فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری
دوره ۱۳ / شماره ۲ (پیاپی ۵۰) / تابستان ۱۴۰۳
صفحه ۱۱۱ تا ۱۳۳

بررسی تأثیر تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران بر نقدشوندگی بازار سهام: (رهیافت رگرسیون کوانتایل)

ابراهیم اصغری
دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، واحد قائمشهر، دانشگاه آزاد اسلامی، قائمشهر، ایران
asghari_ebrahim@yahoo.com

محمدمهدی عباسیان‌فریدونی
استادیار، گروه حسابداری، واحد قائمشهر، دانشگاه آزاد اسلامی، قائمشهر، ایران (نویسنده مسئول)
mm.abbasian@yahoo.com

سیدحسین نسل‌موسوی
استادیار، گروه حسابداری، واحد قائمشهر، دانشگاه آزاد اسلامی، قائمشهر، ایران
nseyedhossein2@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۹/۱۱/۰۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۲/۲۵

چکیده

تئوری مالی رفتاری نشان می‌دهد که تغییرات قیمت اوراق بهادار، هیچ دلیل بنیادی نداشته و تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران، نقش مهمی در تعیین قیمت‌ها ایفا می‌کند. در مطالعات اخیر، منطقی بودن سرمایه‌گذاران به طور جدی به چالش کشیده شده و نتایج مطالعات حاکی از آن است که قیمت‌ها بیشتر توسط نگرش‌ها و فاکتورهای روانی تعیین می‌شوند تا متغیرهای بنیادی، به همین دلیل مطالعه روانشناسی بازار سهام اهمیت بیشتری پیدا کرده است. از این‌رو هدف این پژوهش، بررسی تأثیر تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران بر نقدشوندگی سهام در بازار سرمایه کشورهای منتخب اسلامی است. نمونه آماری متشکل از بازار سرمایه ۱۴ کشور منتخب اسلامی طی دوره زمانی ۲۰۰۸ تا ۲۰۲۰ است. جهت برآورد مدل پژوهش از روش رگرسیون کوانتایل با استفاده از نرم افزار Eviews 9.0 استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران بر نقدشوندگی بازار سهام تأثیر مثبت و معناداری دارد. همچنین از بین متغیرهای کلان اقتصادی، نرخ رشد حجم پول و نرخ رشد تولیدات صنعتی تأثیر مثبت و معناداری بر نقدشوندگی بازار سهام دارند و نرخ تورم تأثیر منفی بر نقدشوندگی بازار سهام دارد. بر اساس نتایج تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران حجم معاملات و نقدشوندگی بازار سهام را افزایش می‌دهد. در واقع نتایج پژوهش این استدلال را تقویت می‌کند که تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران می‌تواند منشأ تغییرات نقدشوندگی باشد.

واژه‌های کلیدی: تمایلات رفتاری، نقدشوندگی بازار سهام، رگرسیون کوانتایل.

۱- مقدمه

نقدشوندگی بازار سهام مفهومی گسترده و فراگیر است که در طی گذشت زمان برای هر سهام و تمام بازار سرمایه تغییر می‌یابد(چوردیا[۱]و رول[۲]، ۲۰۰۸). باور عمیقی در بین استفاده‌کنندگان نقدشوندگی بازار سهام (معامله‌گران، سرمایه‌گذاران و غیره) وجود دارد که چالش اصلی میانگین میزان نقدشوندگی مالی نیست، بلکه نوسانات و عدم اطمینان در خصوص آن است (پرساد[۳]، ۲۰۰۳). نقدشوندگی بازار سهام بر کارایی بازار، هزینه معاملات، بازده مورد انتظار و به طور کلی بر ثبات سیستم‌های مالی تأثیرگذار است (چوردیا و رول، ۲۰۰۸). نقدشوندگی به بسیاری از اصول اقتصاد کلان کشورها و اصول بازار سهام آن‌ها بستگی دارد، که این اصول شامل سیاست‌های مالی کشورها، رویکرد حاکم بر نرخ ارز، نرخ تورم، رشد تولیدات صنعتی و نیز محیط نظارتی است. در کشورهای در حال توسعه همچون ایران، متغیرهای کلان اقتصادی در سه دهه گذشته بسیار پرنوسان بوده‌اند و شاهد تغییرات قابل توجهی در متغیرهایی چون نرخ بهره، نرخ ارز و نرخ تورم بوده‌ایم که اثر نامطلوبی بر اقتصاد و نقدشوندگی بازار سهام گذاشته‌اند؛ بی‌شک بر تصمیمات مدیران نیز تأثیر گذاشته و آنها را با تردیدهای جدی روبه‌رو کرده‌اند (جهانخانی و کنعانی‌امیری، ۱۳۸۵). اعتماد حاکم بر بازار و اطمینان سرمایه‌گذاران نیز در بهبود شرایط نقدشوندگی تأثیر اساسی دارد. در سطح کلان نیز ابزارهای مورد معامله، ماهیت مشارکت‌کنندگان بازار و همچنین ساختار بازار اثر زیادی بر نقدشوندگی بازار دارند. بنابراین درک عوامل مؤثر بر نقدشوندگی بازار سهام از موضوعاتی است که همواره مورد علاقه محققین بوده است. یافته‌های پژوهشگران در این زمینه حاکی از آن است که متغیرهای کلان اقتصادی، قوانین معاملاتی سازمان بورس اوراق بهادار، قوانین مربوط به حمایت از سرمایه‌گذاران، محیط‌های اطلاعاتی، مسائل مربوط به ساختار خرد بازار و ویژگی‌های مختص شرکت‌ها ممکن است باعث تغییرات نقدشوندگی باشند (بروکمن و همکاران[۴]، ۲۰۰۹؛ کاممینگ و همکاران[۵]، ۲۰۱۱؛ مشیریان و همکاران[۶]، ۲۰۱۷). لازم به ذکر است که در ادبیات نظری تحقیقات فراوانی در این باره صورت گرفته است. اما آنچه که در مطالعات جدید بر آن تاکید می‌شود عواملی هستند که خارج از مباحث بنیادی در قالب تئوری‌های روانشناختی مطرح هستند. به‌عبارت دیگر، برخلاف تئوری مالی سنتی، شواهد حکایت از آن دارد که سرمایه‌گذاران برای تعیین ارزش سهام از روشهای کمی استفاده نمی‌کنند. قضاوت‌ها مبتنی بر تصورات ذهنی و اطلاعات غیرعلمی و شرایط روانی و احساسی در بازار بورس است. متغیرهای احساسی که براساس محدودیت‌های شناختی شکل می‌گیرند، شرایط روانی فعالان بازار بورس را مورد بررسی قرار می‌دهند (لین،۲۰۱۰). دیدگاه مالی رفتاری نشان می‌دهد که برخی از تغییرات قیمت اوراق بهادار، هیچ دلیل بنیادی نداشته و گرایش احساسی سرمایه‌گذار، نقش مهمی درتعیین قیمت‌ها بازی می‌کند(کیم و ها، ۲۰۱۰). این دیدگاه، به سرعت گسترش یافته است و به بررسی فرآیند تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران و عکس‌العمل آنها نسبت به شرایط مختلف بازارهای مالی می‌پردازد و تأکید آن بیشتر به تأثیر احساسات، شخصیت، فرهنگ و قضاوت‌های سرمایه-گذاران برتصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری می‌باشد. در حقیقت، فعل و انفعال پویا بین معامله‌گران اختلال‌زا و آربیتراژگران منطقی قیمت‌ها را شکل می‌دهد و اگر یک سهام معامله‌گرهای اختلال‌زای بیشتر و یا معامله‌گرهای منطقی کمتری داشته باشد نوسانات قیمتی آن چشمگیر است.

دیدگاه مالی رفتاری، بیانگر دو فرض اساسی است: اولین فرض این است که سرمایه‌گذاران تحت تأثیر گرایش‌های احساسی خود تصمیم می‌گیرند. در اینجا گرایش احساسی به صورت اعتقاد به جریان‌های نقدی آتی و ریسک‌های سرمایه‌گذاری تعریف شده که این اعتقاد توسط حقایق در دسترس ایجاد نشده است. دومین فرض این است که آربیتراژ در برابر سرمایه‌گذاران احساسی پر ریسک و پرهزینه است. بنابراین سرمایه‌گذاران منطقی یا آربیتراژگرها در برگرداندن قیمت‌ها به قیمت بنیادی، پرتکاپو نیستند. مالی رفتاری حوزه نوینی از پژوهش‌های مالی است که به کنکاش در عوامل روان‌شناسانه مؤثر بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاری می‌پردازد. حوزه مالی رفتاری تلاش می‌کند تا بی‌قاعدگی‌های بازار و سایر فعالیت‌های آن را که از طریق فرضیه‌های بازار کارا قابل توصیف نیستند را تشریح نماید(ستایش و شمس الدینی، ۱۳۹۵).

در کل می‌توان بیان کرد که مالی رفتاری که از تلفیق روانشناسی و مالی به وجود آمده است، اظهار می‌دارد که روانشناسی در تصمیم‌گیری مالی نقش ایفا می‌نماید. به بیان دیگر، مالی رفتاری به دنبال تأثیر فرآیندهای روانشناختی در تصمیم‌گیری است. بر این اساس و با توجه به تاکیدات، احساسات سرمایه‌گذاران از جمله عواملی است که در کنار عواملی بنیادی هم می‌تواند در فرآیند شکل‌دهی بازدهی و قیمت موثر باشد و هم می‌تواند بر تصمیمات سرمایه‌گذار در مورد خرید، فروش و یا نگهداری یک سهم موثر باشد که خود این نیز به نوبه خود، حجم معاملات را به شدت تحت تاثیر قرار می‌دهد. نقدشوندگی بازار سهام یک ویژگی مطلوب برای سرمایه‌گذار است، بنابراین هرچه حجم و گردش معاملات سهام بیشتر باشد قدرت نقدشوندگی سهام بالاتر و ریسک نقدشوندگی پایین‌تر ارزیابی می‌شود و در نتیجه بازده کمتری انتظار می‌رود. اما اگر حجم و گردش معاملاتی سهام پایین باشد، نوسان بازده بیشتر خواهد بود و واریانس توزیع بازده بیشتر از وضعیتی است که گردش معاملاتی بالاست (قائمی و طوسی،۱۳۸۴). بر این اساس که در سال‌های اخیر، روابط بین تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران با نقدشوندگی بازار سهام به دلیل اختلالات احتمالی ناشی از کمبود نقدینگی در بحران‌های مالی ۲۰۰۸ تا ۲۰۰۹ مورد توجه قرار گرفته است، و همچنین بر اساس نظریه مالی رفتاری، به نظر می‌رسد که علاوه بر متغیرهای کلان اقتصادی، شاخص تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران می‌تواند بر حجم معاملات سهام شرکت‌ها و نقدشوندگی بازار سهام تأثیرگذار باشند. از این رو، سوال اصلی پژوهش این است که آیا تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران می‌تواند در کنار متغیرهای کلان اقتصادی، بر نقدشوندگی بازار سهام تأثیرگذار باشد؟ برای پاسخ به این سوال مجموعه‌ای از کشورهای منتخب اسلامی در بازه زمانی ۲۰۰۸ تا ۲۰۲۰ مورد مطالعه قرار گرفته و مدل تحقیق با استفاده از روش رگرسیونی کوانتایل[۷] برآورد شده است. دلیل استفاده از روش رگرسیونی کوانتایل این است که، در مقایسه با روش‌های رگرسیونی معمولی عملکرد بهتری دارد، به‌ویژه زمانی که جملات اخلال رگرسیون توزیع نرمال نداشته باشند. همچنین استفاده از مجموعه کشورها، تعداد مشاهدات را افزایش داده و قابلیت اطمینان به نتایج برآورد مدل را ارتقا می دهد. در ادامه ساختار مقاله به این ترتیب خواهد بود؛ ابتدا مبانی نظری، پیشینه و روش پژوهش که شامل فرضیه‌ها، معرفی متغیرها و مدل پژوهش است، به طور جامع تشریح می‌شود. در بخش بعدی به تحلیل یافته‌ها و نتایج پرداخته شده و در پایان، پیشنهادها و منابع استفاده شده بیان خواهد شد.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

یکی از پایه‌های اصلی دانش مالی کلاسیک، فرض" عقلایی بودن "سرمایه‌گذاران است. بروز تضادهای متعدد در رفتار سرمایه‌گذاران با مفروضات مالی کلاسیک موجب مطرح شدن دانشی جدید بنام" دانش مالی رفتاری" گردید. دانش مالی رفتاری سعی دارد با کمک گرفتن از دانش روانشناسی و وارد کردن عوامل روانشناختی به نظریه‌ها و مدل‌های مالی، به تشریح آنچه در بازارهای سرمایه رخ می‌دهد بپردازد و توضیحی قابل قبول برایرفتار سرمایه‌گذاران و رفتارهای بازار ارائه کند(پمپین[۸]، ۱۳۸۸). «مالی رفتاری» ترکیبی از اقتصاد کلاسیک و مالی، با روانشناسی و علوم تصمیم‌گیری است که در پی توضیح و تشریح پدیده‌های غیرعادی مشاهده شده در حوزه مالی است. مالی رفتاری یکی از مطالعاتی است که به بررسی فرآیند تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران و عکس‌العمل آنها نسبت به شرایط مختلف بازارهای مالی می‌پردازد و تأکید آن بیشتر به تأثیر احساسات، شخصیت، فرهنگ و قضاوت‌های سرمایه‌گذاران بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری می‌باشد. مالی رفتاری، بیانگر دو فرض اساسی است: اولین فرض این است که سرمایه-گذاران تحت تأثیر تمایلات رفتاری خود تصمیم می‌گیرند. در اینجا تمایلات رفتاری به صورت اعتقاد به جریان‌های نقدی آتی و ریسک‌های سرمایه‌گذاری تعریف شده که این اعتقاد توسط حقایق در دسترس ایجاد نشده است. دومین فرض این است که آربیتراژ در برابر سرمایه‌گذاران احساسی پر ریسک و پر هزینه است. بنابراین سرمایه‌گذاران منطقی یا آربیتراژگرها در برگرداندن قیمت‌ها به قیمت بنیادی، پرتکاپو نیستند. مالیه رفتاری مدرن اعتقاد دارد که محدودیت‌هایی برای آربیتراژ وجود دارد (کیم و ها، ۲۰۱۰). پیش از مطرح شدن مالیه رفتاری در مدیریت مالی و اقتصاد، رفتار سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه بر مبنای نظریه مطلوبیت اقتصادی تفسیر می‌شد، در حالی که بررسی‌ها و پژوهش‌های متعدد علمی در زمینه مالیه رفتاری، میزان اهمیت عوامل روانشناختی را مشخص کرد. اگرچه نظریه‌های مالیه رفتاری جدید است و پیشینهٔ آن به یک دهه پیش باز می‌گردد، ولی موضوع دخیل بودن ویژگی های روانشناختی و رفتاری افراد در تصمیم‌های خرید به دوره‌های پیشتر باز می‌گردد. احساسات و عواطفی که در زمان تصمیم‌گیری وجود دارند، اغلب منجر به بروز رفتاری می‌شوند که متفاوت از رفتارهایی است که با سنجش هزینه‌ها و منافع بلندمدت فعالیت‌ها تعیین می‌شود. روان‌شناسان در پژوهش‌های مختلف نشان داده‌اند که افراد در عمل رفتاری متفاوت از آنچه که تئوری‌های مدرن مالی از انسان عقلایی ترسیم می‌کنند از خود بروز می‌دهند (فرناندز آمادور و همکاران[۹]، ۲۰۱۳). در مطالعه‌ای تورسکی و کانمن[۱۰] (۱۹۸۵) به این نتیجه رسیده‌اند که افراد در مواجه با سود ریسک گریز و در برابر زیان، ریسک‌پذیر هستند. همچنین افراد در دامنه وسیعی احساس ناگوارتری نسبت به زیان در مقابل همان اندازه سود دارند. این پدیده که تحت عنوان زیان‌گریزی مطرح می‌شود ریشه روانشناختی داشته و یکی از مفاهیم بنیادین تئوری دورنما می‌باشد. بر اساس نتایج حاصل از مطالعات لیو[۱۱] (۲۰۱۵) و خولدی[۱۲](۲۰۱۴) سه گروه از سرمایه‌گذاران در بازار سهام وجود دارد: گروه اول سرمایه‌گذارا آگاه که به راحتی تحت تأثیر اطلاعات خارجی قرار نمی‌گیرند و آن‌ها بخش کوچکی از بازار را تشکیل می‌دهند و در نتیجه تأثیر کمتری بر نقدشوندگی بازار دارند. گروه دوم سرمایه‌گذاران منطقی که به طور چشمگیر تحت تأثیر اطلاعات خارجی مثل گروه اول قرار نمی‌گیرند و تأثیر آن‌ها نیز بر نقدشوندگی بازار بسیار اندک می‌باشد و گروه سوم سرمایه‌گذاران هیجانی، که در دراز مدت، این گروه بر کل بازار سهام تسلط دارند، و طبق یافته دلونگ[۱۳] (۱۹۹۰)

کارایی بازار را از بین می‌برند و انتظارات آن‌ها از بازار در برابر محیط خارجی آسیب‌پذیر است و اغلب تغییر می‌کند، بنابراین این‌ها منجر به تغییر نقدشوندگی بازار می‌شوند. ادبیات مطالعات انجام یافته در مورد قیمت‌گذاری‌های رفتاری، عوامل مختلفی را برای شاخص‌ها و معیارهای احساسی و عواطف رفتاری سرمایه‌گذاران نشان می‌دهد؛ اما طبق یافته‌های باکر و ورگلر[۱۴] (۲۰۱۲) که در پژوهش خود شرح داده است، هیچ اندازه گیری واضح و روشنی برای آن وجود ندارد. از طرفی، عوامل منتخب برای احساسات و عواطف رفتاری سرمایه‌گذار، باید به نحوی ارائه گردد که اولاً: با استفاده از منابع و اطلاعات ارائه شده از سوی سازمان بورس اوراق بهادار و همچنین شرکت‌های عضو آن سازمان، قابل اندازه‌گیری باشد؛ ثانیاً برآیند خروجی این عوامل به نحوی مقبولی نشان‌دهنده میزان گرایش سرمایه‌گذاران برای جذب یا دفع یک سرمایه‌گذاری باشد. لذا اغلب، سه عامل گردش مالی سهام یا نقدشوندگی بازار سهام، نسبت تعداد روزهای که قیمت سهام در بازار رو به رشد بوده به تعداد روزهای که قیمت سهام در بازار رو به کاهش بوده و نسبت صرف سود تقسیم شده سهام برای بررسی احساسات و عواطف رفتاری سرمایه‌گذاران، مورد سنجش قرار می‌گیرند (باکر و استین[۱۵]، ۲۰۰۴؛ براون و کلیف[۱۶]، ۲۰۰۴؛ باکر و ورگلر، ۲۰۱۲). یکی از مهمترین مفروضات بازار سرمایه کارا بدین صورت است که سرمایه‌گذاران در بازار سهام کارا به طور منطقی و عقلایی به اطلاعات جدید منتشر شده واکنش نشان می‌دهند؛ اما یافته‌های تجربی اکثر مطالعات نشان می‌دهد که نوع واکنش افراد به اطلاعات منتشر شده، متعدد و متنوع بوده و در برخی موارد واکنش آن‌ها به اطلاعات جدید منتشر شده، کاملاً منطقی و عقلانی نیست. به عبارت دیگر، افراد تحت تأثیر عوامل احساسی، روان‌شناختی و عواطف رفتاری، نسبت به اطلاعات جدید منتشر شده، واکنش‌های مختلف و متنوعی را نشان می‌دهند و باعث ناهنجاری‌هایی مثل افزایش بیش از حد یا کمتر از حد قیمت‌ها می‌شوند (کاروالیو و همکاران[۱۷]، ۲۰۱۶). کیم و ها (۲۰۱۰) در پژوهشی به بررسی تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام پرداختند. آنها ۴ پنجک پرتفوی مرتب شده بر اساس اندازه، ارزش دفتری به بازار ، مالکیت نهادی و قیمت ایجاد نموده و اینگونه نتیجه‌گیری کردند که گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بطور سیستماتیک قیمت سهام شرکت‌های کره‌ای با اندازه کوچک، قیمت سهام پایین و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار کم و درصد مالکیت نهادی پایین را تحت تأثیر خود قرار می‌دهد. همچنین به این نتیجه رسیدند که اضافه کردن شاخص گرایش احساسی سرمایه‌گذاران به مدل قیمت-گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای عملکرد مدل را تقویت بخشیده و اثرات اندازه، ارزش و مومنتوم را بهتر توضیح می‌دهد. دباتا و همکاران[۱۸](۲۰۱۷) تأثیر تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران بر نقدشوندگی بازار سهام را بررسی کردند و دریافتند که تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران تأثیر مثبتی بر نقدشوندگی داشته و با استفاده از آزمون علّیت گرنجر به این نتیجه رسیده‌اند که تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران علّت وقوع نقدشوندگی سهام شده است و یک رابطه یک طرفه از طرف تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران وجود دارد. همچنین سایر نتایج پژوهش نشان داده است که متغیرهای کلان اقتصادی (نرخ رشد حجم پول و نرخ رشد تولیدات صنتعی) نیز تأثیر مثبت و معناداری بر نقدشوندگی بازار سهام دارند. هو و همکاران [۱۹](۲۰۱۹) در پژوهشی تأثیر رفتار سرمایه‌گذاران بر نقدشوندگی بازار سهام در کشور چین را مطالعه کردند. نتایج تجربی پژوهش آن‌ها نشان داد که تمایلات سرمایه‌گذاران تأثیر مثبت بر نقدشوندگی بازار سهام دارد. همچنین توانایی شناخت اطلاعات بر نقدشوندگی بازار سهام تأثیر منفی دارد.

همچنین، حجم زیاد و انفجاری اطلاعات در بازار صعودی باعث افزایش نقدینگی می‌شود در حالی که این تأثیر در بازار نزولی ضعیف است. دونهام[20] و گارسیا[21] (۲۰۲۰) به بررسی تأثیر تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران در سطح شرکت بر نقدشوندگی سهام شرکت پرداختند و دریافتند که بهتر شدن (وخیم‌تر شدن) تمایلات رفتاری سرمایه-گذاران منجر به افزایش (کاهش) نقدینگی سهام شرکت می‌شود. دباتا و همکاران (۲۰۲۰) در مطالعه دیگری به بررسی تأثیر تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران محلی و جهانی بر نقدینگی بازار سهام در ایالات متحده، اروپا پرداختند و دریافتند که تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران تأثیر مثبت و معناداری بر نقدشوندگی بازار سهام دارد. نتایج آزمون علّیت گرنجر مطالعه‌شان نشان می‌دهد که تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران به طور قابل توجهی باعث نقدشوندگی بازار سهام می‌شود و به این نتیجه رسیده‌اند که تمایلات رفتاری تعیین کننده اصلی نقدشوندگی بازار سهام است. علاوه بر این سایر نتایج مطالعه نشان داده که متغیرهای کلان اقتصادی به عنوان متغیر کنترلی تأثیر مثبت و معناداری بر نقدشوندگی بازار سهام داشته است.

سیف‌الهی و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی مقایسه‌ای عوامل رفتاری در سرمایه‌گذاری دارایی‌های مالی نشان دادکه تمام عوامل به غیر از عامل "بیش اطمینانی" روی سرمایه‌گذاری تأثیرگذار هستند و میزان این تأثیر برای هریک متفاوت می‌باشد و رتبه‌بندی این عوامل از نظر میزان تأثیرگذاری عبارتند از: ۱-سود و زیان نسبی ، ۲-اثر تمایلی ، ۳-محافظه کاری ، ۴-رفتار توده وار ۵-شهود نمایندگی ۶-اثر مالکیت ، ۷-پشیمان گریزی. دولو و پایایی (۱۳۹۶) به بررسی رفتار جمعی سرمایه‌گذاران در سطوح خرد و کلان و تأثیر آن در نوسان‌های بازار پرداختند و دریافتند که رفتار جمعی بین هر دو گروه سرمایه‌گذاران فردی و نهادی وجود دارد. کاردان و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی به بررسی نقش تمایلات سرمایه‌گذار بر ارزش گذاری شرکت پرداختند و نتایج نشان داده است که افزودن شاخص‌های احساسات به الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای باعث افزایش توضیح دهندگی الگوی مذکور می‌گردد. کامیابی و نصیری (۱۳۹۷) به بررسی تأثیر معیار تمایلات سرمایه‌گذار بر بازده مازاد الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ پرداختند. جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش از الگو داده‌های ترکیبی استفاده شد. نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان می‌دهد که معیار تمایلات سرمایه‌گذار نقش مهمی در قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ایی دارد و از نقش این معیار در تشکیل بازده‌های مازاد و شکل‌گیری قیمت حمایت می‌کند. توجه به عواملی همچون تمایلات سرمایه‌گذار، غیر از عوامل بنیادی، با توجه به چالش‌های فرضیه بازار کارا، می‌تواند تاثیر بااهمیتی بر تصمیمات سرمایه‌گذاران و سایر استفاده‌کنندگان داشته باشد. رستمی‌جاز و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی تأثیر شاخص گرایش احساسی سرمایه گذاران و عوامل صرف ریسک در تبیین انحرافات قیمت بازارسهام از ارزش ذاتی سهام پرداختند و دریافتند که انحراف قیمت بازار سهام از ارزش ذاتی سهام می تواند با هر دو عامل گرایش احساسی سرمایه گذاران و صرف ریسک تبیین شود. حسینی و مرشدی (۱۳۹۸) به بررسی تأثیر احساسات سرمایه‌گذاران بر پویایی معاملات بورس اوراق بهادار تهران در شرکت‌های بورسی پرداختند و دریافتند که احساسات سرمایه‌گذاران تأثیر مستقیمی بر بازده سهام دارد. همچنین بر اساس دیگر یافته‌های پژوهش مشخص شد که تولید ناخالص داخلی تأثیر مستقیم و تورم تأثیر معکوس بر ارتباط بین احساسات سرمایه‌گذار و بازده سهام دارند. نصیری و کامیابی (۱۳۹۸) به بررسی تأثیر تمایلات و رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران فردی بر بازده مازاد پرداختند

و دریافتند که تمایلات و رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران فردی تأثیر بااهمیتی بر بازده مازاد در الگوی پنج عاملی دارند. در شرایطی که تمام سرمایه‌گذاران منطقی نیستند، تصمیم‌گیرندگان جوانب روان‌شناختی سرمایه‌گذار را برای درک چگونگی قیمت‌گذاری دارایی‌ها به کار می‌گیرند. بهارمقدم و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی تأثیر تمایلات سرمایه‌گذاران بر نرخ رشد سود مورد انتظار پرداختند و دریافتند که در دوره‌هایی که سرمایه‌گذاران احساساتی‌تر هستند، تمایل دارند پیش بینی‌های خوش‌بینانه‌تری برای نرخ رشد سود مورد انتظار داشته باشند و این انتظارات خوش‌بینانه منجر می‌شود که تمایلات سرمایه‌گذاران نرخ رشد سود مورد انتظار را تغییر دهد و سپس بر اطلاعات حسابداری و قیمت سهام تأثیر بگذارد. نیکو و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی گرایش احساسی سرمایه‌گذار، نوسان پذیری غیرسیستماتیک و قیمت‌گذاری نادرست سهام در شرکت‌های بورسی اوراق بهادار تهران پرداختند و نتایج تجربی پژوهش حاکی از آن است که هر دو متغیر گرایش احساسی سرمایه‌گذار و نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک دارای اثر مثبت و معنادار بر روی قیمت گذاری نادرست سهام هستند. به این معنی که با افزایش گرایش احساسی سرمایه‌گذار و نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک، قیمت‌گذاری نادرست سهام نیز افزایش می‌یابد و بالعکس. بخردی‌نسب و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی تأثیر ازدحام فردی در معاملات و احساسات فردی سرمایه‌گذار بر بازده اضافی سهام پرداختند. نتایج حاصل از فرضیه‌های پژوهش نشان می‌دهد که تغییرات در هیجانات رفتاری سرمایه‌گذاران در بازار بورس اوراق بهاردار تهران بر مازاد سهام موثر است. علاوه بر این نتایج حاکی از آن است که تغییرات در ازدحام معاملات در بازار بورس منجر به تغییر مازاد سهام می‌گردد. جمشیدی و قالیباف (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای به تحلیل رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران حقیقی و نهادی بورس اوراق بهادار از منظر بروز سوگیری‌های رفتاری و عوامل مؤثر بر آن پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که رفتار سرمایه‌گذاران نشان دهنده برخی خطاهای شناختی می‌باشد. مشخصاً، (همراستا با سوگیری اثر تمایلاتی) هر دو گروه از سرمایه‌گذاران نسبت به فروش سهامی که قیمت آن افزایش یافته است و نگهداری سهامی که با افت قیمت مواجه شده تمایل دارند، گرچه این تمایل در سرمایه‌گذاران حقیقی بیشتر می‌باشد. سرمایه‌گذاران همچنین بازده گذشته سهم را بعنوان معرف بازدهی آینده در نظر می‌گیرند (سوگیری نماگری)، و رفتار معاملاتی آنها (بویژه سرمایه‌گذاران حقیقی) نشان دهنده فرااعتمادی آنها می‌باشد. همچنین به منظور بررسی تأثیر ویژگی‌های سرمایه‌گذاران بر خطاهای شناختی آنها، در ادامه سوگیری‌های رفتاری و خطای معاملاتی بر اساس ویژگی‌های سرمایه‌گذاران (شامل فراوانی معاملات، سابقه داشتن حساب و ارزش حساب) مورد بررسی و تحلیل قرار گرفت.

۳- فرضیه‌های پژوهش

بر مبنای ادبیات و مبانی نظری و پژوهش‌های اشاره شده و طبق دیدگاه مالی رفتاری، سرمایه‌گذاران تحت تأثیر گرایش‌های احساسی خود تصمیم می‌گیرند و همچنین بر اساس نظریه مالی رفتاری، متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران می‌تواند بر حجم معاملات سهام شرکت‌ها و نقدشوندگی بازار سهام تأثیر بگذارد، بنابراین طبق مطالعه دباتا و همکاران (۲۰۱۷)، فرضیه‌های پژوهش حاضر به شرح زیر تدوین شده است:

فرضیه اصلی پژوهش: تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران بر نقدشوندگی بازار سهام تأثیر مثبت و معنادار دارد.

فرضیه‌های فرعی پژوهش:

فرضیه فرعی اول: نرخ رشد حجم پول تأثیر مثبت و معنادار بر نقدشوندگی بازار سهام دارد.

فرضیه فرعی دوم: رشد تولیدات صنعتی تأثیر مثبت و معنادار بر نقدشوندگی بازار سهام دارد.

فرضیه فرعی سوم: نرخ تورم بر نقدشوندگی بازار سهام تأثیر منفی و معنادار دارد.

۴- روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از لحاظ هدف انجام پژوهش، از نوع پژوهش‌های کاربردی و از نظر ماهیت و روش پژوهش از نوع توصیفی و همبستگی است و می‌تواند در فرآیند تصمیم‌گیری سرمایه‌گذارن مورد استفاده قرار گیرد. در این پژوهش تأثیر تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران بر نقدشوندگی بازار سهام در یک دوره زمانی از ۲۰۰۸ تا ۲۰۲۰ مطالعه می‌شود. داده‌های مورد نیاز مربوط به مدل پژوهش از پایگاه اطلاعاتی بانک جهانی[۲۲] و وب‌سایت صندوق بین‌المللی پول[۲۳](IMF) استخراج شده است و مدل مورد نظر پژوهش نیز با استفاده از نرم افزار اقتصادسنجی Eviews 9.0 برآورد گردید. قبل از برآورد مدل پژوهش، با استفاده از آزمون ریشه واحد، ایستا (مانا) بودن متغیرهای مدل پژوهش بررسی شد. زیرا اگر متغیرهای مدل پژوهش نامانا باشند (ایستا نباشند)، رگرسیون‌های برآوردی مدل‌های پژوهش جعلی و ساختگی می‌شد و از قابلیت اطمینان کمتر و پایین‌تری برخوردار می‌بود.

مبتنی بر تجربیات تحقیقاتی، مدل مورد مطالعه در این پژوهش برگرفته از مطالعه دباتا و همکاران (۲۰۱۷) می‌باشد. که به صورت معادله (۱) می‌باشد.

$$ILLIQ_{j,t} = c_j + \alpha_1 SENT_{j,t} + \alpha_2 INF_{j,t} + \alpha_3 IIP_{j,t} + \alpha_4 BM_{j,t} + U_{j,t} \quad (1)$$

که درآن: $ILLIQ_{j,t}$: شاخص عدم نقدشوندگی کشورزام در سال t، $SENT_{j,t}$: شاخص تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران کشورزام در سال t، $INF_{j,t}$: نرخ تورم کشورزام در سال t، $IIP_{j,t}$: نرخ رشد تولیدات صنعتی کشورزام در سال t، $BM_{j,t}$: نرخ رشد حجم پول کشورزام در سال t و $U_{j,t}$: جملات اخلال رگرسیون می‌باشد.

در این پژوهش، براساس آزمون جارگ- برا که در جدول شماره (۲) نشان داده شده است، توزیع متغیر وابسته مدل (شاخص عدم نقدشوندگی آمیهود[۲۴]) نرمال نیست. از این‌رو، در این پژوهش از روش رگرسیونی کوانتایل (روش رگرسیون چندک) کوانکر و باست[۲۵] (۱۹۷۸) استفاده شده است که روشی جدید و معتبر برای برآورد معادلات رگرسیونی است. روش‌های رگرسیونی معمولی ارتباط بین متغیرهای مستقل و متغیر وابسته را براساس تابع میانگین شرطی ارائه می‌کند. رگرسیون‌های حداقل مربعات معمولی در مواقعی که خطاهای رگرسیونی توزیع غیرنرمال داشته باشند، غیرکارا می‌باشند. درحالی که رگرسیون کوانتایل در مواردی که خطاها توزیع نرمال نداشته و یا داده‌های پرت داشته باشیم، قوی‌تر عمل می‌کند. بعبارت دیگر، در رگرسیون کوانتایل برخلاف رگرسیون معمولی از حداقل نمودن مجموع قدرمطلق باقیمانده‌های موزون برای برآورد پارامتر الگو استفاده می‌شود که به آن روش حداقل قدرمطلق انحرافات[۲۶] یا (LAD) گفته می‌شود. همان‌طورکه بیان گردید، این آنالیز

به خصوص زمانی‌که توزیع شرطی ناهمگن است و شکل استانداردی ندارد(از قبیل توزیع‌های نامتقارن، توزیع‌هایی با دم‌پهن و عریض و مواردی از این قبیل) مفید است.
تشریح کلی رگرسیون کوانتایل به شکل زیر می باشد. برای متغیر تصادفی Y تابع توزیع احتمال به شرح زیر است:

$$F(y) = Prob\,(Y \leq y) \qquad (۲)$$

کوانتایل τ ام Y بصورت تابع معکوس زیر تعریف می‌گردد:

$$Q(\tau) = \inf\{y : F(y) \geq \tau\} \qquad (۳)$$

که در آن $0 < \tau < 1$ می‌باشد.
برای نمونه تصادفی {y1, ..., yn} از Y، می‌توان گفت که میانه نمونه، مجموع قدرمطلق انحرافات زیر را حداقل می‌کند:

$$\min_{\xi \in R} \sum_{i=1}^{n} |y_i - \xi| \qquad (۴)$$

همچنین کوانتایل نمونه τام $\xi(\tau)$ که شبیه به $Q(\tau)$ می باشد، می‌تواند به‌صورت جواب مساله بهینه‌یابی زیر مطرح گردد:

$$\min_{\xi \in R} \sum_{i=1}^{n} \rho_\tau(y_i - \xi) \qquad (۵)$$

که در آن داریم:

$$\rho_\tau(z) = z\left(\tau - I(z < 0)\right), 0 < \tau < 1 \qquad (۶)$$

صرفا به‌عنوان میانگین نمونه که مجموع مربعات پسماند را حداقل می‌کند:

$$\hat{\mu} = \underset{\mu \in R}{\operatorname{argmin}} \sum_{i=1}^{n} (y_i - \mu)^2 \qquad (۷)$$

می‌توان با حل معادله زیر به تابع میانگین شرطی خطی $E(Y|X = x) = x'\beta$ دست یافت:

$$\hat{\beta} = \underset{\beta \in R^p}{\operatorname{argmin}} \sum_{i=1}^{n} (y_i - x_i'\beta)^2 \qquad (۸)$$

در پایان تابع کوانتایل شرطی خطی، $Q(\tau|X = x) = x'\beta(\tau)$ ، می تواند با حل معادله زیر برای هر کوانتایل $\tau \in (0,1)$ برآورد شود:

$$\hat{\beta}(\tau) = \underset{\beta \in R^p}{\operatorname{argmin}} \sum_{i=1}^{n} \rho_\tau(y_i - x_i'\beta) \qquad (۹)$$

که در آن، مقدار کوانتایل(τ)β، رگرسیون کوانتیل τ ام نامیده می شود (تیان و همکاران[۲۷]، ۲۰۱۶).
لازم به توضیح است که برای ارزیابی و آزمون مدل پژوهش در رگرسیون کوانتایل از سه شاخص و آزمون استفاده شده است که عبارتند از:

۱) آماره نیکویی[۲۸] برازش که کوئنکر و ماچادو[۲۹] (۱۹۹۹) برای رگرسیون کوانتایل ارائه کردند که شبیه به رگرسیون معمولی می‌باشد. اگر رگرسیون کوانتایل خطی را بصورت$Q = \left(\tau\middle|X_i,\beta(\tau)\right) = \acute{X}_i\beta(\tau)$ تعریف کرده و فرض کنیم که داده‌ها و بردار ضرایب بصورت$X_i = (1,\acute{X_{i1}})$ و $\beta(\tau) = (\beta_0(\tau),\beta_1(\tau)\acute{)}$ تقسیم بندی شده اند، بطوریکه

$$Q\left(\tau\middle|X_i,\beta(\tau)\right) = \beta_0(\tau) + \acute{X}_{i1}\beta_1(\tau) \quad (۱۰)$$

می‌توان تعریف کرد که

$$\hat{\mathrm{V}}(\tau) = min_{\beta(\tau)}\sum_i \rho_\tau\left(Y_i - \beta_0(\tau) - \acute{X}_{i1}\beta_1(\tau)\right) \quad (۱۱)$$

$$\mathrm{V}(\tau) = min_{\beta_0(\tau)}\sum_i \rho_\tau\left(Y_i - \beta_0(\tau)\right) \quad (۱۲)$$

بر این اساس، معیار نیکویی برازش کوئنکر و ماچادو بشرح زیر ارائه می‌گردد که عددی بین صفر و یک بوده و موفقیت نسبی مدل در برازش داده‌ها برای کوانتایل τ ام را اندازه می‌گیرد

$$\mathrm{R}^1(\tau) = 1 - \hat{\mathrm{V}}(\tau)/V(\tau) \quad (۱۳)$$

۲) آزمون برابری شیب[۳۰] که توسط کوئنکر و باست (۱۹۸۲) ارائه شده و این آزمون را برای برابر بودن ضرایب شیب بین کوانتایل‌ها به عنوان آزمونی قوی برای ناهمسانی واریانس ارائه دادند.
فرضیه صفر این آزمون به شرح زیر است

$$H_0: \beta_1(\tau_1) = \beta_1(\tau_2) = \cdots = \beta_1(\tau_k) \quad (۱۴)$$

که(p-1)(k-1) قید را بر روی ضرایب اعمال می کند. بر این اساس می توان آزمون والد مربوطه را تشکیل داد که بصورت$\mathrm{X}^2_{(p-1)(k-1)}$ توزیع شده است.

۳) آزمون تقارن[۳۱] که توسط نوی و پاول[۳۲] (۱۹۸۷) برای برآوردگرهای حداقل مربعات نامتقارن، ارائه شده است که قید (محدودیت) کمتری دارد. این رویکرد به راحتی در مورد رگرسیون کوانتایل قابل استفاده می‌باشد. (تیان و همکاران، ۲۰۱۶).
فرضیه آزمون نوی و پاول این است که اگر توزیع Y به ازای مقادیر معین X متقارن باشد داریم

$$\frac{\beta(\tau)+\beta(1-\tau)}{2} = \beta(1/2) \quad (۱۵)$$

می توان این قیدها را با استفاده از آزمون والد در رگرسیون کوانتایل آزمون کرد. فرض کنید عدد فردی مانند K وجود دارد و ضرایب برآوردی با استفاده از τ_k مرتب شده اند. مقدار میانی $\tau_{(k+1)/2}$ فرض می شود که برابر با ۰/۵ بوده و τ باقیمانده با فرض $\tau_j = 1 - \tau_{k-j+1}$ برای j= 1,...,(k-1)/2 حول عدد ۰/۵ متقارن هستند. بر این اساس فرضیه صفر آزمون پاول و نوی برای $\tau_j = 1 - \tau_{k-j+1}$ به شرح زیر می باشد

$$H_0: \frac{\beta(\tau_j)+\beta(\tau_{k-j-1})}{2} = \beta(1/2) \quad (۱۶)$$

مقدار آماره آزمون والد برای فرضیه صفر متقارن بودن، صفر می‌باشد. فرضیه صفر نیز p(k-1)/2 قید دارد، از این رو آماره والد بصورت $X^2_{p(k-1)/2}$ توزیع شده است.
متغیرهای رابطه (۱) به سه دسته تقسیم می‌شوند که در ادامه به معرفی آنها پرداخته شده است.

۴-۱- متغیر مستقل

متغیر مستقل در مدل پژوهش، تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران است؛ تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران را می‌توانیم اعتقاد سرمایه‌گذاران به جریان‌های نقدی آتی و ریسک سرمایه‌گذاری که از طریق واقعیت‌های موجود قابل توجیه نیست، بدانیم (باکر و ورگلر،۲۰۱۲). تعریف دیگری که می‌توانیم برای تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران بیان کنیم عبارت است از: «حاشیه معیار خوش‌بینی و بدبینی سهامداران بازار سهام نسبت به یک سهام (کیم و ها، ۲۰۱۰). در این پژوهش به منظور سنجش و اندازه گیری متغیر تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران از شاخص آرمز استفاده شده است. (هوانگ و همکاران[۳۳]، ۲۰۱۵). شاخص آرمز[۳۴] به صورت معادله (۱۷) اندازه گیری می‌شود:

$$ARMZ_t = \frac{Adv_t/Dec_t}{Advvol_t/Decvol_t} \quad (۱۷)$$

که در معادله فوق، در صورت کسر تعداد شرکت‌هایی که قیمت سهام آن شرکت‌ها در طی یک سال افزایش داشته بر تعداد شرکت‌هایی که قیمت سهام آن شرکت‌ها در همان سال کاهش داشته، تقسیم می‌گردد. در مخرج کسر نیز، حجم سهام داد و ستد شده‌ای که قیمت آن افزایش داشته بر حجم سهام داد و ستد شده‌ای که قیمت آن کاهش داشته، تقسیم می‌شود. شاخص آرمز می‌تواند بیشتر یا کمتر از عدد یک باشد.

۴-۲- متغیر وابسته

متغیر وابسته در مدل پژوهش، نقدشوندگی بازار سهام است. برای نقدشوندگی تعاریف گوناگونی ارائه شده است که مهم‌ترین آن، بیانگر توانایی داد و ستد سریع حجم بسیار بالایی از سهام با هزینه کمتر و بدون اینکه قیمت آن تأثیرپذیری با اهمیتی داشته باشد (لیو، ۲۰۰۶). برای اندازه‌گیری شاخص نقدشوندگی طبق مطالعه دباتا و همکاران (۲۰۱۷) از شاخص عدم نقدشوندگی آمیهود (۲۰۰۲) استفاده شده است.
شاخص عدم نقدشوندگی آمیهود (ILLIQ) که توسط یاکو آمیهود[۳۵] (۲۰۰۲) ارائه شده است. نحوه محاسبه آن به صورت معادله (۱۸) می‌باشد.

$$ILLIQ_{j,t} = ۱/D_{j,i} \sum_{d=۱}^{D_{j,t}} \frac{|R_{j,d,t}|}{V_{j,d,t}} \qquad (۱۸)$$

در معادله (۱۸):

$R_{J,d,t}$: بازده سهم j در ماه d در سال t، VI,d,t: ارزش معاملات انجام شده بر روی سهم j در ماه d در سال t، : Dj,t تعداد روزهای انجام معامله بر روی سهم j در سال t، $ILLIQj,t$: نسبت عدم نقدشوندگی آمیهود بر روی سهم j در سال t.

۳-۴- متغیرهای کنترلی

در این پژوهش برابر مطالعه دباتا و همکاران (۲۰۱۷) در کنار متغیر مستقل از متغیرهای کلان اقتصادی کشورهای منتخب اسلامی مورد مطالعه به شرح زیر به عنوان متغیرهای کنترلی به شرح زیر استفاده شده است:

نرخ رشد حجم پول[۳۶] (BM): برای سنجش و اندازه‌گیری متغیر نرخ رشد حجم پول(broad money growth rate)، نرخ رشد پول و شبه پول (درصد از GDP) یا همان M2 در نظر گرفته شده و داده‌های آن از بانک جهانی استخراج شده است.

نرخ رشد تولیدات صنعتی[۳۷] (IIP): متغیر شاخص تولیدات صنعتی(industrial production growth) نیز تغییرات در حجم تولیدات صنعتی را اندازه‌گیری کرده است و به صورت گسترده به عنوان معیاری برای مشاهده و تحلیل شرایط اقتصادی جاری کشورها است. داده‌های مربوط به این متغیر نیز از بانک جهانی دریافت شده است.

نرخ تورم[۳۸] (INF): متغیر نرخ تورم(inflation rate) نیز با استفاده از داده‌های بانک جهانی و براساس شاخص قیمتی مصرف کننده محاسبه شده است.

۴-۴- جامعه آماری و حجم نمونه

جامعه آماری این پژوهش، تمامی کشورهایی در حال توسعه و عضو سازمان کنفرانس اسلامی هستند که بر اساس معیارهایی محدود شده و کشورهای نمونه به صورت حذفی و بر اساس شرایط زیر انتخاب شده است.

۱) در بازه زمانی ۲۰۰۸ تا ۲۰۲۰ عضو سازمان کنفرانس کشورهای اسلامی باشند؛

۲) اطلاعات مالی و آمار مربوط به اقتصاد و بازار سهام آنها در پایگاه اطلاعاتی بانک جهانی و صندوق بین‌المللی پول موجود باشد؛

۳) اطلاعات لازم در بخش تعریف متغیرها در دسترس باشد.

با توجه به معیارهای فوق، نمونه مورد مطالعه این پژوهش شامل ۱۴ کشور می‌باشدکه عبارتند از: ایران، پاکستان، جمهوری آذربایجان، ترکیه، الجزایر، مصر، تونس، عربستان سعودی، بحرین، امارات متحده عربی، عمان، اردن، قطر و مراکش.

۵-یافته‌های پژوهش

در هر مطالعه‌ای، محققان و پژوهشگران با جمع‌آوری داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز، ساماندهی و در نهایت تجزیه و تحلیل آنها به سؤال‌ها و فرضیه‌های پژوهش پاسخ می‌دهند و فرضیه‌های مطرح شده را پس از انجام آزمون‌های لازم تائید و یا رد می‌کنند، در نتیجه فرآیند جمع‌آوری اطلاعات و داده‌های مورد نیاز پژوهش و همچنین تجزیه و تحلیل آنها از اهمیت بسیار بالایی برخوردار است، چرا که نظریه‌ها در قالب آمار و ارقام علمی، تجلی می‌یابند و حاصل آن به صورت کمی جلوه‌گر شده و مدل نظری پژوهش قابل سنجش و محاسبه می‌گردد.

۵-۱-آمار توصیفی

همانطور که در جدول شماره (۱) نشان داده شده است، در تحلیل میانگین متغیرهای مدل در سطح کشورهای منتخب، در بازه زمانی ۲۰۰۸ تا ۲۰۲۰، نتایج نشان می‌دهد که شاخص نقدشوندگی در سراسر کشورها به طور قابل توجهی متفاوت است. میانگین شاخص نقدشوندگی در آذربایجان(۱/۴۸)، الجزایر(۱/۱۴) و اردن(۱/۳۸) است، درحالی که سایر کشورها دارای شاخص نقدشوندگی نسبتاً پایین‌تری هستند، از جمله: عربستان(۰/۱۸)، ترکیه(۰/۰۳)، امارات(۰/۱۹)، عمان (۰/۱۸) و قطر(۰/۱۷). بر اساس آمار کشورهای نمونه، کشورهای قطر(۶۵/۱۶)، عمان(۶۰/۷۷)، آذربایجان(۵۶/۹۰) و عربستان(۵۶/۸۱) دارای نرخ رشد تولیدات صنعتی بالاتری نسبت به بقیه کشورها بوده به طوری که کمترین مقدار مربوط به کشور پاکستان (۲۰/۰۷) است. همچنین بر اساس آمار کشورهای نمونه، کشورهای ایران(۲۶/۷۶) و آذربایجان(۲۴/۲۶) دارای بیشترین نرخ رشد حجم پول را در دوره زمانی مطالعه داشته‌اند، اما کشورهای اردن(۸/۸۵)، مراکش(۸/۱۷)، عربستان(۱۰/۰۹)، بحرین(۱۰/۴۴) و تونس(۹/۹۰) دارای کمترین نرخ رشد حجم پول را دارند. در میان کشورهای نمونه در دوره زمانی مطالعه ایران(۱۶/۵۹)، مصر (۱۴/۱۹) و ترکیه (۹/۰۳) بالاترین نرخ تورم و کشورهای مراکش(۱/۵۹)، بحرین(۲/۳۲)، عمان(۳/۰۸) و اردن(۳/۹۳) کمترین نرخ‌های تورم را تجربه کرده‌اند.

جدول (۱): آمار توصیفی داده‌ها به تفکیک کشورها

متغیرها	شاخص نقدشوندگی آمیهود			تمایلات رفتاری سرمایه‌گذار			نرخ تورم			نرخ رشد حجم پول			نرخ رشد تولیدات صنعتی		
کشورها	Mean	Med	St.D.	Mean	Med	St.D.	Mean	Med	St.D.	Mean	Med	St.D.	Mean	Med	St.D.
ایران	۰/۲۸	۰/۱۱	۰/۳۸	۲/۲۰	۲/۰۲	۱/۴۲	۱۶/۵۹	۱۳/۶۲	۲/۷۹	۲۶/۷۶	۲۶/۵۳	۷/۱۸	۴۲/۰۵	۴۳/۲۲	۶/۳۰
پاکستان	۰/۷۸	۰/۱۷	۱/۰۰	۲/۴۸	۰/۵۹	۳/۹۳	۸/۸۸	۷/۸۰	۴/۷۹	۱۵/۴۱	۱۳/۴۶	۸/۵۵	۲۰/۰۷	۱۹/۸۵	۱/۹۴
امارات	۰/۱۹	۰/۰۶	۰/۲۷	۱/۱۲	۰/۶۷	۱/۲۸	۴/۲۲	۲/۱۶	۴/۱۱	۱۳/۳۳	۷/۰۹	۱۲/۲۷	۵۲/۰۹	۸۳/۸۰	۵/۹۱
عربستان	۰/۱۸	۰/۰۹	۰/۲۱	۰/۱۴	۰/۱۲	۰/۱۰	۳/۳۲	۲/۶۶	۲/۶۵	۱۰/۰۹	۱۱/۳۲	۷/۳۵	۵۶/۸۱	۵۹/۱۲	۷/۸۰
قطر	۰/۱۷	۰/۱۵	۰/۱۳	۰/۹۹	۱/۰۶	۰/۵۹	۴/۱۰	۲/۵۹	۵/۹۹	۱۸/۹۶	۱۹/۶۴	۱۵/۱۴	۶۵/۱۶	۶۵/۳۸	۶/۲۲
عمان	۰/۱۸	۰/۱۲	۰/۱۷	۱/۵۲	۱/۴۲	۰/۷۰	۳/۰۸	۲/۴۳	۳/۱۰	۱۳/۳۶	۱۱/۶۸	۹/۵۱	۶۰/۷۷	۶۳/۶۲	۸/۱۹

متغیرها	شاخص نقدشوندگی آمیهود			تمایلات رفتاری سرمایه‌گذار			نرخ تورم			نرخ رشد حجم پول			نرخ رشد تولیدات صنعتی		
کشورها	Mean	Med	St.D.	Mean	Med	St.D.	Mean	Med	St.D.	Mean	Med	St.D.	Mean	Med	St.D.
مراکش	۰/۸۵	۰/۵۷	۰/۶۳	۲/۳۱	۲/۲۶	۰/۶۹	۱/۵۹	۱/۴۲	۰/۹۴	۸/۱۷	۵/۹۴	۵/۲۰	۲۵/۸۸	۲۶/۱۲	۰/۷۳
تونس	۰/۳۱	۰/۲۱	۰/۲۶	۲/۶۶	۲/۶۶	۱/۲۹	۴/۱۴	۴/۰۱	۱/۳۰	۹/۹۰	۱۰/۳۷	۲/۷۴	۲۷/۱۵	۲۷/۳۳	۲/۶۵
آذربایجان	۱/۴۸	۱/۴۴	۰/۴۹	۲/۴۹	۲/۵۵	۰/۸۳	۷/۶۲	۶/۷۹	۶/۲۵	۲۴/۲۶	۱۷/۸۲	۲۶/۸۷	۵۶/۹۹	۵۷/۹۲	۶/۷۱
مصر	۰/۷۹	۰/۵۴	۰/۴۸	۲/۱۴	۲/۰۶	۱/۲۲	۱۴/۲۰	۱۰/۲۵	۱/۷۵	۱۵/۹۶	۱۴/۱۵	۷/۹۰	۳۶/۱۴	۳۵/۸۸	۲/۲۲
ترکیه	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۱۷	۰/۱۵	۰/۰۸	۹/۰۳	۸/۶۶	۲/۵۰	۱۸/۳۰	۱۷/۰۸	۶/۵۰	۲۶/۹۳	۲۶/۸۵	۱/۶۲
الجزایر	۱/۱۴	۱/۱۶	۰/۲۸	۱/۸۲	۱/۸۵	۰/۴۴	۴/۴۶	۴/۳۹	۱/۸۷	۱۱/۶۵	۱۱/۴۰	۶/۸۴	۴۶/۳۱	۴۷/۸۸	۸/۶۴
بحرین	۰/۳	۰/۲۴	۰/۱۸	۳/۰۲	۳/۱۴	۰/۵۸	۲/۳۲	۲/۶۲	۰/۹۹	۱۰/۴۴	۶/۱۶	۱۰/۴۸	۴۴/۸۵	۴۵/۱۳	۳/۳۷
اردن	۱/۳۸	۱/۵۷	۱/۱۲	۲/۲۱	۲/۵۱	۱/۷۹	۳/۹۳	۴/۳۱	۳/۷۰	۸/۸۵	۸/۳۸	۹/۲۲	۲۸/۸۱	۲۸/۳۶	۱/۴۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

خلاصه آمار توصیفی برای مجموعه داده پانل نیز در جدول (۲) ارائه شده است. بر اساس نتایج ارائه شده، مقایسه میانگین متغیر شاخص عدم‌نقدشوندگی آمیهود با میانه آن نشان می‌دهد که مقادیر میانگین و میانه این متغیر (متغیر وابسته) با هم اختلاف فاحش داشته و لذا می‌توان گفت که متغیر شاخص عدم نقدشوندگی آمیهود یا همان متغیر وابسته مدل توزیع نرمال ندارد و همچنین در مطالعه حاضر جهت تعیین نرمال بودن متغیر وابسته، از آماره جارک - برا استفاده شده است. مقدار اعتبار آزمون برای متغیر وابسته کمتر از ۵ درصد بوده که نشان می‌دهد متغیر وابسته (شاخص عدم نقدشوندگی آمیهود) دارای توزیع غیر نرمال می‌باشند. از این‌رو ضروری است تا برای برآورد مدل از روش رگرسیونی کوانتایل استفاده گردد. در ردیف انحراف معیار نیز، میزان پراکندگی متغیرها از میانگین نشان داده شده است. هرچه انحراف معیار کمتر باشد، یعنی پراکندگی متغیرها از خط میانگین کمتر است.

جدول (۲): آمار توصیفی مجموع داده‌ها

متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	میانه	بیشترین	کمترین	انحراف معیار	آزمون جارک - برا	prob
عدم‌نقدشوندگی آمیهودILLIQ	۱۹۶	۰/۵۶۵۶	۰/۱۶۳۹	۳/۰۷۹۹	۰/۰۰۲۰	۰/۶۸۷۶	۳/۳۵۲	۰/۰۰۱
تمایلات رفتاری سرمایه‌گذارSENT	۱۹۶	۱/۸۰۶۶	۱/۵۹۴۳	۱۴/۷۳۰۲	۰/۰۳۶۶	۱/۶۱۹۳	۳/۱۰۱	۰/۱۹۲
نرخ رشد حجم پول BM	۱۹۶	۱۴/۶۷۷۶	۱۲/۵۱۳۸	۸۶/۸۱۲۶	۸/۵۱۷۸	۱۲/۱۳۰۳	۲/۱۹۴	۰/۲۴۵
نرخ رشد تولیدات صنعتیIIP	۱۹۶	۴۲/۲۱۸۰	۴۲/۴۴/۳۳	۷۳/۴۶۹۲	۱۷/۸۰۴۷	۱۵/۲۳۳۴	۲/۴۵۰	۰/۲۲۳
نرخ تورم INF	۱۹۶	۶/۵۵۱۶	۴/۱۶۸۵	۴۶/۲۳۵۱	۰/۰۶۵۰	۶/۵۲۳۰	۴/۴۵۷	۰/۱۵۴

منبع: یافته‌های پژوهش.

۲-۵-آمار استنباطی

تکیه بر نتایج آماری بدون توجه به پیش فرض‌های مدل رگرسیون از اعتبار چندانی برخوردار نیست و نمی‌توان از آن برای تصمیم‌گیری‌ها استفاده کرد. بنابراین قبل از انجام هرگونه تفسیر نتایج رگرسیون، نحوه تخمین مدل بررسی می‌شود، در این پژوهش برای رسیدن به اهداف تدوین شده نیاز است داده‌های گردآوری شده تخمین زده می‌شود و از مدلی استفاده می‌گردد که این اهداف و رابطه آن ها را بیان نماید و این خود نیازمند انجام پیش آزمون‌های لازم برای تعیین نوع آزمون اصلی می‌باشد که در ادامه این پیش آزمون‌ها و آزمون اصلی انجام و سپس نتایج حاصله تحلیل می‌گردد. ابتدا قبل از برآورد مدل، آزمون ریشه واحد برای بررسی مانایی (ایستایی) یا نامانایی متغیرهای مدل پژوهش انجام می‌شود تا معادله برآوردی رگرسیون پژوهش کاذب (ساختگی) نباشد. برای این کار، از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته فیشر[۳۹] استفاده شده است و نتایج آزمون آماری ریشه واحد برای بررسی مانایی تمامی متغیرهای مورد استفاده در مدل پژوهش در جدول (۳) نشان داده شده است. بر اساس نتایج ارائه شده در سطح معناداری ٪۵ تمامی متغیرها در سطح مانا می‌باشند. به عبارت دیگر، تمامی متغیرها ریشه واحد ندارد و انباشته از مرتبه صفر(I(0 است. از این‌رو، بدون نگرانی از مانا نبودن متغیرهای مدل، می‌توان مدل رگرسیونی پژوهش را برآورد کرد.

جدول(۳): نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	نماد متغیر	سطح متغیر	prob	نتیجه
عدم نقدشوندگی آمیهود	ILLIQ	۶۳/۵۴۰۰	(۰/۰۰۰۰) *	I(0)
تمایلات رفتاری سرمایه‌گذار	SENT	۴۲/۱۹۶۱	(۰/۰۲۴۵) *	I(0)
نرخ رشد حجم پول	BM	۶۰/۸۶۳۱	(۰/۰۰۰۰) *	I(0)
نرخ رشد تولیدات صنعتی	IIP	۵۳/۴۶۳۱	(۰/۰۰۰۰) *	I(0)
نرخ تورم	INF	۵۱/۲۷۵۱	(۰/۰۰۰۰) *	I(0)

منبع: محاسبات تحقیق.

*: رد فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در سطح معناداری ۵ درصد است.

همانطور که عنوان شد، متقارن نبودن توزیع متغیر وابسته (شاخص عدم نقدشوندگی آمیهود)، انگیزه اصلی برای برآورد مدل با روش رگرسیون کوانتایل می‌باشد. در این پژوهش، بیان گردید که متغیر عدم نقدینگی آمیهود (متغیر وابسته) توزیع نرمال ندارد. از این‌رو مدل پژوهش با روش رگرسیونی کوانتایل برآورد شده و در جدول (۴) ارائه شده است. بر اساس نتایج حاصل از برآورد مدل پژوهش که در جدول (۴) ارائه شده است، ضریب تعیین رگرسیون برآوردی برای کوانتایل‌های مختلف بین ۰/۶۵ تا ۰/۶۹ متغیر می‌باشد. همچنین براساس نتایج آزمون برابری ضرایب شیب، می‌توان در سطح معناداری ٪۵ فرضیه صفر این آزمون مبنی بر برابر بودن ضرایب شیب در بین کوانتایل‌ها را رد کرد. به‌عبارت دیگر ضرایب شیب بین کوانتایل ها باهم برابر نیستند. همچنین براساس نتایج

آزمون تقارن، در سطح معناداری ۵٪، فرضیه صفر متقارن بودن ضرایب در رگرسیون کوانتایل رد می‌شود. زیرا Prob این آزمون کوچک‌تر از ۰/۰۵ می‌باشد.

جدول(۴): نتایج برآورد مدل پژوهش

τ	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
C	۰/۴۳ (۱/۵۲)	۰/۳۲ (۱/۲۸)	۰/۲۷ (۱/۳۴)	۰/۲۹ (۱/۲۷)	۰/۲۵ (۱/۵۵)	۰/۲۲ (۱/۳۰)	۰/۳۰ (۱/۶۲)	۰/۲۴ (۱/۷۳)	۰/۲۲ (۱/۲۵)
$ILLIQ_{j,t}$	-۰/۱۱ *(-۲/۴)	-۰/۱۰ *(-۲)	-۰/۱۰۵ *(-۲/۴)	-۰/۱۲ *(-۲/۲)	-۰/۰۹ *(-۲/۵)	-۰/۱۳ *(-۲/۸)	-۰/۱۲ *(-۳/۰)	-۰/۱۲۴ *(-۳/۱)	-۰/۱۱ *(-۲/۷)
$BM_{j,t}$	-۰/۱۷ *(-۲/۵)	-۰/۱۶ *(-۲/۲)	-۰/۱۷ *(-۲/۴)	-۰/۱۹ *(-۲/۸)	-۰/۲۰ *(-۲/۰)	-۰/۲۲ *(-۲/۱)	-۰/۲۳ *(-۲/۰)	-۰/۲۷ *(-۲/۱)	-۰/۳۱ *(-۲/۲)
$IIP_{j,t}$	-۰/۳۸ *(-۳/۱)	-۰/۳۷ *(-۳)	-۰/۳۷۵ *(-۳/۴)	-۰/۳۵ *(-۲/۸)	-۰/۳۲ *(-۲/۹)	-۰/۲۹ *(-۳/۰۵)	-۰/۲۸ *(-۳/۲)	-۰/۲۶ *(-۳/۳)	-۰/۲۲ *(-۲/۸)
$INF_{j,t}$	۰/۱۱ *(۲/۱۲)	۰/۱۰ *(۲/۲۸)	۰/۱۲ *(۲/۳۲)	۰/۱۵ *(۲/۵۹)	۰/۱۸ *(۱/۹۶)	۰/۲۲ *(۲/۰۱)	۰/۲۳ *(۲/۲۷)	۰/۲۴ *(۲/۱)	۰/۲۶ *(۲/۰۴)
R^2	۰/۶۷	۰/۶۶	۰/۶۸	۰/۶۵	۰/۶۸	۰/۶۹	۰/۶۵	۰/۶۷	۰/۶۹
آزمون برابر بودن شیب	۴۲/۵ (۰/۰۰)	۴۰/۷ (۰/۰۰)	۳۹/۳ (۰/۰۰)	۳۵/۲ (۰/۰۲)	۴۴/۸ (۰/۰۰)	۴۱ (۰/۰۰)	۳۷/۵ (۰/۰۱)	۳۲/۱ (۰/۰۳)	۳۳/۹ (۰/۰۳)
آزمون متقارن بودن کوانتیل‌ها	۴۰/۳ (۰/۰۰)	۴۲/۸ (۰/۰۰)	۳۷/۵ (۰/۰۱)	۳۷/۳ (۰/۰۱)	۳۸/۴ (۰/۰۰)	۴۱/۴ (۰/۰۰)	۴۵/۵ (۰/۰۰)	۴۰/۷ (۰/۰۰)	۳۵/۲ (۰/۰۲)

منبع: یافته‌های پژوهش.

*: اعداد داخل پرانتز مقدار آماره t بوده و معنادار بودن ضرایب در سطح معناداری ۵ درصد را نشان می‌دهد.

۶- نتایج برآورد مدل پژوهش

فرضیه اصلی پژوهش: تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران بر نقدشوندگی بازار سهام تأثیر دارد. بر اساس نتایج حاصل از برآورد مدل پژوهش که در جدول (۴) ارائه شده است، تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران تأثیر منفی بر شاخص عدم‌نقدشوندگی آمیهود (تأثیر مثبت بر نقدشوندگی بازار سهام) در بازار سرمایه ایران و کشورهای منتخب دارد و این تأثیر در تمامی کوانتایل‌های ۱ تا ۹ در سطح احتمال ۵ درصد به لحاظ آماری معنادار است. زیرا prob آن کمتر از ۰/۰۵ است. از این‌رو در بازه زمانی مورد مطالعه و در کشورهای منتخب، تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران توانسته است حجم نقدشوندگی بازار سهام را افزایش دهد.

فرضیه فرعی اول: نرخ رشد حجم پول بر نقدشوندگی بازار سهام تأثیر دارد. بر اساس نتایج حاصل از برآورد مدل پژوهش که در جدول (۴) ارائه شده است، تأثیر نرخ رشد حجم پول بر شاخص عدم نقدشوندگی آمیهود در بازار سرمایه ایران و کشورهای منتخب منفی(تأثیر مثبت بر نقدشوندگی بازار سهام) است و این تأثیر در تمامی کوانتایل‌های ۱ تا ۹ در سطح احتمال ۵ درصد به لحاظ آماری معنادار است. بعبارت دیگر همگام با رشد نقدینگی و حجم پول در این کشورها، بخشی از آن روانه بازار سهام شده است و توانسته است نقدینگی در این بازار را افزایش دهد. از این رو تأثیر رشد حجم پول بر شاخص عدم نقدشوندگی آمیهود منفی(تأثیر مثبت بر نقدشوندگی بازار سهام) بوده است. همانطور که مشاهده می‌شود تأثیر منفی نرخ رشد حجم پول بر شاخص عدم نقدشوندگی آمیهود (تأثیر مثبت بر نقدشوندگی بازار سهام) با افزایش سطح شاخص عدم نقدشوندگی آمیهود بیشتر می‌شود. به طوری که تأثیر آن از کوانتایل ۱ تا ۹ افزایش یافته است. این مقادیر نشان می‌دهد که ضرایب متغیر نرخ رشد حجم پول بین کوانتایل‌ها متغیر بوده و با افزایش یک درصدی در متغیر نرخ رشد حجم پول، شاخص عدم نقدشوندگی آمیهود (نقدشوندگی بازار سهام) در کشورهای منتخب و با ثابت ماندن سایر عوامل بین ۱۷ درصد تا ۳۱ درصد افزایش داشته است.

فرضیه فرعی دوم: رشد تولیدات صنعتی بر نقدشوندگی بازار سهام تأثیر دارد. بر اساس نتایج حاصل از برآورد مدل پژوهش که در جدول (۴) ارائه شده است، تأثیر نرخ رشد تولیدات صنعتی بر شاخص عدم نقدشوندگی آمیهود در بازار سرمایه ایران و کشورهای منتخب منفی(تأثیر مثبت بر نقدشوندگی بازار سهام) است و این تأثیر در تمامی کوانتایل‌های ۱ تا ۹ در سطح احتمال ۵ درصد به لحاظ آماری معنادار است. همچنین طبق نتایج ارائه شده در جدول فوق، میزان تأثیر منفی در کوانتایل‌های ابتدایی بیشتر بوده و به طور کلی روند آن بین کوانتایل‌ها کاهشی می‌باشد. به بیان دیگر میزان تأثیر منفی نرخ رشد تولیدات صنعتی بر شاخص عدم نقدشوندگی آمیهود در کوانتایل‌های ۱ ، ۲ و ۳ در مقایسه با کوانتایل های ۷ ، ۸ و ۹ بیشتر می‌باشد و این امر بدین معنی است که، بالا بودن نرخ رشد تولیدات صنعتی نشانگر شرایط مناسب اقتصادی است و چشم‌انداز اقتصادی کشور را روشن‌تر ترسیم می‌کند. این امر انتظارات سرمایه‌گذاران در مورد وضعیت آتی اقتصاد کشور را بهبود می‌بخشد و انگیزه سرمایه‌گذاری در بازار سهام را نیز تقویت می‌کند. لذا بالا بودن رشد تولیدات صنعتی تأثیر مثبت بر نقدشوندگی بازار سهام(تأثیر منفی بر شاخص عدم نقدینگی آمیهود) دارد. علاوه بر این، ضرایب مربوط به نرخ رشد تولیدات صنعتی در رگرسیون برآوردی مدل پژوهش نشان می‌دهد که با افزایش یک درصدی در نرخ رشد تولیدات صنعتی، شاخص عدم نقدشوندگی آمیهود (نقدشوندگی بازار سهام) در کشورهای منتخب و با ثابت ماندن سایر عوامل بین ۲۲ درصد تا ۳۸ درصد کاهش داشته است.

فرضیه فرعی سوم: نرخ تورم بر نقدشوندگی بازار سهام تأثیر دارد. بر اساس نتایج حاصل از برآورد مدل پژوهش که در جدول (۴) ارائه شده است، تأثیر نرخ تورم بر شاخص عدم نقدشوندگی آمیهود در بازار سرمایه ایران و کشورهای منتخب مثبت (تأثیر منفی بر نقدشوندگی بازار سهام) است و این تأثیر در تمامی کوانتایل‌های ۱ تا ۹ در سطح احتمال ۵ درصد به لحاظ آماری معنادار است؛ زیرا تورم را می‌توان بازدهی دارایی‌های واقعی نظیر ساختمان، ماشین و غیره دانست. اگر نرخ تورم بالا باشد، افراد ترجیح خواهند داد که بیشتر در دارایی‌های واقعی

سرمایه‌گذاری کنند تا دارایی‌های مالی. لذا بالا بودن تورم در دوره زمانی مورد مطالعه بر شاخص عدم نقدشوندگی آمیهود تاثیر مثبت دارد. البته تورم می‌تواند باوقفه بر روی میزان نقدشوندگی بازار سهام تأثیرگذار باشد. زیرا بعد از افزایش قیمت دارایی‌های واقعی نظیر مسکن، خودرو و غیره، حجم معاملات در بازار سهام و شاخص بورس به تورم واکنش نشان می‌دهد.

۷- بحث و نتیجه‌گیری

نقدشوندگی بازار سهام به بسیاری از اصول اقتصاد کلان کشورها و اصول بازار سهام آن‌ها بستگی دارد، که این اصول شامل سیاست‌های مالی کشورها، رویکرد حاکم بر نرخ ارز، نرخ تورم، رشد تولیدات صنعتی و نیز محیط نظارتی است. اعتماد حاکم بر بازار و اطمینان و رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران نیز در بهبود شرایط نقدشوندگی تأثیر اساسی دارد. همچنین بر اساس نظریه مالی رفتاری، متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران می‌توانند تأثیر بسیار مهم و اساسی بر نقدشوندگی بازار سهام داشته باشند و به توسعه بازار سهام کمک بهینه و شایانی بکند. در این پژوهش تأثیر شاخص تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران و برخی متغیرهای کلان اقتصادی کشورهای مورد مطالعه از جمله نرخ تورم، نرخ رشد حجم پول و نرخ رشد تولیدات صنعتی بر نقدشوندگی بازار سهام مورد بررسی قرار گرفت. به این منظور، داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز این کشورها از پایگاه بانک جهانی، وب‌سایت صندوق بین‌المللی پول و سایر نهادهای مالی مربوطه در دوره زمانی ۲۰۰۸ تا ۲۰۲۰ جمع‌آوری شده و مدل مدنظر پژوهش با استفاده از روش رگرسیون کوانتایل برآورد گردید. برای برآورد مدل ابتدا آزمون مانایی دیکی-فولر صورت گرفت که براساس نتایج به دست آمده تمام متغیرها دارای ریشه واحد هستند.

بر اساس نتیجه فرضیه اصلی پژوهش تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران تأثیر مثبت و معناداری بر نقدشوندگی بازار سهام دارد و در بازه زمانی مورد مطالعه و در کشورهای منتخب، شاخص تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران توانسته است نقدشوندگی بازار سهام را افزایش دهد. نتایج پژوهش این استدلال را تقویت می‌کند که تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران می‌تواند منشأ تغییرات نقدشوندگی باشد. نتیجه این فرضیه با نتایج مطالعه باکر و ورگلر (۲۰۱۲) و کاروالیو و همکاران (۲۰۱۶) سازگار است.

بر اساس نتیجه فرضیه فرعی اول نرخ رشد حجم پول بر نقدشوندگی بازار سهام نیز تأثیر مثبت و معناداری داشته است. به عبارت دیگر بخشی از رشد نقدینگی در این کشورها وارد بازار سهام شده است بعبارت دیگر همگام با رشد نقدینگی و حجم پول در این کشورها، بخشی از آن روانه بازار سهام شده است و توانسته است نقدینگی در این بازار را افزایش دهد.

بر اساس نتیجه فرضیه فرعی دوم تأثیر نرخ رشد تولیدات صنعتی بر نقدشوندگی بازار سهام مثبت و معنادار است. همچنین طبق نتایج بدست آمده، میزان تأثیر منفی نرخ رشد تولیدات صنعتی بر شاخص عدم نقدشوندگی آمیهود (متغیر وابسته) در کوانتایل‌های ۱ ، ۲ و ۳ در مقایسه با کوانتایل های ۷ ، ۸ و ۹ بیشتر می‌باشد و این امر بدین معنی است که، بالا بودن نرخ رشد تولیدات صنعتی نشانگر شرایط مناسب اقتصادی است و چشم‌انداز

اقتصادی کشور را روشن‌تر ترسیم می‌کند. این امر انتظارات سرمایه‌گذاران در مورد وضعیت آتی اقتصاد کشور را بهبود می‌بخشد و انگیزه سرمایه‌گذاری در بازار سهام را نیز تقویت می‌کند.

بر اساس نتیجه فرضیه فرعی سوم تأثیر نرخ تورم بر نقدشوندگی بازار سهام منفی بوده و معنادار است. زیرا تورم را می‌توان بازدهی دارایی‌های واقعی نظیر ساختمان، ماشین و غیره دانست. اگر نرخ تورم بالا باشد، افراد ترجیح خواهند داد که بیشتر در دارایی‌های واقعی سرمایه‌گذاری کنند تا دارایی‌های مالی. لذا بالا بودن تورم در دوره زمانی مورد مطالعه، حجم معاملات در بازار سهام را کاهش داده است. نتایج حاصل از برآورد مدل و فرضیه‌ها در این پژوهش با نتایج مطالعه دباتا و همکارن (۲۰۱۷)، هو و همکاران (۲۰۱۹)، دونهام و گارسیا (۲۰۲۰) و دباتا و همکاران(۲۰۲۰) مطابقت دارند.

۸- پیشنهادهای پژوهش

در پایان و بر اساس نتایج حاصل از برآورد مدل این پژوهش، پیشنهاد می‌گردد که با توجه به تأثیر مثبت نرخ رشد حجم پول بر نقدشوندگی بازار سهام، دولت سیاست‌ها و اقداماتی را اتخاذ کند تا نقدینگی رشد یافته اغلب وارد بازار سهام گردد. در این حالت علاوه بر افزایش حجم معاملات در بازار سهام، تورم نیز کنترل شده و از آسیب‌های هجوم نقدینگی به بازارهای موازی نظیر بازار ارز، طلا و مسکن کاسته می‌شود. همچنین با توجه به تأثیر مثبت شاخص تولیدات صنعتی بر نقدشوندگی بازار سهام، دولت می‌تواند با کاهش موانع تولید در بخش صنعت و اجرای اقداماتی از قبیل اعطای وام کم‌بهره به بخش صنعت و اعطای مشوق‌های مالیاتی، سبب رونق تولید در بخش صنعت کشور گردد. با توجه به تأثیر مثبت تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران بر سطح نقدشوندگی بازار سهام، پیشنهاد می‌گردد که متولیان بازار سهام به‌ویژه بخش‌های نظارتی آن، با مدیریت اطلاعات و اخبار واصله به بازار، تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران را در کانال صحیح آن مدیریت کرده و از مزایای آن برای افزایش حجم معاملات و نقدینگی بازار سهام استفاده کنند. در جهت پژوهش آتی به پژوهشگران و محققان پیشنهاد می‌شود: متغیرهای مدل این پژوهش را به صورت دوره‌های زمانی کوتاه‌تر، مثلا سه ماهه یا شش ماهه، در مدل لحاظ کرده و در بورس اوراق بهادار تهران انجام دهند. با توجه به اینکه پژوهش‌های رفتاری در ایران کمتر می‌باشد، بررسی واکنش رفتاری سرمایه‌گذاران پس از انتشار گزارش حسابرسان و تأثیر ترکیب سهامداران بر نقدشوندگی بازار سهام می‌تواند به غنای بیشتر مالی رفتاری در ایران بیانجامد.

۹- محدودیت‌های پژوهش

محدودیت و مشکلی که در اجرای تحقیق وجود داشته و در تعبیر و تفسیر نتایج تحقیق آن بایستی مدنظر قرار گیرد عدم دسترسی به داده‌ها و اطلاعات آماری متغیرهای تحقیق به صورت روزانه، هفتگی، ماهانه و... بود که به همین دلیل در تحقیق حاضر از داده‌ها و اطلاعات آماری سالانه استفاده شده است. با توجه به اینکه که نتایج این تحقیق بر اساس داده‌ها و اطلاعات آماری کشورهای نمونه صورت گرفته است، بنابراین نمی‌توان نتایج حاصله از این تحقیق را بر روی بازار سهام سایر کشورها تعمیم داد.

یادداشت‌ها

1. Chordia
2. Roll
3. Persaud
4. Brockman et al
5. Cumming et al
6. Moshirian et al
7. Quintile Regression
8. Pempein
9. Fernández-Amador et al
10. Torsky & Kanman
11. Liu
12. Kholdy
13. DeLong
14. Baker & Wurgler
15. Baker & Stein
16. Brown & Cliff
17. Karolyi et al
18. Debata et al
19. Hu et al
20. Dunham
21. Garcia
22. World Bank Database
23. International Monetary Fund
24. Amihud illiquidity proxy
25. Koenker & Bassett
26. Least Absolute Deviations
27. Tian et al
28. Goodness-of-Fit
29. Koenker and Machado
30. Slope Equality Testing
31. Symmetry Testing
32. Newey and Powell
33. Huang et al
34. Armz Index
35. Amihud
36. Broad Money Growth Rate
37. Industrial Production Growth
38. Inflation Rate
39. ADF Test Statistic

فهرست منابع

* بخردی نسب, وحید, ژولانژاد, فاطمه, دستگیر, محسن, رحمانی, حسام. (۱۳۹۹). تاثیر ازدحام فردی در معاملات و احساسات فردی سرمایه‌گذار بر بازده اضافی سهام. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار, ۱۳(۴۶), ۵۷-۷۷.
* بهارمقدم، مهدی؛ پورحیدری، امید و جوکار، حسین. (۱۳۹۸). بررسی تأثیر تمایلات سرمایه‌گذاران بر نرخ رشد سود مورد انتظار. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۱۲(۴۲)، ۱۷-۳۳.
* پمپین، میشل‌ام.(۱۳۸۸). دانش مالی رفتاری و مدیریت دارایی .ترجمه ی احمد بدری .تهران :کیهان.
* جمشیدی, ناصر, قالیباف اصل, حسن. (۱۳۹۹). تحلیل رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران حقیقی و نهادی بورس اوراق بهادار از منظر بروز سوگیری‌های رفتاری و عوامل مؤثر بر آن. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار, ۱۳(۴۶), ۱۵۹-۱۷۸.
* حسینی، سیدعلی و مرشدی، فاطمه. (۱۳۹۸). تأثیر احساسات سرمایه‌گذاران بر پویایی معاملات بورس اوراق بهادار تهران. پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، ۱۱(۴۴)، ۱-۲۲.
* دولو، مریم و پاپایی، سید سجاد. (۱۳۹۸). رفتار جمعی سرمایه‌گذاران در سطوح خرد و کلان و تأثیر آن در نوسان‌های بازار. مدیریت دارایی و تأمین مالی، ۵(۲)، ۱۴۹-۱۶۶.
* ستایش، محمدحسین و شمس‌الدینی، کاظم. (۱۳۹۵). بررسی رابطه‌ی بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، پیشرفت‌های حسابداری، ۸(۱)، ۱۰۳- ۱۲۵.
* سیف الهی راضیه؛ کردلوئی، حمیدرضا و دشتی، نادر. (۱۳۹۴). بررسی مقایسه‌ای عوامل رفتاری در سرمایه-گذاری دارایی‌های مالی. دانش سرمایه‌گذاری، ۴(۱۵)، ۳۳-۵۲.

* رستمی‌جاز حمید؛ تاری‌وردی، یداله و یعقوب نژاد، احمد. (۱۳۹۸). تأثیر گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و عوامل صرف ریسک بر ارزشیابی سهام. مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۱۰(۳۹)، ۹۱-۱۱۱.
* قائمی، محمدحسین و طوسی، سعید .(۱۳۸۴). بررسی عوامل موثر بر بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پیام مدیریت، شماره۱۷ و ۱۸، ۱۵۹-۱۷۵.
* کاردان, دکتر بهزاد, ودیعی, دکتر محمدحسین, ذوالفقارآرانی, محمدحسین. (۱۳۹۶). نقش تمایلات رفتاری (احساسات و هیجانات) سرمایه‌گذاران در ارزش‌گذاری شرکت. دانش حسابداری, ۸(۴), ۷-۳۵.
* کامیابی, دکتر یحیی, نصیری, سیده زهرا. (۱۳۹۷). تأثیر تمایلات سرمایه‌گذار بر بازده مازاد در الگوی پنج‌عاملی فاما و فرنچ. دانش حسابداری, ۹(۴), ۷۱-۱۰۳.
* نصیری، سیده زهرا و کامیابی، یحیی. (۱۳۹۸). بررسی تأثیر تمایلات و رفتار معاملاتی سرمایه گذاران فردی بر بازده مازاد: الگوی تجدیدنظرشده فاما و فرنچ. مدیریت دارایی و تأمین مالی، ۷(۴)، ۹۷-۱۱۶.
* نیکو هانیه؛ ابراهیمی، سید کاظم و جلالی، فاطمه.(۱۳۹۹). گرایش احساسی سرمایه‌گذار، نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و قیمت‌گذاری نادرست سهام در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران. راهبرد مدیریت مالی،۸(۲۸)، ۶۵-۸۵.
* Amihud, Y. (2002). Illiquidity & stock returns: cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*. 5(1): 31-56.
* Baker, M., & Stein, J.C. (2004). Market liquidity as a sentiment indicator. *Journal of Financial Markets*. 7(3): 271-299.
* Baker, M., Wurgler, J., and Yuan, Y. (2012). Global, local, and contagious investor sentiment. *Journal of Financial Economics*. 104(2): 272-287.
* Brockman, P., Chung, D. Y., & Pérignon, C. (2009). Commonality in liquidity: A global perspective. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 44(4): 851-882.
* Brown, G.W., Cliff, M.T. (2004). Investor sentiment and the near-term stock market. *Journal of Empirical Finance*. 11(1): 1-27.
* Carvalho, F., Punt, A., Chang, Y., Maunder, M., Piner, K. (2016). Can diagnostic tests help identify model misspecification in integrated stock assessments? *Fisheries Research*. In Press, doi:10.1016/j.fishres.2016.09.018.
* Chordia, T., Roll, R., & Subrahmanyam, A. (2008). Liquidity and market efficiency. *Journal of Financial Economics*. 87(2): 249-268.
* Cumming, D., Johan, S., & Li, D. (2011).Exchange trading rules and stock market liquidity. *Journal of Financial Economics*. 99(3): 651-671.
* Debata, B., Ranjan Dash, S. & Mahakud, J. (2017). Investor Sentiment and Stock Market Liquidity. *Finance Research Letters*. doi:10.1016/j.frl.2017.11.006.
* Debata, B., Ranjan Dash, S. & Mahakud, J. (2020). Stock market liquidity: Implication of local and global investor sentiment. *Journal of Public Affairs*. https://doi.org/10.1002/pa.2231.
* DeLong, B.; Shleifer, A.; Lawrence, H.S.; Robert, J.W. (1990), Noise Trader Risk in Financial Markets. J. *Political Econ*. 98: 703–738.
* Dunham, L.M. and Garcia, J. (2020), "Measuring the effect of investor sentiment on liquidity", *Managerial Finance*, Vol. ahead-of-print No. ahead-of-print. https://doi.org/10.1108/MF-06-2019-0265.

* Fernandez-Amador, Octavio, G., M., Larch, M., & Perter, G. (2013). Does monetary policy determine stock market liquidity? New evidence from the euro zone. *Journal of Empirical Finance*. (2)21: 54-68.
* Huang, D, Jiang, F, Tu, J, & Zhou, G. (2015). Investor Sentiment Aligned: A Powerful Predictor of Stock Returns. *Review of financial study*. 28(3): 791-837.
* Hu, Sh., Zhong, M., & CAI, Y. (2019). Impact of Investor Behavior and Stock Market Liquidity: *Evidence from China, Entropy*, 21, pp1-15; doi: 10.3390/e21111111.
* Kholdy, S.; Sohrabian, A. (2014), Noise traders and the rational investors: A comparison of the 1990s and the 2000s. J. *Econ. Stud*. 41: 849–862.
* Kim, T. & Ha, Aejin. (2010). Investor sentiment and return predictability of the option to stock volume ratio. *Financial Management*. 46(1): 767-796.
* Liu, S. (2015). Investor sentiment and stock market liquidity. *Journal of Behavioral Finance.* 16(1): 51-67.
* Liu, S. (2006). Investor Sentiment and Stock Market Liquidity. New York: *National Bureau of Economic Research.*
* Moshirian, F., Qian, X., Wee, C. K. G., and Zhang, B. (2017). The determinants and pricing of liquidity commonality around the world. *Journal of Financial Markets*. (2)33, 22-41.
* Persaud, a. (2003). Liquidity Risk Black Holes Understanding. *Quantifying and Managing Financial Liquidity Risk*. 3(5): 82-103.
* Statman, M., Thorley, S., & Vorkink, K. (1985). Investor overconfidence and trading volume. *Review of Financial Studies*. 19(4): 1531-1565.
* Tian, F., Gao, J. & Yang, K. (2016), A Quantile Regression Approach to Panel Data Analysis of Health Care Expenditure in OECD Countries, *Monash Bussiness school, Department of Econometrics and Business Statistics,working paper*: 1- 27.

Financial Economics
Vol. (13) Issue (50) Summer 2024

Investigating the Effect of Investors' Behavioral Tendencies on Stock Market Liquidity: (Quantile Regression Approach)

Ebrahim Asghari
Ph.D. Candidate, Department Of Accounting, Qaemshahr Branch, Islamic Azad University, Qaemshahr, Iran

MohammadMehdi AbbasianFredon
(Corresponding Author)
Assistant Prof, Department Of Accounting, Qaemshahr Branch, Islamic Azad University, Qaemshahr, Iran

Seyedhossein Naslmousavi
Assistant Prof, Department Of Accounting, Qaemshahr Branch, Islamic Azad University, Qaemshahr, Iran

Abstract
Behavioral financial theory shows that changes in securities prices have no fundamental reason and the behavioral tendencies of investors play an important role in determining prices.In recent studies, the rationality of investors has been seriously challenged, and the results of studies suggest that prices are determined more by psychological attitudes and factors than fundamental variables, so the study of stock market psychology has become more important.Therefore, the purpose of this study is to Investigating the effect of investors' behavioral tendencies on stock Market liquidity in the capital markets of selected Islamic countries. The statistical sample consists of the capital markets of 14 selected Islamic countries during the period 2005 to 2018.Quantile regression method was used to estimate the research model using Eviews 9.0 software. The results show that the behavioral tendencies of investors have a positive and significant effect on stock market liquidity .Also, among the macroeconomic variables, the growth rate of money supply and the growth rate of industrial production have a positive and significant effect on stock market liquidity and the inflation rate has a negative effect on stock market liquidity. Based on the results, investors' behavioral tendencies increase the volume of transactions and stock market liquidity. In fact, the results of the research reinforce the argument that the behavioral tendencies of investors can be the source of changes in liquidity.
Investigating the effect of investors' behavioral tendencies and macroeconomic variables on stock liquidity
Keywords: Behavioral Tendencies, Stock Market Liquidity, Quantile Regression.