



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه‌ی اصلی وب سایت مجله:

www.jqe.scu.ac.ir

شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷

شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸



دانشگاه شهید چمران اهواز

تأثیر استرس مالی بر بازده سهام صنایع پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

مهديه رضاقلی زاده *^{ID}، زهرا (میلا) علمی **، سعید محمدی مجد ***

* استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران (نویسنده مسئول)

** استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران

*** فارغ التحصیل کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.

اطلاعات مقاله	طبقه‌بندی E44, G20, C01:JEL
تاریخ دریافت: ۲۱ مهر ۱۳۹۹	واژگان کلیدی:
تاریخ بازنگری: ۱۸ اسفند ۱۳۹۹	استرس مالی، بازده سهام، صنعت، بورس اوراق بهادار تهران
تاریخ پذیرش: ۲۹ اسفند ۱۳۹۹	آدرس پستی:
ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:	بابلسر، دانشگاه مازندران، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، گروه اقتصاد
ایمیل:	
m.gholizadeh@umz.ac.ir	
0000-0003-1172-4824 ^{ID}	

قدردانی: نویسندگان از نظرات و پیشنهادات ارزشمند داوران که کیفیت این مقاله را بهبود بخشیده‌اند تشکر و قدردانی می‌کنند.

تضاد منافع: نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافی وجود ندارد.

منابع مالی: نویسندگان هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

چکیده

از آن جایی که استرس‌های فزاینده در بازارهای مالی از اهمیت زیادی جهت تحلیل و پیش بینی فعالیت‌های اقتصادی برخوردار بوده و می‌تواند در بسیاری از متغیرهای بازار مالی منعکس شود، شناخت منابع اصلی ایجاد کننده استرس مالی و اثرات آن بر فعالیت‌ها و بخش‌های مختلف اقتصادی به عنوان یکی از حوزه‌های مهم در مباحث مالی محسوب می‌شود. با توجه به اهمیت این موضوع، در مطالعه حاضر تأثیر استرس‌های مالی، قیمت نفت خام و سایر عوامل موثر بر بازار سهام ده صنعت برتر فعال در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۹۸ با استفاده از داده‌های روزانه و با بکارگیری الگوهای اقتصادسنجی داده‌های تابلویی، مورد بررسی قرار گرفته است. بدین منظور با توجه به عدم وجود داده‌های استرس مالی به صورت سری زمانی، این شاخص در هر یک از بازارهای مالی مورد مطالعه (بازار سرمایه، ارز و پول) محاسبه شده و سپس تمام این شاخص‌ها با استفاده از روش تحلیل مولفه‌های اصلی (PCA) با هم ترکیب شده و شاخص کل استرس مالی (FSI) برای اقتصاد ایران طی دوره زمانی مورد مطالعه محاسبه گردید. در ادامه به منظور بررسی تأثیر استرس مالی و سایر متغیرهای مستقل بر بازده سهام صنایع، از روش پانل دیتای پیشرفته پدرونی و مدل تصحیح خطای پانل (PECM) استفاده شده و رابطه بین استرس مالی و سایر عوامل موثر مورد مطالعه بر بازده سهام صنایع در قالب یک مدل پانل چند متغیره و تجزیه و تحلیل ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت، مورد بررسی قرار گرفت. بدین منظور ابتدا به بررسی آزمون ریشه واحد متغیرهای تحقیق و تعیین مرتبه هم‌انباشتگی آن‌ها پرداخته شد و در مرحله بعد با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی پانل، وجود و یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل مورد بررسی قرار گرفت. برای تخمین رابطه بلندمدت بین متغیرها در مدل نیز از روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) استفاده شد. نتایج تحقیق بیانگر این است که در هر چهار مدل برآورد شده، تأثیر شاخص استرس مالی بر بازده سهام صنایع منفی و به لحاظ آماری نیز معنی‌دار است. به عبارت دیگر استرس مالی موجود در بازارهای مورد مطالعه تأثیر منفی بر بازده سهام صنایع داشته و منجر به کاهش بازدهی می‌شود. همچنین یافته‌ها نشان‌دهنده این است که در مدل‌های برآورد شده، قیمت جهانی نفت، نرخ ارز و نرخ بهره تأثیر مثبت بر بازده سهام صنایع مورد مطالعه داشته و نرخ تورم تأثیر منفی بر آن دارد.

ارجاع به مقاله:

رضاقلى زاده، مهديه، علمى، زهرا (میللا) و محمدى مجد، سعید. (۱۴۰۲). تأثیر استرس مالی بر بازده سهام صنایع پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، ۳۰(۱)، ۳۲-۷۳.

doi:10.22055/JQE.2021.35405.2284



© 2023 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>)

۱- مقدمه

بحران‌های مالی اخیر جهان، حکایت از ضعف‌های متعدد سیستم‌های مالی دارند که حتی اقتصاد کشورهای کوچک را نیز تحت تأثیر قرار داده‌اند (Park., & Mercado, 2014). یکی از مهم‌ترین نکات مربوط به این بحران‌ها این است که ناظران و تصمیم‌گیران سیستم‌های مالی، ابزار لازم را جهت شناسایی فرآیند افزایش بحران و استرس مالی و اندازه‌گیری به موقع آن در اختیار ندارند (Hollo., Kremer., & Lo Duca, 2012). شرایطی که در آن بازارهای مالی و اقتصاد به احتمال زیاد با آشفتگی مالی مواجه می‌باشند، استرس مالی گفته می‌شود (Illing & Liu, 2006). که ناشی از شوک‌ها و ساختار مالی آسیب‌پذیر بوده و منجر به ناتوانی مؤسسات مالی در انجام تعهدشان و از دست‌دادن توانایی تخصیص منابع مالی می‌شود (Cardarelli., Elekdag., & Lall, 2009). استرس مالی قادر است خود را به طرق مختلف در یک سیستم مالی نمایان کند و اختلال را از یک بازار به بازار دیگر بکشانند (Kordlouie., & taheri, 2016). بنابراین از آن جایی که استرس‌های فزاینده در بازارهای مالی از اهمیت زیادی جهت تحلیل و پیش‌بینی فعالیت‌های اقتصادی برخوردار می‌باشد، شناخت منابع اصلی ایجاد کننده استرس مالی و اثرات آن بر فعالیت‌ها و بخش‌های مختلف اقتصادی به عنوان یکی از حوزه‌های مهم در مباحث مالی محسوب شده و بررسی این شاخص و تأثیرپذیری متغیرهای اقتصادی از این شاخص اجتناب ناپذیر به نظر می‌رسد. یکی از بازارهایی که می‌تواند تحت تأثیر بحران‌ها و استرس مالی قرار گیرد، بازار سرمایه و به طور خاص، بورس اوراق بهادار می‌باشد. استرس مالی می‌تواند بازده سهام صنایع مختلف را متاثر سازد و از این رو در بین عوامل تأثیرگذار بر بازده سهام، به عنوان یک متغیر بسیار مهم به شمار می‌آید. پیامدهای بحران و آشفتگی مالی می‌تواند بر فضای کسب و کار تاثیر گذاشته و منابع مالی و حاشیه سود شرکت‌های پذیرفته شده در بازار سرمایه را محدود نماید و با متضرر کردن سهام‌داران، بر توسعه بازار سرمایه و سودآوری شرکت‌ها اثر گذارد. کاهش سودآوری شرکت‌ها موجب رکود در بورس اوراق بهادار شده و قیمت و حجم معاملات سهام را کاهش خواهد داد.

لذا با توجه به اهمیت این موضوع، در پژوهش حاضر ابتدا شاخص استرس مالی در ایران محاسبه خواهد شد و سپس رابطه کوتاه مدت و بلند مدت بین استرس مالی و بازده سهام صنایع برتر فعال در بورس اوراق بهادار تهران با به کارگیری روش پانل در قالب یک مدل چند متغیره طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۴ و با استفاده از داده‌های روزانه

مورد ارزیابی قرار خواهد گرفت. تجزیه و تحلیل این رابطه در بلندمدت و کوتاه مدت با استفاده از هم انباشتگی و مدل تصحیح خطای پانل^۲ (PECM) بررسی خواهد شد و از روش های حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS)^۳ جهت بررسی رابطه پویای بلندمدت بین متغیرهای مدل استفاده خواهد شد.

مطالعه حاضر به این صورت سازماندهی می شود: در بخش های بعدی ابتدا مروری بر مبانی نظری انجام شده و در ادامه به مطالعات انجام شده در این زمینه اشاره خواهد شد. در ادامه میزان شاخص استرس مالی محاسبه گردیده و سپس رابطه آن با بازده سهام صنایع مورد مطالعه برآورد خواهد شد و در پایان نیز بر اساس نتایج به دست آمده، پیشنهاداتی ارائه خواهد گردید.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

طی دو دهه گذشته، توجه سیاستگذاران و پژوهشگران به سمت بخش های مالی معطوف شده (Yavari., Asadi, 2021) و اقتصاددانان نظرات مختلفی در مورد اهمیت سیستم مالی دارند (Manzoor., Rajabi., & Ranjbaram, 2022) با توجه به این که علی‌رغم وجود آثار ویران‌گر بحران‌های مالی در بازارها، نظارت و بررسی آن‌ها و به ویژه ردیابی آن‌ها از بازاری به بازار دیگر و یا از کشوری به کشور دیگر کار چندان ساده‌ای نیست، محققان و متخصصان و سرمایه‌گذاران کشورهای آسیب دیده در بحران، پس از بحران بانکی سال‌های ۲۰۰۷-۲۰۰۸ مطالعاتی در زمینه ساخت شاخصی که بتواند کل شرایط بخش مالی را توضیح دهد، انجام داده و بر لزوم ساخت یک شاخص تحت عنوان "شاخص استرس مالی"^۴ تاکید داشته‌اند که بر اساس آن امکان پیش‌بینی و رخداد بحران و بررسی وضعیت استرس مالی وجود داشته باشد.^۵

² Co integration and Panel Error Correction Model

³ Dynamic Ordinary Least Square

⁴ Financial stress index

^۵ البته لازم به ذکر است که دانشمندان علم اقتصاد سعی نموده‌اند شاخص‌ها و سیستم‌هایی را تبیین و طراحی کنند که بتوانند قبل از وقوع بحران نیز، سیاست‌گذاران را در جریان وقوع آن قرار داده و سیاست‌های پیشگیرانه لازم در جهت مقابله با آن را اجرا کنند. از جمله این سیستم‌ها می‌توان سیستم هشدار دهنده اولیه (EWS) را نام برد که در جهت شناسایی بحران‌های مالی (بانکی و پولی) تشریح شده و در صورت احتمال وقوع بحران در آینده، می‌تواند یک سیگنال در حال حاضر مبنی بر احتمال وقوع بحران در آینده را ارسال کند.

۲-۱- شاخص استرس مالی (FSI)

شاخص استرس مالی ابزار مهمی است که می‌تواند به اندازه‌گیری درجه استرس و تنش مالی و شناسایی منابع استرس کمک کند. این شاخص یک معیار از شدت اختلال در بازارها و موسسات مالی است که با افزایش شکنندگی مالی و شوک‌های خارجی تشدید می‌شود (Park., & Mercado, 2014). 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 (Oet., Ryan., Timothy., Dieter., & Stephen, 2013).

استرس مالی ناشی از تکان‌ها و ساختار مالی آسیب‌پذیر می‌باشد که منجر به ناتوانی موسسات مالی در انجام تعهدشان و از دست دادن توانایی تخصیص منابع مالی می‌شود (Cardarelli., Elekdag., & Lall, 2009).

۲-۲- مشخصه‌های استرس مالی

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 که در ذیل در مورد آن‌ها توضیح داده می‌شود: Hakkio., & Keeton, 2009).

- عدم اطمینان سرمایه‌گذاران به ارزش بنیادین دارایی‌ها

یک مشخصه معمول استرس مالی، افزایش عدم اطمینان در میان سرمایه‌گذاران در خصوص ارزش بنیادین دارایی مالی می‌باشد. عدم اطمینان در مورد ارزش بنیادین دارایی‌ها نشان دهنده عدم اطمینان بیشتر در مورد چشم‌انداز آتی اقتصاد است. بنابراین بالارفتن عدم اطمینان در خصوص 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 ناشناخته بودن و یا غیر قابل اندازه‌گیری بودن شناخته می‌شود.



(Caballero., & Krishnamurthy, 2008). لذا افزایش عدم اطمینان در خصوص ارزش دارایی‌ها منجر به نوسان‌پذیری بیشتر قیمت‌ها می‌شود (Hautsch., & Hess, 2007).

- 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 نماید. این امر منجر به دور شدن سرمایه‌گذاران از دارایی‌های ریسکی شده و آن‌ها را به سوی دارایی‌های کم ریسک سوق می‌دهد، بنابراین اختلاف میان نرخ بازده دو دارایی زیاد شده و هزینه استقراض دارایی‌های ریسکی را بالا می‌برد (Caballero., & Kurlat, 2008). در چنین شرایطی وام‌دهندگان و سرمایه‌گذاران هزینه بالاتری برای داشتن دارایی‌های ریسکی پرداخت خواهند نمود و بنابراین بازده مورد انتظار بالاتری نیز برای این دارایی‌ها نسبت به دارایی‌های کم ریسک‌تر درخواست می‌نمایند (Hakkio., & Keeton, 2009). 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 بین نرخ بازدهی در این دو نوع دارایی و افزایش هزینه گرفتن وام برای وام‌گیرندگان نسبتاً پر ریسک می‌باشد (Caballero., & Kurlat, 2008).

- عدم تمایل سرمایه‌گذاران به نگهداری دارایی غیر نقد

یکی دیگر از نشانه‌های استرس مالی کاهش تمایل برای نگهداری دارایی‌های غیر نقد می‌باشد.

نقد شوندگی دارایی، هزینه‌های مورد انتظار بحران را تحت تأثیر قرار می‌دهد. 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.

بنابراین تغییر در نقد شوندگی دارایی‌ها با تأثیر بر تقاضا برای آن‌ها در بازار موجب تغییر و نوسان در قیمت‌ها می‌شود.

- عدم تقارن اطلاعاتی

یکی دیگر از مشخصه های استرس مالی، عدم تقارن اطلاعاتی میان فروشنده و خریدار دارایی مالی (قرض دهنده و قرض گیرنده) می باشد. این شکاف در میزان آگاهی از اطلاعات می تواند منجر به خطر اخلاقی، افزایش متوسط هزینه های استقراض برای بنگاه و کاهش قیمت متوسط دارایی در بازار شود. بنابراین عدم تقارن اطلاعاتی با توجه به دگرگونی در کیفیت قرض دهندگان یا دارایی های مالی از یک سو و کاهش اطمینان سرمایه گذاران در مورد دقت اطلاعات در رابطه با بنگاه ها از سوی دیگر، می تواند ضمن ایجاد نوسان در قیمت دارایی مالی (سهام)، موجب تقویت استرس مالی در بازار مالی شود (Hakkio, & Keeton, 2009).

۲-۳- تأثیر استرس مالی بر اقتصاد

الینگ و لیو با بررسی استرس در نظام مالی معتقدند استرس مالی به عنوان تکانه ایی است که می تواند اثرات منفی بر اقتصاد واقعی داشته باشد (Illing, & Liu, 2006). وجود تنش در بازارهای مالی منجر به ایجاد نااطمینانی نسبت به شرایط اقتصادی آینده شده، بر رفتار عاملان اقتصادی تأثیر گذاشته و نیز به علت افزایش عدم تقارن اطلاعاتی، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد (matoufi, ۲۰۱۸).

با توجه به این که استرس مالی معمولاً در بازارهای مالی به وقوع می پیوندد و تغییراتی همانند اختلال و آشفتگی در بازار و ورود تکانه منفی به بازار مالی، ناتوانی موسسات مالی در انجام تعهدشان و از دست دادن توانایی تخصیص منابع و افزایش عدم اطمینان در ارزش دارایی های مالی را به دنبال خواهد داشت، منجر به نوسانات زیادی در قیمت دارایی ها گردیده و در کل باعث آسیب خوردن ساختار مالی می گردد. همچنین موجب افزایش زیان مالی شده، روند نزولی در اقتصاد ایجاد نموده و رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می دهد. شرایط اقتصادی ضعیف منجر به کاهش سود و تضعیف ترانزنامه بنگاه شده و ضمن محدود کردن دسترسی بنگاه ها به منابع مالی خارجی، با کاهش مخارج سرمایه گذاری شرکت ها منجر به کاهش فعالیت اقتصادی می شود. همچنین بانک ها به جهت آن که انتظار دارند، بنگاه های بیشتری ورشکسته شوند، هزینه اعتبارات را افزایش می دهند که این خود می تواند موجب تشدید اثرات منفی استرس مالی گردد (Davig., & Hakkio, 2010).



۴-۲- تأثیر استرس مالی بر بازار سرمایه

به طور کلی می‌توان گفت پیامدهای بحران می‌تواند بر فضای کسب و کار تأثیر گذاشته و منابع مالی و حاشیه سود شرکت‌های پذیرفته شده در بازار سرمایه را محدود نماید و با متضرر کردن سهام‌داران، بر توسعه بازار سرمایه و سودآوری شرکت‌ها اثر گذارد. کاهش سودآوری شرکت‌ها موجب رکود در بورس اوراق بهادار شده و قیمت و حجم معاملات سهام را کاهش خواهد داد.

وجود استرس مالی عدم اطمینان در رابطه با قیمت دارایی‌های مالی را افزایش داده و لذا نوسانات قیمت دارایی را بالا می‌برد. این نوسانات قیمت موجب می‌شوند که تصمیمات مهم بنگاه‌ها در خصوص سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تا زمان رفع عدم اطمینان به تأخیر بیفتد (Hakkio., and Keeton, 2009). از سوی دیگر، استرس مالی منجر به افزایش هزینه‌های بنگاه به دلیل انتشار اوراق جدید می‌شود. از سوی دیگر تغییرات ناگهانی که در انتظارات سرمایه‌گذاران به وجود می‌آید، باعث کاهش ارزش خالص شرکت‌ها شده و در نتیجه، کاهش غیرمنتظره در ثروت آنها، موجب افزایش شدیدتر هزینه‌های تأمین مالی بنگاه‌ها می‌شود (Davig., & Hakkio, 2010). بیشتر شدن هزینه تأمین مالی باعث می‌شود که بنگاه مخارج خود را کاهش دهد و این امر موجب رکود بیشتر فعالیت‌های آنها شده و تأثیر منفی بر شاخص قیمت و بازدهی سهام این شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار می‌گذارد.

در صورتی که در بازارهای نزولی و شرایط مالی پراسترس، جذب و تهیه وجوه از قرض‌دهندگان، سخت‌تر می‌شود و از آنجایی که در این شرایط، بازده مورد انتظار قرض‌دهندگان جهت سرمایه‌گذاری در بنگاه‌ها افزایش می‌یابد، هزینه‌های بیشتری بر شرکت‌ها تحمیل می‌گردد (Cardarelli., Elekdag., & Lall, 2009).

۴-۲-۵- محاسبه شاخص استرس مالی^۸ (FSI)

همان گونه که بیان گردید، در سال‌های اخیر مطالعاتی در زمینه ساخت شاخص استرس مالی انجام شده است که مراحل ساخت آن به شرح ذیل می‌باشد:

- انتخاب بازارهای مالی: در ساخت شاخص استرس مالی بخش‌های مهم نظام مالی در نظر گرفته می‌شوند.

⁸ Financial Stress Index.

- انتخاب متغیرهای مهم هر بازار و استخراج نوسانات براساس سری زمانی آن‌ها: از بخش‌های مهم ساخت شاخص تنش مالی انتخاب متغیرهاست.

- ارزیابی شاخص ترکیبی تنش مالی به منظور استخراج بحران‌های بازارهای مالی

از بخش‌های مهم ساختن شاخص استرس مالی، انتخاب متغیرها می‌باشد. یکی از بهترین شاخص‌های استرس در بازار مالی، قیمت دارایی‌های مالی می‌باشد (borio & lowe, 2002). اما برای ساخت شاخص استرس مالی در ایران باید توجه داشت که با توجه به عدم کارایی بازارهای مالی در ایران و نبود شاخص‌های قیمت مناسب، لازم است از متغیرهای دیگری استفاده نمود. لذا برای انتخاب این متغیرها باید یکسری معیارها را به شرح ذیل مورد توجه قرار داد:

- هر یک از متغیرهای انتخابی باید یک یا چند جز از مشخصه‌های اصلی استرس مالی را در برگیرد.

- در قیمت یا بازدهی بازار مورد نظر موثر باشد.

- داده‌های متغیر در دسترس بوده و تواتر فصلی داشته باشد. (dargahi., & nikjoo, 2016)

۲-۵-۲- انتخاب بازارهای مالی

در ساخت شاخص استرس مالی، بخش‌های مهم نظام مالی با به کارگیری شاخص‌های ارزیابی عملکرد، مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد و پس از محاسبه شاخص استرس برای هر یک از این بخش‌ها، شاخص کل استرس مالی اندازه‌گیری می‌شود.

در پژوهش حاضر با توجه به ساختار بازارهای مالی ایران، بازارهای سرمایه، ارز و بخش پولی (بانکی) انتخاب می‌شوند. شاخص استرس مالی برای ایران با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۹۸-۱۳۸۸ با محاسبه سه زیر شاخص در این بازارها برای تدوین ابعاد مختلف استرس مالی ایجاد می‌گردد. همان‌طور که (Hakkio., & Keeton, 2009). بیان می‌دارند، متغیرهای اطلاعات بازار انتخاب شده برای گنجانده شدن در این سه زیر شاخص، ویژگی‌های استرس مالی مانند نااطمینانی سرمایه‌گذار، به ویژه در مورد ارزش اساسی دارایی‌ها، تمایل سرمایه‌گذاران به نگه داشتن دارایی‌های ریسک‌پذیر و نامتقارنی اطلاعات در بازارهای مالی را در نظر می‌گیرند.

نحوه محاسبه شاخص استرس مالی در هر یک از بازارهای سرمایه، ارز و بخش

پولی (بانکی) به شرح ذیل می‌باشد:



۲-۵-۲-۱- شاخص استرس مالی در بازار سرمایه

به طور کل بحران در بازار سرمایه به عنوان کاهش شدید در شاخص کل بازار شناخته می‌شود که این کاهش می‌تواند نشان‌دهنده زیان مورد انتظار، ریسک بالاتر و یا افزایش عدم اطمینان در خصوص بازده بنگاه باشد (Illing., & Liu, ۲۰۰۹). مطابق با ادبیات پژوهش، استرس مالی به عنوان اختلال در عملکرد نرمال بازار تعریف می‌شود که حد نهایی آن بحران مالی می‌باشد (Hakkio., & Keeton, 2009).

- شاخص بتای بخش مالی (FSB^۹)

بتای بخش مالی با استفاده از تغییرات شاخص بانکداری، معامله گران اوراق بهادار، و بخش بیمه و شاخص اصلی بورس اوراق بهادار محاسبه شده است. این بتا بر اساس معادله‌ی (۱) محاسبه می‌شود:

$$\beta = \frac{COV(x,y)}{\sqrt{var(y)}} \quad (1)$$

که در این معادله:

X: درصد تغییر فصلی در شاخص بخش مالی
Y: درصد تغییر فصلی در شاخص اصلی بورس اوراق بهادار

بتای بخش مالی جهت بدست آوردن ریسک سرمایه‌گذاری در شرکت‌های بیمه و بانکداری به کار می‌رود. این بتا، بیانگر رابطه بین نوسانات سهام شرکت و همبستگی آن با شاخص اصلی سهام می‌باشد. $B > 1$ بدین معنی است که سهام در بخش بانکی غیر قابل انعطاف‌تر از کل بازار است. هرچه B بزرگتر باشد، هزینه‌ی سهام نیز بیشتر خواهد بود و ریسک مرتبط با این بخش نیز بیشتر می‌باشد. با این وجود، از آنجایی که $B > 1$ به معنای سرمایه‌گذاری پر مخاطره است، انتظار می‌رود که حرکت FSI به میزان زیادی وابسته به این بتا نخواهد بود؛ زیرا تمام مقادیر چنین هستند. بتای بخش مالی زمانی افزایش می‌یابد که قیمت سهام در بخش های بانکداری، معامله‌گران اوراق بهادار و بیمه بی‌ثبات و ناپایدار باشند. بنابراین، هر عاملی که باعث چنین افزایشی بشود، باعث افزایش ناگهانی یا کاهش شدید شاخص خواهد شد.

افزایش در شاخص بخش مالی نشان می‌دهد که ارزش بازار این شرکت‌ها، بطور میانگین، افزایش یافته است (Wallace, 2013).

⁹ The Financial Sector Beta

- شاخص افت یا سیر نزولی بازار سهام^۸ (SMD)

افت بازار سهام با استفاده از تغییرات ماهانه در شاخص اصلی بورس و سپس منفی کردن این تغییرات اندازه‌گیری شده است بطوریکه افت یا کاهش در قیمت سهام به افزایش در شاخص استرس مالی منجر می‌شود. معادله‌ی (۲) این فرمول را ارائه می‌کند:

$$Stock\ Decline = - \left(\frac{Index_t - Index_{t-1}}{Index_{t-1}} \right) \quad (2)$$

که در این معادله:

STOCK DECLINE: کاهش سهام

$Index_t$: شاخص بورس در دوره زمانی t

$Index_{t-1}$: شاخص بورس در دوره زمانی t-1

کاهش قیمت سهام، تأثیری را که نوسان قیمت سهام برای فعالیت اقتصادی داشته است، ترسیم می‌کند. انتظار می‌رود که وقوع هرگونه رویداد استرس‌زا در فعالیت بازار، در فعالیت بازار که باعث افت شدید قیمت سهام خواهد شد به افزایش ناگهانی در FSI بی‌انجامد (Wallace, 2013).

- نوسانات بازدهی بازار سهام^۹ (SMR)

نوسانات بازدهی بازار سهام همانند نوسانات در بازار ارز خارجی، با استفاده از مدل GARCH(1,1) بر اساس تغییرات در شاخص کل سهام محاسبه می‌شود. این سری نشان می‌دهد که قیمت دارایی‌ها بیانگر نوسانات در رفتار سرمایه‌گذاران در دوره‌های نااطمینانی می‌باشد. (Cardarelli., Elekdag., & Lall, 2009) انتظار می‌رود که افزایش در نوسانات بازدهی سهام باعث افزایش شاخص استرس مالی بشود.

- ۲-۵-۲-۲ شاخص استرس مالی در بازار ارز

- نوسانات نرخ ارز موثر واقعی^{۱۰} (REER)

ارز موثر واقعی میانگین وزنی یک ارز رایج در رابطه با یک شاخص یا سبد ارزی مهم دیگر است. وزن‌ها با مقایسه‌ی تراز تجاری نسبی ارز یک کشور در برابر سایر کشورهای درون شاخص به دست آمده، تعیین می‌شود. از این نرخ ارز برای تعیین ارزش واحد پول یک کشور نسبت به سایر ارزهای اصلی موجود در این شاخص استفاده می‌شود.

¹⁰ Stock Market Decline

¹¹ Stock Market Returns Volatility

¹² Real Effective Exchange Rate



نوسانات REER با استفاده از GARCH(1,1) برای تغییرات در این متغیر بدست آمده است (Bollerslev, 1986). مشخصات کلی برای این مدل در بخش زیر در معادلات (۳) تا (۵) به طور خلاصه ارائه شده است:

$$Y_t = a + Bx_t + U_t \quad (۳)$$

$$u_t | \Omega_t \sim iiN(0, h_t) \quad (۴)$$

$$h_t = \gamma_0 + \delta_1 h_{t-1} + \gamma_1 u_{t-1}^2 \quad (۵)$$

نوسانات محاسبه شده توسط این مدل، جهت به دست آوردن نااطمینانی سرمایه‌گذاران در مورد ارزش پول رایج و رفتارهای سرمایه‌گذاری سایر عوامل در نظر گرفته می‌شود (Cardarelli., Elekdag., & Lall, 2009). انتظار می‌رود که افزایش در نوسانات بازار ارز خارجی باعث افزایش شاخص استرس مالی شود.

۳-۲-۵-۲- شاخص استرس مالی در بازار پول

- حجم اسکناس و مسکوک به M1

افزایش حجم اسکناس و مسکوک به حجم پول از سطح روند، نشان‌دهنده‌ی افزایش مبادلات از طریق پول و کاهش استفاده از سپرده‌های دیداری در امر مبادلات اقتصادی است. افزایش این نسبت که سبب کاهش ضریب فزاینده‌ی پولی و در نتیجه‌ی کاهش توان وام دهی بانک‌ها می‌شود نشان دهنده‌ی کاهش اطمینان به نظام بانکی و یا عدم توسعه‌یافتگی نظام بانکی در امر ارائه‌ی خدمات به منظور ایجاد تسهیل در مبادلات است. در نتیجه‌ی افزایش این نسبت از روند خود به عنوان علامتی برای تنش مالی یاد می‌شود.

- نسبت M1 به M2

این نسبت نشان دهنده‌ی ترکیب دارایی‌ها بر اساس درجه‌ی نقدشوندگی است. افزایش نسبت فوق از سطح روند نشان‌دهنده‌ی عدم توانایی نظام بانکی در تجهیز منابع از طریق جذب سپرده‌های مدت‌دار است. باید توجه داشت که نظام بانکی دارای دو وظیفه‌ی کلیدی تسهیل مبادلات اقتصادی از طریق ارائه‌ی خدمات بانکی و همچنین تجهیز سپرده‌ها برای تامین منابع سرمایه‌گذاری است. در شرایط افزایش نسبت فوق که منجر به تنش مالی می‌شود، اگرچه نظام بانکی وظیفه تسهیل مبادلات را انجام می‌دهد، ولی در اجرای وظیفه‌ی مهم دیگر خود که همانا تجهیز منابع برای سرمایه‌گذاری است ناتوان است.

- بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی از کل پایه‌ی پولی

افزایش نسبت فوق از سطح روند نشان‌دهنده‌ی عدم کفایت منابع بانک‌ها برای ارائه‌ی تسهیلات و ناتوانی آن‌ها در کنترل ریسک نقدینگی است. (dargahi., &nikjoo., 2016).

۳-۵-۲- ایجاد شاخص

در پژوهش حاضر، شاخص ترکیبی استرس مالی با استفاده از روش توزین شاخص با استفاده از روش تحلیل مولفه‌های اصلی (PCA) محاسبه می‌گردد. این حوزه‌ی مطالعاتی و مقالات منتشر شده در این زمینه روش‌های متعددی را توصیف می‌کنند که می‌توانند جهت توزین یا وزنی کردن FSI به کار روند. این روش‌ها شامل استفاده از توزین مساوی، توزین مساوی واریانس، استفاده از روش PCA و استفاده از توابع تجمعی می‌باشند. روش PCA جهت تعیین بهترین ترکیب احتمالی از اجزای متشکله به منظور ایجاد شاخص به کار رفته است. این روش شامل تشریح و بازنمایی روابط ساختاری در داده‌های سری‌های زمانی از طریق تعیین بردارهای ویژه و مقادیر ویژه در ماتریس واریانس - کوواریانس در مجموعه‌ی داده‌ها می‌باشد.

در روش PCA هر سری از متغیرهای مشاهده شده در یک واحد از واریانس، در کل واریانس در مجموعه‌ی داده‌ها، سهم هستند. به علاوه، هر مولفه یا جزء تشکیل‌دهنده‌ی که مقدار ویژه بزرگتر از ۱ را نشان دهد، برای مقدار بزرگتر از واریانس در نظر گرفته خواهد شد. معیارهای متعددی وجود دارند که تعداد مولفه‌های مهم و معنی داری که باید در داده‌ها حفظ شوند را تعیین می‌کنند. یکی از این معیارها شامل حفظ مولفه‌هایی می‌باشد که دارای مقادیر ویژه بزرگتر از ۱ هستند. محققان همچنین مولفه‌هایی را حفظ خواهند کرد که حداقل برای ۱۰ درصد از نسبت یا سهم واریانس در نظر گرفته می‌شوند. معیار به کار رفته برای حفظ مولفه‌ها برای FSI مبتنی بر درصد تجمعی واریانس است. ایده‌ی مورد نظر در این جا، حفظ مولفه‌های کافی است بطوری که درصد تجمعی واریانس در نظر گرفته شده حداقل ۸۰ درصد باشد. شاخص PCA بعد از تعیین مولفه‌های مهم و معنی‌دار، با استفاده از بارگیری‌های نرمال‌سازی شده‌ی اولین مولفه‌ی ایجاد شده در این آنالیز محاسبه می‌شود.

پس از محاسبه استرس مالی در تک تک بازارهای مالی مورد مطالعه (بازار سرمایه، بازار ارز و بازار پول)، این شاخص‌ها با استفاده از روش PCA با یکدیگر ترکیب

شده و شاخص کل استرس مالی (FSI) برای اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۹۸-۱۳۸۸ به دست می‌آید.

۲-۶- پیشینه پژوهش

در این قسمت به منتخبی از مهم ترین و جدیدترین مطالعات خارجی و داخلی انجام شده در رابطه با استرس مالی و بازار سهام اشاره می‌گردد:

جدول ۱. مروری بر مطالعات تجربی

مأخذ: یافته‌های پژوهش

Table 1. A review of experimental studies

Source: Findings of research

نام محقق	موضوع تحقیق و دوره زمانی مورد بررسی	سال انجام تحقیق	روش انجام تحقیق	یافته های تحقیق
سahoo ^{۱۱}	محاسبه شاخص استرس مالی در بازارهای مختلف پول، اوراق قرضه، سهام، ارز خارجی و بخش بانکی هند طی ۲۰۱۶-۲۰۰۷ و سپس رابطه بین استرس مالی، رشد اقتصادی و ثبات قیمت‌ها	۲۰۲۰	VAR	نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که استرس مالی منجر به کاهش رشد در این کشور شده است.
گبنو ^{۱۲}	بررسی رابطه بین استرس مالی و رشد اقتصادی در کشورهای WAEMU و سپس بررسی تأثیر سیاست پولی و بدهی عمومی بر رابطه بین استرس مالی سیستم بانکی و رشد اقتصادی کشورهای مذکور طی دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۶	۲۰۱۹	مدل پانل رگرسیون انتقال ملایم	رابطه بین رشد تولید ناخالص داخلی و درجه استرس مالی در کشورهای مورد مطالعه، به تغییرات سیاست‌های پولی و سطح نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی بستگی دارد
سویک ^{۱۳} و همکاران	بررسی رابطه بین استرس مالی و فعالیت اقتصادی در اقتصادهای آسیایی نوظهور	۲۰۱۶	VAR	شاخص استرس مالی دارای اهمیت ویژه‌ای در فعالیتهای اقتصادی کشورهای مورد

¹¹ Sahoo (2020)

¹² Gbenou (2019).

مطالعه بوده و تنش مالی باعث کاهش چشمگیر فعالیت‌های اقتصادی می‌شود.				
شرایط عدم اطمینان سیاسی در تعیین قیمت‌های آتی کالا اثری ندارد	SVAR	۲۰۱۵	بررسی تأثیر استرس مالی و نااطمینانی سیاسی بر قیمت انرژی (شامل نفت خام و گاز) و فلزات (شامل طلا، نقره، مس، پلاتین و پالادیوم)	صلاح الدین و روبردو ^{۱۴}
FSI ابزار مهمی است که می‌تواند به اندازه‌گیری درجه استرس مالی و شناسایی منابع استرس در کشورها کمک کند.	مدل خودرگرسیون برداری (VAR)	۲۰۱۳	بررسی عوامل موثر بر استرس مالی در اقتصاد های نوظهور	پارک ^{۱۵} و همکاران
FSI می‌تواند ابزار مهمی برای سیاست‌گذاران در شناسایی دوره‌های استرس مالی باشد که می‌تواند تأثیرات احتمالی بر فعالیت‌های اقتصادی (افت رشد) را بررسی کند.	تجزیه و تحلیل مولفه‌های اصلی (PCA)	۲۰۱۳	اندازه‌گیری شاخص استرس مالی در کشور جامائیکا	والاس ^{۱۶}
شاخص ایجادکننده استرس در این پژوهش به طور مستقیم یا غیرمستقیم به هزینه‌های مالی حاکم در بازارهای مالی مربوط می‌باشند.	مدل TVAR	۲۰۱۳	بررسی عوامل ایجاد کننده استرس مالی در سوئد	ساندال و همکاران ^{۱۷}
بحران‌های مالی اخیر جهانی، ناشی از ضعف‌های متعدد نظام‌های مالی می‌باشد.	مدل VAR	۲۰۱۲	محاسبه شاخص استرس مالی در بخش بانکی و بازارهای مالی	هلو ^{۱۸}
استرس مالی باعث بی‌ثباتی مالی می‌شود.	مدل VAR	۲۰۰۹	محاسبه و بررسی شاخص تنش مالی	کاردرالی ^{۱۹} و

¹⁵ Emrah I. Cevik, et al

¹⁴ Juan C. Reboredo, Gazi Salah Uddin

¹⁵ Park, C. Y., et al

¹⁶ Wallace, C.

¹⁷ Sandahl

¹⁸ Hollo



همکاران				
ایلینگ و لیو	بررسی تأثیر استرس مالی بر عملکرد بازار	۲۰۰۶	مدل گارچ (GARCH)	استرس مالی به دلیل تکان‌ها و ساختارهای مالی ضعیف پدید می‌آیند که موجب اختلال بر عملکرد نرمال بازار می‌گردد. لذا هر چه ساختار مالی ضعیف‌تر باشد با ورود تکان‌ها به بازار، ریسک و ناطمینانی موجب استرس می‌شود.
معطوفی	بررسی مشخصه های استرس مالی در بازار سرمایه ایران	۱۳۹۷	رگرسیون چند متغیره	متغیر های ناطمینانی سرمایه‌گذاران به ارزش بنیادین دارایی‌های مالی، نامتقارنی اطلاعاتی، عدم تمایل سرمایه‌گذاران به نگهداری دارایی‌های ریسکی و عدم تمایل سرمایه‌گذاران به نگهداری دارایی‌های غیرنقد به عنوان مشخصه های استرس مالی در بازار سرمایه ایران می‌باشند.
کردلویی و آسیایی طاهری	محاسبه شاخص استرس مالی در بازارهای بانک و ارز و بیمه و بررسی اثرگذاری استرس مالی یک بازار بر شاخص استرس مالی سایر بازارهای مورد مطالعه در بازه زمانی مهرماه ۱۳۸۸ تا اسفند ماه ۱۳۹۴	۱۳۹۵	خودرگرسیون برداری VAR	استرس مالی در بازار بانک بر استرس مالی در بازار بیمه اثر مثبت داشته و بر بازار ارز اثر منفی خواهد داشت. همچنین استرس مالی در بازار بیمه بر استرس مالی بر بازار بانک و ارز اثر مثبت دارد و این اثر فشار ارزی بر استرس بانک و بیمه منفی است.
احمدیان	بررسی و اندازه گیری شاخص استرس بانکی در شبکه بانکی کشور	۱۳۹۴	مجموع وزن واریانس یکسان	بانک‌ها به دو دسته بانک‌های بزرگ که همراه با ریسک بالا (بانک‌هایی با عمر بیش از ۱۵ سال که ماهیت دولتی دارند) و بانک‌های کوچک که دارای

ریسک پایین هستند تقسیم می‌شوند.				
اثر تنش در بازار های مالی در کوتاه مدت و بلند مدت بر رشد اقتصادی منفی و معنی دار است.	گارچ و وزن دهی مساوی	۱۳۹۱	ساخت تنش مالی و بررسی اثر آن بر رشد اقتصادی ایران	درگاهی

بررسی مبانی نظری و مطالعات انجام شده نشان می‌دهد علیرغم اهمیت بررسی شاخص استرس مالی، هنوز به صورت کاربردی و جامع به بررسی جوانب مختلف این موضوع پرداخته نشده و اکثر مطالعات خارجی و داخلی انجام شده، تنها به محاسبه اندازه این شاخص پرداخته‌اند. این پژوهش، اولین مطالعه جامع در خصوص محاسبه شاخص استرس مالی در بازارهای مختلف مالی از جمله بازار پول، بازار ارز و بازار سهام و بررسی تأثیر آن بر بازده سهام صنایع فعال در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد.

۳- روش‌شناسی پژوهش و تصریح مدل

در این پژوهش به منظور بررسی تأثیر استرس مالی، قیمت نفت و سایر متغیرهای مستقل بر بازده سهام صنایع مورد مطالعه، در قالب یک مدل پانل چند متغیره^{۲۰} و تجزیه و تحلیل ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت، از روش پانل دیتای پیشرفته پدرونی (Pedroni, 2000) و مدل تصحیح خطای پانل (PECM) استفاده می‌گردد و بدین منظور الگوی زیر لحاظ می‌شود:

(۶)

$$SR = f(FSI, INF, INT, RER, OIL)$$

$$SR_{it} = \alpha + \beta_1 FSI_{it} + \beta_2 INF_{it} + \beta_3 INT_{it} + \beta_4 RER_{it} + \beta_5 OIL_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در آن:

SR: بازده سهام صنایع برتر فعال در بورس اوراق بهادار تهران. این متغیر با استفاده از رابطه زیر محاسبه می‌شود. (Madinios., & Theriou, 2011).

²⁰ Multivariate Model



$$R_{i,t} = \log(T_{i,t} / T_{i,t-1}) \quad (V)$$

$T_{i,t}$: شاخص قیمت سهام صنعت i در دوره t می‌باشد که آمار مربوط به آن از سازمان بورس اوراق بهادار تهران گردآوری می‌گردد.

FSI: شاخص استرس مالی. در مورد جزئیات و نحوه محاسبه این شاخص، در بخش (۲-۵) توضیح داده شده است.

INF: نرخ تورم (تغییرات سطح عمومی قیمت‌ها) می‌باشد که در واقع همان درصد تغییر در شاخص قیمت مصرف کننده است. به طور کلی می‌توان گفت افزایش نرخ تورم، منجر به کاهش پس اندازها شده و لذا سرمایه‌گذاری - به ویژه سرمایه‌گذاری های خرد- در بورس اوراق بهادار را با کاهش مواجه می‌نماید که در نتیجه تاثیر منفی بر بازده سهام خواهد گذاشت. از سوي ديگر در کوتاه‌مدت، افزایش نرخ تورم ارزش اسمی سهام را افزایش داده و برخی سرمایه‌گذاران را تشویق به سرمایه‌گذاری در بورس می‌نماید که این افزایش تقاضا برای سهام منجر به بالا رفتن بازده سهام می‌شود که البته از آن جایی که در بلند مدت، سرمایه‌گذاران در می‌یابند که در واقع تورم منجر به کاهش ارزش ذاتی سهام شده است، از تقاضای خود برای سهام می‌کاهند که این امر در نهایت منجر به کاهش بازده سهام در بلند مدت خواهد شد.

INT: نرخ بهره. برای داده‌های این متغیر از نرخ سود علی‌الحساب سپرده‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت بانک‌های دولتی (درصد) استفاده شده است. اقتصاددانان معتقدند که با افزایش نرخ بهره، حجم سرمایه‌گذاری در جامعه کاهش خواهد یافت، زیرا با افزایش نرخ هزینه سرمایه، بسیاری از طرح‌های صنعتی توجیه پذیري خود را از دست خواهند داد و اجرا نخواهند شد. لذا با توجه به روابط فوق انتظار می‌رود که افزایش در نرخ بهره با بازدهی سهام رابطه منفی داشته باشد.

RER: نرخ ارز حقیقی

در این تحقیق برای محاسبه نرخ حقیقی ارز از رابطه زیر استفاده می‌شود:

$$RER = ER \cdot \frac{CPI^*}{CPI} \quad (A)$$

که در این رابطه، ER نرخ ارز اسمی، CPI^* شاخص قیمت مصرف کنندگان خارج از کشور و CPI شاخص قیمت مصرف کنندگان داخل کشور می‌باشد.

OIL: بازده (درصد تغییرات) قیمت نفت. برای داده‌های مربوط به این متغیر از بازده روزانه قیمت نفت خام برنت (بر حسب دلار آمریکا برای هر بشکه نفت)^{۲۱}، که از سایت مدیریت اطلاعات انرژی آمریکا^{۲۲} استخراج شده است، استفاده شده است. بر اثر تغییر قیمت نفت، سهام اکثر صنایع فعال در بورس اوراق بهادار دستخوش تغییر شده و بازده سهام آنها تحت تاثیر قرار خواهد گرفت.

برآورد مدل فوق طی دو مرحله انجام می‌شود. ابتدا به بررسی آزمون ریشه واحد متغیرهای تحقیق و تعیین مرتبه هم‌انباشتگی آنها پرداخته و در مرحله بعد با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی پانل، وجود و یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل مورد بررسی قرار خواهد گرفت. سپس در صورت وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها، تخمین و برآورد آن با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS²³) صورت می‌گیرد.

جامعه آماری مورد بررسی در این پژوهش، شامل ده صنعت برتر فعال در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد که بر اساس گزارش عملکرد اوراق بهادار که هر ماه توسط بورس اوراق بهادار تهران منتشر می‌شود، تحت عنوان Top Ten معرفی می‌شوند. این صنایع که بر اساس میزان ارزش جاری یا ارزش بازار هر سهم (مجموع ارزش بازار کل تعداد سهام منتشر شده یک شرکت به قیمت جاری بورس را ارزش جاری یا ارزش بازار یک سهم می‌گویند) رتبه بندی می‌گردند، بزرگترین صنایع فعال در بورس تهران بوده و همگی مهم ترین و معروف ترین شرکت‌های بورسی را در خود جای می‌دهند. این ۱۰ صنعت برتر که سهمی در حدود ۸۰ الی ۹۰ درصد از ارزش کل بازار در بورس اوراق بهادار تهران را به خود اختصاص داده و هر یک از آنها به تنهایی توانایی تغییر شاخص را دارند، در اکثر سال‌های مورد مطالعه یکسان بوده و عبارتند از: خودرو و ساخت قطعات^{۲۴} (Veh)، استخراج کانه‌های فلزی^{۲۵} (Ore)، انبوه سازی، املاک و مستغلات^{۲۶} (Con)،

²¹ Europe Brent Spot Price FOB (Dollars per Barrel)

²² U.S. Energy Information Administration (www.eia.gov)

²³ Dynamic Ordinary least squares

²⁴ Motor Vehicles and Auto Parts

²⁵ Metal Ores Mining

²⁶ Real Estate And Construction



بانک ها و موسسات اعتباری^{۲۷} (Mon)، سرمایه گذاری‌ها^{۲۸} (Inv)، سیمان، آهک و گچ^{۲۹} (Cem)، فرآورده‌های نفتی، کک و سوخت هسته‌ای^{۳۰} (Pet)، فلزات اساسی^{۳۱} (Met) و محصولات شیمیایی^{۳۲} (Che).^{۳۳}

داده‌ها و آمار مورد نیاز جهت مدل‌سازی در این تحقیق از منابع آماری بورس اوراق بهادار، بانک مرکزی، مرکز آمار ایران و سایت مدیریت اطلاعات انرژی آمریکا، گردآوری می‌شود.

۴- حقایق آماری

همان گونه که بیان گردید در این مطالعه به منظور محاسبه شاخص استرس مالی برای اقتصاد ایران، شاخص استرس مالی به دست آمده در بازارهای پول، سرمایه و ارز، جهت تعیین بهترین ترکیب احتمالی با استفاده از روش PCA با هم ترکیب می‌گردند. این روش شامل تشریح و بازنمایی روابط ساختاری در داده‌های سری‌های زمانی از طریق تعیین بردارهای ویژه و مقادیر ویژه در ماتریس واریانس - کوواریانس در مجموعه ی داده‌ها می‌باشد. نمودار ۱ روند شاخص کل استرس مالی محاسبه شده طی دوره زمانی مورد مطالعه را نشان می‌دهد:

²⁷ Monetary Intermediation

²⁸ Investment Companies

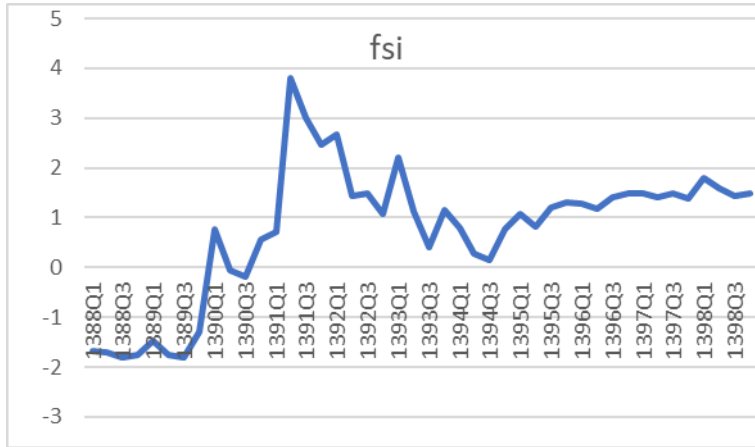
²⁹ Cement- Lime & Plaster

³⁰ Refined Petroleum Products

³¹ Basic Metal

³² Chemicals & By products

^{۳۳} حروف انگلیسی داخل پرانتز بیانگر حروف اختصاری نام صنایع مورد مطالعه در این تحقیق می‌باشد.



نمودار ۱. متغیر شاخص استرس مالی
 مأخذ: یافته‌های پژوهش

Figure 1. Financial stress index

Source :Findings of research

نتایج ساخت شاخص ترکیبی FSI نشان می‌دهد که اقتصاد ایران در دوره‌ی زمانی (۱) ۱۳۹۳ – ۱۳۹۱(۲) بیش‌ترین استرس مالی را تجربه کرده است. از جمله دلایلی که برای افزایش شاخص در دوره‌ی مورد نظر می‌توان بیان نمود، مربوط به عملکرد بازار ارز و نوسانات در این بازار می‌باشد. نرخ ارز تا سال ۱۳۹۱ روند صعودی اما نسبتاً یکنواختی داشته است اما در سال ۱۳۹۱ در پی عوامل مختلف مانند اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها، تحریم‌های مختلف برای نظام مالی کشور و ... افزایش بی‌سابقه‌ای داشته و منجر به افزایش شدیدی در شاخص استرس مالی شده است.

۵- برآورد مدل و تحلیل نتایج

۵-۱-۱-۵- بررسی ایستایی متغیرها

قبل از برآورد مدل‌های پانل، لازم است که آزمون ایستایی متغیرها انجام شود. اما قبل از انجام آزمون ایستایی پانل، باید آزمون وابستگی بین مقاطع به منظور انتخاب آزمون مناسب ریشه واحد انجام شود. آزمون‌های مختلفی نظیر آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)، لوین، لین و چو (LIC)، دیکی فولر تعمیم یافته فیشر (ADFF) و

فيلپس- پرون-فيشر (FPF)، ايم وپسران (IPS) و بریتانگ و هادری و پسران (Britang., & pesaran, 2004) و آزمون ریشه واحد پسران جهت بررسى ايستايى متغيرهاى پانلى وجود دارد که انتخاب آزمون مناسب از بين آنها در گام اول نيازمند بررسى وجود وابستگى مقطعى است (Baltaji, 2005). به منظور بررسى وابستگى بين مقاطع از آزمون وابستگى بين مقاطع پسران (۲۰۱۵) که نسخه تکميل شده آزمون پسران (۲۰۰۴) مى‌باشد، استفاده شده است. در اين آزمون که براى پانلهای متوازن و نامتوازن ارائه شده است، فرضيه‌هاى صفر و مقابل به صورت زير تعريف مى‌شوند:

$$H_0: \rho_{ij} = \rho_{ji} = E(u_{it}v_{it}) = 0 \quad \text{for all } i \neq j \quad (9)$$

$$H_1: \rho_{ij} = \rho_{ji} = E(u_{it}v_{it}) \neq 0 \quad \text{for some } i \neq j \quad (10)$$

u_{it} و v_{it} باقيمانده‌هاى مدل تخمينى مى‌باشند. براى پانلهای متوازن آماره آزمون CD به صورت زير قابل محاسبه است:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \quad (11)$$

که در آن ضرايب همبستگى پيرسون به صورت زوجى از جملات پسماندها مى‌باشد. هرگاه آماره CD محاسباتى در يك سطح معنادارى معين، از مقدار بحراني توزيع نرمال استاندارد بيشتر باشد، در اين صورت فرضيه صفر رد و وابستگى مقطعى تأييد خواهد شد (pesaran, 2004). در صورت تأييد وابستگى مقطعى در داده‌هاى پانلى، استفاده از روش‌هاى مرسوم ریشه واحد پانلى نظير آزمون لوين، لين و چو^{۳۴} (LIC)، ايم، پسران وشين^{۳۵} (IPS) و ... احتمال وقوع نتايج ریشه‌ى واحد کاذب را افزايش خواهد داد. براى رفع اين مشكل آزمون‌هاى ریشه واحد پانلى متعددى با وجود وابستگى مقطعى پيشنهاده شده است که آزمون ریشه واحد پسران (CIPS) از آن جمله است. نتايج آزمون وابستگى مقطعى براى داده‌هاى مورد مطالعه در جدول ۲ نشان داده شده است.

³⁴ Levin, Lin and Chu

³⁵ Im, Pesaran and Shin

جدول ۲. آزمون وابستگی بین مقاطع پسران
ماخذ: یافته های پژوهش

Table 2. pesaran cross sectional dependence test

Source: Findings of research

نتیجه آزمون	احتمال	پسران CD آماره	متغیر
وابستگی بین مقاطع	۰/۰۰۰۰	۱۰/۵۶۲۸۶	بازدهی سهام صنایع انرژی بر
وابستگی بین مقاطع	۰/۰۰۰۰	۱۸/۴۳۹۰۹	شاخص استرس مالی
وابستگی بین مقاطع	۰/۰۰۰۰	۱۸/۹۷۳۶۷	نرخ بهره
وابستگی بین مقاطع	۰/۰۰۰۰	۱۸/۹۷۳۶۷	تورم
وابستگی بین مقاطع	۰/۰۰۰۰	۱۸/۷۰۸۲۹	قیمت نفت

همان طور که در جدول ۲ نشان داده شده است، فرضیه صفر مبنی بر نبود وابستگی بین مقاطع در همه متغیرهای مورد بررسی رد می شود و بنابراین می توان نتیجه گرفت که به طور کلی در بین مقاطع مختلف موجود در داده های ترکیبی مورد بررسی، همبستگی مقطعی وجود دارد.

از آنجایی که در تمامی متغیرها وابستگی مقطعی تأیید می شود، آزمون ریشه واحد مناسب در این پژوهش، آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۳) که در آن وابستگی مقطعی در نظر گرفته شده استفاده می شود. این آزمون بر اساس میانگین آماره t تعمیم یافته دیکی فولر هر مقطع و هم راستا با آزمون ارائه شده توسط ایم، پسران و شین می باشد. مقادیر بحرانی آماره t -bar توسط پسران محاسبه شده است^{۳۶}. فرضیه صفر در این آزمون وجود ریشه واحد است. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۳) در جدول ۳ ارائه شده است. براساس نتایج این جدول، متغیرهای مدل در سطح اطمینان

^{۳۶} پسران (۲۰۰۷) با تبدیل آزمون های IPS و ADF ^{۳۶} و در نظر گرفتن وابستگی مقطعی، یک آماره آزمونی برای بررسی وجود یا فقدان ریشه واحد و به در نظر گرفتن وابستگی بین مقاطع پیشنهاد داده است که به آزمون $CIPS$ پسران معروف است. آماره این آزمون به صورت زیر است:

$$CIPS(N, T) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \tau_j(N, T)$$

که در آن τ_j آماره الگوی $CADF$ (آماره آزمون ریشه واحد ADF تعمیم یافته به صورت مقطعی) برای هر مقطع انفرادی در پانل می باشد. مقدار آماره (۴) با مقادیر بحرانی محاسبه شده توسط پسران مقایسه و در صورت بزرگتر بودن این آماره از مقادیر بحرانی، فرضیه صفر (ناایستایی بودن متغیر) رد و ایستایی متغیر پذیرفته خواهد شد. با توجه به اینکه پانل مورد بررسی در این تحقیق نامتوازن می باشد و آزمون $CIPS$ پسران فقط در پانل های متوازن کاربرد دارد، لذا در این تحقیق فقط از آزمون پسران (۲۰۰۳) استفاده گردید.

بالای ۹۵ درصد، در سطح مانا نبوده و تفاضل مرتبه اول آن‌ها مانا می باشد. بر اساس این نتایج به آزمون هم انباشتگی پانل بین متغیرهای تحقیق پرداخته می‌شود.

جدول ۳. آزمون ریشه واحد پسران
ماخذ: یافته‌های پژوهش

Table 3. Pesaran unit root test

Source: Findings of research

نتیجه آزمون	P-value	Z[t-bar]	متغیر
I(1)	۰/۱۰۳	-۱/۵۴۳	بازده سهام
I(1)	۰/۱۳۵	-۱/۴۶۷	استرس مالی
I(1)	۰/۲۰۵	-۱/۳۵۲	نرخ بهره
I(1)	۰/۱۲۳	-۱/۷۵۰	نرخ تورم
I(1)	۰/۲۰۱	-۱/۴۱۳	قیمت نفت
I(1)	۰/۲۰۰	-۱/۲۴۸	نرخ ارز حقیقی

۵-۲- آزمون هم انباشتگی پانل

با توجه به نتایج آزمون‌های ریشه واحد و این که متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه هم انباشته از مرتبه اول هستند، با استفاده از روش هم‌انباشتگی پانل به بررسی وجود رابطه بلندمدت بین آن‌ها پرداخته می‌شود.

در این مطالعه از روش‌های مختلف هم‌انباشتگی پدرونی^{۳۷}، وسترلاند^{۳۸} و کاوو^{۳۹} به منظور بررسی وجود یا عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی استفاده شده است. یکی از معروف‌ترین روش‌های هم‌انباشتگی پانل، آزمون هم انباشتگی پدرونی می‌باشد (Shuyuna., & Donghua, 2011). پدرونی به منظور بررسی نمودن هم‌انباشتگی پانل، هفت آماره مختلف را معرفی نموده که چهار آماره بر اساس داده‌های ادغام شده^{۴۰} و به صورت میان گروهی^{۴۱} بوده و سه آماره دیگر، بین گروهی^{۴۲} می‌باشد. در این آزمون‌ها

³⁷ Pedroni's co integration test

³⁸ Westerlund, 2007

³⁹ Kao, 1999

⁴⁰ Pooling

⁴¹ Within dimension

⁴² Between dimension

فرضیه صفر نشان‌دهنده عدم وجود هم‌انباشتگی است. اختلاف این دو نوع آزمون در طرح فرضیه مقابل می‌باشد. برای آزمون بین گروهی فرضیه مقابل عبارتست از $\rho_i = \rho < 1$ برای تمام i ها، در حالی که بر اساس آزمون‌های میان گروهی فرضیه مقابل عبارتست از $\rho_i < 1$ برای تمام i ها. توزیع نمونه محدود برای این هفت آماره توسط پدرونی با استفاده از شبیه سازی پدرونی محاسبه شده است. به منظور رد فرضیه H_0 مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی، میزان آماره‌های برآوردی باید از آماره بحرانی محاسبه شده توسط پدرونی کوچک‌تر باشد. باید توجه داشت که آزمون هم‌انباشتگی پانل پدرونی با این محدودیت مواجه است که بر اساس فرضیه محدودیت عامل مشترک^{۴۳} می‌باشد و وابستگی مقطعی احتمالی را مورد محاسبه قرار نمی‌دهد (Ozterk, 2010). با توجه به این فرضیه پارامترهای بلندمدت متغیرها در سطح، برابر با پارامترهای کوتاه مدت متغیرها با یک اختلاف می‌باشند. با توجه به وجود این محدودیت که قدرت و پایداری آزمون‌های هم‌انباشتگی مبتنی بر باقی مانده^{۴۴} را کاهش می‌دهد، در تحقیق حاضر، رابطه بلندمدت بین متغیرها با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی (Kao, 1999) و (Westerland, 2007) نیز انجام می‌گردد.

آزمون کاوو که بر اساس روش انگل-گرنجر دو مرحله‌ای^{۴۵} است، در انجام آزمون هم‌انباشتگی، همگنی اجزای پانل را در نظر می‌گیرد. فرضیه صفر آن که با استفاده از آزمون ADF^{46} بررسی می‌گردد، بیانگر عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی می‌باشد (Oedrago, 2012).

فرضیه صفر در آزمون وسترلاند که بیانگر عدم وجود هم‌انباشتگی می‌باشد، با توجه به این که آیا تصحیح خطا^{۴۷} در مدل تصحیح خطای شرطی^{۴۸} برابر با صفر است یا خیر، مورد آزمون قرار می‌گیرد. لذا زمانی که فرضیه صفر (عدم تصحیح خطا) رد شود، بیان می‌دارد که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی رد می‌شود. در آزمون وسترلاند چهار آماره مختلف بر اساس تخمین‌های حداقل مربعات α_i و آماره‌های t آن‌ها

⁴³ Common factor restriction

⁴⁴ Residual-based co integration tests

⁴⁵ Engle-Granger two-step procedure

⁴⁶ Augmented Dickey-Fuller

⁴⁷ Error-correction term

⁴⁸ Conditional error-correction

برای بررسی هم‌انباشتگی پانل پیشنهاد داده شده‌اند. دو آزمون، شامل آزمون‌های پانل^{۴۹} با فرضیه مقابل وجود هم‌انباشتگی کل پانل هستند ($H_1: \alpha_i = \alpha < 0$) برای تمام i ها). دو آزمون دیگر آزمون‌های میانگین گروه^{۵۰} هستند که به آزمون فرضیه مقابل مبنی بر اینکه که برای حداقل یک مقطع، شواهدی از هم‌انباشتگی وجود دارد، می‌پردازند ($H_1: \alpha_i < 0$) برای حداقل یک i). آماره‌های پانل P_α و P_τ به آزمون فرضیه عدم وجود هم‌انباشتگی در مقابل فرضیه وجود هم‌انباشتگی می‌پردازند، در حالی که آماره‌های پانل G_α و G_τ به آزمون فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی در مقابل فرضیه مقابل مبنی بر وجود حداقل یک بردار هم‌انباشتگی می‌پردازند^{۵۱}.

جدول ۴ نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی را نشان می‌دهد. همان‌طور که در این جدول مشاهده می‌شود چهار آزمون بین گروهی و سه آزمون میان گروهی به منظور تشخیص وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحقیق انجام شده است. بر اساس نتایج به دست آمده فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی پانل در دو گروه صنایع رد می‌شود. با توجه به مطالعات قبلی آزمون هم‌انباشتگی پانل پدرونی دارای یک اشکال می‌باشد و آن این است که این آزمون مستلزم این است که بردار هم‌انباشته بلندمدت متغیرها در سطح برابر با فرآیند تعدیل کوتاه مدت تغییرات متغیرها باشد و فرض بر استقلال مقاطع نیز می‌باشد. وجود چنین محدودیت‌هایی تا حدودی باعث کاهش اعتبار روش پدرونی می‌شود

(Ozturk, 2010). به همین منظور در این تحقیق علاوه بر آزمون پدرونی از چهار آزمون هم‌انباشتگی پانل که توسط Westerlund ارائه گردیده و وابستگی مقطعی را مورد بررسی قرار می‌دهند نیز استفاده گردید. نتایج حاصل از این آزمون در جدول ۵ نشان داده شده است. بر اساس تمام آماره‌های پانل نتیجه گرفته می‌شود که در سطح اطمینان بالای ۹۹ درصد، عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی رد می‌شود. در این آزمون، بر اساس مقادیر احتمال بوت استرپ شده^{۵۲}، مقادیر احتمال قوی و پایدار محاسبه می‌گردند که به منظور آزمون فرضیه، از پایایی بالایی برخوردارند. همچنین وابستگی بین مقاطع را نیز مورد

⁴⁹ Panel test

⁵⁰ Group-mean test

^{۵۱} همان

⁵² Bootstrapped p-values

توجه قرار می‌دهند. بر این اساس نیز عدم وجود هم‌انباشتگی (فرضیه صفر) رد می‌گردد. بنابراین می‌توان گفت متغیرهای تحقیق گرایش به یک رابطه بلندمدت دارند که در مرحله بعد این رابطه بلندمدت برآورد می‌گردد.

جدول ۴. آزمون هم‌انباشتگی پانل پدرونی^{۵۳}

مأخذ: یافته‌های پژوهش

Table 4. Pedroni panel co-integration test

Source: Findings of research

آماره های پانل				آماره های گروه		
آماره τ	آماره ρ	آماره pp	آماره adf	آماره ρ	آماره pp	آماره adf
** $-1/32$	** $-1/44$	** $-2/58$	*** $-2/83$	* $-1/56$	* $-2/79$	** $-2/57$

جدول ۵. آزمون هم‌انباشتگی پانل وسترلاند^{۵۴}

مأخذ: یافته‌های پژوهش

Table 5. Westerland panel co-integration test

Source: Findings of research

آماره	فرضیه صفر: عدم وجود هم‌انباشتگی		
	آماره آزمون	احتمال ^{۵۶}	احتمال قوی ^{۵۵}
G_{τ}	$-4/32$	$0/04$	$0/00$
G_{α}	$-4/11$	$0/05$	$0/001$
P_{τ}	$-6/08$	$0/03$	$0/00$
P_{α}	$-6/40$	$0/01$	$0/00$

^{۵۳} تمام آزمون‌های انجام شده نرمال هستند و توزیع مجانبی آنها نیز نرمال استاندارد می‌باشد. *، ** و *** نشان‌دهنده رد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی در سطح معناداری ده، پنج و یک درصد می‌باشند. ^{۵۴} طول وقفه بهینه در این آزمون‌ها با استفاده از معیار آکائیک ۳ انتخاب شده است. تعداد بوت استرپ برای محاسبه میزان احتمال‌های بوتراسترپ شده که باعث حذف اثرات وابستگی مقطعی پانل‌ها می‌شوند نیز برابر با ۴۰۰ در نظر گرفته شده است.

^{۵۵} Robust p-value

^{۵۶} P-value

علاوه بر دو آزمون هم انباشتگی پانل فوق، آزمون هم انباشتگی باقیمانده‌های پانل کاوو نیز جهت اطمینان از نتایج به دست آمده انجام گردید:

جدول ۶. آزمون کاوو (Kao)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

Tabel 6. Kao test

Source: Findings of research

مدل	آماره دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF)	احتمال
PR FSI INT INF OIL RER	-۱٫۷۹۵۸۷۱	۰٫۰۳۶۳

*آماره دیکی-فولر تعمیم یافته در این آزمون بر اساس اجزا باقیمانده می‌باشد.

با توجه به اثبات وجود رابطه هم انباشتگی پانل بین متغیرهای مورد بررسی در مدل تحقیق، می‌توان گفت متغیرهای تحقیق گرایش به یک رابطه بلندمدت دارند که در مرحله بعد ضرایب بلندمدت متغیرها برآورد می‌گردد.

۳-۵- تخمین مدل تصحیح خطای پانل (PECM)

در صورت وجود هم انباشتگی، روابط بلندمدت بین متغیرها در مدل‌های پانل، با استفاده از تخمین زن‌های مختلف مانند حداقل مربعات معمولی، حداقل مربعات معمولی کاملاً تعدیل شده^{۵۷}، حداقل مربعات معمولی پویا^{۵۸} و گروه میانگین ادغام شده^{۵۹} (PMG) جهت تخمین بردارهای هم‌انباشتگی وجود دارند.

(Chen et al, 1999). در مطالعه‌ای به بررسی ویژگی‌ها و خصوصیات تخمین زن

OLS به منظور تخمین مدل‌های تصحیح خطای پانل پرداختند و به این نتیجه رسیدند که تخمین زن‌های FMOLS و DOLS نتایج بهتری نسبت به تخمین زن OLS در مدل‌های هم انباشته پانل دارند. از طرف دیگر مطابق با نتایج (Kao., & Chiang, 2000)، تخمین

⁵⁷ Fully Modified OLS

⁵⁸ Dynamic OLS

⁵⁹ Pooled Mean Group

زن‌های OLS و FMOLS هر دو دارای تورش نمونه‌ای کوچکی هستند و تخمین زن DOLS نتایج بهتری نسبت به این دو تخمین زن خواهد داشت (Ozturk, 2010). بنابراین در این تحقیق از تخمین زن DOLS به منظور برآورد رابطه بین استرس مالی و بازده سهام در صنایع مورد مطالعه استفاده خواهد شد.

۵-۳-۲- تخمین زن پویای حداقل مربعات معمولی (DOLS)

به منظور دستیابی به یک تخمین زن نااریب از پارامترهای بلندمدت مدل و بدست آوردن تصحیح درونزایی^{۶۰} متغیرهای مدل، تخمین زن DOLS به وسیله وارد کردن مقادیر گذشته و آینده تفاضل مرتبه اول متغیرهای توضیحی، از تعدیل پارامتری خطاهای مدل استفاده می‌نماید. تخمین زن DOLS را به صورت زیر می‌توان نشان داد:

(۱۲)

$$R_{it} = \alpha_i + X'_{it}\beta + \sum_{j=-q_1}^{j=q_2} c_{ij}\Delta X_{i,t+j} + v_{it}$$

در این مدل متغیر X نشان دهنده برداری از متغیرهای توضیحی مدل و c_{ij} ضریب با وقفه تفاضل مرتبه اول متغیرهای توضیحی مدل می‌باشد. ضریب برآوردی تخمین زن DOLS در این مدل برابر است با:

(۱۳)

$$\hat{\beta}_{DOLS} = \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T z_{it} z'_{it} \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T z_{it} \hat{R}_{it}^+ \right)$$

که در معادله بالا $z_{it} = [X_{it} - \bar{X}_i, \Delta X_{i,t-q}, \dots, \Delta X_{i,t+q}]$ برداری از متغیرهای

توضیحی است و $\hat{r}_{it}^+ (r_{it}^+ = R_{it} - \bar{R}_i)$ متغیر مبدل^{۶۱} بازده سهام می‌باشد (Jude, 2011).

۵-۳-۳- برآورد رابطه بلندمدت

همان طور که بیان گردید، برای تخمین رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل از روش DOLS استفاده می‌گردد.

⁶⁰ Endogeneity correction

⁶¹ Transformed variable

لازم به ذکر است که به منظور تجزیه و تحلیل دقیق‌تر نتایج تأثیر استرس مالی بر بازده سهام صنایع مورد مطالعه، علاوه بر این که از شاخص استرس مالی کل (که شاخصی ترکیبی از استرس مالی در بازارهای سرمایه، ارز و پول می باشد) در برآورد تأثیر استرس مالی و سایر متغیرهای مستقل بر بازده سهام استفاده گردیده، متغیر استرس مالی به دست آمده در هر یک از بازارهای پول، سرمایه و ارز به طور جداگانه نیز وارد مدل شده و مدل برآورد گردیده است. به عبارت دیگر چهار مدل به طور جداگانه برآورد گردیده‌اند که در هر یک از آنها به ترتیب تأثیر استرس مالی کل، استرس مالی بازار سرمایه، استرس مالی بازار پول و استرس مالی بازار ارز در کنار سایر متغیرهای مستقل بر بازده سهام صنایع مورد بررسی قرار گرفته‌اند. نتایج حاصل از این چهار برآورد در جداول زیر نشان داده شده است:

جدول ۷. برآورد رابطه بلندمدت بین استرس مالی کل و سایر متغیرهای مستقل با بازده سهام صنایع مورد مطالعه (مدل ۱)
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Table 7. Estimation of long-term relationship between financial stress in the capital market and other independent variables with stock returns of the studied industries (Model 1)

Source: Findings of research

نام متغیرها	ضریب	خطای استاندارد	t آماره	احتمال
شاخص استرس مالی کل	-۰,۰۰۹۸۵۷	۰,۰۰۴۴۲۶	-۲,۲۲۶۹۰۳	۰,۰۳۱۶
نرخ بهره	۰,۳۳۵۵۱	۰,۰۹۳۸۱۵	۳,۵۷۶۳۴۸	۰,۰۰۵۰
نرخ تورم	-۰,۰۸۹۰۳۹	۰,۰۲۹۶۳۰	-۳,۰۰۵۰۱۴	۰,۰۰۴۶
قیمت نفت	۰,۰۰۷۴۷۴	۰,۰۰۲۴۳۵	۳,۰۶۹۲۷۸	۰,۰۰۳۸
نرخ ارز واقعی	-۰/۰۰۰۲۷۱	۰/۰۰۰۲۳۰	-۱,۱۷۷۴۲۸	۰,۲۴۶۰
R ²	۰,۹۱۴۰۸۶			
تعدیل شده R ²	۰,۸۷۹۹۶۹			

جدول ۸. برآورد رابطه بلندمدت بین استرس مالی در بازار سرمایه و سایر متغیرهای مستقل با بازده سهام صنایع مورد مطالعه (مدل ۲)
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Table 8. Estimation of long-term relationship between financial stress in the capital market and other independent variables with stock returns of the studied industries (Model 2)

Source: Findings of research

نام متغیرها	ضریب	خطای استاندارد	t آماره	احتمال
شاخص استرس مالی در بازار سرمایه	-۰٫۰۳۰۵۴۰	۰٫۰۱۶۱۰۱	-۱٫۸۹۶۷۵۶	۰٫۰۶۱۶
نرخ بهره	۰٫۲۳۹۲۴۵-	۰٫۰۸۲۳۲۹	۲٫۹۰۵۹۷۴	۰٫۰۰۰۰
نرخ تورم	-۰٫۰۱۹۸۱۶	۰٫۰۰۳۱۱۷	-۶٫۳۵۶۶۳۲	۰٫۰۰۰۰
قیمت نفت	۰٫۰۰۲۸۷۶	۰٫۰۰۰۶۱۸	۴٫۶۵۷۰۶۰	۰٫۰۰۰۰
نرخ ارز واقعی	۰/۰۰۰۰۲۱۵	۰/۰۰۰۰۰۹۱۱	۲٫۳۵۶۸۱۱	۰٫۰۲۱۰
R ²	۰٫۸۸۸۷۸۳			
تعدیل شده R ²	۰٫۷۹۵۷۹۵			

جدول ۹. برآورد رابطه بلندمدت بین استرس مالی در بازار پول و سایر متغیرهای مستقل با بازده سهام صنایع مورد مطالعه (مدل ۳)
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Table 9. Estimation of long-term relationship between financial stress in the money market and other independent variables with stock returns of the studied industries (Model 3)

Source: Findings of research

نام متغیرها	ضریب	خطای استاندارد	t آماره	احتمال
شاخص استرس مالی در بازار پول	-۰٫۰۱۷۹۳۵	۰٫۰۰۰۹۴۱۹	-۱٫۹۰۴۱۳۵	۰٫۰۵۹۷
نرخ بهره	۰٫۰۹۱۲۱۷	۰٫۰۳۴۵۵۵	۲٫۶۳۹۷۶۳	۰٫۰۰۹۶
نرخ تورم	-۰٫۰۰۶۷۹۹	۰٫۰۰۱۲۹۲	-۵٫۲۶۴۱۰۷	۰٫۰۰۰۰
قیمت نفت	۰٫۰۰۲۵۹۶	۰٫۰۰۰۶۱۱	۴٫۲۴۸۰۷۴	۰٫۰۰۰۰

نرخ ارز واقعی	۰/۰۰۰۰۱۵۹	۰/۰۰۰۰۰۵۶۲	۲,۸۳۴۴۲۱	۰,۰۰۰۵۵
R ²	۰,۸۱۶۰۸۱			
تعدیل شده R ²	۰,۸۰۹۴۴۰			

جدول ۱۰. برآورد رابطه بلندمدت بین استرس مالی در بازار ارز و سایر متغیرهای مستقل با بازده سهام صنایع مورد مطالعه (مدل ۴)
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Table 10. Estimating the long-term relationship between financial stress in the exchange market and other independent variables with stock returns of the studied industries (Model 4)

Source: Findings of research

نام متغیرها	ضریب	خطای استاندارد	t آماره	احتمال
شاخص استرس مالی در بازار ارز	۰,۰۳۱۵۱۵	۰,۰۰۴۹۶۵	۶,۳۴۷۵۲۷	۰,۰۰۰۰۰
نرخ بهره	۰,۰۸۵۱۲۴	۲,۷۳۰۴۸۵	۰,۰۳۱۱۷۵	۰,۹۷۵۲
نرخ تورم	-۰,۰۰۰۰۷۵۰	۰,۰۰۵۴۲۴	-۰,۱۳۸۲۷۰	۰,۸۹۰۴
قیمت نفت	۰,۰۰۴۲۶۰	۰,۰۰۰۹۳۶	۴,۵۵۱۲۴۲	۰,۰۰۰۰۰
نرخ ارز واقعی	۰/۰۰۰۰۵۱۷	۰/۰۰۰۰۱۴۱	۳,۶۶۴۹۷۱	۰,۰۰۰۰۴
R ²	۰,۸۶۸۰۹۲			
تعدیل شده R ²	۰,۸۴۸۸۰۹			

جداول فوق نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت بین بازدهی سهام صنایع را با شاخص استرس مالی، نرخ بهره، نرخ تورم و قیمت نفت در چهار مدل مورد بررسی نشان می‌دهد. همان طور که در این جداول مشاهده می‌شود، با توجه به معیارهای اعتبار سنجی مانند

R^2 و R^2 تعدیل شده و نیز با در نظر گرفتن نتایج احتمال ضرایب برآورد شده، صحت نتایج برآورد در هر چهار مدل جهت تجزیه و تحلیل و اظهار نظر تأیید می‌گردند. همان گونه که نتایج جداول فوق نشان می‌دهند در هر چهار مدل برآورد شده، تأثیر شاخص استرس مالی بر بازده سهام صنایع منفی و به لحاظ آماری نیز معنی‌دار است. استرس مالی موجود در بازارهای مورد مطالعه شامل بازار سرمایه، بازار پول و بازار ارز تأثیر منفی بر بازده سهام صنایع فعال در بورس اوراق بهادار داشته و منجر به کاهش بازدهی سهام این صنایع می‌شود. وجود استرس در بازارهای مالی از طرق مختلفی نظیر کاهش تمایل برای نگهداری دارایی‌های غیرنقدی و پریسک، بالا رفتن نااطمینانی نسبت به ارزش بنیادین دارایی‌ها و همچنین نااطمینانی در شرایط اقتصادی، رفتار عاملین اقتصادی را متأثر می‌نماید و نیز با افزایش عدم تقارن اطلاعاتی، بر وضعیت صنایع، تأثیر منفی می‌گذارد. با توجه به این که استرس مالی در بازارهای مالی به وقوع می‌پیوندد و تغییراتی همانند اختلال و آشفتگی در بازار و ورود شوک منفی به بازار مالی، ناتوانی موسسات مالی در انجام تعهدشان و از دست دادن توانایی تخصیص منابع و افزایش نااطمینانی در ارزش دارایی‌های مالی را به دنبال خواهد داشت، نااطمینانی در رابطه با قیمت دارایی‌های مالی را زیاد نموده و منجر به افزایش نوسانات در قیمت دارایی‌ها می‌گردد. این نوسانات در قیمت، تصمیمات مهم سرمایه‌گذاری‌ها در بورس اوراق بهادار را تا زمان رفع عدم اطمینان به تأخیر می‌اندازد. همچنین موجب افزایش زیان مالی شده، روند نزولی در اقتصاد ایجاد نموده و رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد و لذا چنان چه بیش از حد طولانی شود، برگشت اقتصاد و بازارهای مالی را به حالت عادی با مشکل مواجه خواهد ساخت. این شرایط موجب می‌گردد که بازده مورد انتظار قرض‌دهندگان جهت سرمایه‌گذاری در بنگاه‌ها افزایش یافته و لذا هزینه‌های بالاتری بر شرکت‌ها تحمیل می‌گردد. از طرف دیگر، ضعیف بودن شرایط اقتصادی منجر به کاهش سود شده، ترازنامه بنگاه را تضعیف نموده و دسترسی بنگاه‌ها به منابع مالی خارجی را محدود می‌نماید و در نتیجه منجر به کاهش فعالیت‌های اقتصادی می‌شود. همچنین بانک‌ها به جهت آن که انتظار دارند، بنگاه‌های بیشتری ورشکسته شوند، هزینه اعتبارات را افزایش می‌دهند که این خود می‌تواند موجب تشدید اثرات منفی استرس مالی گردد. تمامی موارد فوق منجر به این می‌شوند که استرس مالی تأثیر منفی بر سودآوری شرکت گذاشته و بازده سهام آن‌ها را با کاهش مواجه نماید.



بر اساس نتایج ارائه شده در جداول فوق، ضرائب برآورد شده برای متغیر قیمت نفت در هر چهار مدل مثبت می‌باشد که در تمامی مدل‌ها نیز از لحاظ آماری معنی‌دار است. مثبت بودن ضریب مذکور بیانگر وجود یک رابطه‌ی مثبت بین بازده سهام صنایع مورد مطالعه و قیمت جهانی نفت می‌باشد. نوسانات قیمت نفت و در نتیجه تغییر در درآمدهای نفتی کشورهای تولیدکننده و صادرکننده نفت (از جمله ایران)، مسلماً بازار مالی و از جمله بازار سهام این کشورها را تحت تأثیر قرار خواهد داد. افزایش قیمت نفت، درآمدهای نفتی کشورهای صادرکننده نفت را نیز افزایش می‌دهد. این امر منجر به بازتوزیع این درآمد در بخش‌های مختلف صنعتی کشور می‌شود که اکثر این صنایع نیز در بازار سهام فعال می‌باشند. از سوی دیگر به دنبال افزایش درآمدهای نفتی، تولید ناخالص داخلی کشور افزایش یافته و انتظارات خوش‌بینانه مبنی بر توسعه و رونق در اقتصاد کشور و در نتیجه رونق در صنایع فعال در بورس اوراق بهادار به وجود خواهد آمد. رونق در اقتصاد کشور موجب افزایش سطح تقاضا برای محصولات صنایع شده و لذا درآمد، سودآوری، شاخص قیمت سهام و در نتیجه بازدهی سهام صنایع را افزایش می‌دهد. با توجه به این که صنایع مورد بررسی در این تحقیق، صنایع مصرف‌کننده انرژی نیز می‌باشند، در خصوص افزایش هزینه‌های تولید صنایع ناشی از افزایش قیمت نفت به عنوان بخشی از انرژی مصرفی آن‌ها باید توجه داشت که در ایران هزینه‌های تولیدی صنایع ارتباط مستقیمی با قیمت‌های جهانی نفت ندارد و لذا افزایش قیمت نفت از این جهت منجر به افزایش قابل توجهی در هزینه‌های تولید صنایع نمی‌شود. از سوی دیگر با توجه به این که صنایع منتخب، به عنوان صنایع عمدتاً صادرکننده در ایران مطرح می‌باشند، این افزایش قیمت‌های جهانی نفت با توجه به هزینه‌های نسبتاً ثابت صنایع در مصرف انرژی، منجر به بالا رفتن قدرت رقابت‌پذیری محصولات آن‌ها شده و لذا به عنوان مزیتی برای صنایع محسوب می‌شود و در نتیجه، افزایش سودآوری و افزایش بازده سهام را به دنبال خواهد داشت.

ضرایب برآورد شده برای متغیر نرخ تورم در تمامی مدل‌ها دارای علامت منفی بوده و نیز از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. افزایش نرخ تورم، با کاهش پس‌اندازها و در نتیجه کاهش سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار، تأثیر منفی بر بازده سهام خواهد گذاشت. از سوی دیگر علیرغم تأثیر مثبت افزایش نرخ تورم بر ارزش اسمی سهام در کوتاه

مدت، به دلیل کاهش ارزش ذاتی سهام در بلندمدت، تقاضای سرمایه گذاران برای سهام کاسته شده و در نهایت بازده سهام در بلند مدت کاهش خواهد یافت.

بر خلاف انتظار، نتایج برآورد بیانگر تأثیر پذیری مثبت بازده سهام صنایع مورد مطالعه از نرخ بهره می باشد. اگرچه بدون ریسک بودن سود سپرده بانکی در ایران، این متغیر را به عنوان یک رقیب سرمایه گذاری در بازار سهام تبدیل نموده که هرگونه افزایش در آن منجر به کاهش تقاضای سرمایه گذاری در بورس شده و قیمت سهام را کاهش می دهد، اما از آنجایی که طی دوره مورد مطالعه سطح عمومی قیمت ها رشد فراوانی داشته و افزایش سود بانکی در مقابل نرخ تورم تقریباً ناچیز بوده است، برخی از سپرده گذاران در بلندمدت به این نکته پی برده و منابع خود را از حالت سپرده های بانکی خارج نموده و به بازارهایی از جمله سهام انتقال داده اند. لذا در بلندمدت افزایش نرخ بهره نه تنها منجر به کاهش بازدهی سهام نشده، بلکه به علت انتقال منابع موجود از این بخش به بازارهایی از جمله بورس منجر به افزایش تقاضا و افزایش بازده آن گردیده است.

بر اساس نتایج ارائه شده در جداول، نرخ ارز در تمامی مدل ها تأثیر مثبت (هر چند اندک) بر بازدهی سهام آن ها خواهد داشت. از آن جایی که افزایش نرخ ارز منجر به افزایش صادرات شده و نیز موقعیت رقابتی تولیدات داخلی را در مقابل تولیدات خارجی بهبود می بخشد، تأثیر مثبتی بر بازده سهام داشته و لذا بازده سهام صنایع صادر کننده را افزایش می دهد.

۶- نتیجه گیری و پیشنهاد

در مطالعه حاضر تأثیرات ناشی از رویدادهای استرس های مالی، قیمت نفت خام و سایر عوامل موثر بر بازار سهام ده صنعت برتر فعال در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۴ با استفاده از الگوهای اقتصادسنجی داده های تابلویی، مورد بررسی قرار گرفته است. بدین منظور با توجه به این که داده های مربوط به استرس مالی به صورت سری زمانی موجود نبوده و باید محاسبه شود، در این تحقیق پس از محاسبه استرس مالی در بازارهای مالی مورد مطالعه، این شاخص ها با استفاده از روش تحلیل مولفه های اصلی (PCA) با هم ترکیب شده و شاخص کل استرس مالی (FSI) برای اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۹۸-۱۳۸۴ محاسبه گردید.



در ادامه به منظور بررسی تأثیر استرس مالی و سایر متغیرهای مستقل بر بازده سهام صنایع مورد مطالعه، از روش پانل دیتای پیشرفته پدرونی^{۶۲} (Pedroni, 2000). و مدل تصحیح خطای پانل (PECM) استفاده شده و رابطه بین استرس مالی و سایر عوامل موثر مورد مطالعه بر بازده سهام صنایع در قالب یک مدل پانل چند متغیره^{۶۳} و تجزیه و تحلیل ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت، مورد بررسی قرار گرفت. بدین منظور ابتدا به بررسی آزمون ریشه واحد متغیرهای تحقیق و تعیین مرتبه هم‌انباشتگی آن‌ها پرداخته شد و در مرحله بعد با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی پانل، وجود و یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل مورد بررسی قرار گرفت. برای تخمین رابطه بلندمدت بین متغیرها در مدل نیز از روش DOLS استفاده شد.

لازم به ذکر است که به منظور تجزیه و تحلیل دقیق‌تر نتایج تأثیر استرس مالی بر بازده سهام صنایع مورد مطالعه، علاوه بر این که از شاخص استرس مالی کل (که شاخصی ترکیبی از استرس مالی در بازارهای سرمایه، ارز و پول می باشد) در برآورد تأثیر استرس مالی و سایر متغیرهای مستقل بر بازده سهام استفاده گردید، متغیر استرس مالی به دست آمده در هر یک از بازارهای پول، سرمایه و ارز به طور جداگانه نیز وارد مدل شده و مدل برآورد گردیده است. به عبارت دیگر چهار مدل به طور جداگانه برآورد گردید که در هر یک از آن‌ها به ترتیب تأثیر استرس مالی کل، استرس مالی بازار سرمایه، استرس مالی بازار پول و استرس مالی بازار ارز در کنار سایر متغیرهای مستقل بر بازده سهام صنایع برتر فعال در بورس مورد بررسی قرار گرفت.

یافته‌های پژوهش حاضر به شرح ذیل می‌باشد:

- در هر چهار مدل برآورد شده، تأثیر شاخص استرس مالی بر بازده سهام صنایع منفی و به لحاظ آماری نیز معنی دار است. به عبارت دیگر استرس مالی موجود در بازارهای مورد مطالعه شامل بازار سرمایه، بازار پول و بازار ارز تأثیر منفی بر بازده سهام صنایع داشته و منجر به کاهش بازدهی سهام این صنایع می‌شود. علامت منفی و معنی-دار این ضریب نشان می‌دهد که شاخص استرس مالی در تمامی سال‌های مورد بررسی اثرگذاری منفی بر بازده سهام صنایع مورد مطالعه دارد. استرس مالی بر فضای کسب و کار تأثیر گذاشته و منابع مالی و حاشیه سود شرکت‌های پذیرفته شده در بازار سرمایه را

⁶² Pedroni

⁶³ Multivariate Model

محدود نماید و با متضرر کردن سهام داران، بر توسعه بازار سرمایه و سودآوری شرکتها اثر گذارد. کاهش سودآوری شرکتها موجب رکود در بورس اوراق بهادار شده و قیمت و حجم معاملات سهام را کاهش داده و بر بازده سهام تأثیر منفی می‌گذارد.

- بر اساس نتایج به دست آمده، ضرائب برآورد شده برای متغیر قیمت نفت در هر چهار مدل مثبت می‌باشد که در تمامی مدلها نیز از لحاظ آماری معنی‌دار است. مثبت بودن ضریب مذکور بیانگر وجود یک رابطه‌ی مثبت بین بازده سهام صنایع مورد مطالعه در ایران و قیمت جهانی نفت می‌باشد.

- یافته‌ها نشان می‌دهد که ضرایب برآورد شده برای متغیر نرخ تورم در تمامی مدلها منفی و از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد.

- بر اساس نتایج به دست آمده، در تمامی مدلها، نرخ بهره تأثیر مثبت بر بازده سهام صنایع دارد و از لحاظ آماری نیز معنی‌دار می‌باشد.

- در تمامی مدلها، تأثیر نرخ ارز بر بازدهی سهام در گروه صنایع مورد مطالعه مثبت و معنی‌دار می‌باشد.

بر اساس نتایج به دست آمده از این تحقیق مبنی بر تأثیرپذیری بازدهی سهام صنایع از متغیرهای مورد بررسی، پیشنهادهای زیر ارائه می‌گردد:

- بر اساس نتایج به دست آمده از این تحقیق مبنی بر تأثیرپذیری منفی بازده سهام صنایع از منابع استرس مالی در بازارهای سرمایه، پول و ارز، در راستای تقویت بازار سرمایه و افزایش بازدهی سهام، کاهش میزان استرس مالی موجود در بازارهای مالی از طریق کاهش نوسانات موجود در بازارهای پول، سرمایه و ارز ضروری به نظر می‌رسد. بر همین اساس، سیاستگذاران و کارشناسان بورس اوراق بهادار همواره باید به رابطه موجود بین استرس مالی و بازده توجه نموده و میزان تأثیرپذیری بازده سهام صنایع مختلف از تنش و استرس موجود در بازارها را ارزیابی نمایند تا بتوانند ضمن ایجاد یک رابطه‌ی منطقی بین استرس و بازدهی، سرمایه‌گذاران را تشویق به سرمایه‌گذاری بیشتر در بورس نموده و از این رهگذر سهمی نیز در رشد اقتصادی کشور داشته باشند. همچنین آن دسته از دست‌اندرکاران بورس اوراق بهادار که وظیفه قیمت‌گذاری سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس را برعهده دارند، باید این نکته را در نظر داشته باشند که نوسانات متغیرهای موثر در ایجاد استرس در بازارهای مورد مطالعه نیز در قیمت‌گذاری سهام منظور شود.

- با توجه به اثرگذاری منفی نرخ تورم بر بازده سهام صنایع مورد مطالعه، ضرورت توجه به سیاست‌های مربوط به کنترل نرخ تورم افزایش می‌یابد.

- با توجه به نتایج به دست آمده از این مطالعه، سرمایه‌گذاران فعال در بورس اوراق بهادار و همچنین سرمایه‌گذاران جدید می‌بایست به تأثیرات بلندمدت متغیرهای استرس مالی و سایر متغیرهای مورد بررسی بر بازده سهام واقف بوده و فقط تغییرات یک باره بازده سهام را ملاک ارزیابی سودآوری و انتخاب سهام جدید قرار ندهند.

Acknowledgments: The authors would like to acknowledge the valuable comments and suggestions of the reviewers, which have improved the quality of this paper.

Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.

Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

Reference

- Afonso, A., & Sousa, R. M. (2011). What are the effects of fiscal policy on asset markets?. *Economic Modelling*, 28(4), 1871-1890.
- Ahmadian, Azam., (2016). Analysis of banking stress index in the country's banking network. *Economic News Quarterly*, 144,33-36. Available at: <https://t-e.mbri.ac.ir> (in persian).
- Aloui, C., Nguyen, D.K. & Njeh, H., (2012). Assessing the impacts of oil price fluctuations on stock returns in emerging markets. *Economic Modelling*, 29(6), 2686-2695.
- Asadi, Z., & Yavari, K. (2022). The Effect of Sanctions on Financial Instability of Iranian Banks. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 18(4), 1-35. doi: 10.22055/jqe.2020.30490.2131 (In Persian)
- Central Bank of the Islamic Republic of Iran, different years. (In Persian) <https://www.cbi.ir/>
- Breitung, E. M., Shu, C. F., & McMahon, R. J. (2000). Thiazole and thiophene analogues of donor– acceptor stilbenes: molecular

- hyperpolarizabilities and structure– property relationships. *Journal of the American Chemical Society*, 122(6), 1154-1160.
- Bollerslev, T., (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 31(3), 307-327.
- Caprio, G. & Klingebiel, D., (1999). Bank insolvencies: cross-country experience. *The World Bank*.
- Cevik, E.I., Dibooglu, S. & Kenc, T. (2013). Measuring financial stress. *Journal of Policy Modeling*, 35(2), 370-383.
- Caballero, R.J. & Krishnamurthy, A., (2008). Collective risk management in a flight to quality episode. *The Journal of Finance*, 63(5), 2195-2230.
- Cardarelli, R., Elekdag, S. & Lall, S., (2009). Financial stress, downturns, and recoveries (No. 2009-2100). *International Monetary Fund*.
- Wallace, C. (2013). Financial stress and its impact on economic activity: evidence from Jamaica. *Bank of Jamaica*, Financial Stability
- Frankel, J.A. & Rose, A.K., (1996). Currency crashes in emerging markets: An empirical treatment.
- dargahi, H., & Nikjoo, F. (2013). A Financial Stress Index for the Economy of Iran and its Impacts on Economic Growth. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 47(4), 19-40. doi: 10.22059/jte.2013.30191. (In Persian)
- Davig, T., & Hakkio, C. (2010). What is the effect of financial stress on economic activity. *Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic Review*, 95(2), 35-62.
- Hollo, D., Kremer, M. & Lo Duca, M., (2012). CISS-a composite indicator of systemic stress in the financial system.
- hamedi , azimi , mardi,. (2013). stress management. (In Persian) <https://www.sid.ir/FileServer/SF/9451397H0538>
- Hakkio, C. & Keeton, W., (2009). Financial stress: what is it?. *Economic Review*, 94(2), 5-50.
- Hautsch, N. & Hess, D., (2007). Bayesian learning in financial markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 42(1), 189-208.

- Illing, M. & Liu, Y., (2006). Measuring financial stress in a developed country. *Journal of Financial Stability*, 2(3), 243-265.
- Im, Kyung So, M. Hashem Pesaran, and Yongcheol Shin. "Testing for unit roots in heterogeneous panels." *Journal of econometrics*, 115.1(2003): 53-74.
- Philippe, J., (2001). Value at risk: the new benchmark for managing financial risk. NY: McGraw-Hill Professional.
- Kao, Chihwa. "Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data." *Journal of econometrics*, 90.1 (1999): 1-44.
- Kordloui, Hamid Reza., & Asian Taheri, Fatemeh (2015). Determining the index of financial stress in the banking, foreign exchange and insurance markets. *Journal of Business Management*, 8(30), 1-18. Available at: <https://bmj.ctb.iau.ir/> (in persian)
- Levin, A., Lin, C.F. & Chu, C.S.J., (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, 108(1), 1-24.
- Logan, A., (2000). The early 1990s small banks crisis: leading indicators. *Bank of England Financial Stability Review*, 9, 130-45.
- Maddala, G.S., Trost, R.P., Li, H. & Joutz, F., (1997). Estimation of short-run and long-run elasticities of energy demand from panel data using shrinkage estimators. *Journal of Business & Economic Statistics*, 15(1), 90-100.
- Maddala, G.S. & Wu, S., (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1), 631-652.
- Manzoor, D., Rajabi, S., & Ranjbaran, R. (2022). Modeling and Measuring the Effectiveness of Positive Shocks in the Financial Sector of Iran's Economy. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 19(2), 1-36. doi: 10.22055/jqe.2021.30929.2142 (in persian)
- Mark, N.C. & Sul, D., (2002). Asymptotic Power Advantages of Long-Horizon Regression Tests. Ohio State University.

- Matoufi , alireza. (2019). 'Explaining the characteristics of financial stress in the Iranian capital market', *Investment Knowledge*, 7 (26), 237-258.
- Nelson, W.R. & Perli, R., (2007). Selected indicators of financial stability. *Risk Measurement and Systemic Risk*, 4, 343-372.
- Oet Mikhail, V., Ryan, E., Timothy, B., Dieter, G., & Ong Stephen, J., (2011). The Financial Stress Index: Identification of Systemic Risk Conditions. Federal Reserve Bank of Cleveland, Working Paper 11-30.
<http://www.clevelandfed.org/research/workpaper/2011/wp1130.pdf>.
- Ozturk, I., (2010). A literature survey on energy-growth nexus. *Energy policy*, 38(1), 340-349.
- Pedroni, P., (2000). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. *Advances in econometrics*, 15, 93-130.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.P., (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the american statistical association*, 94(446), 621-634.
- Park, C. Y., & Mercado Jr, R. V. (2014). Determinants of financial stress in emerging market economies. *Journal of Banking & Finance*, 45, 199-224.
- Fernandez, R.M. & Fernandez-Mateo, I., (2006). Networks, race, and hiring. *American sociological review*, 71(1), 42-71.
- Reboredo, J.C. & Uddin, G.S., (2016). Do financial stress and policy uncertainty have an impact on the energy and metals markets? A quantile regression approach. *International Review of Economics & Finance*, 43, 284-298.
- Shajari, Parasto., & Mohebkhah, Bitā (2010). Early Warning System for Currency and Banking Crisis in Iran (KLR- Signaling Approach). *Journal of Monetary & Banking Research*, 2(4), 115- 152. Available at: https://jmbr.mbri.ac.ir/browse.php?a_id=48&sid=1&slc_lang=en (In Persian)
- Salimifar, M., Razmi, M. J., & Abou - Torabi, M. (2010). The Survey of the Financial Development Indicators Causality Relationship with Economic Growth in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 7(1), 75-103. doi: 10.22055/jqe.2010.10659 (in persian)

- Theriou, N., Maditinos, D., & Theriou, G. (2010). Knowledge Management Enabler Factors and Firm Performance: An empirical research of the Greek medium and large firms. *Paper presented at the International Conference on Applied Business and Economics*, Technological Educational Institute of Kavala, Kavala, Greece, 1-20
- Van Roye, B., (2011). Financial stress and economic activity in Germany and the Euro Area (No. 1743). Kiel Working Paper.
- Sandahl, J.F., Holmfeldt, M., Rydén, A. and Strömqvist, M., (2013). An index of financial stress for Sweden. *S v ER ig ESR ik S bank*, p.2.
- Wallace, C., (2013). Financial stress and its impact on economic activity: evidence from Jamaica. Bank of Jamaica, Financial Stability.
- Vila, A., (2000), March. Asset price crises and banking crises: some empirical evidence. *BIS conference papers* (Vol. 8, No. March, 232-252).
- Westerlund, J., (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 69(6), 709-748.