فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه ی اصلی وب سایت مجله:
www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

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

مهدیه رضاقلی زاده *، 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	طبقه‌بندیJEL: E44, G20, C01
تاریخ دریافت: ۲۱ مهر ۱۳۹۹ تاریخ بازنگری: ۱۸ اسفند ۱۳۹۹ تاریخ پذیرش: ۲۹ اسفند ۱۳۹۹	واژگان کلیدی: استرس مالی، بازده سهام، صنعت، بورس اوراق بهادار تهران

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:	آدرس پستی:
ایمیل: m.gholizadeh@umz.ac.ir 0000-0003-1172-4824	بابلسر، دانشگاه مازندران، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، گروه اقتصاد

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 منافعی وجود ندارد.

منابع مالی: نویسنده‌ها 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 بخش های 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 ۱۳۹۸-۱۳۸٤ 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 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 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 خطاي 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 بررسي آزمون ریشه واحد متغیرهاي تحقیق و تعیین مرتبه هم انباشتگي آن‌ها پرداخته شد و در مرحله بعد با استفاده از آزمون‌هاي هم‌انباشتگي پانل، وجود و یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهاي مدل مورد بررسی قرار گرفت. برای تخمین رابطه بلندمدت بین متغیرها در مدل نیز از روش حداقل مربعات معمولي پویا (DOLS1) 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 آماري نیز معني دار 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 تاثیر منفی بر آن دارد.

ارجاع به مقاله:
رضاقلی زاده، مهدیه.، علمی، زهرا (میلا) و محمدی مجد، سعید. (۱٤۰۲). تأثیر استرس مالی بر بازده سهام صنایع پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۲۰ (۱)، ۷۳-۳۲.

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/)

[3] Dynamic Ordinary least squares

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 بکشاند (Kordlouie., & taheri, 2016). بنابراین از آن جایی که استرس‌های فزاینده در بازارهای مالی از اهمیت زیادی جهت تحلیل و پیش بینی فعالیت‌های اقتصادی برخوردار می باشد، 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 تاثیرپذیری متغیرهای اقتصادی از این شاخص اجتناب ناپذیر به نظر می‌رسد. یکی از بازارهایی که می‌تواند تحت تأثیر بحران ها 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 مي‌آید. پیامدهای بحران و آشفتگی مالی می تواند بر فضای کسب وکار تاثیر گذاشته و منابع مالی و حاشیه سود شرکت‌های پذیرفته شده در بازار سرمایه را محدود نماید و با متضررکردن 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 کارگیري روش پانل در قالب یک مدل چند متغیره طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۴ و با استفاده از داده های روزانه

مورد ارزیابی قرار خواهد گرفت. تجزیه و تحلیل این رابطه در بلندمدت و کوتاه مدت با استفاده از هم انباشتگي و مدل تصحيح خطاي پانل[۲] (PECM) بررسی خواهد شد و از روش هاي حداقل مربعات معمولي پويا (DOLS)[۳] جهت بررسي رابطه پوياي بلندمدت بين متغيرهاي مدل استفاده خواهد شد.

مطالعه حاضر به اين صورت سازماندهي مي شود: در بخش هاي بعدي ابتدا مروري بر مباني نظري انجام شده و در ادامه به مطالعات انجام شده در اين زمينه اشاره خواهد شد. در ادامه ميزان شاخص استرس مالی محاسبه گرديده و سپس رابطه آن با بازده سهام صنايع مورد مطالعه برآورد خواهد شد و در پايان نيز بر اساس نتايج به دست آمده، پيشنهاداتي ارائه خواهد گرديد.

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"[٤] 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 سیستم هایی را تبیین و طراحی کنند که بتوانند قبل از وقوع بحران نیز، سیاست گذاران را در جریان وقوع آن قرار داده و سیاست‌های پیشگیرانه لازم در جهت مقابله با آن را اجرا کنند. از جمله این سیستم ها می توان سیستم هشدار دهنده اولیه *(EWS)* را نام برد که در جهت شناسایی بحران های 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 تکانه‌ها 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 آن ها توضیح داده می‌شود: (Hakkio., & Keeton, 2009).

- عدم اطمینان سرمایه گذاران 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 چشم انداز آتی اقتصاد است. بنابراین بالارفتن عدم اطمینان در خصوص شرایط اقتصادی می‌تواند باعث کاهش اطمینان وام دهندگان 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 عدم‌اطمینان در خصوص ارزش دارایی‌ها منجر به نوسان‌پذیری بیشتر قیمت‌ها می‌شود (Hautsch., & Hess, 2007).

- عدم تمایل سرمایه گذاران 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 آن ها را به سوی دارایی‌های کم ریسک سوق می دهد، 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 ترجیهات 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 وام گیرندگان نسبتا پر ریسک می‌باشد (Caballero., & Kurlat, 2008).

- عدم تمایل سرمایه گذاران 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 تاثیر 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 برتقاضا 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 (قرض‌دهنده و قرض‌گیرنده) می‌باشد. این شکاف در میزان آگاهی از اطلاعات می‌تواند منجر به خطر اخلاقی، افزایش متوسط هزینه‌های استقراض برای بنگاه و کاهش قیمت متوسط دارایی در بازار شود. بنابراین عدم تقارن اطلاعاتی با توجه به دگرگونی در کیفیت قرض‌دهندگان یا دارایی‌های مالی از یک سو و کاهش اطمینان سرمایه‌گذاران در مورد دقت اطلاعات در رابطه با بنگاه‌ها از سوی دیگر، می تواند ضمن ایجاد نوسان در قیمت دارایی مالی (سهام)، موجب تقویت استرس مالی در بازار مالی شود (Hakkio., & Keeton, 2009).

۳-۲- تأثیر استرس مالی بر اقتصاد

الینگ و لیو با بررسي استرس در نظام مالي معتقدند استرس مالي به عنوان تكانه‌ايي است كه مي‌تواند اثرات منفي بر اقتصاد واقعي 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 می‌پیوندد 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 دارایی‌های مالی را به دنبال خواهد داشت، منجر به نوسانات زیادی در قیمت دارایی‌ها گردیده و در کل باعث آسیب خوردن ساختار مالی می‌گردد. همچنین موجب افزایش زیان مالی شده، روند نزولی در اقتصاد ایجاد نموده و رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. شرایط اقتصادی ضعیف منجر به کاهش سود و تضعیف ترازنامه بنگاه شده و ضمن محدود کردن دسترسی بنگاه‌ها به منابع مالی خارجی، با کاهش مخارج سرمایه‌گذاری شرکت‌ها منجر به کاهش فعالیت 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 (Davig., & Hakkio, 2010).

۲-۴- تأثیر استرس مالی بر بازار سرمایه

به طور کلی می‌توان گفت پیامدهای بحران می‌تواند بر فضای کسب وکار تأثیر گذاشته و منابع مالی و حاشیه سود شرکت‌های پذیرفته شده در بازار سرمایه را محدود نماید و با متضررکردن 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 می برد. این نوسانات قیمت موجب می شوند که تصمیمات مهم بنگاه ها 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 وشرایط 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).

۲-۵- محاسبه شاخص استرس مالی *(FSI)*[6]

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 می شوند. 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. همان طور 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 ریسک پذیر و نامتقارنی اطلاعات در بازارهای مالی را درنظر می‌گیرند.

نحوه محاسبه شاخص استرس مالی در هر یک از بازارهای سرمایه، ارز و بخش پولی (بانکی) به شرح ذیل می‌باشد:

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

به طور کل بحران در بازار سرمایه به عنوان کاهش شدید در شاخص کل بازار شناخته مي‌شود که این کاهش مي‌تواند نشان‌دهنده زیان مورد انتظار، ریسك بالاتر و یا افزایش عدم‌اطمینان در خصوص بازده بنگاه باشد (Illing., & Liu, ۲۰۰۹).مطابق با ادبیات پژوهش، استرس مالي به عنوان اختلال در عملکرد نرمال بازار تعریف مي‌شود که حد نهایي آن بحران مالي می‌باشد (Hakkio., & Keeton, 2009).

- شاخص بتای بخش مالی (FSB [۷])

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:

$$\beta = \frac{COV(x,y)}{\sqrt{var(y)}} \qquad (۱)$$

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[8](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:

$$Stock\ Decline = -\left(\frac{Index_t - Index_{t-1}}{Index_{t-1}}\right) \quad (۲)$$

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 (SMR)[9]

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.

۲-۲-۵-۲- شاخص استرس مالی در بازار ارز

- نوسانات نرخ ارز موثر واقعی (REER)[10]

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 ازطریق 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 مولفه های 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، سهیم هستند. به علاوه، هر مولفه یا جزء تشکیل‌دهنده‌ای که مقدار ویژه‌ی 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 ویژه‌ی 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.

۶-۲- پیشینه پژوهش

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

جدول ۱. مروری بر مطالعات تجربی
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Tabel 1. A review of experimental studies
Source: Findings of research

نام محقق	موضوع تحقیق و دوره زماني مورد بررسي	سال انجام تحقیق	روش انجام تحقیق	یافته هاي تحقیق
ساهو[11]	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[12]	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[13] و همکاران	بررسی رابطه بین استرس مالی و فعالیت اقتصادی در اقتصادهای آسیایی نوظهور	۲۰۱۶	VAR	شاخص استرس مالی دارای اهمیت ویژه‌ایی در فعالیت‌های اقتصادی کشورهای مورد

[11] Sahoo (2020)
[12] Gbenou (2019).

				مطالعه بوده و تنش مالی باعث کاهش چشمگیر فعالیت‌های اقتصادی می‌شود.
صلاح الدین و روبردو[14]	بررسی تأثیر استرس مالی و نااطمینانی سیاسی بر قیمت انرژی (شامل نفت خام و گاز) و فلزات (شامل طلا، نقره ، مس ، پلاتین و پالادیوم)	۲۰۱۵	SVAR	شرایط عدم اطمینان سیاسی در تعیین قیمت‌های آتی کالا اثری ندارد
پارک[15] و همکاران	بررسی عوامل موثر بر استرس مالی در اقتصاد های نوظهور	۲۰۱۳	مدل خودرگرسیون برداری (VAR)	FSI ابزار مهمی است که می تواند به اندازه گیری درجه استرس مالی و شناسایی منابع استرس در کشورها کمک کند.
والاس[16]	اندازه گیری شاخص استرس مالی در کشور جامائیکا	۲۰۱۳	تجزیه و تحلیل مولفه های اصلی (PCA)	FSI می تواند ابزار مهمی برای سیاست گذاران در شناسایی دوره های استرس مالی باشد که می تواند تاثیرات احتمالی بر فعالیت‌های اقتصادی (افت رشد) را بررسی کند.
ساندال و همکاران[17]	بررسی عوامل ایجاد کننده استرس مالی در سوئد	۲۰۱۳	مدل TVAR	شاخص ایجادکننده استرس در این پژوهش به طور مستقیم یا غیرمستقیم به هزینه‌های مالی حاکم در بازارهای مالی مربوط می‌باشند.
هلو[18]	محاسبه شاخص استرس مالی در بخش بانکی و بازارهای مالی	۲۰۱۲	مدل VAR	بحران‌های مالی اخیر جهانی، ناشی از ضعف‌های متعدد نظام‌های مالی می‌باشد.
کاردارلی[19] و	محاسبه و بررسی شاخص تنش مالی	۲۰۰۹	مدل VAR	استرس مالی باعث بی ثباتی مالی می‌شود.

[15] EmrahI.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 تکانه‌ها وساختارهای مالی ضعیف پدید می‌آیند که موجب اختلال بر عملکرد نرمال بازار می‌گردد. لذا هر چه ساختار مالی ضعیف‌تر باشد با ورود تکانه‌ها به بازار، ریسک و نااطمینانی موجب استرس می‌شود.
معطوفی	بررسی مشخصه های استرس مالی در بازار سرمایه ایران	۱۳۹۷	رگرسیون چند متغیره	متغیر های نااطمینانی 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

[19] Cardarelli, R.

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

بررسي مباني نظري و مطالعات انجام شده نشان مي‌دهد عليرغم اهميت بررسی شاخص استرس مالی، هنوز به صورت كاربردي و جامع به بررسی جوانب مختلف اين موضوع پرداخته نشده و اكثر مطالعات خارجي و داخلي انجام شده، تنها به محاسبه اندازه اين شاخص پرداخته‌اند. اين پژوهش، اولين مطالعه جامع در خصوص محاسبه شاخص استرس مالی در بازارهاي مختلف مالي از جمله بازار پول، بازار ارز و بازار سهام و بررسی تأثير آن بر بازده سهام صنايع 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 خطاي 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 مي‌شود.(Maditinos., & Theriou , 2011).

[20] Multivariate Model

$$R_{i,t} = \log(T_{i,t} / T_{i,t-1}) \quad (۷)$$

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

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 عمومي قیمت‌ها) مي‌باشد که در واقع همان درصد تغییر در شاخص قیمت مصرف کننده است. به طور کلي مي توان گفت افزایش نرخ تورم، منجر به کاهش پس اندازها شده و لذا سرمایه گذاري – به ویژه سرمایه گذاري هاي خرد- در بورس اورق بهادار را با کاهش مواجه مي‌نماید که در نتیجه تاثیر منفي بر بازده سهام خواهد گذاشت. از سوي دیگر در کوتاه‌مدت، افزایش نرخ تورم ارزش اسمي سهام را افزایش داده و برخي سرمایه گذاران را تشویق به سرمایه گذاري در بورس مي‌نماید که این افزایش تقاضا براي سهام منجر به بالا رفتن بازده سهام مي‌شود که البته از آن جایي که در بلند مدت، سرمایه گذاران در مي‌یابند که در واقع تورم منجر به کاهش ارزش ذاتي سهام شده است، از تقاضاي خود براي سهام مي‌کاهند که این امر در نهایت منجر به کاهش بازده سهام در بلند مدت خواهد شد.

INT: نرخ بهره. براي داده‌هاي این متغیر از نرخ سود علي‌الحساب سپرده‌هاي سرمایه‌گذاري کوتاه‌مدت بانک‌هاي دولتي (درصد) استفاده شده است. اقتصاددانان معتقدند که با افزایش نرخ بهره، حجم سرمایه گذاري در جامعه کاهش خواهد یافت، زیرا با افزایش نرخ هزینه سرمایه، بسیاري از طرح‌هاي صنعتي توجیه پذیري خود را از دست خواهند داد و اجرا نخواهند شد. لذا با توجه به روابط فوق انتظار مي‌رود که افزایش در نرخ بهره با بازدهي سهام رابطه منفي داشته باشد.

RER: نرخ ارز حقیقی

در این تحقیق براي محاسبه نرخ حقیقی ارز از رابطه زیر استفاده مي‌شود:

$$RER = ER.\frac{CPI^*}{CPI} \quad (۸)$$

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

OIL: بازده (درصد تغییرات) قیمت نفت. برای داده‌های مربوط به این متغیر از بازده روزانه قیمت نفت خام برنت (بر حسب دلار آمریکا براي 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 طي دو مرحله انجام مي‌شود. ابتدا به بررسي آزمون ريشه واحد متغيرهاي تحقيق و تعيين مرتبه هم‌انباشتگي آن‌ها پرداخته و در مرحله بعد با استفاده از آزمون‌هاي هم انباشتگي پانل، وجود و يا عدم وجود رابطه بلندمدت بين متغيرهاي مدل مورد بررسی قرار خواهد گرفت. سپس در صورت وجود رابطه بلندمدت بين متغيرها، تخمين و برآورد آن با استفاده از روش حداقل مربعات معمولي پويا (DOLS[23]) صورت مي‌گيرد.

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 ماهه 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:

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[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 ترکیبي FSI نشان می‌دهد که اقتصاد ایران در دوره‌ی زمانی (۱) ۱۳۹۳ – (۲)۱۳۹۱ بیش‌ترین استرس مالي را تجربه کرده است. از جمله دلایلي که براي افزایش شاخص در دوره‌ي مورد نظر مي‌توان بیان نمود، مربوط به عملکرد بازار ارز و نوسانات در این بازار می باشد. نرخ ارز تا سال ۱۳۹۱ روند صعودی اما نسبتا 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- ۵-۱- 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

فیلیپس- پرون-فیشر (FPF)، ایم وپسران (IPS) و بریتانگ و هادری و پسران (Britang., Hadry., & pesaran, 2004) و آزمون ریشه واحد پسران جهت بررسی ایستایی متغیرهای پانلی وجود دارد که انتخاب آزمون مناسب از بین آن‌ها در گام اول نیازمند بررسی وجود وابستگی مقطعی است (Baltaji, 2005). به منظور بررسی وابستگی بین مقاطع از آزمون وابستگی بین مقاطع پسران (۲۰۱۵) که نسخه تکمیل شده آزمون پسران (۲۰۰٤) می‌باشد، استفاده شده است. در این آزمون که برای پانل‌های متوازن و نامتوازن ارائه شده است، فرضیه‌های صفر و مقابل به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$H_0: \rho_{ij} = \rho_{ji} = E(u_{it}v_{it}) = 0 \qquad for\ all\ i \neq j \qquad (۹)$$

$$H_1: \rho_{ij} = \rho_{ji} = E(u_{it}v_{it}) \neq 0 \qquad for\ some\ i \neq j \qquad (۱۰)$$

v_{it} و u_{it} باقیمانده‌های مدل تخمینی می‌باشند. برای پانل‌های متوازن آماره آزمونCD به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\hat{\rho}_{ij}\right) \qquad (۱۱)$$

که درآن $\hat{\rho}_{ij}$ ضرایب همبستگی پیرسون به صورت زوجی از جملات پسماندها می‌باشد. هرگاه آماره CD محاسباتی در یک سطح معناداری معین، از مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد بیشتر باشد، در این صورت فرضیه صفر رد و وابستگی مقطعی تأیید خواهد شد (pesaran,2004). در صورت تأیید وابستگی مقطعی در داده‌های پانل، استفاده از روش‌های مرسوم ریشه واحد پانلی نظیر آزمون لوین، لین و چو[34] (LIC)، ایم،پسران وشین[35] (IPS) و ...احتمال وقوع نتایج ریشه‌ی واحد کاذب را افزایش خواهد داد. برای رفع این مشکل آزمون‌های ریشه واحد پانلی متعددی با وجود وابستگی مقطعی پیشنهاد شده است که آزمون ریشه واحد پسران(CIPS) از آن جمله است. نتایج آزمون وابستگی مقطعی برای داده‌های 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

Tabel 2. pesaran cross sectional dependence test
Source: Findings of research

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

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

از آنجایی که در تمامی متغیرها وابستگی مقطعی تأیید می‌شود، آزمون ریشه واحد مناسب در این پژوهش، آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۳) که در آن وابستگی مقطعی در نظر گرفته شده استفاده می‌شود. 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 می‌باشد. 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، متغیرهاي مدل در سطح اطمینان

---

[۳۶] پسران(۲۰۰۷) با تبدیل آزمون‌های IPSوADF 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 واحدADF تعمیم یافته به صورت مقطعی) برای هر مقطع انفرادی در پانل می‌باشد. مقدار آماره (٤) با مقادیر بحرانی محاسبه شده توسط پسران مقایسه و در صورت بزرگتر بودن این آماره از مقادیر بحرانی، فرضیه صفر(ناایستایی بودن متغییر) رد و ایستایی متغییر پذیرفته خواهد شد. با توجه به اینکه پانل مورد بررسی در این تحقیق نامتوازن می‌باشد و آزمون $CIPS$ پسران فقط در پانل‌های متوازن کاربرد دارد، لذا در این تحقیق فقط از آزمون پسران(۲۰۰۳) استفاده گردید.

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

جدول ۳. آزمون ریشه واحد پسران
ماخذ: یافته های پژوهش

Tabel 3. Pesaran unit root test
Source: Findings of research

متغیر	Z[t-bar]	P-value	نتیجه آزمون
بازده سهام	-۱/۵۴۳	۰/۱۰۳	I(1)
استرس مالی	-۱/٤٦٧	۰/۱۳۵	I(1)
نرخ بهره	-۱/۳۵۲	۰/۲۰۵	I(1)
نرخ تورم	-۱/۷۵۰	۰/۱۲۳	I(1)
قیمت نفت	-۱/٤۱۳	۰/۲۰۱	I(1)
نرخ ارز حقیقی	-۱/۲٤۸	۰/۲۰۰	I(1)

۲-۵- آزمون هم انباشتگي پانل

با توجه به نتایج آزمون‌هاي ریشه واحد و این که متغیرهاي مورد استفاده در این مطالعه هم انباشته از مرتبه اول هستند، با استفاده از روش هم‌انباشتگي پانل به بررسي وجود رابطه بلندمدت بین آن‌ها پرداخته می‌شود.

در این مطالعه از روش‌هاي مختلف هم‌انباشتگي پدروني[۳۷]، وسترلاند[۳۸] و کاوو[۳۹] به منظور بررسي وجود یا عدم وجود رابطه هم‌انباشتگي استفاده شده است. یکي از معروف‌ترین روش‌هاي هم‌انباشتگي پانل، آزمون هم انباشتگي پدروني مي‌باشد (Shuyuna., & Donghua, 2011). پدروني به منظور بررسي نمودن هم‌انباشتگي پانل، هفت آماره مختلف را معرفی نموده که چهار آماره بر اساس داده‌هاي ادغام شده[۴۰] و به صورت میان گروهي[۴۱] بوده و سه آماره دیگر، بین گروهي[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 هم‌انباشتگي است. اختلاف این دو نوع آزمون در طرح فرضیه مقابل مي‌باشد. براي آزمون بین گروهي فرضیه مقابل عبارتست از $\rho_i = \rho \prec 1$ براي تمام i ها، در حالي که بر اساس آزمون‌هاي میان گروهي فرضیه مقابل عبارتست از $\rho_i \prec 1$ براي تمام i ها. توزیع نمونه محدود براي این هفت آماره توسط پدروني با استفاده از شبیه سازي پدروني محاسبه شده است. به منظور رد فرضیه H_0 مبني بر عدم وجود هم‌انباشتگي، میزان آماره‌هاي برآوردي باید از آماره بحراني محاسبه شده توسط پدروني کوچک‌تر باشد. باید توجه داشت که آزمون هم انباشتگي پانل پدروني با این محدودیت مواجه است که بر اساس فرضیه محدودیت عامل مشترک[۴۳] مي‌باشد و وابستگي مقطعي احتمالي را مورد محاسبه قرار نمي‌دهد (Ozterk, 2010). با توجه به این فرضیه پارامترهاي بلندمدت متغیرها در سطح، برابر با پارامترهاي کوتاه مدت متغیرها با یک اختلاف مي‌باشند. با توجه به وجود این محدودیت که قدرت و پایداري آزمون‌هاي هم‌انباشتگي مبتني بر باقي مانده[۴۴] را کاهش می‌دهد، در تحقیق حاضر، رابطه بلندمدت بین متغیرها با استفاده از از آزمون‌هاي هم انباشتگي(Kao,1999) و (Westerland, 2007) نیز انجام می‌گردد.

آزمون کاوو که بر اساس روش انگل-گرنجر دو مرحله‌اي[۴۵] است، در انجام آزمون هم‌انباشتگي، همگني اجزاي پانل را در نظر مي‌گیرد. فرضیه صفر آن که با استفاده از آزمون ADF[46] بررسي مي‌گردد، بیانگر عدم وجود رابطه هم‌انباشتگي می‌باشد (Oedrago, 2012).

فرضیه صفر در آزمون وسترلاند که بیانگر عدم وجود هم انباشتگي می‌باشد، با توجه به این که آیا تصحیح خطا[۴۷] در مدل تصحیح خطاي شرطي[۴۸] برابر با صفر است یا خیر، مورد آزمون قرار مي‌گیرد. لذا زمانی که فرضیه صفر (عدم تصحیح خطا) رد شود، بیان می‌دارد که فرضیه صفر مبني بر عدم وجود هم‌انباشتگي رد می‌شود. در آزمون وسترلاند چهار آماره مختلف بر اساس تخمین‌هاي حداقل مربعات α_i و آماره‌هاي 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 بررسي هم‌انباشتگي پانل پيشنهاد داده شده‌اند. دو آزمون ، شامل آزمون‌هاي پانل[۴۹] با فرضيه مقابل وجود هم‌انباشتگي كل پانل هستند ($H_1 : \alpha_i = \alpha \prec 0$ براي تمام i ها). دو آزمون ديگر آزمون‌هاي ميانگين گروه[۵۰] هستند كه به آزمون فرضيه مقابل مبني بر اينكه كه براي حداقل يک مقطع، شواهدي از هم‌انباشتگي وجود دارد، مي‌پردازند ($H_1 : \alpha_i \prec 0$ براي حداقل يک i). آماره‌هاي پانل P_τ و P_α به آزمون فرضيه عدم وجود هم‌انباشتگي در مقابل فرضيه وجود هم‌انباشتگي مي‌پردازند، در حالي كه آماره‌هاي پانل G_τ و G_α به آزمون فرضيه صفر مبني بر عدم وجود هم انباشتگي در مقابل فرضيه مقابل مبني بر وجود حداقل يک بردار هم انباشتگي مي‌پردازند[۵۱].

جدول ٤ نتايج آزمون هم انباشتگي پدروني را نشان مي‌دهد. همان طور كه در اين جدول مشاهده مي‌شود چهار آزمون بين گروهي و سه آزمون ميان گروهي به منظور تشخيص وجود يا عدم وجود رابطه بلندمدت بين متغيرهاي تحقيق انجام شده است. بر اساس نتايج به دست آمده فرضيه صفر مبني بر عدم وجود هم انباشتگي پانل در دو گروه صنايع رد مي‌شود. با توجه به مطالعات قبلي آزمون هم انباشتگي پانل پدروني داراي يک اشكال مي‌باشد و آن اين است كه اين آزمون مستلزم اين است كه بردار هم انباشته بلندمدت متغيرها در سطح برابر با فرآيند تعديل كوتاه مدت تغييرات متغيرها باشد و فرض بر استقلال مقاطع نيز مي‌باشد. وجود چنين محدوديت هايي تاحدودي باعث كاهش اعتبار روش پدروني مي‌شود (Ozturk, 2010) . به همين منظور در اين تحقيق علاوه بر آزمون پدروني از چهار آزمون هم انباشتگي پانل كه توسط Westerlund ارائه گرديده و وابستگي مقطعي را مورد بررسي قرار مي‌دهند نيز استفاده گرديد. نتايج حاصل از اين آزمون در **جدول ۵** نشان داده شده است. بر اساس تمام آماره هاي پانل نتيجه گرفته مي‌شود كه در سطح اطمينان بالاي ۹۹ درصد، عدم وجود رابطه هم انباشتگي رد مي‌شود. در اين آزمون، بر اساس مقادير احتمال بوت استرپ شده[۵۲]، مقادير احتمال قوي و پايدار محاسبه مي‌گردند كه به منظور آزمون فرضيه، از پايايي بالايي برخوردارند. همچنين وابستگي بين مقاطع را نيز مورد

---

[49] Panel test

[50] Group-mean test

[۵۱] همان

[52] Bootstrapped p-values

توجه قرار می‌دهند. بر این اساس نیز عدم وجود هم انباشتگي (فرضیه صفر) رد مي‌گردد. بنابراین مي‌توان گفت متغیرهاي تحقیق گرایش به یک رابطه بلندمدت دارند که در مرحله بعد این رابطه بلندمدت برآورد مي‌گردد.

جدول ٤. آزمون هم انباشتگي پانل پدروني[۵۳]
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Tabel 4. Pedroni panel co-integration test
Source: Findings of research

آماره هاي گروه			آماره هاي پانل			
adfآماره	ppآماره	rhoآماره	adfآماره	ppآماره	rhoآماره	vآماره
**-۲/۰۷	*-۲/۷۹	*-۱/۵۶	***-۲/۸۳	**-۲/۵۸	**-۱/۴۴	**-۱/۳۲

جدول ۵. آزمون هم انباشتگي پانل وسترلاند[۵٤]
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Tabel 5. Westerland panel co-integration test
Source: Findings of research

آماره	فرضیه صفر: عدم وجود هم انباشتگي		
	آماره آزمون	احتمال[56]	احتمال قوي[55]
G_τ	-۴/۳۲	۰/۰۴	۰/۰۰
G_α	-۴/۱۱	۰/۰۵	۰/۰۰۱
P_τ	-۶/۰۸	۰/۰۳	۰/۰۰
P_α	-۶/۴۰	۰/۰۱	۰/۰۰

[۵۳] تمام آزمون‌هاي انجام شده نرمال هستند و توزیع مجانبي آنها نیز نرمال استاندارد مي‌باشد. *، ** و *** نشان‌دهنده رد فرضیه صفر مبني بر عدم وجود هم انباشتگي در سطح معناداري ده، پنج و یک درصد مي‌باشند.

[۵٤] طول وقفه بهینه در این آزمون‌ها با استفاده از معیار آکائیک ۳ انتخاب شده است. تعداد بوت استرپ براي محاسبه میزان احتمال‌هاي بوتراسترپ شده که باعث حذف اثرات وابستگي مقطعي پانل‌ها مي‌شوند نیز برابر با ٤۰۰ در نظر گرفته شده است.

[55] Robust p-value

[56] P-value

علاوه بر دو آزمون هم انباشتگي پانل فوق، آزمون هم انباشتگي باقيمانده‌هاي پانل كاوو نيز جهت اطمينان از نتايج به دست آمده انجام گرديد:

جدول ٦. آزمون كاوو(Kao)
مأخذ: يافته‌هاى پژوهش

Tabel 6. Kao test
Source: Findings of research

مدل	آماره ديكي-فولر تعميم يافته (ADF)	احتمال
PR FSI INT INF OIL RER	-۱٫۷۹۵۸۷۱	۰٫۰۳٦۳

*آماره ديكي –فولر تعميم يافته در اين آزمون بر اساس اجزا باقيمانده مي‌باشد.

با توجه به اثبات وجود رابطه هم انباشتگی پانل بین متغیرهای مورد بررسی در مدل تحقیق، مي‌توان گفت متغيرهاي تحقيق گرايش به يک رابطه بلندمدت دارند که در مرحله بعد ضرایب بلندمدت متغیرها برآورد می‌گردد.

۳-۵- تخمين مدل تصحيح خطاي پانل (*PECM*)

در صورت وجود هم انباشتگي، روابط بلندمدت بين متغيرها در مدل‌هاي پانل، با استفاده از تخمين زن‌هاي مختلف مانند حداقل مربعات معمولي، حداقل مربعات معمولي كاملاً تعديل شده[۵۷]، حداقل مربعات معمولي پويا[۵۸] و گروه ميانگين ادغام شده[۵۹](PMG) جهت تخمين بردارهاي هم‌انباشتگي وجود دارند.

(Chen et al ,1999).در مطالعه‌اي به بررسي ويژگي‌ها و خصوصيات تخمين زن OLS به منظور تخمين مدل‌هاي تصحيح خطاي پانل پرداختند و به اين نتيجه رسيدند كه تخمين زن‌هاي FMOLS و DOLS نتايج بهتري نسبت به تخمين زن OLS در مدل‌هاي هم انباشته پانل دارند. از طرف ديگر مطابق با نتايج (Kao., & Chiang, 2000).، تخمين

[57] Fully Modified OLS
[58] Dynamic OLS
[59] Pooled Mean Group

زن‌هاي OLS و FMOLS هر دو داراي تورش نمونه‌اي كوچكي هستند و تخمين زن DOLS نتايج بهتري نسبت به اين دو تخمين زن خواهد داشت (Ozturk, 2010). بنابراين در اين تحقيق از تخمين زن DOLS به منظور برآورد رابطه بين استرس مالی و بازده سهام در صنايع مورد مطالعه استفاده خواهد شد.

۲-۳-۵- تخمين زن پوياي حداقل مربعات معمولي (DOLS)

به منظور دستيابي به يک تخمين زن ناريب از پارامترهاي بلندمدت مدل و بدست آوردن تصحيح درونزايي[۶۰] متغيرهاي مدل، تخمين زن DOLS به وسيله وارد كردن مقادير گذشته و آينده تفاضل مرتبه اول متغيرهاي توضيحي، از تعديل پارامتري خطاهاي مدل استفاده مي نمايد. تخمين زن DOLS را به صورت زير مي توان نشان داد:

(۱۲)

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

در اين مدل متغير X نشان دهنده برداري از متغيرهاي توضيحي مدل و c_{ij} ضريب با وقفه تفاضل مرتبه اول متغيرهاي توضيحي مدل مي‌باشد. ضريب برآوردي تخمين زن DOLS در اين مدل برابر است با:

(۱۳)

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

كه در معادله بالا $z_{it} = [X_{it} - \bar{X}_i, \Delta X_{i,t-q}, ..., \Delta X_{i,t+q}]$، برداري از متغيرهاي توضيحي است و $\hat{r}^{+}_{it}(\hat{r}^{+}_{it} = R_{it} - \bar{R}_i)$ متغير مبدل[۶۱] بازده سهام مي‌باشد (Jude,2011).

۳-۳-۵- برآورد رابطه بلندمدت

همان طور كه بيان گرديد، برای تخمين رابطه بلندمدت بين متغيرهای 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 گرفته اند. نتایج حاصل از این چهار برآورد در جداول زیر نشان داده شده است:

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

Tabel 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	خطاي استاندارد	tآماره	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 شدهR^2	۰٫۸۷۹۹۶۹			

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

Tabel 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	خطاي استاندارد	tآماره	احتمال
شاخص استرس مالی در بازار سرمایه	-۰٫۰۳۰۵٤۰	۰٫۰۱٦۱۰۱	-۱٫۸۹٦۷۵٦	۰٫۰٦۱٦
نرخ بهره	۰٫۲۳۹۲٤۵-	۰٫۰۸۲۳۲۹	۲٫۹۰۵۹۷٤	۰٫۰۰۰۰
نرخ تورم	-۰٫۰۱۹۸۱٦	۰٫۰۰۳۱۱۷	-٦٫۳۵٦٦۳۲	۰٫۰۰۰۰
قیمت نفت	۰٫۰۰۲۸۷٦	۰٫۰۰۰٦۱۸	٤٫٦۵۷۰٦۰	۰٫۰۰۰۰
نرخ ارز واقعی	۰/۰۰۰۰۲۱۵	۰/۰۰۰۰۰۹۱۱	۲٫۳۵٦۸۱۱	۰٫۰۲۱۰
R^2	۰٫۸۸۸۷۸۳			
تعدیل شدهR^2	۰٫۷۹۵۷۹۵			

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

Tabel 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	خطاي استاندارد	tآماره	احتمال
شاخص استرس مالی در بازار پول	-۰٫۰۱۷۹۳۵	۰٫۰۰۹٤۱۹	-۱٫۹۰٤۱۳۵	۰٫۰۵۹۷
نرخ بهره	۰٫۰۹۱۲۱۷	۰٫۰۳٤۵۵۵	۲٫٦۳۹۷٦۳	۰٫۰۰۹٦
نرخ تورم	-۰٫۰۰٦۷۹۹	۰٫۰۰۱۲۹۲	-۵٫۲٦٤۱۰۷	۰٫۰۰۰۰
قیمت نفت	۰٫۰۰۲۵۹٦	۰٫۰۰۰٦۱۱	٤٫۲٤۸۰۷٤	۰٫۰۰۰۰

۰٫۰۰۵۵	۲٫۸۳٤٤۲۱	۰/۰۰۰۰۰٥٦۲	۰/۰۰۰۰۱٥۹	نرخ ارز واقعی
۰٫۸۱٦۰۸۱				R^2
۰٫۸۰۹٤٤۰				تعدیل شده R^2

جدول ۱۰. برآورد رابطه بلندمدت بین استرس مالی در بازار ارز و سایر متغیرهاي مستقل با بازده سهام صنایع مورد مطالعه (مدل ٤)
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Tabel 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	خطاي استاندارد	tآماره	احتمال
شاخص استرس مالی در بازار ارز	۰٫۰۳۱٥۱٥	۰٫۰۰٤۹٦٥	٦٫۳٤۷٥۲۷	۰٫۰۰۰۰
نرخ بهره	۰٫۰۸٥۱۲٤	۲٫۷۳۰٤۸٥	۰٫۰۳۱۱۷٥	۰٫۹۷٥۲
نرخ تورم	-۰٫۰۰۰۷٥۰	۰٫۰۰٥٤۲٤	-۰٫۱۳۸۲۷۰	۰٫۸۹۰٤
قیمت نفت	۰٫۰۰٤۲٦۰	۰٫۰۰۰۹۳٦	٤٫٥٥۱۲٤۲	۰٫۰۰۰۰
نرخ ارز واقعی	۰/۰۰۰۰٥۱۷	۰/۰۰۰۰۱٤۱	۳٫٦٦٤۹۷۱	۰٫۰۰۰٤
R^2	۰٫۸٦۸۰۹۲			
تعدیل شده R^2	۰٫۸٤۸۸۰۹			

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 مي‌دهد. همان طور که در این جداول مشاهده مي‌شود، با توجه به معیارهاي اعتبار سنجي 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 مي‌گردند.

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 آماري نیز معني‌دار 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 پرریسک، بالا رفتن نااطمینانی نسبت به ارزش بنیادین دارایی‌ها و همچنین نااطمینانی در شرایط اقتصادی، رفتار عاملین اقتصادی را متأثر می نماید و نیز با افزایش عدم تقارن‌اطلاعاتی، 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 می-گردد. این نوسانات در قیمت، تصمیمات مهم سرمایه‌گذاری‌ها در بورس اوراق بهادار را تا زمان رفع عدم اطمینان به تاخیر 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 تاثیر 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 تاثیر قرار خواهد داد. افزایش قیمت نفت، درآمدهای نفتی کشورهای صادرکننده نفت را نیز افزایش می‌دهد. این امر منجر به بازتوزیع این درآمد در بخش های مختلف صنعتی کشور می شود 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 مصرف کننده 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 هزینه‌هاي توليدي صنایع ارتباط مستقیمی با قیمت‌های جهاني 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 صادر کننده 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 آن ها شده و لذا به عنوان مزیتی برای صنایع محسوب می شود 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 پس اندازها و در نتیجه کاهش سرمایه گذاري در بورس اورق بهادار، تاثیر منفي بر بازده سهام خواهد گذاشت. از سوي ديگر علیرغم تأثیر مثبت افزایش نرخ تورم بر ارزش اسمي سهام در کوتاه

مدت، به دليل كاهش ارزش ذاتي سهام در بلندمدت، تقاضاي سرمايه گذاران براي سهام كاسته شده و در نهايت بازده سهام در بلند مدت كاهش خواهد يافت.

بر خلاف انتظار، نتايج برآورد بيانگر تأثير پذيري مثبت بازده سهام صنايع مورد مطالعه از نرخ بهره مي باشد. اگرچه بدون ريسک بودن سود سپرده بانكي در ايران، اين متغير را به عنوان يک رقيب سرمايه گذاري در بازار سهام تبديل نموده كه هرگونه افزايش در آن منجر به كاهش تقاضاي سرمايه گذاري در بورس شده و قيمت سهام را كاهش مي-دهد، اما از آنجايي كه طي دوره مورد مطالعه سطح عمومي قيمت‌ها رشد فراواني داشته و افزايش سود بانكي درمقابل نرخ تورم تقريباً ناچيز بوده است، برخي از سپرده گذاران در بلندمدت به اين نكته پي برده و منابع خود را از حالت سپرده‌هاي بانكي خارج نموده و به بازارهايي از جمله سهام انتقال داده‌اند. لذا در بلندمدت افزايش نرخ بهره نه تنها منجر به كاهش بازدهي سهام نشده، بلكه به علت انتقال منابع موجود از اين بخش به بازارهايي از جمله بورس منجر به افزايش تقاضا و افزايش بازده آن گرديده است.

بر اساس نتايج ارائه شده در جداول، نرخ ارز در تمامی مدل‌ها تأثير مثبت (هر چند اندک) بر بازدهي سهام آن‌ها خواهد داشت. از آن جايي كه افزايش نرخ ارز منجر به افزايش صادرات شده و نيز موقعيت رقابتي توليدات داخلي را در مقابل توليدات خارجي بهبود مي‌بخشد، تأثير مثبتي بر بازده سهام داشته و لذا بازده سهام صنايع صادر كننده را افزايش مي دهد.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهاد

در مطالعه حاضر تأثیرات ناشی از رویدادهای استرس‌های مالی، قیمت نفت خام و سایر عوامل موثر بر بازار سهام ده صنعت برتر فعال در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸٤ با استفاده از الگوهای اقتصادسنجی داده‌های تابلویی، مورد بررسی قرار گرفته است. بدین منظور با توجه به این که داده‌های 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 شاخص‌ها 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- ۱۳۸٤ 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 خطاي 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 بررسي آزمون ریشه واحد متغیرهاي تحقیق و تعیین مرتبه هم انباشتگي آن‌ها پرداخته شد و در مرحله بعد با استفاده از آزمون‌هاي هم‌انباشتگي پانل، وجود و یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهاي 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 آماري نیز معني 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 وکار تاثیر گذاشته و منابع مالی و حاشیه سود شرکت‌های پذیرفته شده در بازار سرمایه را

---

[62] Pedroni

[63] Multivariate Model

محدود نماید و با متضررکردن 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 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.

- یافته ها 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 بازدهي سهام در گروه صنایع مورد مطالعه مثبت و معني دار مي‌باشد.

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 تأثیرپذیري منفی بازده سهام صنایع از منابع استرس مالی در بازارهای سرمایه، پول و ارز، درراستاي 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 ضروري به نظر می‌رسد. بر همین اساس، سیاستگزاران و کارشناسان بورس اوراق بهادار همواره باید به رابطه موجود بین استرس مالی و بازده توجه نموده و میزان تأثیر پذیري بازده سهام صنایع مختلف از تنش و استرس موجود در بازارها را ارزیابی نمایند تا بتوانند ضمن ایجاد یک رابطه‌ي منطقی بین استرس و بازدهی، سرمایه‌گذاران را تشویق به سرمایه‌گذاري بیش‌تر در بورس نموده و از این رهگذر سهمی نیز در رشد اقتصادي کشور داشته باشند. همچنین آن دسته از دست‌اندکاران بورس اوراق بهادار که وظیفه قیمت گذاري سهام شرکت‌هاي پذیرفته شده در بورس را برعهده دارند، باید این نکته را در نظر داشته باشند که نوسانات متغیرهاي موثر در ایجاد استرس در بازارهای مورد مطالعه نیز در قیمت‌گذاري 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، سرمایه گذاران فعال در بورس اوراق بهادار و همچنین سرمایه گذاران 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 (JQE), 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, Bita (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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی