فصلنامــه اقتصاد مالی
دورهٔ ۱۸ / شمارهٔ ۲ (پیاپی ٦٧)/ تابستان ۱٤۰۳
صفحه ۲۳۵ تا ۲٦۰

تاثیر بحران مالی ناشی از کرونا بر شاخص سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

مژگان خداوردی[۱]
امیررضا کیقبادی[۲]✉

تاریخ دریافت: ۱٤۰۳/۰۲/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱٤۰۳/۰۳/۲۱

چکیده

یکی از عواملی که می تواند بر شاخص قیمت سهام شرکتهای بورسی اثر گذار باشد بحرانهای مالی می باشد. برخی از نظرات اقتصادی بر این باورند که بازارهای مالی کشورهای در حال توسعه مانند ایــران به دلیل عدم ادغام یا عدم تعامل با بازارهای مالــی جهان تحت تأثیر بحران مالی قرار نخواهند گرفت. در حقیقت، مهم ترین اشــتباهی که این افراد در تحلیل های خود مرتکب می شــدند، این می باشد که مکانیســم تأثیرپذیــری بازارهــای مالی را در دو گروه از کشــورهایی که دارای تعامل و ادغام مالی با یکدیگر هســتند و گروه دیگری از کشــورها نظیــر ایران که تعاملی با بازارهای مالی دنیا ندارند، یکســان در نظر می گیرند.

مقاله حاضر بررسی تاثیر بحران مالی کرونا بر شاخص قیمت سهام شرکتها است که از نظر هدف کاربردی و از نظر ماهیت تحلیلی توصیفی و در زمره تحقیقات پس رویدادی می باشد. جامعه آماری در این تحقیق عبارتست از کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در سازمان بورس اوراق بهادار تهران قلمرو زمانی تحقیق دوره زمانی هفت ساله حد فاصل سالهای ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۹ می باشد. روش به کار رفته از نوع توصیفی – تحلیلی می باشد، که به منظور تطبیق تئوری های اقتصادی با واقعیت های جامعه، روابط علی بین متغیرها با استفاده از آمار و ارقام مورد بررسی قرار می گیرد و پس از تطبیق با تئوری ها، با استفاده از آمار استنتاجی و روش اقتصادسنجی پانل در نرم افزار ایویوز رد یا اثبات فرضیه های ارائه شده مورد آزمون قرار می‌گیرد.با توجه به نتایج تخمین مدل هر سه فرضیه تحقیق مورد پذیرش قرار گرفت.

واژه‌های کلیدی: بحران مالی ، شاخص قیمت سهام ، همه گیری کرونا.

طبقه بندی JEL: G17, G12, G41

۱ گروه حسابداری، واحد تهران مرکزی ، دانشگاه آزاد اسلامی ، تهران، ایران.mozhgankhodaverdi@yahoo.com
۲ گروه مدیریت صنعتی، واحد تهران مرکزی ، دانشگاه آزاد اسلامی ، تهران، ایران(نویسنده مسئول) :a.keyghobadi@iauctb.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی
Eci@iauctb.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

یکی از عواملی که می تواند بر شاخص قیمت سهام شرکتهای بورسی اثر گذار باشد بحرانهای مالی می باشد. برخی از نظرات اقتصادی بر این باورند که بازارهای مالی کشورهای در حال توسعه مانند ایـــران به دلیل عدم ادغام یا عدم تعامل با بازارهای مالـــی جهان تحت تأثیر بحران مالی قرار نخواهند گرفت. در حقیقت، مهم ترین اشـــتباهی که این افراد در تحلیل های خود مرتکب می شـــدند، این می باشد که مکانیســـم تأثیرپذیـــری بازارهـــای مالی را در دو گروه از کشـــورهایی که دارای تعامل و ادغام مالی با یکدیگر هســـتند و گروه دیگری از کشـــورها نظیـــر ایران که تعاملی با بازارهای مالی دنیا ندارند، یکســـان در نظر می گیرند. در کشورهای نظیر ایران که بازارهای مالی آن تعامل یا ادغامی با بقیه بازارهای مالی بین المللی ندارد، مکانیسم تأثیرپذیـــری بازارهای مالی متفاوت بوده و با یک وقفـــه زمانی چند ماهه صورت می گیرد. جو روانی حاکم بر اقتصاد جهانی، کاهش تقاضای مؤثر و به تبع آن، کاهش قیمت بسیاری از کالاها بالاخص محصولات فلزی و پتروشـــیمی و غیره که عمدتا شـــرکتهای تولیدکننده آن در بورس حاضر هســـتند، حامل پیام بسیار مهمی برای این گونه شرکت ها مبنی بر وجود چشم انداز کاهش تقاضا در بازارهای داخلی و خارجی، کاهش فروش و سودآوری آنهاست. همین عامل سبب می شود تا در ماه های اول شکل گیری بحران، برخلاف کشورهای غربی که با کاهش شـــاخص های مالی خود مواجه می باشند، کشورهایی نظیر ایران در صدر بورس های فعال جهان قرار می گیرد. اما درست چند ماه پس از شروع این بحران، شاخص بورس در کشورهایی مانند ایران نیز در سراشیبی سقوط قرار می گیرد.(به طور مثال در ماجرای شیوع ویوروس کرونا (covid 19) در جهان در انتهای سال ۲۰۱۹ و ابتدای سال ۲۰۲۰ تمامی بورسهای جهان با افت محسوس مواجه شده و بورس تهران روند صعودی داشت یا در بحران مالی سال ۲۰۰۸ نیز پس از وقوع بحران بورس تهران روند صعودی داشته اما حدود شش ماه بعد دچار افت بی سابقه ای شد به طوری که این شاخص از حدود ۱۴۰۰۰واحد در اردیبهشت ماه ۱۳۸۷ به رقم کم سابقه ۸۵۰۰ در آبان سال 1387کاهش یافت. همان گونه که بیان گردید، اگرچه رابطه و تأثیر مســـتقیمی بین بازار ســـرمایه کشـــور ایران با سایر بورس ها و بازارهای مالی دنیا وجود ندارد، اما به دلایل گوناگون، این بازار به طور غیرمستقیم تحت تأثیر بحران جهانی قرار گرفته است. پیامدهای بحران از طریق تأثیرگذاری بر فضای کسب و کار و محدود کردن منابع مالی در اختیار، به بازار سرمایه و به طور مشخص به سودآوری شرکت های پذیرفته شده در بورس و همچنین جذابیت بازار سرمایه اثر می گذارد. تجربه های اقتصادی جهان به ویژه در دو دهه اخیر این مطلب را به اثبات می رساند که ثبات اقتصادی کشورها مدیون کارایی شاخص های مالی آنهاست. بحرانهای مالی، وجود بحران های نفتی و ارزی چند سال اخیر در اکثر کشورهای غربی و همچنین کشورهای آسیای شرقی و در حال توسعه گواهی بر این مدعاست. در مقابل، یک سیستم مالی ناکارآمد علاوه بر آنکه نمی‌تواند وظایف فوق را به درستی انجام دهد، با ورود یک بحران مالی، تبعات بسیار نامطلوبی بر ثبات اقتصادی بر جای خواهد گذاشت. صندوق بین المللی پول هزینه‌های بحران مالی اخیر جهان را در حدود ۱۱/۹ تریلیون دلار برآورد کرده است. در صورت وقوع یک بحران مالی هزینه های اجتماعی و سیاسی آن می‌تواند به مراتب از هزینه های اقتصادی آن بیشتر باشد (پوستین چی،۱۳۹۴). ایجاد بحران در سیستم مالی به دلیل وابستگی شدید سایر بخش ها به آن برای تجهیز منابع سرمایه ای، به سرعت قابل تسری به

بخش های واقعی اقتصاد خواهد بود، بنابراین، ضرورت آن احساس می شود که مواردی که می‌تواند به بحران های مالی جهانی، نوسانات نفتی و ارزی و ریسک های بانکی، کسری بودجه دولت، تورم، تحریم بانکی و ...منجر می‌شوند، شناسایی شود. بحران نفتی در دهه‌های اخیر ریشه در شوک‌های نفتی دارد که به دلایل مختلف اتفاق افتاده است. بحران های مالی هم ریشه در مجموعه‌ای از عوامل سیاسی و اقتصادی و نیروهای بازاری که روی نرخ ارز در کشور اثر می‌گذارند، بستگی دارد. کشورهایی که این بحران را تجربه می‌کنند، به دنبال آن شاهد کسری‌های پایدار حساب جاری، افزایش ارزش واردات نسبت به درآمد خالص از صادرات کالاها و خدمات در کشور به دلیل کم‌ارزش شدن صادرات بعد از افت ارزش پول داخلی کشور آنها، نوسان در قیمت سهام و بازار بورس، افزایش میزان استقراض از سازمان‌های خارجی برای تامین مالی پروژه‌های بلندمدت و زیرساختی کشور خواهند بود. نکته مهم اینجاست که مجموعه‌ای از عوامل مختلف می‌تواند زمینه‌ساز این بحران‌ها در کشور شود و این عوامل برای برطرف شدن نه به یک دوره چندماهه بلکه به دوره‌های زمانی چندین ساله نیاز دارند که بعضاً این مساله هم اتفاق نمی‌افتد. مثلاً یکی از دلایل بروز اینگونه بحران‌ها در کشور؛ ضعف نظام مالی کشور، ناتوانی در عرصه سیاسی و سیاست‌گذاری اقتصادی، از بین رفتن اعتماد مردم به اوضاع اقتصادی کشور، تغییر قیمت نفت در بازارهای جهانی و در نهایت نگرانی مردم در مورد شرایط آینده اقتصادی کشورشان است و اگر این مشکلات برطرف شود، دیگر دلیلی برای کم شدن ارزش پول داخلی کشور وجود ندارد، همان‌طور که این بحران در اقتصادهای صنعتی و توسعه‌یافته دنیا کمتر اتفاق می‌افتد. ولی اگر این اتفاق ناخوشایند اقتصادی حادث شود، برای برطرف کردن آن نه به یک بازه چندماهه بلکه به دوره‌ای بالغ بر چند سال نیاز است.

۲- پیشینه تحقیق

۲-۱مطالعات خارجی

حلیفا و هارتون (۲۰۱۷) در مطالعه ای به ارزیابی مدل سیستم هشدار زود هنگام برای بحران مالی در کشورهای آسه آن پرداختند. نمونه این تحقیق کشورهای آسه آن یعنی اندونزی ، مالزی و تایلند است. دوره مطالعه به دو دوره از نوع نمونه و برون مرزی تقسیم شده است. نتایج مهم متقاعد کننده نشان می دهد که مدل های پیش بینی شده قادر به فراهم آوردن قدرت پیش بینی برای احتمال بروز بحران در دوره خارج از نمونه بودند. این بدان معناست که هرچه پیش بینی کننده بهتر باشد، سیستم مالی بهتر است تا از سیستم بحران مالی در کشورهای آسه آن جلوگیری شود. در عمل، سیستم مالی در کشورهای اتحادیه کشورهای جنوب شرق آسیا (ASEAN[1]) باید سیستم هشدار زودهنگام را اعمال کند.

تمدن نژاد و همکاران (۲۰۱۶) در مطالعه ای به بررسی سیستم های هشدار دهنده اولیه برای بحران های بانکی: ثبات سیاسی و اقتصادی با بکارگیری مدل لاجیت در کشورهای آسیای شرقی پرداختند. نتایج نشان می دهد که کاهش بدهی و نرخ ارز کوتاه مدت ممکن است حملات سوداگرانه را در طول بی ثباتی سیاسی ، کندی

[1] Association of Southeast Asian Nations

اقتصادی و محیط های نظارتی ناکارآمد ایجاد کند. سیاست گذاران و تنظیم کنندگان ممکن است با تثبیت شرایط سیاسی و اقتصادی بتوانند از بروز بحران جلوگیری کنند. علاوه بر این ، نتایج نشان می دهد که بی ثباتی دولت ، فساد ، بدهی های کوتاه مدت ، سیاست های پولی و مالی ناپایدار نه تنها اعتماد به نفس سرمایه گذاران را کاهش می دهد بلکه از راهکارهای موثر پیشگیری از بحران جلوگیری می کند. بنابراین ، با اتخاذ سیستم های هشدار دهنده اولیه، دولت می تواند تغییرات محیطی ناشی از بحران را تحت نظر داشته باشد.

سینگ و دیگران[1] (۲۰۱۶) با استفاده از داده های تابلویی برای ۴۰ کشور در دورهٔ زمانی ۱۹۹۲- ۲۰۱۴ نقش نهادها را در تعمیق مالی در منطقهٔ CFA بررسی نمودند. آنها بیان نمودند که اگرچه کشورهای جنوب صحرای آفریقا(SSA) اصلاحاتی را در جهت تعمیق بخش مالی انجام داده اند اما نسبت به کشورهای دیگر سطح پایینی از توسعهٔ مالی را دارند و در میان این کشورها، این منطقه، نسبت به دیگر کشورهای جنوب صحرای آفریقا توسعهٔ مالی محدودتری دارند. آنها نشان می دهند اختلاف بین توسعهٔ مالی در این کشورها ناشی از تفاوت در کیفیت نهادها و متغیرهایی است که سیاست گذاران بر آن اثر می گذارند.

لواکی (۲۰۱۹) در مطالعه ای به بررسی اثر نقص بازار بدهی در ساختار سرمایه و سرمایه گذاری با شواهدی از بحران مالی جهانی در سال ۲۰۰۸ برای بازار بورس ژاپن پرداخت. نتایج تحقیق گویای این مطلب می باشد که؛ بانک های بدون دسترسی به بازار بدهی عمومی، با کاهش بدهی های بانکی، در مقایسه با بانک هایی که دسترسی به بازار بدهی دارند، نوسانات کمتری را تجربه می کنند. همچنین سرمایه گذاری آن دسته از بانک های وابسته به بانک پس از بحران مالی سال ۲۰۰۸ نسبت به بانک های دارای دسترسی به بازار بدهی عمومی، دارای نوسان و عدم اطمینان بیشتری می باشند، بخاطر اینکه بحران مالی سال ۲۰۰۸ بیشتر بانکها را دچار ورشکستگی و بحران کرد.

سیدنی و همکاران (۲۰۱۹)[2] در مقاله ای به بررسی رابطه نوسانات اقتصادی و ادوار تجاری با بکارگیری مدل ساختاری ور (SVAR[3]) پرداختند. نتایج مطالعه نشان داد که؛ عدم قطعیت و نوسان در شاخص های اقتصاد کلان در رکود اقتصادی اغلب پاسخی درونی به شوک های خروجی است، در حالی که عدم اطمینان در مورد بازارهای مالی احتمالا منبع نوسانات تولید است. یافته ها همچنین نشان می دهد که عدم اطمینان و نوسان در شاخص های اقتصاد کلان در رکود اقتصادی نقش مهمی ایفا می کند و عامل اصلی رکود اقتصادی، نوسانات در شاخص های ارزی، بحران های مالی، نوسانات نفتی و شوک های پولی می باشد.

۲-۲- مطالعات داخلی:

نصراللهی و همکاران (۱۳۹۶) در مطالعه ای به بررسی طراحی یک سیستم هشدار زودهنگام بحران های ارزی در ایران: رویکرد رگرسیون لجستیک طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۷ پرداختند. بر اساس نتایج به دست آمده، بحران‌های ارزی در ایران در نتیجه‌ی ترکیب عدم تعادل‌های متفاوتی در بخش‌های واقعی و عمومی، موازنه‌ی

[1] Singh et al
[2] Sydney C. Ludvigson et al, 2019
[3] Structural Vector Autoregressive

خارجی و بخش مالی کشور به وقوع پیوسته‌اند. بر اساس این نتایج، متغیرهای نسبت وام به سپرده، نسبت "بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی" به پایه‌ی پولی، نرخ تورم و رشد تولید صنعتی (به علت وابستگی شدید به واردات)، بیش‌ترین و قوی‌ترین نقش را در افزایش احتمال ایجاد بحران‌های ارزی در ایران داشته‌اند. همچنین، متغیرهای نسبت سپرده‌های بانکی به نقدینگی، نسبت درآمد ارزی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و رشد تولید ناخالص داخلی واقعی، مهم‌ترین نقش را در کاهش احتمال وقوع بحران ارزی در ایران دارند.

زرینی (۱۳۹۵) در مطالعه ای ، عوامل مؤثر بر توسعه مالی را در چارچوب مدل ویلیامسون بررسی نموده و پیشنهاد نمودند تا آن ها در چهار سطح شناسایی، اندازه گیری و شاخص سازی شوند. براساس الگوی ویلیامسون لازم است برای تبیین عوامل مؤثر بر توسعه مالی، شاخص هایی که بیانگر وضعیت این چهار سطح هستند تدوین و اثر آن بر توسعه مالی بررسی شود. این شاخصها عبارتند از: ۱. شاخص هایی که بیانگر وضعیت اجتماعی هستند مانند آداب و رسوم و مذهب ۲. شاخصهایی که تبیین کننده وضعیت محیط نهادی هستند مانند قوانین و مقررات ۳. شاخص هایی که بیانگر شرایط قانونی و کارکردی هستند و این متغیرها وضعیت نهادهای اعمال مدیریت و شایسته امور حکمرانی را نشان می دهند ۴. شاخص هایی که بیانگر شرایط تخصیص بهینه منابع و قیمتها هستند. در پایان متغیرهای نرخ تورم، درآمد سرانه، شرایط محیطی، حکمرانی، اعمال مدیریت و نهادهای غیر رسمی مثل فرهنگ و مذهب به عنوان عوامل تأثیرگذار بر توسعه مالی معرفی می شود.

شایگانی و آرانی (۱۳۹۵) ازآنجاکه ثبات اقتصادی کشورها مدیون ثبات مالی آنهاست و ثبات مالی بانکها به عنوان هسته اصلی فعا لیت های پولی و مالی مطرح است، تلاش کردند تا علاوه بر ارزیابی ثبات مالی سیستم بانکی کشور ایران، عوامل مؤثر بر آن نیز مورد بررسی قرار گیرد. یافته های آنها با فرض اسلامی بودن سیستم بانکی ایران، مؤید آن است که اولاً همه بانک های ایران در دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۴ از درجه ثبات مالی کمی برخوردار بوده اند؛ ثانیاً، عوامل مؤثر بر درجه ثبات مالی کل سیستم بانکی، بانک های تجاری و بانک های دولتی یکسان نیستند؛ ثالثاً، از میان متغیرهای کلان، رشد تولید ناخالص حقیقی، سبب افزایش ثبات مالی و تنزل ارزش پول ملی، موجب کاهش ثبات مالی بانکها شده اند . در بین متغیرهای مالی، افزایش نسبت وام به دارایی بانکها، بیشترین اثر را بر کاهش ثبات مالی بانکها داشته است .هم چنین بانکهای تجاری بیشتر از بانکهای دولتی از نسبتهای مالی متأثر می شوند.

قوام و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه ای به بررسی طراحی مدل هیبریدی هشدار دهنده پیش از موعد بحران مالی برای اقتصاد ایران طی سالهای۱۳۵۷-۱۳۹۱ در قالب واریانس و نیم واریانس ایستا و پویا و با استفاده از مدل شبکه عصبی "نقشه خود سازمانده" پرداختند. نتایج نهایی این پژوهش نشان می دهد که بحران مالی در ایران در سال۱۳۹۱ ریشه در سالهای ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ دارد و این بحران علارغم حضور در سال ۱۳۹۲، طی همین سال به تدریج ناپدید و سالهای۱۳۹۳و۱۳۹۵سالهای غیر بحرانی اقتصاد ایران می باشد، البته مدل تحقیق هشداری را بر مبنای بازگشت مجدد بحران در سال ۱۳۹۴ به اقتصاد ایران اعلام می نماید.

فعالجو و سید احمدی (۱۳۹۴) در مطالعه ای به بررسی تأثیر بحران مالی جهانی بر طول دوران رکود اقتصادی در ایران (رهیافت مدلهای دورهای) پرداختند. برای این منظور در این مطالعه با بهره گیری از رهیافت مدل های دوره ای به بررسی تأثیر بحران مالی جهانی در کنار متغیرهای دیگر توضیحی مانند متغیرهای درآمدهای نفتی،

نرخ تورم و سرمایه گذاری بر طول دوران رکود اقتصادی در ایران طی سالهای ۱۳۹۲-۱۳۵۰ پرداختند. نتایج برآورد مدل نشان می دهد متغیرهای درآمد نفتی و سرمایه گذاری تأثیر منفی و متغیرهای نرخ تورم و بحران مالی جهانی تأثیر مثبت و معنادار بر طول دوره رکود اقتصادی در ایران دارند

بیانی و محمدی (۱۳۹۸) در مطالعه ای به بررسی عوامل مؤثر بر بحرانهای مالی در اقتصاد ایران: رویکرد میانگین گیری بیزی پرداختند. در این پژوهش ۶۲ متغیر مؤثر بر بحران مالی وارد مدل گردید و در نهایت با استفاده از رویکرد مدل میانگین‌گیری بیزی ۱۲ متغیر غیر شکننده مؤثر بر بحران مالی که عبارتند از کسری یا مازاد بودجه؛ انحراف نرخ ارز غیر رسمی از رسمی؛ نرخ تورم؛ نسبت بدهی خارجی به دارایی خارجی بانک مرکزی؛ ضریب فزاینده پول (نقدینگی/پایه پولی)؛ نسبت صادرات به تولید ناخالص داخلی (GDP[1])؛ نسبت واردات به تولید ناخالص داخلی؛ نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی؛ کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی؛ نسبت نقدینگی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی؛ نرخ رشد اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی و مجذور نرخ تورم شناسایی شدند. با توجه به خروجی نتایج می‌توان بیان داشت شاخص بحران مالی در اقتصاد ایران معضلی چند بعدی است؛ چرا که متغیرهای مرتبط با سیاست مالی، سیاست پولی و سیاست ارزی بر این شاخص اثرگذارند.

صیادنیا طیبی و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعه ای به بررسی تبیین یک سیستم هشدار دهنده جهت شناسایی بحران های مالی در ایران در سال‌های ۱۹۳۳ – ۱۹۲۹ پرداختند. در این پژوهش یک سیستم هشداردهنده در جهت شناسایی بحران های مالی (بانکی و پولی) تبیین خواهد شد، بدین گونه که این سیستم هشداردهنده در صورت احتمال وقوع بحران در آینده باید بتواند یک سیگنال در حال حاضر مبنی بر احتمال وقوع بحران در آینده ارسال کند. ابتدا شاخص های هشدار شامل رشد تولید ناخالص داخلی، تورم، نرخ بهره حقیقی، شاخص بورس، نرخ ارز موثر و انحراف نرخ ارز رسمی و غیررسمی، نسبت بدهی خارجی به دارایی خارجی، نسبت حساب های جاری به تولید ناخالص داخلی از طریق روش سیگنالی انتخاب می‌شوند و سپس این متغیرها از طریق مدل لاجیت و شبکه عصبی مورد سنجش قرار می گیرند. تخمین ها طبق نتایج مورد انتظار می باشد و سال های ۱۳۷۴، ۱۳۷۳، ۱۳۶۶، ۱۳۵۹ به عنوان سال های بحرانی انتخاب می شوند و شاخص هایی همچون نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره حقیقی، نرخ تورم و انحرافات ارزی به عنوان شاخص های هشدار شناسایی می شوند.

۳- روش تحقیق

با توجه با اینکه مقاله حاضر به تبیین تاثیر بحرانهای مالی بر شاخص سهام شرکتهای منتخب بورسی را مورد آزمون تجربی قرار می‌دهد، از رویکرد اقتصاد سنجی داده‌ها تابلویی استفاده می‌شود. داده‌های تابلویی ترکیبی از داده‌های مقطعی و سری زمانی است که قابلیت بررسی پدیده‌های اقتصادی را برای چندین کشور یا منطقه مهیا می‌سازد. در واقع مقاطع داده‌های تابلویی در مطالعه حاضر، شرکتهای بورسی منتخب می‌باشند که داده‌های آن‌ها جمع آوری و استفاده می‌گردد.

[1] Gross Domestic Product

داده‌های تابلویی به مجموعه‌ای از داده‌ها گفته می‌شود که بر اساس آن مشاهدات به وسیله تعداد زیادی از متغیرهای مقطعی (N) که اغلب بصورت تصادفی انتخاب می‌شوند، در طول یک دوره زمانی مشخص (T) مورد بررسی قرار گرفته باشند، N*T داده آماری را داده‌های تابلویی یا داده‌های مقطعی- سری زمانی می‌نامند. به عبارتی دیگر، اگر ویژگی‌های داده‌های مقطعی برای دو سال یا بیشتر مورد بررسی قرار گیرند، ساختار شکل گرفته مشاهدات، داده‌های تابلویی نامیده می‌شود.(سوری، ۱۳۹۲)

۴- فرضیات پژوهش

فرضیه، توجیه و تبیین های حدسی معینی را درباره ی واقعیات عرضه می کند و پژوهشگران را در بررسی این واقعیات و تجارب کمک می کند. فرضیه عبارت است از حدس یا گمان اندیشمندانه درباره ی ماهیت، چگونگی و روابط بین پدیده ها، اشیاء و متغیرها، که محقق را در تشخیص نزدیکترین و محتمل ترین راه برای کشف مجهول کمک می نماید. بنابراین فرضیه گمانی است موقتی که درست بودن یا نبودنش باید مورد آزمایش قرار گیرد.

با توجه به مفاهیم فوق و موضوع پژوهش، فرضیات این پژوهش عبارتند از:

۴-۱-فرضیه اصلی تحقیق

- بحران مالی ناشی از کرونا بر شاخص قیمت سهام شرکتهای منتخب بورسی تاثیر دارد.

۴-۲-فرضیات فرعی تحقیق

- بحران های ارزی ناشی از کرونا بر شاخص قیمت سهام شرکتهای منتخب بورسی تاثیر دارد.
- بحران های نفتی ناشی از کرونا بر شاخص قیمت سهام شرکتهای منتخب بورسی تاثیر دارد.

۵ -مدل تحقیق

باتوجه به مباحث نظری موضوع و با در نظر گرفتن مطالعات تجربی مطرح شده در خصوص تاثیر بحرانهای مالی با تاکید بر بحران مالی کرونا بر شاخص قیمت سهام شرکتهای منتخب بورسی و با توجه به مقاله پایه تحقیق "های لیو و همکاران[1] (۲۰۲۰)" الگوهای رگرسیونی تحقیق به شکل زیرمعرفی می گردد:

رگرسیون اول:

$$SP_{it} = \beta_0 + \gamma_0 FC_{i,t} + \gamma_1 EX_{i,t} + \gamma_2 OILP_{i,t} + \gamma_3 IN_{i,t} + \gamma_4 PS_{i,t} + \gamma_5 SIZE_{i,t} + \gamma_6 GROWTH_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

رگرسیون دوم:

$$SP_{it} = \beta_0 + \gamma_0 FC_{i,t} + \gamma_1 EX_{i,t} + \gamma_2 OILP_{i,t} + \gamma_3 IN_{i,t} + \gamma_4 PS_{i,t} + \gamma_5 SIZE_{i,t} + \gamma_6 GROWTH_{i,t} + \gamma_7 DUM_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

[1] HaiYue Liu Aqsa Manzoor , CangYu Wang, Lei Zhang and Zaira Manzoor , 2020

که در آن از متغیر های:

متغیر وابسته:

SP: شاخص قیمت سهام شرکت

متغیرهای مستقل:

FC : بحران مالی

در تحقیق حاضر برای متغیر بحران مالی از شاخص فشار بازار پول استفاده می شود که این شاخص برابر است با میانگین وزنی بیکاری، کسری بودجه و تولید ناخالص داخلی

DUM: متغیر مجازی برای نشان دادن بحران کرونا (بدین صورت که عدد صفر برای سالهای ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۷ و عدد یک برای سالهای ۱۳۹۸ و ۱۳۹۹)

متغیرهای کنترلی:

EX: نوسان نرخ ارز که با مدل آرچ و گارچ به دست می‌آید.

IN: نرخ بهره حقیقی از تفاوت نرخ بهره اسمی و نرخ تورم به دست می‌آید.

OILP : شوک قیمت نفت که با مدل ای گارچ به دست می‌آید.

PS: ثبات سیاسی دولت

SIZE: اندازه شرکت

GROWTH: رشد فروش شرکت

بنابراین یکبار مدل را بدون متغیر مجازی برای سالهای ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۹ تخمین زده می شود و یکبار با اضافه کردن متغیر مجازی (DUM) برای بحران کرونا مدل مورد تخمین واقع می شود و تاثیر بحران کرونا بر شاخص قیمت سهام در شرکتهای منتخب بورسی مورد بررسی قرار می گیرد.

۶-جامعه آماری و حجم آن

جامعه آماری عبارت است از تعدادی از عناصر مطلوب مورد نظر که حداقل دارای یک صفت مشخصه باشند. صفت مشخصه، صفتی است که بین همه عناصر جامعه آماری مشترک بوده و متمایز کننده جامعه آماری از سایر جوامع باشد، هر بخشی از جامعه آماری را نمونه گویند. به عبارت دیگر نمونه عبارت است از تعداد محدودی از آحاد جامعه آماری که بیان کننده ویژگی های اصلی جامعه باشد(عادل آذر ۱۳۷۵). در این تحقیق، جامعه آماری شامل کلیه ی شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می باشد و نمونه آماری شامل شرکت هایی با مشخصات زیر است:

خروجی ۱ - نمونه آماری

تعداد کل شرکتهای پذیرفته شده در بورس در پایان سال ۱۳۹۹	۴۶۳
تعداد شرکت هایی که در قلمرو زمانی ۹۹-۱۳۹۲ در بورس فعال نبوده اند	(۱۳۸)
تعداد شرکت هایی که در قلمرو زمانی ۹۹-۹۲ تغییر سال مالی داده و یا سال مالی آن منتهی به پایان اسفند نمی باشد	(۶۸)
تعداد شرکت هایی که سهام آن ها در قلمرو زمانی ۹۹-۹۲ توقف فعالیت بیش از سه ماه داشته اند.	(۸۴)
تعداد شرکت‌هایی که جز هلدینگ، سرمایه‌گذاری‌ها، واسطه‌گری‌های مالی، بانک‌ها و یا لیزینگ‌ها بوده‌اند	(۶۱)
تعداد شرکت های نمونه	**۱۱۲**

منبع: یافته های پژوهش

۷-روش گرد آوری اطلاعات

برای جمع آوری داده های مربوط به تجزیه و تحلیل از سایتهای سازمان بورس، نرم افزار ره آورد نوین و سایر نهادهایی که داده های تحقیق را بتوان از آنها تهیه کرد، استخراج خواهد شد.

روش تجزیه و تحلیل اطلاعات

داده های مورد نیاز و اطلاعات مالی از طریق مراجعه به صورت های مالی شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و بانک های اطلاعاتی مرتبط جمع آوری و مورد استفاده قرار می گیرند. در این تحقیق برای تجزیه و تحلیل فرضیه های تحقیق از مدل پانل دیتا در نرم افزار Eviews 10 استفاده می شود.

ارائه مبانی نظری تجزیه و تحلیل آماری

در تحقیق حاضر جهت تخمین مدل شاخص قیمت سهام شرکت از مدل داده های ترکیببی استفاده می شود. جهت تخمین مدل ابتدا نیاز به بررسی پایایی متغیرهای الگوی رگرسیونی با استفاده از آزمونهای ریشه واحد می باشد که در ادامه به مبانی این آزمونها پرداخته می شود.

اندازگیری شوک قیمت نفت :

برای محاسبه شوک قیمت نفت مطابق با ادبیات موجود برای مدلهای نااطمینانی در ابتدا باید قیمت نفت را با استفاده از مدلهای ARMA مدلسازی نمود و وقفه های موجود برای قیمت نفت مشخص گردد. برای این منظور از متدولوژی باکس جنکینز استفاده شده است و نتیجه حاصله از مدلسازی قیمت نفت مطابق جدول ۲ می باشد. همانطور که دیده می شود ، قیمت نفت با دو دوره قبل از خود $AR^1(2)$ و با یک دوره قبل با جمله اختلال خود $MA^2(1)$ ارتباط دارد.

[1] Auto Regressive
[2] Moving Average

خروجی ۲ - برآورد مدل قیمت نفت

متغییرها	ضریب همبستگی	خطای استاندارد	آزمون z	احتمال
ضریب تغییرات	0.1455864	157130.0	9.265350	0.0000
مدل خود همبسته	0.766579	0.005079	150.9357	0.0000
میانگین متحرک	0.866402	1.36E-05	63919.82	0.0000

منبع: یافته های پژوهشگر

آزمون ARCH[1]:

برای بررسی وجود ناهمسانی واریانس شرطی در قیمت نفت با توجه به توضیحات یاد شده در فصل سوم تحقیق، می بایست از آزمون ARCH استفاده شود. نتیجه این آزمون در جدول شماره ۲ آورده شده است.

با توجه به احتمال بدست آمده فرضیه اولیه مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس شرطی در قیمت نفت رد شده و بنابراین قیمت نفت دارای ناهمسانی واریانس شرطی می باشد.

خروجی ۳ – آزمون مدل خود رگرسیونی واریانس ناهمسان شرطیARCH

ناهمسانی واریانس			
آماره F	3.250647	احتمال F (۱.۹۱)	0.0075
ضریب تعیین	3.207513	احتمال کای دو(۱)	0.0073

منبع: یافته های پژوهشگر

مدل EGARCH[2]

در نهایت برای به دست آوردن شوک قیمت نفت از مدل EGARCH ارائه شده توسط نلسون (۱۹۹۱)[3] استفاده می شود، یکی از محدودیت های مهم در روش ARCH و GARCH[4] در مورد متقارن بودن آنهاست؛ بدین معنی که اثرات شوک منفی و مثبت با بزرگی یکسان، برروی نوسان به یک میزان در نظر گرفته می شود، درحالی که نوسانات قیمت نفت به نوع خبر (شوک های منفی و مثبت) واکنش یکسانی نشان نمی دهند. بدین ترتیب، برای رفع مشکل و برای تحلیل رفتار نوسانات سری لازم است تا از یک مدل نامتقارن[5] استفاده شود (وربک[6]، ۲۰۰۵).

$$Ln\,\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \beta Ln\sigma_{t-1}^2 + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \quad , \quad \alpha_0 = \omega - \alpha\sqrt{\frac{2}{\pi}} \ , \alpha_1 = \alpha$$

[1] Autoregressive Conditional Heteroscedasticity
[2] Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
[3]. Nelson, 1991
[4] Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
[5] .Asymmetric Model
[6] Verbeek, 2005

این مدل دارای چند مزیت است، اولاً در این مدل، متغییر وابسته یعنی σ_t^2 به صورت لگاریتمی است و لذا ضرایب متغیرهای سمت راست می تواند مثبت یا منفی باشد که در هر حالت σ_t^2 مثبت خواهد بود. بدین ترتیب دیگر نیازی به اعمال محدودیت های غیرمنفی برروی ضرایب نیست. ثانیا در این مدل اثر شوک های نامتقارن نیز در نظر گرفته می شود. زیرا γ ضریب u_{t-1} است که u_{t-1} می تواند مثبت یا منفی باشد. γ اثر شوک های مثبت و منفی را بیان می کند، درحالی که α ضریبی است که فقط قدرمطلق $|u_{t-1}|$ را در نظر می‌گیرد. اگر $\gamma = 0$ باشد، متقارن و درغیر اینصورت، نامتقارن می باشد. اثر شوک های مثبت برابر با $\alpha + \gamma$ و اثر شوک های منفی برابر $\alpha - \gamma$ است. اگر γ منفی باشد، نشان می دهد که اثر شوک های منفی بیشتر از اثر شوک های مثبت است و برعکس.

خروجی ۴- مدل EGARCH برای قیمت نفت

LOG(GARCH) = C(4) + C(5)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(6) *RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(7)*LOG(GARCH(-1))				
متغیرها	**ضریب همبستگی**	**خطای استاندارد**	**آماره z**	**احتمال**
ضریب تغییرات	1455864.	157130.0	9.265350	0.0000
مدل خودهمبسته(۲)	0.766579	0.005079	150.9357	0.0000
میانگین متحرک(۱)	0.866402	1.36E-05	63919.82	0.0000
ضرایب مدل				
C(4)	25.75321	0.006643	3876.586	0.0000
C(5)	-0.482290	0.174230	-2.768128	0.0056
C(6)	1.701886	0.131247	12.96709	0.0000
C(7)	0.039725	0.004342	9.148465	0.0000

منبع: یافته های پژوهشگر

در این مرحله میزان شوک حاصل از قیمت نفت محاسبه شده است و برای استفاده در مدل اصلی که توسط الگویPANEL DATA تخمین زده می شود این اندازه را تبدیل به متغیر می نماییم و برای این منظور می بایست از فرمان Make variance Garch استفاده کرده و این نوسان را به صورت یک متغیر مستقل در بیاوریم.

اندازگیری نوسان نرخ ارز

نتیجه حاصله از مدلسازی نرخ ارز مطابق جدول ۶ می باشد.

با توجه به مدل، نرخ ارز با یک دوره قبل از خود AR(1) و با یک دوره قبل با جمله اختلال خود MA(1) ارتباط دارد.

خروجی ۵ - برآورد مدل نرخ ارز

متغییر	ضریب همبستگی	خطای استاندارد	آماره z	احتمال
ضریب تغییرات	394903.5	53380.78	7.397859	0.0000
مدل خودهمبسته(2)	0.604415	0.008333	72.53310	0.0000
میانگین متحرک(۱)	0.008592	0.001733	4.958556	0.0000

منبع: یافته های پژوهشگر

آزمون ARCH:

نتیجه این آزمون در جدول شماره 5-4 آورده شده است.

با توجه به احتمال بدست آمده فرضیه اولیه مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس شرطی در نرخ ارز رد شده و بنابراین نرخ ارز دارای ناهمسانی واریانس شرطی می باشد.

خروجی ۶ آزمون ARCH

ناهمسانی واریانسARCH			
آماره F	1.747961	احتمال F (۱.۹۲)	0.0389
ضریب تعیین	2.758058	احتمال کای دو(۱)	0.0438

منبع: یافته های پژوهشگر

مدل EGARCH

در این مرحله میزان نوسان حاصل از نرخ ارز محاسبه شده است.

حال پس از استخراج و اندازگیری شوک قیمت نفت و نوسان نرخ ارز به تخمین مدل شاخص قیمت سهام در شرکتهای منتخب پذیرفته شده در بورس پرداخته میشود که برای این منظور ابتدا آزمون پایایی بر رروی تک تک متغیرهای الگو مورد بررسی قرار می گیرد.

خروجی ۷ مدل EGARCH برای نرخ ارز

LOG(GARCH) = C(4) + C(5)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(6) *RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(7)*LOG(GARCH(-1))				
متغیرها	ضریب همبستگی	خطای همبستگی	آماره z	احتمال
ضریب تغییرات	394903.5	53380.78	7.397859	0.0000
مدل خودهمبسته(2)	0.604415	0.008333	72.53310	0.0000
میانگین متحرک(۱)	0.008592	0.001733	4.958556	0.0000
ضرایب مدل				
C(4)	27.63217	4.4E-102	6.2E+102	0.0000
C(5)	-3.132263	0.045446	-68.92307	0.0000
C(6)	4.102100	0.158539	25.87445	0.0000
C(7)	0.094969	0.003111	30.52454	0.0000

منبع: یافته های پژوهشگر

آزمون های مانایی

به کارگیری روش های سنتی در اقتصاد سنجی مبتنی بر فرض مانا بودن متغیرها است. بنابراین، برای جلوگیری از رخ دادن پدیده رگرسیون کاذب در هنگام برآورد الگو، ابتدا لازم است که مانا متغیرها، مورد بررسی و آزمون قرار گیرد. وجود متغیرهای ناما در مدل سبب می‌شود تا آزمون‌های t و F نیز از اعتبار لازم برخوردار نباشند و

کمیت‌های بحرانی ارائه‌شده توسط توزیع‌های t و F، مقادیر صحیحی برای انجام آزمون نیستند. در این شرایط کمیت‌های بحرانی ناشی از t و F به‌گونه‌ای هستند که با افزایش حجم نمونه امکان رد هر چه بیشتر فرض صفر را فراهم می‌کند. با رد نادرست فرض صفر نتیجه می‌شود که رابطه مستحکم و معنی‌داری بین متغیرهای مدل وجود دارد، درحالی‌که واقعیت جز این است و رگرسیون به‌دست‌آمده، رگرسیون کاذبی بیش نیست. بنابراین قبل از برآورد یک مدل رگرسیون باید از مانا بودن کلیه متغیرهای مستقل و وابسته اطمینان حاصل کرد.

فرضیه‌های مربوط به پایایی متغیرها به‌صورت زیر می‌باشد:

H_0: متغیر مانا نیست

H_1: متغیر ماناست

ازآنجایی‌که پایایی یک متغیر می‌تواند تأثیر شدیدی روی رفتار و ویژگی‌های آن داشته باشد، اگر متغیرهای مورداستفاده در برآورد مدل، نامانا باشند، درعین‌حال که ممکن است هیچ رابطه‌ای بین منطقی بین متغیرهای مستقل و وابسته وجود نداشته باشد، ضریب تعیین به‌دست‌آمده آن می‌تواند بسیار بالا بوده و باعث شود تا محقق استنباط‌های نادرستی در مورد میزان ارتباط بین متغیرها انجام دهد. بنابراین نامانایی متغیرها موجب افزایش کاذب در ضریب تعیین و نتایج نخمین مدل می‌شود. نتایج آزمون مانایی متغیرها در جدول (۴-۷) نشان داده شده است.

نتایج آزمون مانایی در جدول ۹ درج گردیده است. بر اساس آزمون «لوین لین و همکاران» چون مقدار احتمال همه متغیرها کمتر از ۰/۰۵ بوده است، همه متغیرهای مستقل و وابسته در دوره تحقیق در سطح مانا بوده‌اند پایایی بدین معنی است که میانگین و واریانس متغیرهای تحقیق در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت بوده است.

خروجی ۸ نتایج آزمون پایایی لوین، لین وچو (LLC[1]) متغیرهای تحقیق

متغیرها	مقدار آماره	مقدار احتمال	نتیجه	وضعیت
شاخص قیمت سهام شرکت	-21.03	0.0000	مانا	I(0)
اندازه شرکت	-34.01	0.0000	مانا	I(0)
ثبات سیاسی دولت	-23.74	0.0000	مانا	I(0)
شوک قیمت نفت(ای ارچ)	-72.03	0.0000	مانا	I(0)
نرخ بهره حقیقی	-78.60	0.0000	مانا	I(0)
رشد فروش شرکت	-128.88	0.0000	مانا	I(0)
بحران مالی	-15.99	0.0000	مانا	I(0)
نوسان نرخ ارز	-24.59	0.0000	مانا	I(0)
متغیر مجازی	-12.078	0.0000	مانا	I(0)

ماخذ: یافته های پژوهشگر(خروجی نرم افزار)

[1] Levin, Lin & Chui

آزمون هم انباشتگی

مهم‌ترین نکته در تجزیه و تحلیل‌های همجمعی آن است که متغیرها در بلندمدت با یکدیگر رابطه داشته باشند. ممکن است که یک ترکیب خطی از این متغیرها، همواره مانا و بدون روند باشند. با استفاده از تجزیه و تحلیل‌های هم جمعی این روابط بلندمدت کشف می‌شود. به سخنی دیگر، در صورت صحیح بودن یک نظریه اقتصادی و ارتباط مجموعه‌ای از این متغیرها، انتظار می رود که ترکیبی از این متغیرها در بلندمدت، مانا و بدون روند باشند. بررسی وجود همجمعی متغیرها در داده‌های ترکیبی بسیار مهم است. برای انجام آزمون همجمعی داده‌های تابلویی، کائو روشی مناسب برای اطمینان از وجود رابطه بلند مدت میان متغیرهای الگو نشان داده است که در جدول زیر نتیجه این آزمون آورده شده است.

خروجی ۹ - نتایج آزمون هم انباشتگی پانل کائو برای متغیرهای الگوی رگرسیونی شاخص قیمت سهام مدل اول

آزمون هم انباشتگی کائو[1]		
اقتصاد سنجی	آماره t	احتمال
	-6.217644	0.0000

منبع: یافته های پژوهشگر

خروجی ۱۰ - نتایج آزمون هم انباشتگی پانل کائو برای متغیرهای الگوی رگرسیونی شاخص قیمت سهام مدل دوم

آزمون هم انباشتگی پسماندهای کائو		
اقتصادسنجی	آماره t	احتمال
	-6.172253	0.0000

منبع: یافته های پژوهشگر

با توجه به کمتر بودن احتمال محاسبه شده از ۵٪ ، می توان نتیجه گرفت فرضیه اولیه این آزمون مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی میان متغیرهای الگو رد و در نتیجه رابطه بلند مدت میان متغیرهای رگرسیون تحقیق تایید می گردد و بدون مشکل وجود رگرسیون کاذب می‌توان مدل مورد بررسی را برآورد نمود.

[1] Kao

آزمونهای تشخیصی و تخمین مدل رگرسیونی اول (بدون در نظر گرفتن بحران کرونا)

برای تعیین روش به کارگیری داده های ترکیبی و تشخیص همگن یا ناهمگن بودن آن ها از آزمون چاو و آماره ی F لیمر استفاده شده است. فرضیه های آماری این آزمون به شرح زیر است:

H_0 = Pooled Data[1]
H_1 = Panel Data

در این آزمون فرض H_0 مبنی بر همگن بودن داده هاست و در صورت تأیید می بایست تمامی داده ها را با یکدیگر ترکیب کرد و به وسیله ی یک رگرسیون کلاسیک تخمین پارامترها را انجام داد، در غیر این صورت داده ها را باید به صورت داده های پانلی در نظر گرفت.

در صورتی که نتایج این آزمون، مبنی بر به کارگیری داده ها به صورت داده های پانلی شود؛ می بایست برای تخمین مدل پژوهش از یکی از مدل های اثرات ثابت (FEM[2]) یا اثرات تصادفی (REM[3]) استفاده شود. برای انتخاب یکی از این دو مدل باید آزمون هاسمن اجرا شود. فرض صفر آزمون هاسمن مبنی بر مناسب بودن مدل اثرات تصادفی برای تخمین مدل های رگرسیونی داده های تابلویی است.

برای انجام این آزمون با استفاده از نرم افزار آماری EVIEWS پس از اجرای تخمین های مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی، برای مقایسه ی این دو مدل دستور Hausman fixed random را اجرا می کنیم. اگر مقدار P –value به دست آمده حاصل از این دستور کمتر از ۵ درصد بود؛ بدین معنی است که فرض صفر رد می شود، بنابراین از مدل اثرات ثابت استفاده می کنیم، در غیر ا ین صورت مدل بهتر برای تخمین پارامترها ، مدل اثرات تصادفی است.

خروجی ۱۱- نتایج انتخاب الگو جهت تخمین مدل شاخص قیمت سهام

نوع آزمون	آماره آزمون	مقدار آماره آزمون	احتمال
F مقید برای مدل	F	15.683508	0.0000
آزمون هاسمن برای مدل	H	6.496156	0.0009

منبع: یافته های پژوهشگر

بر اساس آزمون F، با احتمال ۹۵٪ نمی توان فرضیه صفر مبنی بر یکسان بودن اثرات انفرادی[4]، را پذیرفت. بنابراین، نتایج روش حداقل مربعات معمولی، اریب دار می باشد و باید روشی را اتخاذ کرد تا اثرات انفرادی ناشی از ناهمگنی متغیرها، لحاظ شود. پس می توان گفت که روش های اثرات ثابت و تصادفی که قدرت توضیح دهندگی بالایی دارند و اثرات انفرادی را در نظر می گیرند، نتایج قابل اطمینان تری را ارائه می دهند و نسبت به روش قبلی کاراتر و مناسب تر هستند. اما برای انتخاب مدل مناسب از بین دو مدل اثرات ثابت و تصادفی، لازم است آزمون هاسمن

[1] داده های تلفیقی
[2] Fixed Effects Model
[3] Random Effects Model
[4] .Individual Effects

انجام پذیرد. نتیجه آزمون هاسمن، مدل اثرات ثابت را برای مدل مورد تائید قرار می دهد، که نتایج تخمین شاخص قیمت سهام شرکتهای منتخب بورسی در جدول ذیل ارائه شده است.

خروجی ۱۲ - تخمین مدل

متغیر وابسته: شاخص قیمت سهام				
متغیرهای توضیحی	ضریب جزئی رگرسیون	انحراف از معیار	آماره آزمون t	احتمال محاسباتی
جز ثابت مدل	586.6977	6057.715	0.839706	0.4013
بحران مالی	129.4513	60.77096	2.130151	0.0321
نوسان نرخ ارز	-3474.231	988.0638	-3.516201	0.0009
شوک قیمت نفت	-22.03873	10.87625	-2.026317	0.0416
نرخ بهره حقیقی	-367.6069	131.6599	-2.792095	0.0054
ثبات سیاسی	28.08702	13.12479	2.139998	0.0320
اندازه شرکت	214.9657	79.29707	2.710891	0.0059
رشد فروش شرکت	2179.844	956.2823	2.279498	0.0229
معیارهای خوبی برازش مدل رگرسیون				
ضریب تعیین			0.696809	
ضریب تعیین تعدیل شده			0.650765	
آماره آزمون معنی داری کل رگرسیون F			15.13340	
احتمال محاسباتی آماره F			0.000000	

منبع: یافته های پژوهشگر

برای بررسی معنی دار بودن ضرایب متغیرهای مستقل در هر مدل از آماره t استفاده شده است. فرضیه صفر در آزمون t به صورت زیر خواهد بود:

$$\begin{cases} H_0: \beta_1 = 0 \\ H_1: \beta_1 \neq 0 \end{cases}$$

که بوسیله آماره زیر صحت آن مورد بررسی قرار می گیرد:

$$T = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{SE(\hat{\beta}_1)} \sim t_{\frac{\alpha}{2}, N-k}$$

برای تصمیم گیری در مورد پذیرش یا رد فرضیه صفر، آماره t به دست آمده با t جدول که با درجه آزادی N-K در سطح اطمینان ۹۵٪ محاسبه شده مقایسه می شود، چنانچه قدرمطلق T محاسبه شده از t جدول بزرگتر باشد ($|T| > t_{\frac{\alpha}{2}, N-k}$)، مقدار عددی تابع آزمون در ناحیه بحرانی قرار گرفته و فرض صفر (H_0) رد می شود. در این حالت

با ضریب اطمینان ۹۵٪ ضریب مورد نظر (β_1) معنی دار خواهد بود که دلالت بر وجود ارتباط بین متغیر مستقل و وابسته دارد.

آزمون فرضیه های تحقیق

فرضیه اصلی

بحران مالی ناشی از کرونا بر شاخص قیمت سهام شرکتهای منتخب بورسی تاثیرندارد =**H_0**

بحران مالی ناشی از کرونا بر شاخص قیمت سهام شرکتهای منتخب بورسی تاثیر دارد =**H_1**

با توجه به آماره آزمون t و p-value محاسبه شده آزمون فرضیه اصلی، نشان می دهد که، ضریب محاسباتی برای بحران مالی برابر 129.4513 بوده و احتمال محاسباتی برابر 0.0321 می باشد و با توجه به اینکه p-value محاسبه شده کوچکتر ۵٪ (۰.۰۵) می باشد، لذا فرضیه H_0 مبنی بر عدم تاثیر بحران مالی بر شاخص قیمت سهام در شرکتهای منتخب بورسی رد می گردد و فرض H_1 مبنی بر وجود تاثیر بحران مالی ناشی از کرونا بر شاخص قیمت سهام شرکتهای منتخب بورسی پذیرش می شود و این مطلب بیان می دارد فرضیه اصلی تحقیق در سطح اطمینان ۹۵٪ پذیرش می گردد.

فرضیه فرعی اول

بحران ارزی ناشی از کرونا بر شاخص قیمت سهام شرکتهای منتخب بورسی تاثیر ندارد =**H_0**

بحران ارزی ناشی از کرونا بر شاخص قیمت سهام شرکتهای منتخب بورسی تاثیردارد =**H_1**

با توجه به آماره آزمون t و p-value محاسبه شده آزمون فرضیه اصلی، نشان می دهد که، ضریب محاسباتی برای بحران ارزی برابر 3474.231- بوده و احتمال محاسباتی برابر 0.0009 می باشد و با توجه به اینکه p-value محاسبه شده کوچکتر ۵٪ (۰.۰۵) می باشد، لذا فرضیه H_0 مبنی بر عدم تاثیر بحران ارزی بر شاخص قیمت سهام در شرکتهای منتخب بورسی رد می گردد و فرض H_1 مبنی بر وجود تاثیر بحران ارزی ناشی از کرونا بر شاخص قیمت سهام شرکتهای منتخب بورسی پذیرش می شود و این مطلب بیان می دارد فرضیه فرعی اول تحقیق در سطح اطمینان ۹۵٪ پذیرش می گردد.

فرضیه فرعی دوم

بحران نفتی ناشی از کرونا بر شاخص قیمت سهام شرکتهای منتخب بورسی تاثیرندارد =**H_0**

بحران نفتی ناشی از کرونا بر شاخص قیمت سهام شرکتهای منتخب بورسی تاثیردارد =**H_1**

با توجه به آماره آزمون t و p-value محاسبه شده آزمون فرضیه اصلی، نشان می دهد که، ضریب محاسباتی برای بحران نفتی برابر 22.03873- بوده و احتمال محاسباتی برابر ۰.۰۴۱۶می باشد و با توجه به اینکه p-value محاسبه شده کوچکتر ۵٪ (۰.۰۵) می باشد، لذا فرضیه H_0 مبنی بر عدم تاثیر بحران نفتی بر شاخص قیمت سهام در شرکتهای منتخب بورسی رد می گردد و فرض H_1 مبنی بر وجود تاثیر بحران نفتی ناشی از کرونا بر شاخص

قیمت سهام شرکتهای منتخب بورسی پذیرش می شود و این مطلب بیان می دارد فرضیه فرعی دوم تحقیق نیز در سطح اطمینان ۹۵٪ پذیرش می گردد.

در نهایت برای بررسی مناسب بودن مدل رگرسیونی از آزمون اف استفاده میشود.

برای بررسی معنی دار بودن مدل رگرسیون از آماره F استفاده شده است. فرضیه صفر در آزمون F به صورت زیر خواهد بود:

$$\begin{cases} H_0: \beta_1 = \beta_2 = \ldots = \beta_k = 0 \\ H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \neq \ldots \neq \beta_k \neq 0 \end{cases}$$

که بوسیله آماره زیر صحت آن مورد بررسی قرار می گیرد:

$$F = \frac{ESS/(K-1)}{RSS/(N-k)}$$

برای تصمیم گیری در مورد پذیرش یا رد فرضیه صفر، آماره F به دست آمده با F جدول که با درجات آزادی K-1 و N-K در سطح خطای (α) ۵٪ محاسبه شده، مقایسه می شود، اگر F محاسبه شده بیشتر از F جدول باشد ($F > F_{\alpha(K-1,N-K)}$) مقدار عددی تابع آزمون در ناحیه بحرانی قرار گرفته و فرض صفر (H_0) رد می شود. در این حالت با ضریب اطمینان ۹۵٪ کل مدل معنی دار خواهد بود. در صورتی که مقدار F محاسبه شده کمتر از F جدول باشد فرض H_0 پذیرفته شده و معنی داری مدل در سطح اطمینان ۹۵٪ مورد تأیید قرار نمی گیرد. با توجه به آماره اف در این پایان نامه صحت مدل رگرسیونی مورد تایید است.

آزمونهای تشخیصی و تخمین مدل رگرسیونی دوم (با در نظر گرفتن بحران کرونا)

نتایج آزمونهای تشخیصی به صورت زیر می باشد:

بر اساس آزمون F، با احتمال ۹۵٪ مدل به روش پانل دیتا می بایست مورد تخمین قرار گیرد. نتیجه آزمون هاسمن، مدل اثرات ثابت را برای مدل مورد تائید قرار می دهد، که نتایج تخمین شاخص قیمت سهام شرکتهای منتخب بورسی با در نظر گرفتن متغیر بحران کرونا در جدول ذیل ارائه شده است.

خروجی ۱۳: نتایج انتخاب الگو جهت تخمین مدل شاخص قیمت سهام

نوع آزمون	سآماره آزمون	مقدار آماره آزمون	احتمال
F مقید برای مدل	F	15.658765	0.0000
آزمون هاسمن برای مدل	H	4.632516	0.0076

منبع: یافته های پژوهشگر

خروجی ۱۴ - تخمین مدل

متغیر وابسته: شاخص قیمت سهام				
متغیرهای توضیحی	ضریب جزئی رگرسیون	انحراف از معیار	آماره آزمون t	احتمال محاسباتی
جز ثابت مدل	604.7820	6015.690	0.100534	0.9199
بحران مالی	123.5953	57.15392	2.162499	0.0316
نوسان نرخ ارز	-3534.389	1269.832	-2.783352	0.0055
شوک قیمت نفت	-21.69682	10.43226	-2.079781	0.0408
نرخ بهره حقیقی	-397.3328	152.0078	-2.613897	0.0067
ثبات سیاسی	27.79559	6.561245	4.236329	0.0000
اندازه شرکت	194.6378	93.53216	2.080972	0.0409
رشد فروش شرکت	2150.872	926.2811	2.322051	0.0205
متغیر مجازی (بحران کرونا)	2788.963	879.8948	3.169655	0.0016
معیارهای خوبی برازش مدل رگرسیون				
ضریب تعیین			0.700668	
ضریب تعیین تعدیل شده			0.654765	
آماره آزمون معنی داری کل رگرسیون F			15.26418	
احتمال محاسباتی آماره F			0.000000	

منبع: یافته های پژوهشگر

آزمون فرضیه های تحقیق

فرضیه اصلی

بحران مالی ناشی از کرونا بر شاخص قیمت سهام شرکتهای منتخب بورسی تاثیرندارد =H_0

بحران مالی ناشی از کرونا بر شاخص قیمت سهام شرکتهای منتخب بورسی تاثیر دارد =H_1

با توجه به آماره آزمون t و p-value محاسبه شده آزمون فرضیه اصلی، نشان می دهد که، ضریب محاسباتی برای بحران کرونا برابر ۲۷۷۸.۹۶۳ بوده و احتمال محاسباتی برابر ۰.۰۰۱۶ می باشد و با توجه به اینکه که p-value محاسبه شده کوچکتر ۵٪ (۰.۰۵) می باشد، لذا فرضیه H_0 مبنی بر عدم تاثیر بحران کرونا بر شاخص قیمت سهام در شرکتهای منتخب بورسی رد می گردد و فرض H_1 مبنی بر وجود تاثیر بحران کرونا بر شاخص قیمت سهام شرکتهای منتخب بورسی پذیرش می شود و این مطلب بیان می دارد فرضیه اصلی تحقیق در سطح اطمینان ۹۵٪ پذیرش می گردد.

فرضیه فرعی اول

بحران ارزی ناشی از کرونا بر شاخص قیمت سهام شرکتهای منتخب بورسی تاثیرندارد =H_0

بحران ارزی ناشی از کرونا بر شاخص قیمت سهام شرکتهای منتخب بورسی تاثیردارد =H_1

با توجه به آماره آزمون t و p-value محاسبه شده آزمون فرضیه اصلی، نشان می دهد که، ضریب محاسباتی برای بحران ارزی برابر ۳۵۳۴.۳۸۹- بوده و احتمال محاسباتی برابر ۰.۰۰۵۵ می باشد و با توجه به اینکه که p-value محاسبه شده کوچکتر ۵٪ (۰.۰۵) می باشد، لذا فرضیه H_0 مبنی بر عدم تاثیر بحران ارزی بر شاخص قیمت سهام در شرکتهای منتخب بورسی رد می گردد و فرض H_1 مبنی بر وجود تاثیر بحران ارزی ناشی از کرونا بر شاخص قیمت سهام شرکتهای منتخب بورسی پذیرش می شود و این مطلب بیان می دارد فرضیه فرعی اول تحقیق در سطح اطمینان ۹۵٪ پذیرش می گردد.

فرضیه فرعی دوم

بحران نفتی ناشی از کرونا بر شاخص قیمت سهام شرکتهای منتخب بورسی تاثیرندارد =H_0

بحران نفتی ناشی از کرونا بر شاخص قیمت سهام شرکتهای منتخب بورسی تاثیردارد =H_1

با توجه به آماره آزمون t و p-value محاسبه شده آزمون فرضیه اصلی، نشان می دهد که، ضریب محاسباتی برای بحران نفتی برابر ۲۱.۶۹۶۸۲- بوده و احتمال محاسباتی برابر ۰.۰۴۰۸ می باشد و با توجه به اینکه که p-value محاسبه شده کوچکتر ۵٪ (۰.۰۵) می باشد، لذا فرضیه H_0 مبنی بر عدم تاثیر بحران نفتی بر شاخص قیمت سهام در شرکتهای منتخب بورسی رد می گردد و فرض H_1 مبنی بر وجود تاثیر بحران نفتی ناشی از کرونا بر شاخص قیمت سهام شرکتهای منتخب بورسی پذیرش می شود و این مطلب بیان می دارد فرضیه فرعی دوم تحقیق نیز در سطح اطمینان ۹۵٪ پذیرش می گردد.

در نهایت برای بررسی مناسب بودن مدل رگرسیونی از آزمون اف استفاده میشود. با توجه به آماره اف در این پایان نامه صحت مدل رگرسیونی مورد تایید است.

۸-بحث و نتیجه گیری

در بازارهای بورس سهام بحران های مالی ممکن است به دلایل مختلف از جمله رشد بیش از حد قیمت های سهام یا حباب قیمتی ، شوک های پولی، عواملی مانند جنگ و یا به شکل یک بحران بهداشتی مانند ویروس کرونا پدیدار شود. در بازده بازارهای سهام تحت تاثیر بیماری های مختلف در سال های گذشته ارائه شده است .در تمامی موارد در کوتاه مدت بازارهای سهام با کاهش ارزش مواجه شده اند اما در حداکثر یک سال پس از وقوع این بیماری ها، بازارهای سهام به سطح قبل از ریزش بازگشته اند .در زمان ایجاد بحران های مالی در بازارهای سهام، رفتار جمعی یا گله ای سرمایه گذاران منجر به تاثیرگذاری بر ریسک سیستماتیک بازارها شده است .رفتار جمعی ایجاد شده بر اثر شیوع ویروس کرونا در بازارهای سهام بسیار شدید تر از رفتار جمعی سرمایه گذران بر اثر بیماری های مختلف در گذشته بوده است .در سال۲۰۰۲ شیوع بیماری سارس بسیاری از بازارهای مالی جنوب شرق آسیا را تحت تأثیر خود قرار داد، به طوری که عامل بدترین بحران اقتصادی در جنوب شرق آسیا پس از بحران مالی سال1997 شد،

به نظر می رسد تاثیرات منفی اثرگذاری ویروس کرونا بر اقتصاد جهان کمتر از بیماری سارس نخواهد بود. بسیاری از متغیرهای کلان اقتصادی مانند نفت، طلا، نقره و مس از ویروس کرونا تاثیر پذیرفته اند، بخش اعظمی از این متغیرها به طور مستقیم یا غیر مستقیم بر درآمد مالی شرکت ها و در نهایت بازارهای بورس تاثیرگذار هستند . کاهش تقاضای نفت و از بین رفتن توازن بین عرضه و تقاضا در زمان شیوع ویروس، منجر به افت شدید قیمت نفت با کاهش بیست درصدی تقاضا برای این متغیر شده است .در طی زمان گسترش این ویروس بهای نفت بیش از 50 درصد کاهش یافته است که طبیعتا اثرات منفی سنگینی بر اقتصاد کشورهای صادر کننده نفت خواهد داشت .قیمت طلای جهانی در ابتدا با کاهش ارزش شدید مواجه شد اما پس از سقوط بازارهای سهام، این کالا به عنوان یک دارایی امن با شوک تقاضای سنگینی همراه شد .قیمت های جهانی نقره و مس نیز بر اثر شوک ایجاد شده این ویروس بیش از 35 درصد کاهش ارزش را تجربه کردند .در مجموع نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی منجر به تاثیر گذاری بر درآمدهای شرکتهای پذیرفته شده در بازارهای بورس و در نهایت تغییر ارزش شاخص های بورس سهام خواهد شد. ماهیت پویای بازارهای مالی می تواند به عنوان یک شبکه پیچیده ترسیم شود. تکنیک های شبکه برای توصیف معماری جهانی جریان مالی، تجزیه و تحلیل بحران مالی و بررسی پویای بهای بازار بین بانکی و همچنین سهام مورد استفاده قرار گرفته است. بحران ناشی از ویروس کرونا یک بحران پیچیده است، بنابراین رویکرد سیستمهای پیچیده برای درک آن ضروری به نظر می رسد. امروزه استفاده از تکنیک سیستمهای پیچیده برای تجزیه و تحلیل امور مالی در مطالعات مختلف حائز اهمیت میباشد، همچنین دو ابزار کلی سیستمهای پیچیده شامل قوانین قدرت و شبکه های پیچیده برای درک بیثباتی های مالی بازارهای مورد مطالعه مهم و ضروری میباشند .دو ایده کلی توسط پژوهشگران این حوزه در سالهای اخیر گسترش یافته است :نخست اینکه رویدادهای افراطی مانند بحرانهای مالی در اقتصاد مکرر هستند (این امر را میتوان با قوانین قدرت مورد مطالعه قرار داد) و دوم اینکه چندین سیستم، مستقل از مالی بودن آنها، اقتصاد کلان یا اقتصاد خرد، در معرض شوک دسته جمعی قرار دارند. پیچیدگی امکان تجزیه و تحلیل بازارهای مالی را ممکن میسازد، زمانی که بازارهای مالی به یک آستانه معین میرسند تغییر میکنند، یعنی نقطهای که شوک ها میتوانند مسیر سیستم را تغییر دهند. اتصال سیستم های مختلف به یکدیگر مانند محیط زیست، بهداشت عمومی، صنایع و سیستمهای مالی منجر به افزایش ریسک سیستماتیک خواهد شد و به کمک شبکه پیچیده تا حدودی نتایج اتصال این سیستمها و شبکه ها به یکدیگر قابل رویت خواهد بود. مدل های شبکه، فرآیند توزیع موازی با ماهیت طبیعی بوده و ویژگی مهم آن، توانایی مد لسازی روابط غیرخطی و پیچیده بدون نیاز به فرضیات قبلی از ماهیت ارتباط بین داده ها است .این شبکه ها کاربرد های متفاوتی ازقبیل طبقه بندی داده ها، تقریب توابع، پیش بینی متغیرها، خوشه بندی و بهینه سازی دارند. استفاده از رویکرد تحلیل شبکه محقق را قادر به بازیابی ساختار کلی تعاملات تجاری می نماید و به این وسیله امکان جستجوی ارتباطات و مسیرها در تجارت فراهم می شود، تحلیل شبکه می تواند موقعیت خاص یک کشور در شبکه تجارت جهانی را شناسایی کرده و این امکان وجود دارد که میزان ادغام بین المللی را برای کل شبکه ارزیابی نماید

برای محاسبه شوک قیمت نفت مطابق با ادبیات موجود برای مدلهای نااطمینانی در ابتدا باید قیمت نفت را با استفاده از مدلهای ARMA بهره گرفته شد که با توجه به نتایج قیمت نفت با دو دوره قبل از خود AR(2) و با یک

دوره قبل با جمله اختلال خود MA(1) ارتباط داردو با توجه به احتمال بدست آمده فرضیه اولیه مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس شرطی در قیمت نفت رد و بنابراین قیمت نفت دارای ناهمسانی واریانس شرطی می باشد.

نتایج آزمون هم انباشتگی پانل کائو برای متغیرهای الگوی رگرسیونی شاخص قیمت سهام حاکی از آن بود که با توجه به کمتر بودن احتمال محاسبه شده از ۵٪ ، فرضیه اولیه این آزمون مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی میان متغیرهای الگو رد و در نتیجه رابطه بلند مدت میان متغیرهای رگرسیون تحقیق تایید می گردد و بدون مشکل وجود رگرسیون کاذب می‌توان مدل مورد بررسی را برآورد نمود .

به کارگیری روش های سنتی در اقتصاد سنجی مبتنی بر فرض ایستا بودن متغیرها است. بنابراین، برای جلوگیری از رخ دادن پدیده رگرسیون کاذب در هنگام برآورد الگو، ابتدا لازم است که ایستایی متغیرها، مورد بررسی و آزمون قرار گیردکه نتایج آزمون پایایی LLC متغیرهای تحقیق حاکی ازآن بود که بر اساس آزمون «لوین لین و همکاران» چون مقدار احتمال همه متغیرها کمتر از ۰/۰۵ بوده است، همه متغیرهای مستقل و وابسته در دوره تحقیق در سطح مانا بوده‌اند مانایی بدین معنی است که میانگین و واریانس متغیرهای تحقیق در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت بوده است.

ردیف	فرضیه	نتایج
۱	بحران مالی ناشی از کرونا بر شاخص قیمت سهام شرکتهای منتخب بورسی تاثیر دارد.	پذیرش
۲	بحران ارزی ناشی از کرونا بر شاخص قیمت سهام شرکتهای منتخب بورسی تاثیر دارد.	پذیرش
۳	بحران نفتی ناشی از کرونا بر شاخص قیمت سهام شرکتهای منتخب بورسی تاثیر دارد.	پذیرش

نتایج حاصل از تخمین مدل نشان از تاثیر مستقیم بحران مالی کرونا بر شاخص قیمت سهام شرکتهای بورسی داشت که این موضوع در حقیقت نیز پس از وقوع بحران کرونا در ایران اواخر بهمن ماه ۹۸ و جهش بالای شاخص قیمت سهام شرکتهای بورسی خود را نشان داد که این موضوع در همان ابتدا نز برای خیلی از کارشناسان اقتصادی به دلیل ایجاد حباب و مشاهده افت سهام در بازارهای جهانی مانند وال استریت و داوجونز و ... نگران کننده بود. برای همین منظور به عاملین بازار سرمایه پیشنهاد می گردد به خاطر عدم تکرار این گونه جهشهای پوشالی با آگاه سازی مردم برای ورود به بازار سرمایه حتما کلاسهایی را به صورت مجازی و اجباری تعیین نمایند یا از ورود مستقیم مردم به بازار سرمایه بدون اطلاعات قبلی از این بازار موجبات ثبات را در این بازار فراهم اورند تا عده ای با استفاده از عدم آگاهی از اطلاعات مردم عادی از این بازار منجر به ورشکستگی اقتصادی افراد نشوند

به همین منظور به عاملین بازار سرمایه پیشنهاد می گردد به خاطر عدم تکرار این گونه جهش های حباب گونه با آگاه سازی مردم برای ورود به بازار سرمایه از طریق رسانه های جمعی از طرق مختلف اطلاع رسانی نموده و یا از ورود مستقیم مردم به بازار سرمایه بدون پیشگیری و از این طریق موجبات ثبات را در این بازار فراهم آورند؛ تا عده ای با استفاده از عدم آگاهی از اطلاعات مردم عادی از این بازار منجر به ورشکستگی اقتصادی افراد نشوند

- باز آفرینی استراتژیهای کشور در حوزه های کسب و کار و پرهیز از تزریق راهکارهای کوتاه مدت بدون در نظر گرفتن اثرات منفی این تصمیمات در بلند مدت به عبارتی ضرورت تدوین پلتفرمی برای معماری کسب و کار
- تلاش همه جانبه برای ایجاد شفافیت در کلیه حوزه های مرتبط با اکوسیستم کسب و کار و بهبود جایگاه شفافیت
- کمک به سرمایه گذاران واقعی داخلی و خارجی به منظور اطمینان از حمایت های حاکمیتی برای بهبود فضای کسب و کار
- بازنگری و خلق استراتژیهایی برای ایجاد سیستم های نوین مدیریتی و مدیریت سیستم ها با بهره گیری از تجارب موفق سایر کشورها

فهرست منابع

اشکان رحیم زاده ؛ لیلا آسیابی اقدم ؛ یداله رجائی(۱۴۰۱) اثر متغیرهای اقتصادی بر رفتار قیمت سهام شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار(فصلنامه اقتصاد محاسباتی)تابستان۱۴۰۱،دوره ۱۶،شماره ۲ از صفحه ۱۲۵-۱۰۵

آرمن سیدعزیز، پیرو فرزانه (۱۳۹۴) بررسی عدم تقارن در ادوار تجاری ایران و نقش تکانه های نفتی در ایجاد آن، فصلنامه اقتصاد مقداری (فصلنامه بررسیهای اقتصادی) : زمستان ۱۳۹۲, دوره ۱۰ , شماره ۴ (پیاپی ۳۹)؛ از صفحه ۱۱۳ -۱۴۶.

انصاری،صابر(۱۳۹۳) بررسی اثر سرایت بحران مالی جهانی بر شاخص های بازار سهام تهران دانشگاه صنعتی شریف، دانشکده مدیریت و اقتصاد.

برهانی، سیاوش(۱۳۸۸) نقش اخبار خوب و بد در نوسانات بازدهی سهام در ایران، فصلنامه ی پژوهش اقتصادی ایران، شماره ۲۶.

-بهنوش پاکزاد، محمد باقر اولیا (۱۳۹۹) پاندمی کرونا دکمه ری استارت کره زمین،دانشگاه علوم پزشکی شهید صدوقی یزد، ماهنامه علمی پژوهشی ،شماره۱

پیمان ارمغان ،منیژه هادی نژاد، مرجان دامن کشیده ،معصومه شجاعی (1401) سازوکار اثرگذاری تکانه‌های وارده از سوی قیمت نفت، قیمت ارز و سرمایه‌گذاری با در نظر گرفتن هزینه‌های تعدیل بر شاخص قیمت سهام،فصلنامه اقتصاد مالی ،شماره ۵۹; از صفحه ۴۶-۲۳

پوستین چی،پدرام(۱۳۹۴) بررسی میزان اثرپذیری متغیرهای کلان اقتصاد ایران از بحران مالی جهانی"، بررسی های بازرگانی، شماره ۱۷.

پیرائی و جمال،(۱۳۸۷) بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی با شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار ایران جله دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان، شماره چهل.

جلالی نائینی، فرزین(۱۳۹۶) بیش واکنش سرمایه گذاران بازار سهام ایران به اخبار بحران مالی جهانی، مجله دانش مالی، تحلیل اوراق بهادار، شماره نهم.

حسن زاده علی، کیانوند مهران (۱۳۸۸) بحران مالی جهانی، بازار جهانی نفت و استراتژی اوپک، تازه های اقتصاد : زمستان ۱۳۸۸ , دوره ۷ , شماره ۱۲۶ ; از صفحه ۸۴ - ۹۴

شفیعی، سعیده و صبوری دیلمی، محمدحسن (۱۳۸۸) برسی میزان اثرپذیری متغیرهای کلان اقتصاد ایران از بحران مالی جهانی. مجله بررسی های بازرگانی، شماره ۳۹، صص ۱۶-۲.

کشاورز حداد ،فرهاد(۱۳۹۳) بررسی تاثیر متغیرهای کلان و داراییهای جایگزین بر قیمت سهام در ایران:یک الگوی خود همبسته با وقفههای توزیعی فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران.

لیلا آسیایی اقدم، اشکان رحیم زاده،یداله رجائی ،اثر متغیرهای اقتصادی بر رفتار قیمت سهام شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار، فصلنامه اقتصاد مالی ،دانشگاه آزاد اسلامی زنجان ، شماره ۵۹; از صفحه ۱۲۶-۱۰۵

مردای (۱۳۷۹)، تجزیه و تحلیل ادوار تجاری در اقتصاد ایران براساس ساخت و بکارگیری شاخص ترکیبی پیشرو، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی - دانشکده علوم . ۱۳۷۹. کارشناسی ارشد.

مهرآرا ،صابر(۱۳۹۳) بررسی اثر نااطمینانی نرخ ارز بر شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران :کاربرد رهیافت آزمون کرانهه محمد حسین امجدی،علیرضا شکیبایی، عبدالمجید جلایی(۱۴۰۰) تاثیر نرخ ارز نااطمینانی نرخ ارز و پاندمی کوید۱۹ برقیمت مسکن، پژوهشهای اقتصادی ایران ا در همجمعی، طرح تحقیقاتی منتشر شده، دانشگاه ارومیه.

مهرگان، نادر و پرویز محمدزاده و محمود حقانی و یونس سلمانی (۱۳۹۲) " بررسی الگوی چند رفتاری رشد اقتصادی در واکنش به نوسانات قیمت نفت خام: کاربردی از مدل های GARCH و رگرسیون چرخشی مارکف" تحقیقات مدل سازی اقتصادی، تابستان ۱۳۹۲، شماره ۱۲، از صفحه ۷۳ تا ۱۰۱.

محمد چواد محقق نیا، علی اصغر ضیاچی،مصطفی سرگلزائی، وحید خاشعی، ارزیابی اثر نوسانات ارزی بر عملکرد شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و سنجش وقفههای زمانی آن ، فصلنامه اقتصاد مالی ،شماره ۵۹; از صفحه ۱۵۴-۱۲۷

نظرپور و جمال(۱۳۹۰)بررسی اثر بحران اقتصادی غرب بر بورس اوراق بهادارتهران فصلنامه مطالعات مالی، شماره پنجم.

هژبر کیانی، کامبیز و مرادی علیرضا (۱۳۹۰) تعیین نقاط چرخش در دوره های تجاری اقتصاد ایران با استفاده از الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف. مدلسازی اقتصادی، صص ۲۵-۱.

یاوری، کاظم و حسین اصغرپور (۱۳۸۱) "وقفه های تولید، سیاست های پولی و پویایی قیمت" مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۰، بهار و تابستان ۱۳۸۱، صفحات ۲۳۳-۲۰۹.

Gornikiewicz, MarcinKozicki, Bartosz (2020), The impact of the coronavirus pandemic on Russia's economic security: analysis of exchange rates of selected currencies and energy resources.

Algebrin. Mohamad (2006), Analysis of Inflation Determinants In Developing oil-Export Based Economies.

Baltaji, B.H. (2005). Econometric Analysis of Panel Data. Third Edition, UK, John Wiley & Sons.

Barsky,R.B and L.Killian, (2004), Oil and The Macroeconomy Since The 1970s, Jounal Of Economic Perspectives ,18(4).

Bernanke, Ben S. (2004), "What Policymakers Can Learn from Asset Prices," April 15, 2004 speech before the Investment Analysts Society of Chicago, Chicago, Illinois, available at www.federalreserve.gov/boarddocs/

Berument, Hakan, and Tasci, Hakan, (2002), Inflationary effect of crude oil prices in Turkey, Physica A, 316, 568-580.

Blake McLean, (2006), "Middle East Oil Production and Export Risks", Submitted to GP200A

Balke, N. S., Brown, S. P. A., Yucel, M. K. (2002), "Oil price shocks and the U.S. Economy: where does the asymmetry originate?" Energy Journal, 23(3), 27-52.

Chen, Shiu-sheng, (2008), Oil price pass-through into inflation, Energy Economics (August, 2008).

Farzanegan, M.R., Markwardt, G., (2009), "The effects of oil price shocks on the Iranian economy", Energy Economics 31(1), 134-151.

Fathin Faizah Said, AbdGhafar Ismail. (2008). "Monetary Policy, Capital Requirement and lending behavior of Islamic Banking in Malaysia", Journal of Economic Cooperation, 29, 3 (2008). 1-22

Farzanegan,Mohammad Reza and Gunther, Markwardt (2007), The effects of Oil Price Shocks on Iranian Economy.

Gregorio, Jose De, Landerretche, Osar, Neilson, Christopher, (2007), another pass-through bites the dust? Oil prices and inflation, working paper, Central Bank of Chile.

Hooker, Mark A. (2002), Are oil shocks inflationary? Asymmetric and nonlinear specifications versus changes in regime, Journal of Money, Credit and Banking, 34(2), 540-561.

Hylmun Izhar, Dr. Mehmet Asutay (2007) "the Controllability and Reliability of Monetary Policy in Dual Banking System: Evidence from Indonesia". Review of Islamic Economics, Vol. 11, No. 2, pp. 17-29, 2007

Im, Kyung S., M. Hashem Pesaran and Yongcheol Shin (2003), Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels, Journal of Econometrics 115.

Jiménez-Rodríguez, R. and Sánchez (2005), Oil Price Shocks and Real GDP Growth: Empirical Evidence for some OECD Countries, Applied Economics 37.

Juncal Cunado and Fernando DeGracia (2004), Oil Prices, Economic Activity and Inflation: Evidence for Some Asian Countries. Working paper.

Koop, G. & Onorante, L. (2012), "Estimating Phillips Curves in turbulent times using the ECB'S survey of professionl forecasters". European Central Bank,Working Paper Series, February 2012, NO 1422

LeBlanc, Michael, Chinn, Menzie, D. (2004), Do high oil prices presage inflation? Business Economics, 39(2), 38-48.

Levin, Andrew, Chien-Fu Lin and James Chu (2002), Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties, Journal of Econometrics 108.

Olomola, P. A. & A. V. Adejumo (2006), "Oil Price Shock and Macroeconomic Activities in Nigeria", International Research Journal of Finance and Economics, Vol. 3, PP. 28-3

Financial Economics
Vol. (18) Issue (67) Summer 2024

Abstract

The impact of the financial crisis caused by the covid-19 on the stock index of companies admitted to the Tehran Bahadour stock exchange

Mozhgan Khodavardi[1]
Amirreza Kighobadi[2]

Received: 29 / April / 2024 Accepted: 10 / June / 2024

Abstract

The impact of the corona financial crisis on the stock index of selected companies admitted to Tehran Bahadur Stock Exchange One of the factors that can affect the stock price index of listed companies is the financial crisis. Some economists believe that the financial markets of developing countries such as Iran will not be affected by the financial crisis due to lack of integration or interaction with the world's financial markets. In fact, the most important mistake that these people made in their analysis is that the mechanism of financial market influence in two groups of countries that interact and integrate financially with each other and the other group with each other. The world's financial markets do not have the same, they consider the same.

The present paper examines the impact of the Corona financial crisis on the stock price index of companies, which is applied in terms of purpose and descriptive in terms of analytical nature and is in the category of post-event research. The statistical population in this research is all the companies listed in the Tehran Stock Exchange Organization. The method used is descriptive-analytical, which in order to adapt economic theories to the realities of society, causal relationships between variables are examined using statistics and after matching with theories, using inferential statistics. And the panel econometric method is tested in Eviews software to reject or prove the presented hypotheses. According to the model estimation results, all three research hypotheses were accepted.

Key Words: Financial Crisis, Share Price Index, Corona Epidemic.
JEL Classification: G17, G12, G41

[1] Department of Accounting, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.
mozhgankhodaverdi@yahoo.com
[2] Department of Industrial Management, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran
(corresponding author): a.keyghobadi@iauctb.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org