



فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری  
سال هفتم / شماره بیست‌وششم / تابستان ۱۳۹۷

## تبیین مشخصه‌های استرس مالی در بازار سرمایه ایران

علی‌رضا معطوفی

استادیار گروه مدیریت، واحد گرگان، دانشگاه آزاد اسلامی، گرگان، ایران.  
alirezamaetoofi@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۵/۱۲/۲۴ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۴/۱۱

### چکیده

در این پژوهش به بررسی مشخصه‌های استرس مالی که مطابق با ادبیات پژوهش شناسایی شده‌اند، شامل عدم اطمینان سرمایه‌گذاران به ارزش بنیادین دارایی‌های مالی، عدم تقارن اطلاعاتی، عدم تمایل سرمایه‌گذاران به نگهداری دارایی‌های ریسکی و عدم تمایل سرمایه‌گذاران به نگهداری دارایی‌های غیرنقد، در قالب ۴ فرضیه، پرداخته شده است. روش تحقیق حاضر از نوع توصیفی و همبستگی است و برای بررسی رابطه میان متغیر مستقل و وابسته از روش آماری رگرسیون چند متغیره استفاده شد. در ادامه به منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش با استفاده از اطلاعات مربوط به شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، از طریق روش نمونه‌گیری حذفی، ۹۵ شرکت (در قالب ۵۷۰۰ مشاهده شرکت-ماه) به عنوان نمونه نهایی انتخاب شدند. در نهایت نتایج پژوهش حاضر با تایید کلیه فرضیه‌ها نشان می‌دهند، متغیرهای فوق‌الذکر به عنوان مشخصه‌های استرس مالی در بازار سرمایه ایران می‌باشند.

واژه‌های کلیدی: استرس مالی، ریسک، عدم اطمینان، عدم نقدشوندگی، عدم تقارن اطلاعاتی.

## ۱- مقدمه

بحران مالی اخیر که به عقیده بسیاری از کارشناسان، یکی از بزرگ‌ترین بحران‌های ایجاد شده در دنیا بعد از بحران دهه ۱۹۳۰ می‌باشد، نه تنها اقتصاد آمریکا بلکه اقتصاد بسیاری از کشورها را تحت تاثیر خود قرار داد. از این رو آن را به سونامی عظیمی تشبیه کرده‌اند که از آمریکا شروع شد و رفته‌رفته با گسترش دامنه خود به کشورهای اروپایی و سپس سایر نقاط دنیا سرایت کرد و در این میان، حتی اقتصاد کشورهای کوچک را نیز تحت تاثیر قرار داد (پارک و مرکادو، ۲۰۱۴).

در پی این بحران اقتصاد شاهد اعلام ورشکستگی موسسه‌های مالی مختلف و خرید آن‌ها توسط دولت یا شرکت‌های رقیب بود. شاخص قیمت در بورس‌های بزرگ و کوچک دنیا با کاهش قابل توجه روبرو شد. قدرت وام‌دهی و نقدینگی در اختیار موسسات مالی به شدت کاهش یافت. همچنین در ادامه با سرایت بحران به بخش واقعی اقتصاد رشد اقتصادی کاهش و نرخ بیکاری در دنیا افزایش یافت (سویک و همکاران، ۲۰۱۳).

در سال‌های اخیر، اثرات مخرب و با تناوب رو به تزاید بحران‌های مالی در بازارهای نوظهور، به شکل چشمگیری در دستور کار سیاست‌گذاران سراسر دنیا قرار گرفته است، تا از وقوع مجدد این‌گونه بحران‌ها که منجر به ناتوانی بازار مالی در انجام وظایفش شده و کاهش شدید فعالیت‌های اقتصادی را به همراه دارد، جلوگیری نمایند (میشکین، ۲۰۰۰).

استرس مالی عبارت است از شرایطی که در آن بازارهای مالی و اقتصاد به احتمال زیاد با آشفتگی مالی مواجه می‌باشند (ایلینگ و لیو، ۲۰۰۶). استرس مالی ناشی از شوک‌ها و ساختار مالی آسیب پذیر می‌باشد. لذا هر چه شکنندگی مالی (ضعف در شرایط و ساختار مالی) بیشتر باشد نه تنها خود بلکه با تاثیر ورود شوک‌ها به بازار و تکثیر و تقویت آن از طریق افزایش زیان مالی، ریسک (افزایش در احتمال زیان مورد انتظار) و عدم اطمینان (کاهش اطمینان به احتمال زیان) در بازار، موجب افزایش استرس شده (ایلینگ و لیو، ۲۰۰۶؛ نلسن و پرلی، ۲۰۰۵) و با افزایش هزینه اعتبار و ایجاد عدم اطمینان در موسسات مالی و سرمایه‌گذاران موجب ایجاد روند نزولی در اقتصاد می‌شود (سویک و همکاران، ۲۰۱۳؛ هاکبو و کیتن، ۲۰۰۹).

افزایش در استرس مالی، به سه شکل می‌تواند کاهش فعالیت‌های اقتصادی را به همراه داشته باشد. اول آن که افزایش عدم اطمینان در خصوص قیمت دارایی‌های مالی می‌تواند منجر به افزایش نوسان در قیمت دارایی‌ها شود. مطالعات تجربی نشان می‌دهند، نوسانات قیمتی ضمن محتاط کردن بیشتر بنگاه‌ها، منجر به تاخیر انداختن تصمیمات مهم در مورد سرمایه‌گذاری و یا استخدام نیروی کاری تا زمان رفع عدم اطمینان می‌شود (هاکیو و کیتن، ۲۰۰۹).

دیگر آن که استرس مالی با افزایش در هزینه‌های بنگاه‌ها، ممکن است از طریق کاهش مخارج آنها منجر به کاهش فعالیت‌های اقتصادی شود. عدم تمایل به نگهداری دارایی‌های ریسکی و افزایش عدم تقارن اطلاعاتی، می‌تواند منجر به افزایش هزینه استقراض بنگاه‌ها شود. به‌علاوه استرس مالی می‌تواند هزینه‌های بیشتری را از طریق انتشار اوراق جدید بر بنگاه‌ها تحمیل نماید. همچنین تغییر ناگهانی در انتظارات سرمایه‌گذاران باعث کاهش ارزش خالص شرکت‌ها شده و به تبع آن با کاهش غیرمنتظره در ثروت آنها منجر به افزایش شدیدتر هزینه‌های تامین

مالی بنگاه‌ها می‌گردد (دوینگ و هاکیو، ۲۰۱۰). بنابراین افزایش هزینه‌های تامین مالی باعث می‌شود، بنگاه‌ها مخارج خود را کاهش داده و این امر موجب رکود بیشتر فعالیت‌های اقتصادی می‌شود. آخر آن‌که، استرس مالی موجب اتخاذ استانداردهای اعتباری سخت‌گیرانه توسط بانک‌ها شده و از این طریق موجب کاهش فعالیت‌های اقتصادی می‌گردد. یکی از دلایلی که سرمایه‌گذاران درخواست بازده بیشتری روی اوراق بدهی یا سهام (در دوران بحران مالی) می‌کنند، این است که بانک‌ها تمایل کمتری به قرض دادن دارند (سویک و همکاران، ۲۰۱۳؛ هاکیو و کیتن، ۲۰۰۹). در چنین شرایطی بانک‌ها اقدام به کاهش وام‌دهی به دو صورت می‌کنند، اول آن‌که با افزایش نرخ بهره وام‌های جدید، جذابیت آن را برای قرض‌گیرندگان کاهش می‌دهند (دوینگ و هاکیو، ۲۰۱۰). دیگر آن‌که با افزایش حداقل استانداردهای اعتباردهی، استقراض‌کنندگان را سخت‌تر واجد شرایط دریافت وام می‌کنند (لن و مورگان، ۲۰۰۶). بنابراین سیاست‌های اتخاذ شده از سوی بانک‌ها می‌تواند ضمن افزایش هزینه‌های تامین مالی بنگاه‌ها، با تاثیر بر مخارج آنها موجبات کاهش فعالیت‌های اقتصادی و تشدید اثرات مخرب استرس مالی را فراهم آورد.

با توجه به اثرات نگران‌کننده بحران، بیم این که ایران نیز در معرض آسیب‌های ناشی از آن قرار بگیرد وجود داشت. اگرچه به دلیل عدم ارتباط بازمالی ایران و درآمیختگی اندک آن با بازارهای جهانی، اثرات مستقیم و فوری این بحران در بخش پولی و مالی کشور، همانند کشورهای اروپایی و آسیای شرقی قابل توجه نبود، اما اثرات غیرمستقیم و بلندمدت بحران در بازارهای مالی و همچنین بخش واقعی اقتصاد به ویژه با توجه به وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای صادراتی، می‌تواند متغیرهای کلان اقتصادی را تحت تاثیر قرار دهد. همچنین این نگرانی وجود داشت، پیامدهای بحران از طریق تاثیرگذاری بر فضای کسب و کار، محدودکردن منابع مالی در اختیار و همچنین حاشیه سود شرکت‌های پذیرفته شده در بازار سرمایه، به بورس ایران کشیده شود و با متضرر کردن سهامداران، بر توسعه بازار سرمایه و اجرای سیاست‌های کلی اصل ۴۴ اثر بگذارد.

علی‌رغم آن‌که ادبیات فراوانی در خصوص بررسی وقوع بحران‌های بدهی، بانکی و بازار ارز و تشخیص مشخصه‌های آن وجود دارد، اما اکثر آنها در تعیین زمان و شدت بحران با شکست مواجه شده‌اند (پارک و مرکادو، ۲۰۱۴). بر این اساس به نظر می‌رسد، شناخت منابع اصلی ایجادکننده استرس مالی و اثرات آن به عنوان یکی از حوزه‌های مهم در مباحث مالی محسوب می‌شوند. لذا فرضیه‌های تحقیق به شرح ذیل بیان می‌شوند:

- ۱) عدم اطمینان سرمایه‌گذاران به ارزش‌بنیادین دارایی‌های مالی در بازار سرمایه ایران به عنوان یکی از مشخصه‌های استرس مالی محسوب می‌شود.
- ۲) عدم تقارن اطلاعاتی در بازار سرمایه ایران به عنوان یکی از مشخصه‌های استرس مالی محسوب می‌شود.
- ۳) عدم تمایل سرمایه‌گذاران به نگهداری دارایی‌های ریسکی در بازار سرمایه ایران به عنوان یکی از مشخصه‌های استرس مالی محسوب می‌شود.
- ۴) عدم تمایل سرمایه‌گذاران به نگهداری دارایی‌های غیرنقد در بازار سرمایه ایران به عنوان یکی از مشخصه‌های استرس مالی محسوب می‌شود.

## ۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

### استرس مالی

در یک مفهوم کلی، استرس مالی را می‌توان اختلال در عملکرد نرمال بازار مالی تعریف کرد (ایلینگ و لیو، ۲۰۰۳). به بیان دیگر استرس مالی به عنوان شرایطی شناخته می‌شود که در نتیجه عدم اطمینان و تغییر انتظارات نسبت به زیان بازارها و موسسات مالی ایجاد شده و بر متغیرهای اقتصادی تاثیر می‌گذارد (ات و همکاران، ۲۰۱۱؛ ایلینگ و لیو، ۲۰۰۶، ۲۰۰۳).

استرس مالی شرایطی است که منجر به ناتوانی موسسات مالی در انجام تعهداتشان و از دست دادن توانایی تخصیص منابع مالی می‌شود (کاردارلی و همکاران، ۲۰۰۹). همچنین استرس مالی منجر به گسترش بی‌ثباتی مالی شده و با اختلال در عملکرد سیستم مالی، به رشد اقتصادی و رفاه اجتماعی آسیب می‌رساند (دوکا و پلتنن، ۲۰۱۱؛ نلسن و پرلی، ۲۰۰۵). با توجه به آن که گسترش استرس‌های مالی نوعاً از طریق افزایش عدم تعادل‌های مالی ناشی از اختلال در شرایط اقتصاد می‌باشند (بریو و لاو، ۲۰۰۲)، لذا چنانچه بیش از حد طولانی شوند، برگشت اقتصاد و بازارهای مالی را به حالت عادی، با مشکل مواجه خواهد ساخت (ایلینگ و لیو، ۲۰۰۶).

مطابق با ادبیات پژوهش مشخصه‌هایی از قبیل عدم اطمینان در خصوص ارزش بنیادین دارایی‌ها، کاهش تمایل به نگهداری دارایی‌های ریسکی، کاهش تمایل به نگهداری دارایی‌های غیرنقد و افزایش عدم تقارن اطلاعاتی به عنوان مشخصه‌های استرس مالی محسوب می‌شوند (هاکیو و کیتن، ۲۰۰۹).

### عدم اطمینان سرمایه‌گذاران به ارزش بنیادین دارایی‌ها

یک مشخصه معمول استرس مالی، افزایش عدم اطمینان در میان سرمایه‌گذاران در خصوص ارزش بنیادین دارایی‌های مالی می‌باشد. عدم اطمینان در مورد ارزش بنیادی دارایی‌ها نشان‌دهنده عدم اطمینان بیشتر در مورد چشم‌انداز آتی اقتصاد و یا برخی از بخش‌های خاص آن می‌باشد. در نتیجه، افزایش عدم اطمینان در مورد شرایط اقتصادی می‌تواند باعث کاهش اطمینان وام‌دهندگان و سرمایه‌گذاران نسبت به ارزش‌های فعلی این جریان‌های نقدی گردد.

همچنین زمانی که ابتکارات مالی، اختصاص دادن احتمالات به پیامدهای مختلف را برای وام‌دهندگان و سرمایه‌گذاران دشوار می‌سازد، عدم اطمینان در مورد ارزش‌های بنیادی دارایی‌های مالی می‌تواند افزایش یابد. این نوع عدم اطمینان به عنوان شکلی از ریسک ناشی از ناشناخته‌بودن و یا غیر قابل اندازه‌گیری بودن نگریسته می‌شود. به بیان دیگر فقدان تجربه تاریخی در خصوص یک دارایی مالی، سرمایه‌گذاران را نسبت به قضاوت در مورد بازده احتمالی یک دارایی جدید با مشکل مواجه خواهد ساخت (کابالر و کریشنامرسی، ۲۰۰۷)، لذا افزایش عدم اطمینان در خصوص ارزش دارایی‌ها منجر به نوسان‌پذیری بیشتر قیمت آن‌ها می‌شود (هاوش و هس، ۲۰۰۷).

### عدم تمایل سرمایه‌گذاران به نگهداری دارایی‌های ریسکی

یکی دیگر از نشانه‌های معمول استرس مالی، کاهش شدید تمایل به نگهداری دارایی‌های ریسکی می‌باشد. چنین تغییری موجب خواهد شد، سرمایه‌گذاران بازده بیشتری را روی دارایی‌های ریسکی و بازده کمتری را روی دارایی‌های غیرریسکی درخواست نمایند. در چنین شرایطی عمدتاً سرمایه‌گذاران از دارایی‌های ریسکی دور شده و به سمت دارایی‌های کم ریسک می‌روند، در نتیجه تفاوت بین نرخ بازده دو دارایی زیاد شده و هزینه استقراض دارایی‌های ریسکی را بالا می‌برد (کابالرو و کرلات، ۲۰۰۸).

در چنین شرایطی، وام‌دهندگان و سرمایه‌گذاران تاوان بیشتری برای داشتن دارایی‌های پرخطر خواهند پرداخت. لذا بازده مورد انتظار بیشتری در این دارایی‌ها، نسبت به دارایی‌های ایمن، انتظار دارند (هاکیو و کیتن، ۲۰۰۹). این تغییرات در ترجیحات، دور شدن از دارایی‌های پرخطر و حرکت به سوی دارایی‌های ایمن غالباً تحت عنوان "پرواز به سوی کیفیت" خوانده می‌شود که نتیجه آن گسترش شکاف میان نرخ بازدهی در این دو نوع دارایی و افزایش هزینه اخذ وام برای وام‌گیرندگان نسبتاً پرخطر می‌باشد (کابالرو و کرلات، ۲۰۰۸).

### عدم تمایل سرمایه‌گذاران به نگهداری دارایی‌های غیرنقد

یکی دیگر از نشانه‌های استرس مالی، کاهش تمایل برای نگهداری دارایی‌های غیرنقد می‌باشد. در برخی موارد یک دارایی به جهت محدودیت بازار ثانویه و اثرپذیری زیاد قیمت از فروش آن در حجم زیاد، غیرنقد می‌شود. در موارد دیگر، یک دارایی ممکن است به علت کیفیت بالای آن غیرنقد باشد و عدم تقارن اطلاعات میان خریدار و فروشنده، صاحب دارایی را از فروش دارایی به قیمتی نزدیک به ارزش بنیادی آن (برای مثال، ارزشی که اگر صاحب دارایی آن را تا زمان سررسید نگاه می‌داشت) باز می‌دارد.

نقدشوندگی دارایی، هزینه‌های مورد انتظار بحران را تحت تاثیر قرار می‌دهند. زیرا دارایی‌های با نقدشوندگی پایین، در مقایسه با ارزش منصفانه‌شان با تخفیف بیشتری به فروش می‌رسند. این موضوع، هزینه‌های مورد انتظار فروش این دارایی‌ها را در شرایط بحرانی افزایش می‌دهد. طی بحران‌های مالی، تمایل سرمایه‌گذاران معمولاً به داشتن دارایی‌های غیرنقد کاهش یافته و تمایل به نگهداری دارایی‌های نقد افزایش می‌یابد که در نتیجه آن، شکاف میان نرخ بازدهی این دو نوع دارایی گسترش یافته و هزینه اخذ وام برای سازمان‌هایی که اوراق بهادار غیرنقد صادر می‌کنند، افزایش می‌یابد. از این رفتار در بازار تحت عنوان "پرواز به سوی نقدینگی" یاد می‌شود. بنابراین تغییر در نقدشوندگی دارایی‌ها با تاثیر بر تقاضا برای آنها در بازار موجب تغییر و نوسان قیمت‌ها در بازار می‌شود.

### عدم تقارن اطلاعاتی

چهارمین نشانه متداول استرس مالی، عدم تقارن اطلاعاتی بین قرض‌دهنده و قرض‌گیرنده یا فروشنده و خریدار دارایی مالی می‌باشد. عدم تقارن اطلاعاتی زمانی وجود دارد که قرض‌گیرنده چیز بیشتری در مورد شرایط مالی نسبت به قرض‌دهنده می‌داند و یا فروشنده آگاهی بیشتری در مورد کیفیت واقعی دارایی نسبت به خریدار

دارد. این شکاف اطلاعاتی می‌تواند منجر به انتخاب معیار (معکوس)، خطر اخلاقی، افزایش متوسط هزینه‌های استقراض برای بنگاه و کاهش قیمت متوسط دارایی در بازار شود (هاکیو و کیتن، ۲۰۰۹). بنابراین عدم تقارن اطلاعاتی با توجه به دگرگونی در کیفیت قرض‌گیرندگان یا دارایی‌های مالی از یک سو و کاهش اطمینان سرمایه‌گذاران در مورد دقت اطلاعات در رابطه با بنگاه‌ها از سوی دیگر، می‌تواند ضمن ایجاد نوسان در قیمت دارایی مالی (سهام)، موجب تقویت استرس مالی در بازار مالی شود (هاکیو و کیتن، ۲۰۰۹).

### ۳- روش‌شناسی پژوهش

تحقیق حاضر از نظر توجه به زمان گذشته‌نگر، از لحاظ هدف کاربردی و با توجه به نوع، پس‌رویدادی می‌باشد. روش تحقیق حاضر از نوع توصیفی و همبستگی است و برای بررسی رابطه میان متغیر مستقل و وابسته از روش آماری رگرسیون چند متغیره استفاده می‌شود. همچنین تجزیه و تحلیل داده‌ها براساس روش مطالعه داده‌های ترکیبی می‌باشد.

شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران جامعه آماری تحقیق را تشکیل خواهند داد. لذا بنگاه به عنوان سطح تجزیه و تحلیل پژوهش حاضر می‌باشد. روش نمونه‌گیری، روش حذفی بوده است، بدین ترتیب که کلیه شرکت‌های عضو جامعه آماری که دارای شرایط زیر بوده جزء نمونه آماری لحاظ شده و آن دسته از شرکت‌هایی که این شرایط را نداشته‌اند از نمونه آماری، حذف گردیده‌اند. دوره مورد مطالعه در این تحقیق از سال ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ به مدت ۵ سال می‌باشد. شرایط برای انتخاب نمونه به شرح زیر می‌باشند:

- (۱) از سال ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ در بورس حضور داشته باشند؛
- (۲) اطلاعات مورد نیاز شرکت، در دسترس باشد؛
- (۳) شرکت در طی دوره مورد بررسی تغییر سال مالی را تجربه نکرده باشد؛
- (۴) شرکت‌های مورد نظر جزو بانک‌ها و واسطه‌گری مالی، شرکت‌های هلدینگ و لیزینگ نباشند؛
- (۵) شرکت‌ها نباید در طی دوره تحقیق بیشتر از ۶ ماه توقف فعالیت داشته باشند؛
- (۶) سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفند ماه باشد. با اعمال محدودیت‌های فوق، نمونه‌ای شامل ۵۷۰۰ شرکت - ماه مربوط به ۹۵ شرکت انتخاب گردیده است.

#### جدول ۱- نحوه انتخاب و استخراج نمونه آماری

تعداد شرکت‌ها	توضیحات
۴۸۵	کل شرکت‌های موجود در بورس
۶۴	شرکت‌هایی که بعد از سال ۸۹ در بورس پذیرفته شده‌اند
۱۰۹	شرکت‌های غیرمنطبق با ۲۹ اسفندماه
۹۰	شرکت‌های جزو بانک‌ها و واسطه‌گری مالی، شرکت‌های هلدینگ و لیزینگ
۱۶	شرکت‌هایی که تغییر سال مالی را تجربه کرده‌اند

تعداد شرکت‌ها	توضیحات
۶۵	شرکت‌های دارای وقفه معاملاتی بیش از ۶ ماه
۴۶	شرکت‌هایی که اطلاعات ناقص دارند
۹۵	نمونه‌آماری پژوهش

#### ۴- متغیرهای پژوهش

• **استرس مالی**  
به‌طورکل بحران در بازار سرمایه به عنوان کاهش شدید در شاخص کل بازار شناخته می‌شود (ابلینگ و لیو، ۲۰۰۳)، لذا بررسی نوسانات شاخص سهام می‌تواند اطلاعات مفیدی را در خصوص استرس مالی فراهم آورد (بالاکریشان و همکاران، ۲۰۰۹). این متغیر با نماد FE نشان داده می‌شود.

• **عدم اطمینان سرمایه‌گذاران به ارزش بنیادین دارایی‌های مالی**  
با توجه به ادبیات پژوهش، به منظور بررسی عدم اطمینان سرمایه‌گذاران در خصوص ارزش بنیادین دارایی‌ها، از قیمت اختیار معامله روی آن دارایی می‌توان استفاده کرد. این معیار شاخصی مفید و به موقع از عدم اطمینان سرمایه‌گذاران فراهم می‌آورد و با نوسان قیمت سهام مرتبط می‌باشد (نلسن و پرلی، ۲۰۰۵). این متغیر با نماد UCFV نشان داده می‌شود.  
براین اساس مدل زیر جهت آزمون فرضیه اول ارائه می‌شود (سایر متغیرها در ادامه آورده شده‌اند):

$$FE = \alpha + \beta_1 UCFV_{i,t} + \beta_2 BM_{i,t} + \beta_3 VarCoef_{i,t} + \beta_4 PRICE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{رابطه (۱)}$$

• **عدم تقارن اطلاعاتی**  
برای اندازه‌گیری این متغیر از گردش معاملات استفاده می‌شود. این معیار از حاصل تقسیم تعداد سهام معامله شده بر تعداد سهام در جریان شرکت بدست می‌آید. (هلو، ۲۰۱۲). این متغیر را با INAS نشان داده می‌شود.  
براین اساس مدل زیر جهت آزمون فرضیه دوم ارائه می‌شود:

$$FE = \alpha + \beta_1 INAS_{i,t} + \beta_2 BM_{i,t} + \beta_3 VarCoef_{i,t} + \beta_4 PRICE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{رابطه (۲)}$$

#### • عدم تمایل سرمایه‌گذاران به نگهداری دارایی‌های ریسکی

برای اندازه‌گیری این معیار از  $\beta$  استفاده می‌شود.

$$\beta = \frac{COV_{i,M}}{\sigma_M^2} \quad \text{رابطه (۳)}$$

که در آن،  $\beta$ : معیار ریسک سهم؛  $Cov_{i,M}$ : کوواریانس بازده سهم و بازار؛  $\delta_M^2$ : واریانس بازده بازار. این متغیر با نماد UHRA نشان داده می‌شود. براین اساس مدل زیر جهت آزمون فرضیه سوم ارائه می‌شود:

$$FE = \alpha + \beta_1 UHRA_{i,t} + \beta_2 BM_{i,t} + \beta_3 VarCoef_{i,t} + \beta_4 PRICE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{رابطه (۴)}$$

- **عدم تمایل سرمایه‌گذاران به نگهداری دارایی‌های غیر نقد**

برای اندازه‌گیری این معیار از شکاف عرضه و تقاضا استفاده می‌شود. تفاوت بین پایین‌ترین قیمت پیشنهادی فروش و بالاترین قیمت پیشنهادی خرید به شکاف عرضه و تقاضا مرسوم است. در واقع هرچه شکاف عرضه و تقاضا کمتر باشد، سهام از قابلیت نقدشوندگی بالاتری برخوردار است (آمیهود و مندلسون، ۱۹۸۶). اختلاف بین بهترین قیمت خرید و فروش، به‌طور وسیع به عنوان معیار ریسک نقدشوندگی استفاده می‌شود (هلو، ۲۰۱۲).

$$BA_i = \frac{AP - BP}{(AP + BP) / 2} \quad \text{رابطه (۵)}$$

که در آن،  $i$ : نمونه مورد بررسی؛  $BA$ : اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش نسبی روزانه سهم؛  $AP$ : بهترین (کمترین) قیمت پیشنهادی فروش سهم شرکت  $i$  در هر روز؛  $BP$ : بهترین (بالاترین) قیمت پیشنهادی خرید سهم شرکت  $i$  در هر روز. این متغیر با نماد UHUL نشان داده می‌شود. براین اساس مدل زیر جهت آزمون فرضیه چهارم ارائه می‌شود:

$$FE = \alpha + \beta_1 UHRA_{i,t} + \beta_2 BM_{i,t} + \beta_3 VarCoef_{i,t} + \beta_4 PRICE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{رابطه (۶)}$$

- **نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام**

این نسبت از رابطه زیر بدست می‌آید و از نماد  $BM$  برای آن استفاده می‌شود.

$$BM = \frac{STOCK_{BV}}{STOCK_{MV}} \quad \text{رابطه (۷)}$$

- **ضریب تغییرات سود**

این معیار به عنوان شاخصی از ریسک عملیاتی شرکت بوده و معادل نسبت انحراف معیار سود بر میانگین سود بین ماه‌های مورد بررسی پژوهش می‌باشد. از نماد  $VarCoef_{i,t}$  برای این متغیر استفاده می‌شود.

$$VarCoef_{j,t} = \frac{\delta(E)}{\bar{X}(E)} \quad \text{رابطه (۸)}$$



## • قیمت سهام

این متغیر اشاره به قیمت پایانی روزانه سهام دارد و با نماد PRICE نشان داده می‌شود.

## ۵- یافته‌های پژوهش

به منظور بررسی مشخصات عمومی متغیرها و تجزیه و تحلیل دقیق آن‌ها، آشنایی با آمار توصیفی مربوط به متغیرها لازم است. جدول ۲، آمار توصیفی داده‌های مربوط به متغیرهای مورد استفاده در تحقیق را نشان می‌دهد.

جدول ۲- آمار توصیفی مربوط به متغیرهای تحقیق

متغیر	میانگین	میانه	حداقل	حداکثر	انحراف معیار
FE	۱۹۲۴۵	۱۷۹۹۰	۷۹۹۱	۳۸۴۳۱	۸۴۱۲/۱۳
UCFV <sub>i,t</sub>	۲۷۰۱	۱۸۱۲	-۳۹۹/۵۴	۳۴۲۱۶/۰۱	۴۶۷۱/۰۲
INAS <sub>i,t</sub>	۰/۰۰۶	۰/۰۰۳	۰	۰/۵۱	۰/۰۴
UHRA <sub>i,t</sub>	۰,۲۷	۰,۰۳	-۴۱۹/۴۱	۳۷۲/۵۴	۳۹/۸۷
UHUL <sub>i,t</sub>	-۰/۰۳۰	-۰/۰۱۹	-۰/۱۹	۰/۲۸	۰/۰۳
BM <sub>i,t</sub>	۲۳/۷۱۱	۰/۶۳۲	-۱/۳۰	۱۹۱۱/۰۱	۱۸۱/۱۴
VarCoef <sub>i,t</sub>	۰/۰۶۳	۰/۰۳۸	-۸۵/۱۱	۶۲/۴۴	۴/۶۳
PRICE <sub>i,t</sub>	۵۱۶۳	۳۰۱۱	۰	۱۷۱۰۳۲۵	۹۰۲۱/۱۲

FE: شاخص کل در بازار سرمایه در زمان  $t$ ; UCFV<sub>i,t</sub>: عدم اطمینان سرمایه‌گذاران به ارزش بنیادین سهام شرکت  $i$  در زمان  $t$ ; INAS<sub>i,t</sub>: عدم تقارن اطلاعاتی شرکت  $i$  در زمان  $t$ ; UHRA<sub>i,t</sub>: عدم تمایل سرمایه‌گذاران به نگهداری سهام ریسکی شرکت  $i$  در زمان  $t$ ; UHUL<sub>i,t</sub>: عدم تمایل سرمایه‌گذاران به نگهداری سهام غیرنقد شرکت  $i$  در زمان  $t$ ; BM<sub>i,t</sub>: نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام شرکت  $i$  در زمان  $t$ ; VarCoef<sub>i,t</sub>: نسبت ضریب تغییرات بازده سهام شرکت  $i$  در زمان  $t$ ; PRICE<sub>i,t</sub>: قیمت سهام شرکت  $i$  در زمان  $t$ .

## ۵-۱- آزمون نرمال بودن متغیر وابسته

یکی از فرضیات اساسی در رگرسیون آن است که متغیر وابسته، نرمال باشد. همان‌طور که جدول ۳ نشان می‌دهد، سطح معنی‌دار متغیر وابسته در سال‌های مختلف از ۵٪ بزرگتر است، که حکایت از نرمال بودن توزیع متغیر وابسته دارد.

جدول ۳- آزمون کلموگروف- اسمیرنف

۹۳	۹۲	۹۱	۹۰	۸۹	
۰/۹۹۶	۰/۶۸۵	۰/۴۰۱	۰/۸۱۲	۰/۵۶۱	آماره Z
۰/۲۱۴	۰/۵۱۲	۰/۹۳۱	۰/۴۱۲	۰/۶۳۲	P-value
$H_0$ تأیید می‌شود	$H_0$ تأیید می‌شود	$H_0$ تأیید می‌شود	$H_0$ تأیید می‌شود	$H_0$ تأیید می‌شود	نتیجه آزمون

## ۲-۵- تعیین روش بکارگیری داده‌های ترکیبی

در پژوهش حاضر، مدل‌های شماره ۱ تا ۴ با استفاده از داده‌های ترکیبی (ماه-شرکت) مربوط به ۹۵ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تخمین زده می‌شود. بنابراین پیش از تخمین مدل با استفاده از داده‌های ترکیبی، باید در مورد روش مناسب بکارگیری این‌گونه داده‌ها در تخمین، تصمیم‌گیری نمود. لذا ابتدا باید مشخص شود که اصولاً نیازی به در نظر گرفتن ساختار پانل داده‌ها (تفاوت‌ها یا اثرات خاص شرکت) وجود دارد یا این‌که می‌توان داده‌های مربوط به شرکت‌های مختلف را ادغام (Pooling) کرد و از آن در تخمین مدل استفاده نمود. در تخمین‌های تک معادله‌ای، برای اخذ تصمیم اخیر از آماره آزمون F (لیمر) استفاده می‌شود.

## ۳-۵- آزمون F (لیمر) برای انتخاب روش ترکیبی (Pooling) یا تلفیقی (Panel)

اغلب برای انتخاب بین مدل پولینگ و اثرات ثابت از آزمون F لیمر استفاده می‌شود. در آزمون F فرضیه  $H_0$  یکسان بودن عرض از مبدأها (روش Pooling یا ترکیبی) در برابر فرضیه مخالف  $H_1$ ، ناهمسانی عرض از مبدأها (روش داده‌های پانلی یا تلفیقی) قرار می‌گیرد. به عبارت دیگر فرضیه صفر آزمون بیان می‌کند، تفاوتی میان ضرایب برآورد شده برای تک‌تک مقاطع و ضریب برآورد شده جمعی وجود ندارد. بدین معنا که لزومی به برآورد مدل با استفاده از داده‌های تابلویی وجود ندارد.

جدول ۴- نتایج آزمون F (لیمر) برای انتخاب روش ترکیبی (Pooling) یا تلفیقی (Panel)

نتیجه آزمون	P-value	آماره F	مدل
$H_0$ رد می‌شود	۰/۰۰۰	۴/۶۳۲۱۵	اول
$H_0$ تأیید می‌شود	۰/۹۳۶۹	۰/۵۶۳۲۱	دوم
$H_0$ تأیید می‌شود	۰/۳۲۱۳	۱/۸۵۸۳۰	سوم
$H_0$ تأیید می‌شود	۰/۲۲۵۴	۱/۰۲۱۵۰	چهارم

همان‌گونه که در جدول ۴ دیده می‌شود، در سطح اطمینان ۹۵ درصد، تنها در مدل ۱ فرض صفر آزمون رد شده و بنابراین باید از روش داده‌های پانل استفاده نمود. لذا در مورد مدل اول بحث انتخاب از بین مدل‌های اثرات ثابت و تصادفی پیش می‌آید که برای این منظور از آزمون هاسمن استفاده می‌شود.

#### ۴-۵- آزمون هاسمن برای انتخاب بین مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی

همان‌طور که پیش از این ذکر شد در صورتی که نتیجه آزمون F برآورد مدل به روش داده‌هایی تابلویی باشد، لازم است تعیین شود که مدل به روش اثرات ثابت برآورد شود یا به روش اثرات تصادفی که برای این منظور از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. فرضیه H0 در آزمون هاسمن، به برابری برآوردکننده هر دو روش حداقل مربعات تعمیم یافته و متغیر مجازی اشاره دارد. لذا چنانچه فرضیه H0 رد شود، برابری برآوردهای این روش رد و توصیه می‌شود از روش تصادفی برای دریافت در واحدهای مقطعی استفاده شود.

#### جدول ۵- نتایج آزمون هاسمن برای انتخاب بین مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی

مدل	آماره $\chi^2$	P-value	نتیجه آزمون
اول	۲۱۵/۰۱۸۵۲	۰/۰۰۰۰	H0 رد می‌شود

نتیجه جدول ۵، بیانگر آن است که ضمن رد فرضیه صفر، در مدل اول باید از روش اثرات ثابت استفاده کرد.

#### ۵-۵- آزمون ناهمسانی واریانس

در پژوهش حاضر برای بررسی وجود مشکل ناهمسانی واریانس از آزمون بروش-پاگان / کوک - ویسبرگ با استفاده از نرم افزار Stata استفاده شده است.

#### جدول ۶- نتایج آزمون آزمون بروش-پاگان / کوک - ویسبرگ برای کشف ناهمسانی واریانس

مدل	آماره $\chi^2$ بروش-پاگان / کوک - ویسبرگ	P-value	نتیجه آزمون
اول	۳/۰۳	۰/۱۸۰۲	H0 تأیید می‌شود
دوم	۸/۳۲	۰/۰۰۳۰	H0 رد می‌شود
سوم	۵/۱۲	۰/۰۲۱۱	H0 رد می‌شود
چهارم	۱۱۸/۱۹	۰/۰۰۰۰	H0 رد می‌شود

مطابق با جدول ۶، در تمامی مدل‌های رگرسیون پژوهش به غیر از مدل اول، ناهمسانی واریانس وجود دارد، لذا برای رفع مشکل ناهمسانی واریانس، از روش کمترین مجذورات تعمیم یافته (GLS) استفاده می‌شود.

#### ۶-۵- آزمون فرضیه اول

فرضیه اول بیان می‌کند، عدم اطمینان سرمایه‌گذاران به ارزش بنیادین دارایی‌های مالی در بازار سرمایه ایران به عنوان یکی از مشخصه‌های استرس مالی محسوب می‌شود.

جدول ۷- خلاصه نتایج آماری آزمون فرضیه اول

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
C	۱۵۸۵۲/۸۵	۱۲۵/۲۱۰	۱۲۶/۶۱۸	۰/۰۰۰
UCFV	۱/۰۵۱	۰/۱۱۱	۹/۴۶۸	۰/۰۰۰
BM	-۲۳/۵۲۲	۴/۷۱۴	-۴/۹۸۸	۰/۰۰۰
Varcoef	-۲۱/۶۴۲	۳۳/۸۲۰	-۰/۶۳۹	۰/۵۲۲
PRICE	۰/۱۶۴	۰/۰۱۵	۱۰/۸۴۸	۰/۰۰۰
آماره F	۳۴/۱۲۰	R <sup>2</sup> تعدیل شده		۰/۲۲۹
معناداری F	۰/۰۰۰	آماره دوربین واتسن		۰/۰۷۷

مقایسه مقدار آماره F (۳۴/۱۲۰) در جدول فوق با مقدار F جدول، نشان دهنده معناداری کلی مدل رگرسیونی برازش شده در سطح خطای ۱ درصد است. در مدل اثرات ثابت اولیه، مقدار محاسبه شده آماره دوربین واتسن نیز برابر با ۰/۰۷۷ می‌باشد که علت پایین بودن آن ناشی از وجود خودهمبستگی سریالی بین اجزای اخلاص مدل می‌باشد.

در هنگام برازش رگرسیون همواره باید مشکلاتی مانند همبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس رفع شود. برای رفع خودهمبستگی از تصحیح کوکران- اورکات استفاده می‌شود که مستلزم واردکردن AR(1)، AR(2)،...، AR(p) ها در مدل است. براین اساس هر یک از AR(p) ها که معنی‌دار باشد در مدل باقی‌مانده و مابقی حذف می‌شوند. پس از این مرحله اگر رگرسیون از F مناسب (Prob. کوچک یعنی زیر ۰/۰۵) برخوردار باشد و دارای دوربین واتسن (DW) خوب (مقدار بهینه آن ۱/۵ الی ۲/۵ می‌باشد که وجود خودهمبستگی سریالی بین اجزاء اخلاص را رد می‌کند) باشد، مدل در کل قابل قبول است (عزیزی و همکاران، ۱۳۸۷). در ادامه نتایج تحلیل در جدول ۸ ارائه شده است.

جدول ۸- خلاصه نتایج آماری آزمون فرضیه اول

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
C	-۲۰۹۲۰/۶۱	۱۲۴۴۸/۳۳	-۱/۶۸۰	۰/۰۹۲
UCFV	۰/۱۹۶	۰/۰۳۰	۶/۴۸۵	۰/۰۰۰
BM	۰/۰۵۱	۰/۴۱۲	۰/۱۲۳	۰/۸۶۵
Varcoef	-۱/۲۱۱	۲/۸۴۴	-۰/۴۲۵	۰/۶۷۰
PRICE	۰/۰۲۳	۰/۰۰۵	۴/۲۹۱	۰/۰۰۰
AR(1)	۱/۳۲۰	۰/۰۱۳	۱۰/۵۳۸	۰/۰۰۰
AR(2)	-۰/۶۱۴	۰/۰۱۸	-۳۴/۱۱۱	۰/۰۰۰
آماره F	۳۲۱۴/۸۰۰	R <sup>2</sup> تعدیل شده		۰/۵۱۹
معناداری F	۰/۰۰۰	آماره دوربین واتسن		۱/۶۳۹

همان‌گونه که جدول ۸ نشان می‌دهد، با توجه به سطح خطای ۱ درصد مدل برازش شده معنادار می‌باشد. لذا می‌توان ادعا کرد، عدم اطمینان سرمایه‌گذاران به ارزش بنیادین دارایی‌های مالی در بازار سرمایه ایران به عنوان یکی از مشخصه‌های استرس مالی محسوب می‌شود. همچنین ضریب تعیین تعدیل شده  $0/519$  ضمن تأیید بر تصریح مناسب الگو نشان می‌دهد،  $52$  درصد تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مدل توضیح داده می‌شود. با توجه به آماره دوربین واتسن به میزان  $1/639$ ، خودهمبستگی مدل از بین رفته است.

#### ۵-۷- آزمون فرضیه دوم

فرضیه دوم بیان می‌کند، عدم تقارن اطلاعاتی در بازار سرمایه ایران به عنوان یکی از مشخصه‌های استرس مالی محسوب می‌شود. بر این اساس در الگوی فرضیه دوم، اثر عدم تقارن اطلاعاتی در بازار سرمایه روی شاخص بازار سرمایه برآورد می‌شود.

جدول ۹- خلاصه نتایج آماری آزمون فرضیه دوم

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
C	۱۷۰۱۲/۱۴	۱۳۱/۱۴۰	۱۲۹/۷۲۵	۰/۰۰۰
INAS	۵۱۳۶/۱۱۱	۵۵۱۵/۳۶۰	۰/۹۳۱	۰/۰۰۰
BM	-۰/۱۳۱	۰/۶۱۲	-۰/۲۱۴	۰/۰۰۰
Varcoef	-۴۱/۹۳۶	۴۱/۲۱۰	-۱/۰۱۷	۰/۱۴۰
PRICE	۰/۰۸۲	۰/۰۲۲	3/727	۰/۰۰۰
آماره F	۱۵/۴۲۱	$R^2$ تعدیل شده		۰/۰۲۱۴
معناداری F	۰/۰۰۰	آماره دوربین واتسن		۰/۰۹۹

مقایسه مقدار آماره F (۱۵/۴۲۱) در جدول فوق با مقدار F جدول، نشان دهنده معناداری کلی مدل رگرسیونی برازش شده در سطح خطای ۱ درصد است. در مدل پولینگ اولیه، مقدار محاسبه شده آماره دوربین واتسن نیز برابر با  $0/099$  می‌باشد که علت پایین بودن آن ناشی از وجود خودهمبستگی سریالی بین اجزای اخلاص مدل می‌باشد. برای رفع مساله خودهمبستگی از تصحیح کوکران- اورکات استفاده می‌شود. در ادامه نتایج تحلیل در جدول ۱۰ ارائه شده است.

همان‌گونه که جدول ۱۰ نشان می‌دهد، با توجه به سطح خطای ۱ درصد مدل برازش شده معنادار می‌باشد. لذا می‌توان ادعا کرد، عدم تقارن اطلاعاتی در بازار سرمایه ایران به عنوان یکی از مشخصه‌های استرس مالی محسوب می‌شود. نتایج جدول ۹ با ضریب تعیین تعدیل شده  $0/66$  ضمن تأیید بر تصریح مناسب الگو نشان می‌دهد،  $66$  درصد تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مدل توضیح داده می‌شود. همچنین با توجه به آماره دوربین واتسن به میزان  $1/833$  خودهمبستگی مدل از بین رفته است.

جدول ۱۰- خلاصه نتایج آماری آزمون فرضیه دوم

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
C	-۲۴۳۶۲/۷۴	۱۴۱۳۲/۰۹	-۱/۷۲۳	۰/۰۹۶
INAS	۱۱۷۱/۳۳۳	۶۷۱/۰۶۴۳	۱/۷۴۵	۰/۰۰۰
BM	۰/۰۵۴	۰/۵۴۵	۰/۰۹۹	۰/۸۱۲
Varcoef	-۱/۲۰۵	۳/۸۰۹	-۰/۳۱۶	۰/۵۴۱
PRICE	۰/۰۲۱	۰/۰۰۶	۳/۵۰۰	۰/۰۰۰
AR(1)	۱/۶۱۱	۰/۰۱۹	۸۴/۷۸۹	۰/۰۰۰
AR(2)	-۰/۳۱۳	۰/۰۱۹	-۱۶/۴۷۳	۰/۰۰۰
آماره F	۳۱۵۴۶/۰۲	$R^2$ تعدیل شده		۰/۶۶۵
معناداری F	۰/۰۰۰	آماره دوربین واتسن		۱/۸۳۳

## ۵-۸- آزمون فرضیه سوم

فرضیه سوم بیان می‌کند، عدم تمایل به نگهداری دارایی‌های ریسکی در بازار سرمایه ایران به عنوان یکی از مشخصه‌های استرس مالی محسوب می‌شود.

جدول ۱۱- خلاصه نتایج آماری آزمون فرضیه سوم

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
C	۱۷۴۳۱/۱۲	۱۲۲/۱۴۳	۱۴۲/۷۱۰	۰/۰۰۰
UHRA	۱۲/۱۱۱	۳/۶۲۱	۳/۳۴۴	۰/۰۰۰
BM	-۰/۲۰۸	۰/۸۱۲	-۰/۲۵۶	۰/۷۸۵
Varcoef	-۲۸/۰۱۰	۳۵/۴۳۱	-۰/۷۹۱	۰/۴۴۳
PRICE	۰/۱۰۹	۰/۰۱۸	۶/۰۵۵	۰/۰۰۰
آماره F	۲۴/۱۳۶	$R^2$ تعدیل شده		۰/۰۳۱۷
معناداری F	۰/۰۰۰	آماره دوربین واتسن		۰/۰۶۸

مقایسه مقدار آماره F (۲۴/۱۳۶) در جدول فوق با مقدار F جدول، نشان دهنده معناداری کلی مدل رگرسیونی برازش شده در سطح خطای ۱ درصد است. در مدل پولینگ اولیه، مقدار محاسبه شده آماره دوربین واتسن نیز برابر با ۰/۰۶۸ می‌باشد که علت پایین بودن آن ناشی از وجود خودهمبستگی سریالی بین اجزای اخلاص مدل می‌باشد. برای رفع مساله خودهمبستگی از تصحیح کوکران-اورکات استفاده می‌شود. در ادامه نتایج تحلیل در جدول ۱۲ ارائه شده است.

جدول ۱۲- خلاصه نتایج آماری آزمون فرضیه سوم

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
C	-۲۵۳۲۱/۱۴	۱۵۱۰۲/۷۷	-۱/۶۷۶	۰/۱۰۴
UHRA	-۱۰/۱۴۲	۱/۷۸۰	-۵/۶۹۷	۰/۰۰۰
BM	-۰/۰۴۵	۰/۵۴۱	-۰/۰۸۳	۰/۸۳۱
Varcoef	-۱/۵۴۱	۲/۳۲۱	-۰/۶۶۳	۰/۵۴۱
PRICE	۰/۰۴۳	۰/۰۰۹	۴/۷۷۷	۰/۰۰۰
AR(1)	۱/۶۵۲	۰/۰۲۷	۶۱/۱۸۵	۰/۰۰۰
AR(2)	-۰/۳۷۶	۰/۰۳۲	-۱۱/۷۵۰	۰/۰۰۰
آماره F	۳۳۲۱۴/۸۸	R <sup>2</sup> تعدیل شده		۰/۷۱۰
معناداری F	۰/۰۰۰	آماره دوربین واتسن		۱/۸۶۱

همان‌گونه که جدول ۱۲ نشان می‌دهد، با توجه به سطح خطای ۱ درصد مدل برازش شده معنادار می‌باشد. لذا می‌توان ادعا کرد، عدم تمایل سرمایه‌گذاران به نگهداری سهام ریسکی در بازار سرمایه ایران به عنوان یکی از مشخصه‌های استرس مالی محسوب می‌شود. نتایج جدول ۱۱ با ضریب تعیین تعدیل شده ۰/۷۱۰ ضمن تأیید بر تصریح مناسب الگو نشان می‌دهد، ۷۱ درصد تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مدل توضیح داده می‌شود. با توجه به آماره دوربین واتسن به میزان ۱/۸۶۱، خودهمبستگی مدل از بین رفته است.

#### ۵-۹- آزمون فرضیه چهارم

فرضیه چهارم بیان می‌کند، عدم تمایل سرمایه‌گذاران به نگهداری دارایی‌های غیرنقد در بازار سرمایه ایران به عنوان یکی از مشخصه‌های استرس مالی محسوب می‌شود.

جدول ۱۳- خلاصه نتایج آماری آزمون فرضیه چهارم

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
C	۱۴۸۲۱/۲۱	۲۴۸/۳۰۹	۵۹/۶۸۸	۰/۰۰۰
UHUL	۱۴۲۶۱/۸	۴۸۲۴/۶۲۱	۲/۹۵۶	۰/۰۰۰
BM	۰/۸۵۴	۰/۶۴۱	۱/۳۳۲	۰/۲۱۰
Varcoef	-۲۷/۹۸۷	۴۰/۳۲۱	-۰/۶۹۴	۰/۳۶۵
PRICE	۰/۰۸۸	۰/۰۰۱	۸/۸۰۰	۰/۰۰۰
آماره F	۸۷/۵۴۶	R <sup>2</sup> تعدیل شده		۰/۰۷۷
معناداری F	۰/۰۰۰	آماره دوربین واتسن		۰/۱۴۳

مقایسه مقدار آماره F (۸۷/۵۴۶) در جدول فوق با مقدار F جدول، نشان دهنده معناداری کلی مدل رگرسیونی برازش شده در سطح خطای ۱ درصد است. در مدل پولینگ اولیه، مقدار محاسبه شده آماره دوربین واتسن نیز برابر با ۰/۱۴۳ می‌باشد که علت پایین بودن آن ناشی از وجود خودهمبستگی سریالی بین اجزای اخلاص مدل می‌باشد. برای رفع مساله خودهمبستگی از تصحیح کوکران - اورکات استفاده می‌شود. در ادامه نتایج تحلیل در جدول ۱۴ ارائه شده است.

جدول ۱۴- خلاصه نتایج آماری آزمون فرضیه چهارم

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
C	-۲۸۷۸۱/۶۶	۱۰۰۲۱/۱۱	-۲/۸۷۲	۰/۰۰۳
UHUL	۳۲۳۱/۵۴	۸۷۹/۲۷۶	۳/۶۷۵	۰/۰۰۰
BM	-۰/۰۰۶	۰/۹۶۱	-۰/۰۰۶	۰/۹۹۴
Varcoef	-۱/۳۶۱	۱/۹۳۲	-۰/۷۰۴	۰/۴۶۵
PRICE	۰/۰۲۰	۰/۰۰۳	۶/۶۶۷	۰/۰۰۰
AR(1)	۱/۳۹۸	۰/۰۱۹	۷۳/۵۷۸	۰/۰۰۰
AR(2)	-۰/۷۶۱	۰/۰۴۷	-۱۶/۱۹۱	۰/۰۰۰
آماره F	۳۴۴۲۳/۲۱	R <sup>۲</sup> تعدیل شده	۰/۵۷۱	۰/۵۷۱
معناداری F	۰/۰۰۰	آماره دوربین واتسن	۱/۸۱۲	۱/۸۱۲

همان‌گونه که جدول ۱۴ نشان می‌دهد، با توجه به سطح خطای ۱ درصد مدل برازش شده معنادار می‌باشد. لذا می‌توان ادعا کرد، عدم تمایل سرمایه‌گذاران به نگهداری سهام غیرنقد در بازار سرمایه ایران به عنوان یکی از مشخصه‌های استرس مالی محسوب می‌شود. نتایج جدول با ضریب تعیین تعدیل شده ۰/۵۷۱ ضمن تأیید بر تصریح مناسب الگو نشان می‌دهد، ۵۷ درصد تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مدل توضیح داده می‌شود. با توجه به آماره دوربین واتسن به میزان ۱/۸۱۲، خودهمبستگی مدل از بین رفته است.

#### ۵-۱۰- شاخص استرس مالی در بازار سرمایه ایران

با توجه به آن که اثر بحران‌های مالی به ویژه در بازارهای نوظهور، ویرانگر می‌باشد ولی نظارت و بررسی آن‌ها و به ویژه ردیابی آن‌ها از بازاری به بازار دیگر و یا از کشوری به کشور دیگر کار ساده‌ای نیست. برخی از مطالعات با استفاده از شاخص استرس مالی (FSI) به بررسی شدت بحران مالی پرداخته‌اند. بررسی‌ها نشان می‌دهند، این شاخص با افزایش شکنندگی مالی و شوک‌های خارجی تشدید می‌شود (پارک و مرکادو، ۲۰۱۴؛ هابریچ و تتلاو، ۲۰۱۴). شاخص استرس مالی نه تنها جهت ارزیابی چشم‌انداز اقتصادی و طراحی معیارهای سیاست پولی و مالی مفید می‌باشد، بلکه به منظور ارزیابی شرایط مالی و شکنندگی بخش مالی نیز مناسب است (سویک و همکاران، ۲۰۱۳).



در پژوهش حاضر مدل استرس مالی از مجموع چهارمشخصه پژوهش که استاندارد شده‌اند، بدست می‌آید. استرس مالی بر اساس ارزش مثبت شاخص FSI نشان داده می‌شود و بازگو کننده این حقیقت است که قیمت و بازده به‌طور متوسط بالاتر از میانگین‌ها یا روندهایشان می‌باشند (بالاکریشنان و همکاران، ۲۰۰۹). مطابق با ادبیات پژوهش ارزش ۱ برای شاخص، نشان دهنده یک انحراف معیار از میانگین شرطی بین چهار جزء مدل می‌باشد در حالی که ارزش ۱٫۵ به عنوان بحران مالی تلقی می‌شود (دفرنات و همکاران، ۲۰۱۱؛ بالاکریشنان و همکاران، ۲۰۰۹).

$$\text{FSI} = \text{UCFV} + \text{INAS} + \text{UHRA} + \text{UHUL} \quad \text{رابطه (۹)}$$

مطابق با جدول ۱۵ مقدار استرس مالی بر اساس ارزش مثبت FSI آورده شده است. همان‌طور که نتایج پژوهش نشان می‌دهند، میزان استرس مالی در بازار سرمایه طی دوره زمانی مورد بررسی با توجه به میزان انحراف معیار از میانگین شرطی چهار جزء مدل مقدار ناچیزی بوده است، که حکایت از میزان اندک استرس مالی در بازار سرمایه دارد.

جدول ۱۵- مقدار استرس مالی بر اساس ارزش مثبت FSI

ماه	FSI	ماه	FSI
۸۹۰۱	۰/۰۰۹۵۴۸۴	۹۲۰۵	۰/۰۳۷۸۵۸۰
۸۹۰۷	۰/۰۱۲۶۸۴۹	۹۲۰۸	۰/۰۴۰۵۶۰۹
۸۹۰۱۰	۰/۰۱۳۰۵۴۸	۹۲۱۰	۰/۰۴۰۵۶۴۳
۹۰۰۱	۰/۰۰۲۰۱۲۴	۹۲۱۱	۰/۰۳۸۹۸۷۷
۹۰۰۸	۰/۰۰۲۸۲۵۴	۹۲۱۲	۰/۰۴۱۰۷۶۵
۹۰۱۱	۰/۰۴۱۷۸۴۳	۹۳۰۱	۰/۰۵۳۶۴۸۷
۹۰۱۲	۰/۰۴۶۶۴۰۸	۹۳۰۲	۰/۰۶۴۰۴۱۸
۹۱۰۲	۰/۰۴۰۵۷۱۳	۹۳۰۳	۰/۰۶۰۸۷۱۴
۹۱۰۳	۰/۰۵۰۲۹۴۶	۹۳۰۴	۰/۰۶۹۴۵۹۷
۹۱۰۵	۰/۰۴۳۰۴۱۲	۹۳۰۶	۰/۰۵۸۵۷۰۳
۹۱۰۶	۰/۰۵۶۰۵۳۷	۹۳۰۷	۰/۰۶۸۵۴۸۰
۹۱۰۹	۰/۰۴۷۴۸۷۵	۹۳۰۸	۰/۰۷۱۳۷۴۸
۹۱۱۲	۰/۰۲۶۳۰۲۴	۹۳۰۹	۰/۰۷۰۸۲۹۴
۹۲۰۱	۰/۰۴۰۳۴۱۷	۹۳۱۱	۰/۰۷۱۵۴۸۶
۹۲۰۲	۰/۰۴۰۴۷۸۵	۹۳۱۲	۰/۰۷۴۵۸۳۸

نتایج جدول ۱۵ نشان می‌دهد، در طول بازه زمانی مورد بررسی میزان استرس مالی در حال افزایش می‌باشد. همچنین تعداد ماه‌های با ارزش مثبت FSI در سال‌های پایانی دوره مورد بررسی بیشتر از سال‌های ابتدایی می‌باشد که این نشان‌دهنده تغییر شرایط بازار و افزایش عوامل استرس‌زا در طول دوره مورد بررسی است.

#### ۶- نتیجه‌گیری و بحث

بحران‌های مالی اخیر جهانی، حکایت از ضعف‌های متعدد سیستم‌های مالی دارند. یکی از مهم‌ترین درس‌های این بحران‌ها این است که ناظران و تصمیم‌گیران سیستم‌های مالی ابزار لازم را جهت شناسایی فرآیند افزایش استرس و اندازه‌گیری به‌موقع آن در اختیار ندارند. مشکل دیگر آن است که حتی وقتی که از فرآیند شکل‌گیری آن آگاه هستند، ابزاری که اجازه مداخله سریع را به آنها بدهد در اختیار ندارند (هلو، ۲۰۱۲). بنابراین نگرانی اصلی در مورد استرس مالی این است که فعالیت‌های اقتصادی چطور توسط آنها تحت تاثیر قرار می‌گیرد و سیاست‌گذاران چگونه می‌توانند پیامدهای اقتصادی ناشی از آن را کاهش داده و از وقوع حوادث مشابه در آینده جلوگیری کنند (کارداری و همکاران، ۲۰۰۹). بر این اساس در پژوهش حاضر مطابق با ادبیات پژوهش ۴ فرضیه مطرح شد.

در فرضیه اول به بررسی این‌که عدم اطمینان سرمایه‌گذاران به ارزش بنیادین دارایی‌های مالی در بازار سرمایه ایران به عنوان یکی از مشخصه‌های استرس مالی محسوب می‌شود، پرداخته شد. یافته‌های پژوهش حاضر نشان می‌دهد، رابطه مثبت معنادار بین قیمت اختیار معامله به عنوان متغیر نشان‌دهنده عدم اطمینان سرمایه‌گذاران به ارزش بنیادین دارایی‌های مالی در بازار سرمایه ایران و شاخص بازار سهام به عنوان متغیر نشان‌دهنده استرس مالی در بازار سرمایه ایران وجود دارد. یعنی با افزایش (کاهش) عدم اطمینان سرمایه‌گذاران به ارزش بنیادی دارایی‌های مالی (سهام)، قیمت سهام و اختیار معامله روی آن (در این پژوهش حق تقدم خرید سهام) کاهش (افزایش) پیدا می‌کند و این امر می‌تواند با تغییر در شاخص بازار، منجر به استرس مالی در بازار شود. این نتیجه با یافته‌های پژوهش‌های هاکیو و کیتن (۲۰۰۹)، هاوش و هس (۲۰۰۷) و نلسن و پرلی (۲۰۰۵) سازگار می‌باشد.

در فرضیه دوم بیان می‌شود، عدم تقارن اطلاعاتی به عنوان یکی از مشخصه‌های استرس مالی می‌باشد. نتایج پژوهش حاضر ضمن تایید این فرضیه نشان می‌دهد، رابطه مثبت معنادار بین عدم تقارن اطلاعاتی در بازار سرمایه ایران و شاخص بازار سرمایه به عنوان متغیر نشان‌دهنده استرس مالی وجود دارد. یعنی افزایش (کاهش) عدم تقارن اطلاعاتی در بازار سرمایه ایران می‌تواند با کاهش (افزایش) شاخص بازار سرمایه، منجر به استرس مالی شود (سازگار با هاکیو و کیتن (۲۰۰۹) و نلسن و پرلی (۲۰۰۵)).

در فرضیه سوم عدم تمایل سرمایه‌گذاران به نگهداری دارایی‌های ریسکی به عنوان یکی از مشخصه‌های استرس مالی معرفی شده است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه مذکور نشان‌دهنده وجود رابطه منفی معنادار بین ریسک سهام به عنوان متغیر معرف عدم تمایل سرمایه‌گذاران به نگهداری دارایی‌های ریسکی و شاخص بازار به

عنوان متغیر معرف استرس مالی در بازار سرمایه ایران می‌باشد. به عبارت دیگر با افزایش ریسک سهام سرمایه‌گذاران ضمن آن که تمایل کمتری برای خرید و نگهداری سهام ریسکی دارند، در عین حال حاضر به پرداخت قیمت کمتری برای آن می‌باشند که در این حالت با تاثیر بر شاخص می‌تواند منجر به استرس مالی در بازار سرمایه شود. نتایج پژوهش حاضر با یافته‌های هاکیو و کیتن (۲۰۰۹)، کابلرو و کرلات (۲۰۰۸) و ایلینگ و لیو (۲۰۰۳) سازگار می‌باشد.

در فرضیه چهارم بیان می‌شود، عدم تمایل سرمایه‌گذاران به نگهداری دارایی‌های غیرنقد به عنوان یکی از مشخصه‌های استرس مالی می‌باشد. بر این اساس با توجه به یافته‌های تحقیق، رابطه مثبت معنادار بین عدم تمایل سرمایه‌گذاران به نگهداری سهام غیرنقد در بازار سرمایه ایران و شاخص بازار سهام به عنوان متغیر نشان‌دهنده استرس مالی مشاهده می‌شود. یعنی افزایش (کاهش) نقدشوندگی سهام در بازار سرمایه ایران می‌تواند با افزایش (کاهش) شاخص بازار سرمایه، منجر به استرس مالی شود. این یافته با نتایج پژوهش‌های هاکیو و کیتن (۲۰۰۹) و نلسن و پرلی (۲۰۰۵) سازگار می‌باشد.

در پژوهش حاضر مطابق با ادبیات تحقیق، مدلی جهت اندازه‌گیری میزان استرس مالی معرفی گردید. در این مدل از مشخصه‌های استرس مالی که در پژوهش حاضر مورد بررسی و تایید قرار گرفتند، استفاده شد. این مدل از مجموع چهار مشخصه پژوهش که استاندارد شده‌اند بدست می‌آید. نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد، میزان استرس مالی در بازار سرمایه طی دوره زمانی مورد بررسی با توجه به میزان انحراف معیار از میانگین شرطی چهار جزء مدل مقدار ناچیزی بوده است، که حکایت از میزان اندک استرس مالی در بازار سرمایه ایران دارد. در ادامه، با توجه به یافته‌های تحقیق پیشنهادات ذیل مطرح می‌شوند:

اختیار معامله سهام، اطلاعات مفیدی را در خصوص عدم اطمینان نسبت به قیمت سهام در بازار فراهم می‌آورد. به‌طورکل نوسان قیمت اختیار معامله نشان‌دهنده، نگرانی سرمایه‌گذاران در مورد زیان احتمالی قبل از انقضای آن می‌باشد. بنابراین به نظر می‌رسد، انتشار اختیار معامله‌های (اوراق مشتقه) متنوع و وجود بازاری فعال و نظاممند ضمن ایجاد فرصت‌های جدید سرمایه‌گذاری برای سرمایه‌گذاران، جذب سرمایه‌های بیشتر به سمت بازار سرمایه و تقویت بازار دارایی‌های مالی مادر، ابزار مناسبی را در اختیار سیاست‌گذاران به منظور نظارت مداوم بر میزان استرس مالی در این بازار و اتخاذ تصمیمات مناسب فراهم می‌آورد.

زمانی که ابتکارات مالی، اختصاص دادن احتمالات به پیامدهای مختلف را برای وام‌دهندگان و سرمایه‌گذاران دشوار می‌سازد، عدم اطمینان در مورد ارزش‌های بنیادی دارایی‌های مالی می‌تواند افزایش یابد. این نوع عدم اطمینان به عنوان شکلی از ریسک ناشی از ناشناخته بودن و یا غیر قابل اندازه‌گیری بودن نگریسته می‌شود. به بیان دیگر فقدان تجربه تاریخی در خصوص یک دارایی مالی، سرمایه‌گذاران را نسبت به قضاوت در مورد بازده احتمالی یک دارایی جدید با مشکل مواجه خواهد ساخت. بنابراین با توجه به آن که معرفی دارایی‌های مالی نیز می‌تواند منجر به افزایش عدم اطمینان سرمایه‌گذاران به ارزش‌بنیادین دارایی‌های مالی شوند، لذا بستر سازی مناسب و اطلاع‌رسانی و آموزش کافی در خصوص ابتکار مالی انجام شده می‌تواند ضمن افزایش ضریب موفقیت دارایی‌های مالی، احتمال افزایش استرس مالی را در بازار سرمایه کاهش دهد.

ب. یکی دیگر از یافته‌های پژوهش حاضر نشان می‌دهد، کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی در بازار سرمایه می‌تواند سیاستگذاران را در کاهش و مدیریت استرس مالی یاری نماید. برای این منظور افشاء اطلاعات با کیفیت، جامع، به موقع، مربوط، قابل اتکاء و قابل مقایسه ضمن آن که احتمال تصمیمات اشتباه ناشی از عدم آگاهی از فرصت سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد، زمینه را جهت افزایش کارایی بازار فراهم می‌آورد. همچنین آگاهی از وضعیت این متغیر در بازار علاوه بر آن که اطلاعات مناسبی را در خصوص وضعیت استرس مالی بازار فراهم می‌آورد، امکان کنترل و مدیریت آن را در اختیار تصمیم‌گیرندگان بازار قرار می‌دهد.

ج. یکی دیگر از نشانه‌های استرس مالی، کاهش شدید تمایل به نگهداری دارایی‌های ریسکی می‌باشد. بنابراین کاهش تمایل به نگهداری دارایی‌های ریسکی می‌تواند توجیه‌کننده برخی نوسانات قیمت دارایی‌های مالی و سهام در بازار باشد. بر این اساس آگاهی از ترجیحات ریسکی سرمایه‌گذاران و ریسک دارایی‌ها، سیاستگذاران را قادر به تشخیص میزان استرس مالی و اتخاذ تصمیمات مناسب می‌سازد. توجه به این نکته ضروری است که وجود دارایی‌های مالی متنوع و بازار فعال معاملاتی می‌تواند تا حد زیادی پاسخگوی نیاز سرمایه‌گذاران با ترجیحات مختلف ریسک و بازده باشد.

د. نتایج پژوهش نشان می‌دهند، عدم تمایل سرمایه‌گذاران به نگهداری دارایی‌های غیرنقد در بازار سرمایه ایران به‌عنوان یکی از مشخصه‌های استرس مالی محسوب می‌شود. در برخی موارد یک دارایی به جهت محدودیت بازار ثانویه و اثرپذیری زیاد قیمت از فروش آن در حجم زیاد، غیرنقد می‌شود. در موارد دیگر، یک دارایی ممکن است به‌علت کیفیت بالای آن غیرنقد باشد و عدم‌تقارن اطلاعات میان خریدار و فروشنده، صاحب دارایی را از فروش دارایی به قیمتی نزدیک به ارزش بنیادی آن باز دارد. بنابراین تغییر در نقدشوندگی دارایی‌ها با تاثیر بر تقاضا برای آن‌ها در بازار موجب تغییر و نوسان قیمت‌ها در بازار می‌شود. بر این اساس اتخاذ سیاست‌های لازم در جهت افزایش نقدشوندگی در بازار از قبیل وجود سهام شناور آزاد کافی در بازار، افزایش مشارکت سرمایه‌گذاران جزء در بازار، وجود مکانسیم‌های مناسب حاکمیت‌شرکتی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار، بهره‌گیری از فعالیت بازارسازها، افزایش دسترسی به بازار و بکارگیری ابزار و تکنولوژی نوین جهت انجام معاملات و غیره می‌تواند زمینه افزایش نقدشوندگی دارایی‌ها را فراهم آورد.

با توجه به نتایج تحقیق و سوالاتی که طی انجام آن برای محقق مطرح شد، جهت تکمیل این تحقیق و انجام تحقیقات بیشتر در حوزه‌های مرتبط با این تحقیق پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

- در پژوهش حاضر به بررسی سهام موجود در بازار بدون توجه به صنعت آنها پرداخته شد، لذا به نظر می‌رسد بررسی موضوع بر اساس صنعت می‌تواند اطلاعات مفیدی در خصوص استرس مالی فراهم آورد.
- در پژوهش حاضر به بررسی استرس مالی در بازار سرمایه پرداخته شد، در حالی که مطابق با ادبیات پژوهش استرس مالی می‌تواند در سایر بازارها نیز مشاهده شود. لذا به نظر می‌رسد، بررسی این متغیر در سایر بازارها می‌تواند اطلاعات مفیدی را ارائه نماید.
- در پژوهش حاضر جهت بررسی عدم اطمینان سرمایه‌گذاران به ارزش بنیادین دارایی‌های مالی در بازار سرمایه از قیمت حق تقدم خرید سهام استفاده شد. با توجه به انتشار اوراق تبعی به عنوان ابزار مشتقه

- جدید در بازار سرمایه ایران به نظر می‌رسد می‌تواند جهت اندازه‌گیری عدم اطمینان سرمایه‌گذاران به ارزش بنیادین دارایی‌های مالی مفید باشد.
- مطابق با ادبیات پژوهش استرس مالی می‌تواند از یک بازار شروع و به سایر بازارها سرایت نماید، لذا بررسی اثر استرس در یک بازار بر سایر بازارها می‌تواند یکی دیگر از زمینه‌های مناسب جهت روشن شدن ابعاد بیشتری از موضوع مورد بررسی باشد.
  - در پژوهش حاضر متغیرهای تحقیق در یک بازه زمانی ۵ ساله و در یک نمونه ۹۵ شرکتی مورد بررسی قرار گرفتند. لذا بررسی موضوع در یک بازه زمانی طولانی‌تر و با نمونه بزرگ‌تر می‌تواند مفید باشد.
  - در پژوهش حاضر با توجه به ادبیات پژوهش ۴ متغیر به عنوان مشخصه‌های استرس مالی مورد بررسی قرار گرفت، لذا انجام پژوهش‌های بیشتر جهت شناسایی مشخصه‌های دیگر مفید خواهد بود. همچنین نظرسنجی از نخبگان می‌تواند در شناسایی مشخصه‌های استرس مالی مفید باشد.
  - با توجه به فقدان پژوهش‌های کاربردی در حوزه مورد بررسی به نظر می‌رسد، انجام بررسی‌هایی به منظور تعیین معیار کم استرسی و بیش استرسی در بازار و معیار تعیین مقدار بحرانی استرس مالی مفید می‌باشد.
  - مقایسه نتایج پژوهش حاضر با سایر کشورها نیز از حوزه‌های مطلوب پژوهش می‌باشد.
  - بررسی متغیرهای پژوهش در قالب مدل رگرسیون مرکب می‌تواند در تعمیم‌پذیری نتایج پژوهش مفید باشد.
  - مطابق با ادبیات پژوهش در حوزه استرس مالی ۲ دسته سوال کلی مطرح می‌شود. اول آن که چه عواملی باعث ایجاد استرس مالی می‌شوند و دیگر آن که استرس مالی چه تاثیری بر سیستم مالی و اقتصاد دارد. لذا با توجه به آن که پژوهش حاضر در حوزه اول می‌باشد، توصیه می‌شود جهت مشخص شدن اثرات استرس - مالی بر سیستم مالی و به‌ویژه بخش حقیقی اقتصاد پژوهش‌هایی انجام گیرد.

#### فهرست منابع

- \* عزیز، ق، شمسی‌پور، ع.ا. و یاراحمدی، د. (۱۳۸۷). "بازیابی تغییر اقلیم در نیمه غربی کشور با استفاده از تحلیل‌های آماری چندمتغیره". *پژوهش‌های جغرافیای طبیعی*، شماره ۶۶، صص ۱۹-۳۵.
- \* Amihud, Y., and Mendelson, H. (1986). "Asset Pricing and the Bid-Asked Spread". *Journal of Financial Economics*, 1 (17): 223-249.
- \* Balakrishnan, R., Danninger, S., Elekdag, S. and Tytell, I. (2009). "The Transmission of Financial Stress from Advanced to Emerging Economies. International Monetary Fund", Working Paper No.09/133.
- \* Borio, C., and Lowe, P. (2002). "Asset prices, financial and monetary stability: exploring the nexus". Bank for International Settlements, Working Paper No. 114.
- \* Caballero, R.J., and Kurlat, P. (2008). "Flight to Quality and Bailouts: Policy Remarks and Literature Review". MIT Department of Economics Working Paper No. 08-21.
- \* Caballero, R.J. and Krishnamurthy, A. (2007). "Collective Risk Management in a Flight to Quality Episode". National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 12896.
- \* Cardarelli, R., Elekdag, S. and Lall, S. (2009). "Financial Stress, Downturns, and Recoveries". IMF Working Paper, WP/09/100.

- \* Cevika, E.I., Dibooglu1, S. and Kenc, T. (2013). "Measuring financial stress in Turkey". *Journal of Policy Modeling*, 35 (2): 370-383
- \* Davig, T., and Hakkio, C. (2010). "What is the effect of financial stress on economic activity". *Economic Review*, 2: 35-62.
- \* Duca, M.L., and Peltonen, T.A. (2011). "Macro-Financial Vulnerabilities and Future Financial Stress Assessing Systemic Risks and Predicting Systemic Events". European Central Bank, Working Paper No. 1311.
- \* Dufrenot, G., Fureceri, D., and Zdzienicka, A. (2011). "Financial Globalization and Financial Stress in Latin America: the Case of Argentina, Brazil and Mexico". Available at: [http://www.defi-univ.org/IMG/pdf/paper\\_march2011.pdf](http://www.defi-univ.org/IMG/pdf/paper_march2011.pdf).
- \* Hakkio, C.S., and Keeton, W.R. (2009). "Financial Stress: What Is It, How Can It Be Measured, and Why Does It Matter?". *Economic Review*, 2: 5-50.
- \* Hautsch, N. and Hess, D. (2007). "Bayesian Learning in Financial Markets: Testing for the Relevance of Information in Price Discovery". *Journal of Financial and Qualitative Analysis*, 42 (1): 189-208.
- \* Hollo, D. (2012). "A System-Wide financial Stress Indicator for the Hungarian financial System". Financial Stability Department, MNB Occasional Papers No. 105.
- \* Hubrich, K. and Tetlow, R.J. (2014). "Financial Stress and Economic Dynamics the Transmission of Crises". European Central Bank, Working Paper Series No 1728.
- \* Illing, M., and Liu, Y. (2006). "Measuring Financial Stress in a Developed Country: An Application to Canada". *Journal of Financial Stability*, 2 (3): 243-265.
- \* Illing, M. and Liu, Y. (2003). "An Index of Financial Stress for Canada". Bank of Canada, Working Paper 2003-14.
- \* Lown, C., and Morgan, D.P. (2006). "The Credit Cycle and the Business Cycle: New Findings Using the Loan Officer Opinion Survey". *Journal of Money, Credit, and Banking*, 38 (6): 1575-1597.
- \* Mishkin, F.S. (2000). "Financial Policies and the Prevention of Financial Stress in Emerging Market Economies". Available at <http://elibrary.worldbank.org/doi/pdf/10.1596/1813-9450-2683>.
- \* Nelson, W.R., and Perli, R. (2005). "Selected Indicators of Financial Stability". Available at <http://www.ecb.europa.eu/events/pdf/conferences/jcbrconf4/Perli.pdf>.
- \* Oet, M.V., Eiben, R., Bianco, T., Gramlich, D., and Ong, S.J. (2011). "The Financial Stress Index: Identification of Systemic Risk Conditions". Federal Reserve Bank of Cleveland, Working Paper No.11-30.
- \* Park, C.Y. and Mercado Jr., R.V. (2014). "Determinants of financial stress in emerging market economies". *Journal of Banking & Finance*, 45: 199-224.