha_0 + \beta_1 BSMONGRO_{it} + \beta_2 INFLATION_{it} + \beta_3 MP_{it} + \beta_4 INT_{it} + \beta_5 LNMV_{it} + \beta_6 MP_{it} * LNMV_{it} + \beta_7 RET_{it} + \beta_8 R\_R\_ET_{it} + \beta_9 ACF_{it} + \epsilon_{it}$					
p_Value	آماره t	خطای استاندارد	ضریب برآورد شده	نماد متغیر	نام متغیر
0.0020	3.097273	41.60357	128.8576	C	عرض از مبدأ
0.3509	-0.933400	3.525042	-3.290274	Basmongr	سیاست‌های پولی محافظه کارانه
0.1796	-1.343152	2.030646	-2.727466	Inflation	نوسانات نرخ تورم
0.9452	0.068732	5.600005	3.850006	MP	رتبه اعتباری نشات گرفته از سیاست‌های پولی محافظه کارانه
0.0002	-3.801077	0.069804	-0.265331	Int	نوسانات نرخ تورم ناشی از نفوذ سرمایه‌گذاران نهادی
0.5945	-0.532548	3.126729	-1.665134	LnMV	ارزش بازار سهام نشات گرفته از سیاست‌های پولی محافظه کارانه
0.9607	-0.049242	5.040010	-2.480011	MP*LnMV	تقابل رتبه اعتباری شرکت و ارزش بازار سهام شرکت
0.0000	4.501785	0.731117	3.291331	RET	نرخ بازده غیر عادی
0.0000	6.869732	0.187205	1.286049	R_REL	ریسک سیستماتیک
0.6704	-0.425713	4.910013	-2.090013	ACF	جریان‌های نقد استاندارد شده
۰/۲۸	ضریب تعیین	۰/۰۰۰۰	معناداری آماره F		آماره F: ۱/۸۶
۹۴۸	تعداد مشاهدات	۱۵۸	تعداد نمونه	۲/۷۷	آزمون دوربین واتسون

در بررسی معنی‌دار بودن کل مدل با توجه به این که مقدار احتمال آماره F از ۰/۰۵ کوچکتر می‌باشد (۰/۰۰۰۰) با اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار بودن کل مدل تایید می‌شود. ضریب تعیین مدل نیز گویای آن است که ۰/۲۸ درصد از نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها، توسط متغیرهای وارد شده در مدل تبیین می‌گردد.

## ۸) نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

فرضیه اول پژوهش به بررسی سیاست‌های پولی محافظه کارانه و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها پرداخته است. لذا فرض صفر بر عدم ارتباط سیاست‌های پولی محافظه کارانه و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها تاکید دارد و فرض یک به صورت عکس. همان‌گونه که نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد، سطح معناداری برای سیاست‌های پولی محافظه کارانه برابر است با (۰/۳۵۰۹) که نشان دهنده رابطه سیاست‌های پولی محافظه کارانه و نقدینگی بازار سهام را در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران است که از سطح خطای ۰/۰۵ بیشتر می‌باشد. از این رو فرض صفر رد نشده و می‌توان نتیجه گرفت که سیاست‌های پولی محافظه کارانه بر نقدینگی بازار سهام در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران تاثیر معنادار ندارد و در نتیجه آن، فرضیه اول پژوهش رد می‌شود.

فرضیه دوم پژوهش به بررسی نوسانات نرخ تورم و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها پرداخته است. لذا فرض صفر بر عدم ارتباط نوسانات نرخ تورم و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها تاکید دارد و فرض یک به صورت عکس. همان‌گونه که نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد، سطح معناداری برای متغیر نوسانات نرخ تورم برابر است با (۰/۱۷۹۶) که نشان دهنده رابطه نوسانات نرخ تورم و نقدینگی بازار سهام را در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد که از سطح خطای ۰/۰۵ بیشتر می‌باشد. از این رو فرض صفر رد نشده و می‌توان نتیجه گرفت که نوسانات نرخ تورم بر نقدینگی بازار سهام در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران تاثیر معنادار ندارد و در نتیجه آن، فرضیه دوم پژوهش رد می‌شود.

فرضیه سوم پژوهش به بررسی رتبه اعتباری نشات گرفته از سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها پرداخته است. لذا فرض صفر بر عدم ارتباط رتبه اعتباری نشات گرفته از سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها تاکید دارد و فرض یک به صورت عکس. همان‌گونه که نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد، سطح معناداری برای متغیر رتبه اعتباری نشات گرفته از سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه برابر با (۰/۹۴۵۲) می‌باشد، که نشان دهنده رابطه رتبه اعتباری نشات گرفته از سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه و نقدینگی بازار سهام را در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران از سطح خطای ۰/۰۵ بیشتر می‌باشد. از این رو فرض صفر رد نشده و می‌توان نتیجه گرفت که رتبه اعتباری نشات گرفته از سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه بر نقدینگی بازار سهام در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران تاثیر معنادار ندارد و در نتیجه آن، فرضیه سوم پژوهش رد می‌شود.

فرضیه چهارم پژوهش به بررسی نوسانات نرخ تورم ناشی از نفوذ سرمایه‌گذاران نهادی و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها پرداخته است. لذا فرض صفر بر عدم ارتباط نوسانات نرخ تورم ناشی از نفوذ سرمایه‌گذاران نهادی و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها تاکید دارد و فرض یک به صورت عکس. همان‌گونه که نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد، سطح معناداری برای نوسانات نرخ تورم ناشی از نفوذ سرمایه‌گذاران نهادی برابر است با (۰/۰۰۲) که نشان دهنده رابطه نوسانات نرخ تورم ناشی از نفوذ سرمایه‌گذاران نهادی و نقدینگی بازار سهام را در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد که از سطح خطای ۰/۰۵ کمتر می‌باشد. از این رو فرض صفر رد شده و می‌توان نتیجه گرفت که نوسانات نرخ تورم ناشی از نفوذ سرمایه‌گذاران نهادی در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران بر نقدینگی بازار سهام تاثیر معنادار دارد و در نتیجه آن، فرضیه چهارم پژوهش پذیرفته می‌شود.

فرضیه پنجم پژوهش به بررسی ارزش بازار سهام نشات گرفته از سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها پرداخته است. لذا فرض صفر بر عدم ارتباط ارزش بازار سهام نشات گرفته از سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها تاکید دارد و فرض یک به صورت عکس.

همان‌گونه که نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد، سطح معناداری برای متغیر ارزش بازار سهام نشات گرفته از سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه برابر است با (۰/۵۹۴۵) که نشان دهنده ارتباط ارزش بازار سهام نشات گرفته از سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه و نقدینگی بازار سهام را در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد که با احتمال ۹۵ درصد از سطح خطای ۰/۰۵ بیشتر می‌باشد. از این رو فرض صفر رد نشده و می‌توان نتیجه گرفت که ارزش بازار سهام نشات گرفته از سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه بر نقدینگی بازار سهام تاثیر معنادار ندارد و در نتیجه آن، فرضیه پنجم پژوهش رد می‌شود.

فرضیه ششم پژوهش به بررسی تقابل رتبه اعتباری شرکت و ارزش بازار سهام و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها پرداخته است. لذا فرض صفر بر عدم ارتباط تقابل رتبه اعتباری شرکت و ارزش بازار سهام و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها تاکید دارد و فرض یک به صورت عکس. همان‌گونه که نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد، سطح معناداری برای متغیر تقابل رتبه اعتباری شرکت و ارزش بازار سهام برابر است با (۰/۹۶۰۷) که نشان دهنده رابطه تقابل رتبه اعتباری شرکت و ارزش بازار سهام و نقدینگی بازار سهام را در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد که با احتمال ۹۵ درصد از سطح خطای ۰/۰۵ بیشتر می‌باشد. از این رو فرض صفر رد نشده و می‌توان نتیجه گرفت که تقابل رتبه اعتباری شرکت و ارزش بازار سهام در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران بر نقدینگی بازار سهام تاثیر معنادار ندارد و در نتیجه آن، فرضیه ششم پژوهش پذیرفته نمی‌شود.

## ۹) بحث و نتیجه گیری

در بررسی معنی‌داری ضرایب با توجه نتایج ارائه شده در نگاره (۲)، از آن جایی که سطح معناداری برای ضریب متغیر سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه بزرگتر از ۰/۰۵ می‌باشد، در نتیجه عدم وجود رابطه معنی‌داری میان سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد تأیید قرار می‌گیرد. بنابراین فرضیه اول تحقیق پذیرفته نشده و با اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت بین سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها، رابطه معناداری وجود ندارد. نتیجه حاصل از فرضیه اول، عدم وجود ارتباط معنی‌دار بین متغیر مستقل و وابسته بوده که با پژوهش هاسبروک (۲۰۰۷)، حامد و همکاران (۲۰۱۰) و نایس و همکاران (۲۰۱۱)، همخوانی نداشته و با نتایج پژوهش فوجیمتو (۲۰۰۳) مرتبط و با پژوهش‌های برینان و همکاران (۱۹۹۸) و هریس (۲۰۰۳) همخوانی داشته است. در بررسی معنی‌داری ضرایب با توجه نتایج ارائه شده در نگاره (۲)، از آن جایی که احتمال سطح معناداری برای ضریب متغیر نوسانات نرخ تورم بزرگتر از ۰/۰۵ می‌باشد، در نتیجه رابطه معنی‌داری میان نوسانات نرخ تورم و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها در سطح اطمینان ۹۵ درصد وجود نداشته است. بنابراین فرضیه دوم تحقیق پذیرفته شده و با اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت بین نوسانات نرخ تورم و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها، رابطه معناداری وجود ندارد. نتایج فرضیه دوم پژوهش ما با یافته‌های پژوهش‌های پسران

(۲۰۰۷)، سودبرج (۲۰۰۸) و فلوریکاس و همکاران (۲۰۱۰) مطابقت نداشته و با یافته پژوهش‌های اسفیلد (۲۰۰۴) و آکرداد و پترسن (۲۰۰۵) همخوانی دارد. در بررسی معنی‌داری ضرایب با توجه نتایج ارائه شده در نگاره (۲)، از آنجایی احتمال سطح معناداری برای ضریب متغیر رتبه اعتباری نشأت گرفته از سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه بزرگتر از ۰/۰۵ می‌باشد، در نتیجه وجود رابطه معنی‌داری میان رتبه اعتباری نشأت گرفته از سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. بنابراین فرضیه سوم تحقیق پذیرفته نشده و با اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت بین رتبه اعتباری نشأت گرفته از سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها، رابطه معناداری وجود ندارد. نتایج فرضیه سوم پژوهش با یافته‌های پژوهش‌های سائور و ستوم (۲۰۰۷) و پترسن (۲۰۰۹) مطابقت نداشته و با یافته پژوهش‌های آمیهود (۲۰۰۲) و آکرداد و پترسن (۲۰۰۵) همخوانی دارد. در بررسی معنی‌داری ضرایب با توجه نتایج ارائه شده در نگاره (۲)، از آنجایی سطح معناداری برای ضریب متغیر نوسانات نرخ تورم ناشی از نفوذ سرمایه‌گذاران نهادی کوچک‌تر از ۰/۰۵ می‌باشد، در نتیجه وجود رابطه معنی‌داری میان نوسانات نرخ تورم ناشی از نفوذ سرمایه‌گذاران نهادی و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد تأیید قرار می‌گیرد. بنابراین فرضیه چهارم تحقیق پذیرفته شده و با اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت بین نوسانات نرخ تورم ناشی از نفوذ سرمایه‌گذاران نهادی و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها، رابطه معناداری وجود دارد. منفی بودن ضریب این متغیر حاکی از وجود رابطه معکوس میان نوسانات نرخ تورم ناشی از نفوذ سرمایه‌گذاران نهادی و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها می‌باشد به طوری که با افزایش ۱ واحدی نوسانات نرخ تورم ناشی از نفوذ سرمایه‌گذاران نهادی، نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها نیز به میزان ۰/۲۶ واحد کاهش می‌یابد. بنابراین با توجه به تجزیه و تحلیل‌های صورت گرفته در ارتباط با تأیید فرضیه چهارم پژوهش می‌توان نتیجه گرفت که بین نوسانات نرخ تورم ناشی از نفوذ سرمایه‌گذاران نهادی و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها، رابطه معنادار و معکوسی وجود دارد. نتایج فرضیه چهارم پژوهش ما با یافته‌های پژوهش‌های نایس و همکاران (۲۰۱۱)، حامد و همکاران (۲۰۱۰) و پترسن (۲۰۰۹) مطابقت داشته و با یافته پژوهش‌های اسفیلد (۲۰۰۴) و لیوان و همکاران (۲۰۰۰) در تضاد است. در بررسی معنی‌داری ضرایب با توجه نتایج ارائه شده در نگاره (۲)، از آنجایی سطح معناداری برای ضریب متغیر ارزش بازار سهام نشأت گرفته از سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه بزرگتر از ۰/۰۵ می‌باشد، در نتیجه وجود رابطه معنی‌داری میان ارزش بازار سهام نشأت گرفته از سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. بنابراین فرضیه پنجم تحقیق پذیرفته شده و با اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت بین ارزش بازار سهام نشأت گرفته از سیاست‌های پولی محافظه‌کارانه و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها، رابطه معناداری وجود ندارد. نتایج فرضیه پنجم پژوهش ما با یافته‌های پژوهش‌های فلوریکاس و همکاران (۲۰۱۰) و سودبرج (۲۰۰۸) مطابقت نداشته و با یافته پژوهش‌های هریس (۲۰۰۲) و برینان و همکاران (۱۹۹۸) همخوانی دارد. در بررسی معنی‌داری ضرایب با توجه نتایج ارائه شده در نگاره (۲)، از آنجایی که سطح معناداری برای ضریب متغیر تقابل رتبه اعتباری شرکت و ارزش بازار سهام بزرگتر از ۰/۰۵ می‌باشد، در نتیجه وجود رابطه معنی‌داری میان تقابل رتبه اعتباری شرکت و ارزش بازار سهام و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. بنابراین فرضیه ششم تحقیق پذیرفته شده و با اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت بین تقابل رتبه اعتباری شرکت و ارزش بازار سهام و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها، رابطه معناداری وجود ندارد. نتایج فرضیه ششم پژوهش ما با یافته‌های پسارن (۲۰۰۷)، هاسبروک (۲۰۰۷) و نایس و همکاران (۲۰۱۱) مطابقت نداشته و با یافته پژوهش‌های فوجیمتو (۲۰۰۳) و هریس (۲۰۰۲) همخوانی دارد. با توجه به نتایج این پژوهش که حاکی از وجود رابطه معنی‌داری میان نوسانات نرخ تورم ناشی از نفوذ سرمایه‌گذاران نهادی و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد، سازمان بورس اوراق بهادار می‌تواند با توجه به نتایج این تحقیق و تحقیقات مشابه اطلاعات جامع‌تری را در خصوص نقدینگی بازار سهام، برای سهامداران منتشر نماید. همچنین توصیه مراجع تدوین استانداردهای حسابداری به شرکت‌های بورسی مبنی بر افشای اختیاری اطلاعات جامع در خصوص نوسانات نرخ تورم ناشی از نفوذ سرمایه‌گذاران نهادی و نقدینگی بازار سهام شرکت‌ها، چرا که افزایش میزان و سطح نوسانات نرخ تورم ناشی از نفوذ سرمایه‌گذاران نهادی می‌تواند اثرات مهمی بر تصمیم سرمایه‌گذاران داشته باشد، لذا ارائه اطلاعات کامل و شفاف از سوی مدیریت در زمینه نوسانات نرخ تورم ناشی از نفوذ سرمایه‌گذاران نهادی بسیار راه‌گشا خواهد بود. از طرفی بهتر است تحلیل‌گران مالی فعال در بازار سرمایه، مشاوران سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار در کنار تحلیل‌ها و تکنیک‌های معمولی که انجام می‌دهند، تحلیل‌های خاصی مبتنی بر وضعیت نوسانات نرخ تورم ناشی از نفوذ سرمایه‌گذاران نهادی با توجه به استانداردهای حسابداری به عمل آورند.

## ۹ منابع

- احمد پور، ا. و امیر رسائیان، ۱۳۸۵، "رابطه اطلاعات مالی و اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام" *نامه اقتصادی مفید*، شماره ۵۷، صفحه ۲۹ تا ۴۸.
- اسلامی بیدگلی، غ. و علیرضا سارنج، ۱۳۸۷، "انتخاب پرتفوی با استفاده از سه معیار میانگین بازدهی و نقدشوندگی در بورس اوراق بهادار تهران"، *فصل نامه بررسی های حسابداری و حسابرسی*، شماره ۵۳، صفحه ۳ تا ۱۶.
- اعتمادی، حسین؛ نوروش، ایرج؛ آذر، عادل و حسین سراجی، (۱۳۸۵). طراحی و تبیین مدل پیش بینی محافظه کاری حسابداری با تاکید بر ارتباط آن با میانگین موزون هزینه سرمایه در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، صص ۲۷-۴۵.
- ایزدی نیان،. و امیر رسائیان، ۱۳۸۹، "پراکندگی مالکیت و نقدشوندگی سهام"، *فصل نامه بررسی های حسابداری و حسابرسی*، شماره ۶۰، خشنود، س. ۱۳۸۴، "بررسی عوامل موثر بر ساختار مالی شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، پایان نامه کارشناسی ارشد. سیرانی، محمد. حجازی، رضوان. کشاورز، ملیحه. ۱۳۹۰. "مطالعه تاثیر ریسک نقدشوندگی و سایر عوامل موثر بر بازدهی مقطعی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران". *مجله پژوهش های حسابداری مالی*، سال سوم؛ شماره اول، ۱۱۳-۱۲۴
- صلواتی، ش. و امیر رسائیان، ۱۳۸۶، "بررسی رابطه بین ساختار سرمایه و نقدشوندگی سهام در ایران"، *نامه اقتصادی مفید*، شماره ۶۳، صفحه ۱۴۳ تا ۱۶۳.
- کردستانی؛ امیر بیگی. ۱۳۸۷. "محافظه کاری در گزارش گری مالی: بررسی رابطه عدم تقارن زمانی سود و *MTB* به عنوان دو معیار ارزیابی محافظه کاری"، دانشگاه امام خمینی، پایان نامه کارشناسی ارشد.
- مجتهد زاده، ویدا (۱۳۸۰). محافظه کاری، *مجله حسابدار*، شماره ۱۵۴، صص ۲۴-۲۲
- یحیی زاده فر، محمود و خرمدین، جواد. (۱۳۸۷). نقش عوامل نقدشوندگی و ریسک عدم نقدشوندگی بر مازاد بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران، *بررسی های حسابداری و حسابرسی*، ۱۵ (۵۳): ۱۰۱-۱۱۸.
- Acharya, V.V., Pedersen, L.H., 2005. Asset pricing with liquidity risk. *J. Financ. Econ.* 77 (2), 375–410.
- Amador, Octavio Fernández, Martin Gächter, Martin Larch, Georg Peter. (2014). *Journal of Empirical Finance*. 21 (2014) 54–68.
- Amihud, Y., 2002. Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. *J. Financ. Mark.* 5 (1), 31–56.
- Basu, S., 1997. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics* 25, 1–34.
- Brennan, M.J., Chordia, T., Subrahmanyam, A., 1998. Alternative factor specifications, security characteristics, and the cross-section of expected stock returns. *J. Financ. Econ.* 49 (3), 345–373.
- Brunnermeier, M.K., Pedersen, L.H., 2009. Market liquidity and funding liquidity. *Rev. Financ. Stud.* 22 (6), 2201–2238.
- Chordia, T., Roll, R., Subrahmanyam, A., 2000. Commonality in liquidity. *J. Financ. Econ.* 56 (1), 3–28.
- Damodaran, A., 1993(March). "A simple measure of price adjustment coefficients". *Journal of Finance*, 48(1), 387-400.
- Desender, K. Garcia-cestona, M. (2008) "Stock price performance and ownership structure uring period. of stock market crisis", [www.ssrn.com](http://www.ssrn.com).
- Eisfeldt, A.L., 2004. Endogenous liquidity in asset markets. *J. Finance* 59 (1), 1–30.
- Florackis, C., Gregoriou, A., Kostakis, A., 2010. Trading frequency and asset pricing: evidence from a new price impact ratio. SSRN eLibrary.
- Fujimoto, A., 2003. Macroeconomic sources of systematic liquidity. Working Paper, Yale University.
- Goyenko, R.Y., Ukhov, A.D., 2009. Stock and bond market liquidity: a long-run empirical analysis. *J. Financ. Quant. Anal.* 44 (1), 189–212.
- Hameed, A., Kang, W., Viswanathan, S., 2010. Stock market declines and liquidity. *J. Finance* 65 (1), 257–293.
- Harris, L.E., 2002. *Trading and Exchanges: Market Microstructure for Practitioners*. Oxford University Press, USA.
- Hasbrouck, J., 2007. *Empirical Market Microstructure: The Institutions, Economics, and Econometrics of Securities Trading*. Oxford University Press, USA.
- Koutmos, G.F., 1999. "Asymmetric price and volatility adjustments in emerging Asian stock markets". *Journal of Business Finance and Accounting*, 26(1-2), 83-101.

- Lee, Ch., Hsieh, T., Cheng, Li, 2010. "Financial Reporting Quality and Speed of Price Adjustment". *International Research Journal of Finance and Economics*, 53, 134-143.
- Levin, A., Chien-Fu Lin, A., Chu, C.-S.J., 2002. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *J. Econ.* 108 (1), 1-24.
- Lipson, Marc L., Sandra Mortal, (2009)," *Liquidity and capital structure* ", *Journal of Financial Market*, 12, 611-644.
- Næs, R., Skjeltorp, J.A., Ødegaard, B.A., 2011. Stock market liquidity and the business cycle. *J. Finance* 66 (1), 139-176.
- Nimalendran, M., Petrella, G., 2003. Do thinly traded stocks benefit from specialist interventions. *Journal of Banking and Finance* 27, 1823-1854.
- Pesaran, M.H., 2007. A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *J. Appl. Econ.* 22 (2), 265-312.
- Pesaran, M.H., 2007. A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *J. Appl. Econ.* 22 (2), 265-312.
- Rubin, A., (2007)," *Ownership level, ownership concentration and liquidity* ", *Journal of Financial Markets*, 10 , 3, pages: 219-248.
- Sanger, G., McConnell, J., 1996. Stock exchange listings, firm value, and security market efficiency: The impact of NASDAQ. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 31, 1-25.
- Sauer, S., Sturm, J.-E., 2007. Using Taylor rules to understand European central bank monetary policy. *Ger. Econ. Rev.* 8, 375-398.
- Soederberg, J., 2008. Do macroeconomic variables forecast changes in liquidity? An out-of-sample study on the order-driven stock markets in Scandinavia. CAFO Working Paper, Vaexjoe University.
- Watts, R.L. (2003)(a). Conservatism in accounting part I: Explanations and implications. *Accounting Horizons* 17 (3): 207-221.
- Watts, R.L. (2003)(b). Conservatism in accounting part II: Evidence and research opportunities. *Accounting Horizons* 17 (4): 287-301.