Journal of Capital Market Analysis

Volume 4 Issue 3 Online ISSN: 2783-3488

Page: 167-188 https://jcma.aliabad.iau.ir

The Effect of Coronavirus Epidemic on Middle East Stock Indexes Using the ARDL Panel Approach

Vahid Gachi
Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran.
Vahid.zr1_1988@yahoo.com

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
Received: 29 Feb 2024
Accepted: 16 July 2024

Keywords:
COVID-19 fears, global stock markets, coronavirus, ARDL panel.

Abstract

The coronavirus has turned a health crisis into an economic crisis, and its outbreak has led to strong negative reactions by stock markets in different countries as well as price fluctuations of many macroeconomic variables. On the other hand, the spread of the virus provides a basis for investigating the effects of its spread on stock markets and economic variables as well as the power of influence and speed of dissemination of information in these markets during the crisis. This study aims to investigate the effect of the Coronavirus epidemic on stock markets in Middle Eastern countries in two different periods and compare them with each other. The results show that in the first period, there was a short-term relationship between variables and the coronavirus had a negative and significant effect on the stock index, with the implementation of social distancing policies and quarantine the negative impact of the virus during the period the second one is gone, and the virus hasn't caused the country's stocks to fall.Also, the results of the research showed that in the first period there is a short-term relationship between the variables, but in the second period there is no short-term relationship and instead there is a long-term relationship between the variables.

© The Author. Publisher: Islamic Azad Univercity of Aliabad Katoul Branch.

فصلنامه تحلیل بازار سرمایه

شاپا الکترونیک: ۲۷۸۳-۳۴۸۸ سال ۴ شماره ۳

صفحه: ۱۸۸-۱۶۷ https://jcma.aliabad.iau.ir

بررسی تأثیر اپیدمی ویروس کرونا بر روی شاخص سهام کشورهای حوزه‌ی خاورمیانه با رویکرد Panel ARDL

وحید گچی

گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران.

Vahid.zr1_1988@yahoo.com

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:

پژوهشی

تاریخچه مقاله:

تاریخ دریافت: ۱۰ اسفند ماه ۱۴۰۲

تاریخ پذیرش: ۲۶ تیر ماه ۱۴۰۳

واژگان کلیدی:

ترس از COVID-19، بازار سهام جهانی، کرونا ویروس، پانل ARDL

چکیده

ویروس کرونا یک بحران بهداشتی را به یک بحران اقتصادی تبدیل کرده است و شیوع آن منجر به واکنش‌های منفی شدیدی از سوی بازارهای بورس سهام در کشورهای مختلف و همچنین نوسانات قیمت بسیاری از متغیرهای کلان اقتصادی شده است. از طرفی گسترش ویروس زمینه ای را جهت بررسی تأثیرات شیوع آن بر بازارهای بورس سهام و متغیرهای اقتصادی و همچنین قدرت اثرگذاری و سرعت پخش اطلاعات در زمان بحران در این بازارها را فراهم می‌کند. هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر اپیدمی بیماری کرونا بر روی بازارهای سهام در کشورهای حوزه خاورمیانه در دو بازه‌ی زمانی مختلف (بازه‌ی ۳۰ دسامبر ۲۰۱۹ تا ۳۰ آوریل ۲۰۲۰ (اوج‌گیری اول کرونا) و اول اکتبر ۲۰۲۰ تا اول فوریه ۲۰۲۱ (اوج‌گیری دوم کرونا)) و مقایسه‌ی آن‌ها با یکدیگر می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد در دوره‌ی زمانی اول رابطه کوتاه‌مدتی میان متغیرها برقرار بوده و ویروس کرونا تأثیر منفی و معناداری بر روی شاخص سهام داشته است، با اجرای سیاست‌های فاصله‌گذاری اجتماعی و قرنطینه‌ای تأثیر منفی این ویروس در دوره‌ی دوم از بین رفته است و عملاً این ویروس باعث سقوط سهام کشورها نشده است. همچنین نتایج تحقیق نشان داد که در دوره‌ی اول رابطه‌ی کوتاه‌مدتی میان متغیرها برقرار است، اما در دوره‌ی زمانی دوم رابطه‌ی کوتاه‌مدتی وجود ندارد و به‌جای آن رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرها برقرار است.

ناشر: دانشگاه آزاد اسلامی واحد علی‌آبادکتول.

© نویسنده

۱. مقدمه:

شیوع اخیر ویروس کرونا (COVID-19)، برای اولین بار از یک منبع ناشناخته در ووهان چین مشاهده شد و اولین خبر آن توسط سازمان بهداشت جهانی (WHO[1]) در ۳۱ دسامبر ۲۰۱۹ منتشر شد. سازمان بهداشت جهانی این شیوع بیماری را تأیید کرد و در ۳۰ ژانویه ۲۰۲۰ آن را به‌عنوان یک اورژانس بهداشت عمومی بین‌المللی اعلام کرد. پس ازآن، در ۱۱ مارس ۲۰۲۰، این سازمان COVID-19 را به‌عنوان یک رویداد جهانی همه‌گیر اعلام کرد. گسترش واگیردار COVID-19 به‌عنوان یکی از تهدیدهای فعالان بازار سهام مطرح‌شده و نوسانات بازار سهام را در سراسر جهان افزایش داده است.

دولت‌ها در سراسر جهان اقدامات مختلفی مانند قفل‌کردن و فاصله اجتماعی را برای جلوگیری از سرایت COVID-19 و اطمینان از ایمنی بهداشت عمومی انجام داده‌اند. بااین‌حال، این اقدامات برای اقتصاد کشورها هزینه‌بر بوده و به‌شدت بر فعالیت‌های اقتصادی در سراسر جهان تأثیر می‌گذارد.

شیوع همه‌گیر COVID-19 عواقب زیادی را به همراه دارد: بیماری‌های عفونی نه‌تنها سرمایه‌گذاری در آینده بلکه بهره‌وری نیروی کار و فعالیت اقتصادی و مدیریت بیشتر ریسک را تحت تأثیر قرار می‌دهند (لاکسمینارایان و مالانی، ۲۰۱۱).

بین بحران‌های اقتصادی و انتقال بیماری‌های عفونی همه‌گیر،رابطه تنگاتنگی وجود داشته است، به‌عنوان‌مثال ، بحران مالی جهانی ۲۰۰۸-۲۰۰۹ که به دلیل بیماری مسری آنفولانزای خوکی[2]غالب شد و یا بیماری‌های همه‌گیر مانند سندرم حاد تنفسی حاد[3] در سال‌های (۲۰۰۲-۲۰۰۳)، سندرم تنفسی خاورمیانه کرونا ویروس[4]در سال (۲۰۱۲) بیماری ویروس ابولا[5]در سال‌های (۲۰۱۴-۲۰۱۶)

1 World Health Organization
2 H1N1
3 SARS
4 MERS-CoV
5 Ebola virus disease

درزمینه مالی بازارها در ادبیات گذشته ثبت‌شده‌اند (چن و همکاران ۲۰۰۹؛ هسیه ۲۰۱۳؛ چن و همکاران ۲۰۱۸).

حتی اگر جریان‌های موجود در ادبیات گذشته تأثیرات همه‌گیری بر عملکرد بازار سهام را تشخیص دهند، شوک‌های ایجادشده توسط COVID-19 متمایز هستند. زیرا بیماری همه‌گیر COVID-19 به دلیل مسری بودن بسیار زیاد، با بیماری‌های همه‌گیر یا اپیدمی قابل‌مقایسه، متفاوت است که این امر باعث ایجاد عدم اطمینان زیادی در اقتصاد واقعی و بازارهای مالی می‌شود (آلبولسکو ۲۰۲۰). به‌عنوان‌مثال، با در نظر گرفتن شاخص‌ها S&P Dow Jones ، سهام جهانی در طی یک هفته از ۲۴ تا ۲۸ فوریه ۲۰۲۰ سرمایه بازار خود را با حدود ۶ تریلیون دلار از دست دادند، زیرا سرمایه‌گذاران حدس می‌زدند که رکود اقتصادی ناشی از COVID-19 است. حتی شاخص S&P 500 ایالات‌متحده نیز حدود ۵ تریلیون دلار سرمایه خود را برای مدت مشابه از دست داد (اوزیلی و آرون ۲۰۲۰). ازاین‌رو، به‌عنوان یک بحران بهداشتی یا بحران غیراقتصادی، COVID-19 ویرانی مهمی در فعالیت اقتصادی جهانی و همچنین در بازارهای مالی ایجاد کرده است، که ممکن است بیشتر منجر به تأثیر بر سایر بخش‌ها شود (بالدوین و مائورو ۲۰۲۰).

در این مقاله، از فرصت استفاده خواهیم کرد و تاثیر ترس ناشی از وجود همه گیری اخیر-COVID 19 که باعث اخلال در بازار جهانی و ارزش سهام شده است را مورد مطالعه قرارخواهیم داد. هدف از این مطالعه نشان دادن تأثیرات تعداد مبتلایان و تعداد مرگ و میر و نوسانات مربوط به بازارهای عمده سهام در کشورهای منتخب است. طبق هر فرضیه تجربی، رشد همه گیری COVID-19 بر بازار سهام تأثیر منفی می‌گذارد و نوسانات مورد انتظار بازار سهام را افزایش می‌دهد.

۲. ادبیات تحقیق

با توجه به همه‌گیری COVID-19 که هم‌اکنون نیز در حال گسترش و در حال ادامه می‌باشد، به نظر می‌رسد بررسی جامع و کامل تأثیر COVID-19 بر اقتصاد و بازارها زود است. بااین‌حال برخی از مطالعات اخیر قبلاً به چنین مواردی پرداخته‌اند. به‌عنوان مثال، اشرف (۲۰۲۰) واکنش‌های بازار سهام در مورد افزایش موارد COVID-19 رابین ۲۲ ژانویه ۲۰۲۰ و ۱۷ آوریل ۲۰۲۰ بررسی کرد و

واکنش نامطلوبی از بازارهای سهام به موارد COVID-19 پیدا کرد. وی همچنین افزود که پاسخ‌های منفی بازار در ابتدای شیوع COVID-19 قوی‌تر بودند.

آپرگیس و مصطفی (۲۰۲۳) چگونگی تاثیر شاخص نوسانات ضمنی (vix) در بازار مالی ایالات متحده در دوران همه گیری کرونا ۱۹ را مورد مطالعه قرار داند. نتایج تجربی نشان داد که به طور مشخص افزایش نرخ مرگ و میر باعث افزایش ترس در بازار مالی ایالات متحده می شود. آنها دریافتند موارد بالای COVID-19 تأثیر قابل توجهی بر نوسانات ضمنی تحت شرایط عدم اطمینان بالا را دارد، اما به نظر می‌رسد موارد پایین COVID-19 تأثیری بر نوسانات ضمنی در بازار ایالات متحده نداشته باشد.

گونزالز و فرناندز (۲۰۲۳) به بررسی و تاثیر ترس در دوران کویید ۱۹ در بازار سهام چهار کشور در منطقه یورو که بیشترین تعداد مبتلا را دارا بودند، پرداختند. نتایج تحقیق نشان داد که سرمایه‌گذاران منطقی نیستند و تصمیمات خود را تحت تأثیر احساسات خود (از جمله ترس) از طریق کانال معاملاتی نویز می‌گیرند، که منجر به نوسانات بیشتر و قیمت‌گذاری نادرست بیشتر در بازارهای سهام و رفتار گله‌ای در طول همه‌گیری COVID-19 می‌شود. آنها نشان دادند که ترس از همه‌گیری COVID-19 باعث تغییراتی در بازده بازار سهام برای آلمان، ایتالیا و اسپانیا می‌شود و درنتیجه منجر به افزایش ترس وسقوط بازار سهام در این کشورها شده است.

دهارانی و حسن (۲۰۲۳) به برسی همه گیری کرونا و تاثیر همگن یا ناهمگن آن بر بازدهی شاخص سهام هند پرداختند.آنها دریافتند نرخ رشد روزانه در موارد Covid-19 و مرگ و میر-Covid 19با بازده سهام ارتباط منفی دارد. همچنین نشان دادند که همه گیری کووید-۱۹ تأثیر ناهمگنی در بازارهای سهام هند داشته است.

هیدن (۲۰۲۱) واکنش‌های کوتاه‌مدت بازار سهام سهام ایالات متحده و اروپا را در آغاز همه‌گیری COVID-19 بررسی کرد. بازارهای سهام با نوسانات زیاد، دارای وابستگی نامتقارن با اطلاعات مرتبط با COVID-19 هستند که منجر به کاهش بازده در چندک های متوسط و بالا می شود.

مورالس و کالاقان (۲۰۲۰)، جاست و ایچاس (۲۰۲۰)، بازده سهام، نوسانات و همبستگی را مورد مطالعه قرار دادند. دریافتند که شاخص سهام بازار کشور ایتالیا بازاری است که باعث ترس در سایر بازارهای سهام اروپا شده است و رکود در بازارهای سهام اروپا را به وجود آورده است.

ژانگ و همکاران (۲۰۲۰) تأیید کرد که COVID-19 به‌طور قابل‌توجهی خطرات بازارهای مالی جهانی را افزایش می‌دهد. آن‌ها همچنین اظهار داشتند که شدت شیوع در هر کشور بر بازارهای سهام مربوطه تأثیر گذاشته است.

چادهارای و همکاران (۲۰۲۰) از میانگین بازده منفی قابل‌توجه برای همه بازارهای سهام نمونه در دوره COVID-19 رونمایی کرد. آن‌ها همچنین نشان دادند که بازارهای سهام عمدتاً در سه‌ماهه اول COVID-19 تحت تأثیر قرار گرفتند، درحالی‌که بازارها از سه‌ماهه دوم COVID-19 عقب‌نشینی کردند، اما نوسانات هنوز بیشتر از زمان‌های عادی است.

العوضی و همکاران (۲۰۲۰) با استفاده از رگرسیون داده‌های صفحه‌ای، تأثیر COVID-19 را در بازار سهام چین بررسی کرد. نویسندگان در تحقیقات خود نشان می‌دهند که مرگ‌ومیر و بیماری‌های واگیر مسری بر بازار سهام چین تأثیر می‌گذارد و همچنین نشان می‌دهد که موارد جدید روزانه و تعداد کل مرگ‌های ناشی از بیماری‌ها بازده منفی سهام در بین تمام شرکت‌ها را نشان می‌دهد.

ایملاک شیخ (۲۰۲۰) به بررسی تاثیر جهانی Covid 19 بر شاخص سهام و اثر سرریز آنها پرداخت.یافته ها نشان داد که رشد همه گیری از زمان اعلام سازمان بهداشت جهانی به عنوان یک وضعیت اضطراری عملکرد بازار سهام را کاهش داده است. ایلماک نشان داد که با افزایش تصاعدی موارد جدید ابتلایان به Covid 19 احساسات سرمایه گذاران در سطح جهانی مختل شده است. همچنین به این نتیجه رسید که بازارها ارتباط نزدیکی با یکدیگر دارند و سرریز نوسانات از کشورهای اروپایی به سایر بازارها بارزتر است.

باکاس و تریانتافیلو (۲۰۲۰) قیمت کالا و عدم اطمینان همه‌گیر را مطالعه کردند و تأثیر منفی قابل‌توجهی بر بازار کالا یافتند. این اثر در بازار نفت خام بارزتر بود.

علی و همکاران (۲۰۲۰) اثر بازار جهانی مالی COVID-19 را بررسی کرده و گزارش می‌دهد که بازار چین پس از شیوع همچنان پایدارتر است. هنوز هم، سیستم مالی جهانی به دلیل شیوع ویروس کرونا در سایر کشورها، که عمدتاً اروپا و ایالات‌متحده دنبال می‌شود، مختل شده است.

در این مقاله، به بررسی همه‌گیری اخیر COVID-19 خواهیم پرداخت. هدف از این مطالعه نشان دادن تأثیرات تعداد عفونت‌ها و تعداد مبتلایان جدید بر بازده و نوسانات مربوط به بازارهای عمده سهام در کشورهای خاورمیانه است. طبق هر فرضیه تجربی، رشد عفونت COVID-19 بر بازار سهام تأثیر منفی می‌گذارد و نوسانات مورد انتظار بازار سهام را افزایش می‌دهد.

مطالعه‌ی حاضر با سایر مطالعات مرتبط که اخیراً در چندین زمینه انجام‌شده است تفاوت دارد و کمک‌های جدیدی به مجموعه دانش موجود ارائه می‌دهد. در این تحقیق شاخص سهام کشورهای خاورمیانه را مورد مطالعه قرار خواهیم داد. مطالعات گذشته عمدتاً بر روی یک نمونه کوچک انجام‌شده است که فقط سه‌ماهه اول سال ۲۰۲۰ را پوشش می‌دهد. برعکس، شواهد تجربی با دوره‌های داده گسترده‌تر را پوشش می‌دهیم که‌موج دوم COVID-19 را پوشش می‌دهد و اطلاعات بیشتری در مورد تأثیرات بیماری همه‌گیر COVID-19 را نشان می‌دهد.

۳. مدل و روش تحقیق

۳,۱ معرفی مدل و داده‌ها

در این تحقیق به بررسی همه‌گیری COVID-19 و تأثیر آن بر شاخص سهام کشورهای خاورمیانه می‌پردازیم. همچنین به‌منظور تأثیر بیشتر این بیماری بر شاخص‌های سهام در کشورهای منتخب، دوره‌ی زمانی در دو بازه‌ی ۳۰ دسامبر ۲۰۱۹ تا ۳۰ آوریل ۲۰۲۰ (اوج‌گیری اول کرونا) و اول اکتبر ۲۰۲۰ تا اول فوریه ۲۰۲۱ (اوج‌گیری دوم کرونا) مورد بررسی قرارگرفته‌اند. اطلاعات مربوط به COVID-19 موارد جدید تائید شده کرونا ویروس (NC) از سایت بهداشت جهانی، متغیرهای شاخص دلار و قیمت انس جهانی از سایت Trading Economics و متغیر شاخص سهام از سایت tgju.org گرفته‌شده است. برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و برآورد مدل از رهیافت PANEL ARDL و از نرم افزارهای Eviews 13 و Stata17 استفاده‌شده است. مدل انتخابی در این پژوهش به‌صورت

ARDL(p,q,q,q) با وقفه بهینه P برای متغیر وابسته و وقفه‌های q برای متغیرهای توضیحی به‌صورت رابطه زیر تنظیم‌شده است:

معادله (۱)

$$index_{\mathrm{it}} = \sum_{j=1}^{p} \lambda ij\ index_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q} \delta \mathrm{ij}\ \mathrm{Nc}_{\,i,t-j} + \sum_{j=0}^{q} \gamma \mathrm{ij}\ \mathrm{Gold} + {}_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q} \varphi \mathrm{ij}\ \mathrm{Oil} + {}_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q} \omega \mathrm{ij}\ \mathrm{Dxy}_{\,i,t-j} + \mu_{i+}\varepsilon_{it}$$

در این معادله :

Index: شاخص سهام یا شاخص بورس، شاخصی است که عملکرد یک بازار سهام یا زیرمجموعه‌ای از بازار سهام را اندازه‌گیری می‌کند. این شاخص به سرمایه‌گذاران کمک می‌کند تا سطوح فعلی قیمت سهام را باقیمت‌های گذشته مقایسه کنند تا عملکرد بازار را محاسبه کنند.

Nc: تعداد مبتلایان روزانه به ویروس کرونا

Gold: قیمت انس جهانی

Oil: قیمت هر بشکه از نفت اوپک

Dxy: قیمت شاخص دلار آمریکا که یک شاخص تجمیع شده از نرخ ارز پیشرو جهانی یعنی دلار آمریکا نسبت به سبدی از سایر ارزهای خارجی است

۲-۳ مبانی نظری

الگوی خود توضیحی با وقفه‌های گسترده پنلی (Panel ARDL)

رهیافت مورداستفاده در برآوردهای این مطالعه،خود توضیحی با وقفه‌های گسترده پنلی(Panel ARDL) است. در مواردی که ایستایی متغیرها از درجه‌های مختلف باشد، برآوردهای مختلف داده‌های پانل مثل اثرات ثابت، اثرات تصادفی و برآورد حداقل مربعات معمولی مختلط، عرض از مبدأ و ضرایب برای تمام مقاطع عرضی یکسان است. درروش اثرات ثابت نیز اگرچه عرض ازمبدا برای هر گروه یا کشور متفاوت بوده، اما دارای این محدودیت است که ضرایب برای تمام گروه‌ها

یکسان است (بالتاجی، ۲۰۰۸). همچنین درصورتی‌که برخی متغیرهای مستقل، درون‌زا نیز باشند و با جمله پسماند همبستگی داشته باشند، برآوردگر اثرات ثابت با مشکل اریب مواجه خواهد بود (کمپوس و کینوشیتا، ۲۰۰۸). همچنین مدل های اثرات ثابت دارای محدودیت در درجه آزادی هستند. در مقابل، روش اثرات تصادفی با مشکلات کمتری ازجمله درجه آزادی مواجه است، اما روش یادشده با فرض محدودیت زمان روبه‌رو است، بدین مفهوم که خطا در هر دوره با دوره قبل همبسته نیست (آرلانو، ۲۰۰۳). به‌علاوه، برآوردهای پویا مانند روش گشتاورهای تعمیم‌یافته پانلی برای مدل‌های پانل که دارای دوره زمانی طولانی هستند مناسب نیستند (احمد و همکاران، ۲۰۱۶).

در مقابل، رهیافت خود توضیحی با وقفه‌های گسترده پانلی، دارای ویژگی‌های مناسبی است که موجب شده در مطالعات اخیر بیشتر موردتوجه پژوهشگران قرار گیرد. ازجمله اینکه روش یادشده در مواردی که متغیرهای مورداستفاده در مدل، در یک سطح ایستا نباشد و تعدادی در سطح (I(0)) و تعدادی با یک‌بار تفاضل گیری (I(1)) ایستا شوند، مورد استفاده قرار می‌گیرد (پسران و شین، ۱۹۸۸). این رهیافت در برآورد داده‌های پانل که دارای سری زمانی طولانی باشند نیز قابل‌استفاده است. البته، این روش انعطاف‌پذیری بالایی در خصوص تعداد داده دارد و ازاین‌رو، در برآورد مدل‌هایی که با تعداد اندک داده‌های سری زمانی نیز کاربرد زیادی دارد (احمد و همکاران، ۲۰۱۶).

برای برآورد Panel ARDL از مدل تابلویی ناهمگن که مبتنی بر سه تخمین زن میان گروهی(MG)[6]پسران و اسمیت(۱۹۹۵)، میان گروهی تلفیقی (PMG)[7]و اثرات ثابت پویا (DFE)[8] که توسط پسران در سال ۱۹۹۹ مطرح‌شده است استفاده خواهد شد. مدل پویا مدلی است که در آن متغیر وابسته با وقفه به‌عنوان یک متغیر توضیحی در مدل حضورداشته باشد. این مدل به‌صورت پایه به شکل زیر است (استریو وجی هال،۲۰۰۷)

$$y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \gamma y_{it-1} + u_{it}$$

6 Mean Group
7 Pooled Mean Group
8 Dynamic Fix Effec

که در آن γ یک اسکالر و β و X_{it} هرکدام k×1 می‌باشند. مدل‌های پویا مخصوصاً در اقتصاد از اهمیت بالایی برخوردارند، زیرا بسیاری از روابط اقتصادی دارای ماهیت پول بوده و باید به همین صورت مدل‌سازی شوند. مطالعه مشاهدات به‌صورت داده‌های پانل، وضعیت بهتری برای مطالعه و بررسی پویایی تغییرات نسبت به سری زمانی و مقطعی داراست. در این مدل پویای ساده، تنها ناهمگنی ناشی از عرض از مبدأهای فردی α_i است که در بین مقاطع زمانی مختلف اجازه تغییر دارد. بعضی‌اوقات در اقتصاد جهت یافتن ضرایب خاصی برای گروه‌های متفاوت لازم است ناهمگنی بیشتری را ایجاد کرد و به ضرایب متغیرها نیز اجازه بیشتر داده می‌شود. در این مطالعه از تخمین زن‌های میانگین گروهی، اثرات ثابت پویا و میانگین گروهی تلفیقی که ناهمگنی بیشتری را در مدل‌های داده‌های تابلویی ایجاد می‌کنند، استفاده‌شده است. مشکلی که در الگوی تابلویی پویا وجود دارد آن است که تخمین زن‌های OLS متداول، تورش دار بوده و ازاین‌رو لازم است از روش‌های دیگری برای برآورد استفاده شود.

پسران شین و اسمیت (۱۹۹۹) به‌منظور رفع تورش ناشی از شیب‌های ناهمگن در مدل‌های تابویی پویا سه تخمین زن متفاوت را پیشنهاد کردند.این سه تخمین زن، تخمین زن‌های میانگین گروهی(MG) میانگین گروهی تلفیقی (PMG) و اثرات ثابت پویا (DFE) هستند. قبل از تشریح این مدل‌ها لازم است مانایی متغیرها بررسی شود تا از $\mathrm{I}(2)$ نبودن متغیرها اطمینان حاصل شود.

یک تصریح خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی مرتبه ($\mathrm{p}, q_1 \ldots\ldots q_k$) برای داده‌های پانلی به فرم زیر است

$$y_{it} = \sum_{j=1}^{p} \lambda ij\, y_{i,t-1} + \sum_{j=0}^{q} \delta ij\, X_{i,t-1} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

که $\mathrm{i}=1,2,\ldots,\mathrm{N}$ تعداد مقطع، $\mathrm{t}=1,2\ldots.\mathrm{T}$ تعداد دوره زمانی، X_{it} بردار k×1 متغیرهای توضیحی، δij بردار k×1 ضرایب، λij اسکالر و μ_i اثرات خاص مقاطع هستند. در این روش T باید به‌اندازه‌ای بزرگ باشد که مدل برای هر مقطع به‌طور جداگانه بتواند برازش شود. همچنین در صورت تمایل می‌توان روندهای زمانی و سایر رگرسیون‌های ثابت را نیز به مدل اضافه کرد.

در Panel ARDL ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت و تصحیح خطا برآورد می‌شود. به‌طورکلی مدل Panel ARDL شامل سه تخمین زن میان گروهی، میان گروه تلفیقی و اثرات ثابت پویا است. هر سه برآوردگر در فرآیند تعدیل پویا، ناهمگنی و تعادل بلندمدت را در نظر می‌گیرند (دیمتریادیس و لاو، ۲۰۰۶)[9] پسران و اسمیت در سال ۱۹۹۵، پسران در سال ۱۹۹۷ و شین در سال ۱۹۹۹، مدل ARDL را در فرم تصحیح و خطا به‌عنوان یک آزمون هم انباشتگی جدید معرفی کردند. بااین‌حال تأکید روی تخمین سازگار و کارآمد از پارامترها در یک رابطه بلندمدت است. درنهایت مدل ARDL،خصوصاً PMG و MG باوجود حضور احتمالی برون‌زایی، ضرایب سازگاری را فراهم می‌کنند زیرا شامل وقفه متغیرهای وابسته و مستقل است (پسران و همکاران، ۱۹۹۹). در مدل ساده پویا، ناهمگنی تنها ناشی از عرض از مبدأ انفرادی μ_i است که برحسب مقاطع مختلف تغییر می‌یابد. در مطالعات اقتصادی گاهی لازم است ناهمگنی‌های بیشتری را در مدل داده‌های تابلویی در نظر بگیرند بنابراین درداده ها می‌تواند:۱) در عرض از مبدأهای مقطع‌های مختلف (که اگر متفاوت باشند پانل ناهمگن است) ۲) درشیب‌ها. ۳) در اجزای اخلال اتفاق بیفتد. در ادامه به تشریح هرکدام از تخمین زن‌های پانل ARDL پرداخته‌شده است.

- تخمین زن میان گروهی (MG)

این مدل در سال ۱۹۹۵ توسط ایم، پسران و شین ارائه‌شده است. در این روش برای هر مقطع یک مدل برآورد می‌شود و میانگین ضرایب مدل‌های برآورد شده به‌عنوان ضریب در مدل MG گزارش می‌شود. در این روش ضرایب بلندمدت، ضرایب کوتاه‌مدت، ضرایب تصحیح خطا، واریانس خطاها و عرض از مبدأ برای هر مقطع باهم متفاوت هستند.

- تخمین زن میانگین گروهی تلفیقی (PMG)

ایم، پسران و شین (۱۹۹۷،۱۹۹۹) برآوردگر PMG را ارائه دادند که ترکیبی از تلفیق و میانگین است روش برآورد PMG، حد واسط دو روش MG (که در آن شیب و عرض از مبدأها اجازه دارند بین مقاطع متفاوت باشند) و روش اثرات ثابت پویا (که در آن شیب‌ها ثابت بوده و فقط عرض از مبدأها

9 Demetriades and law

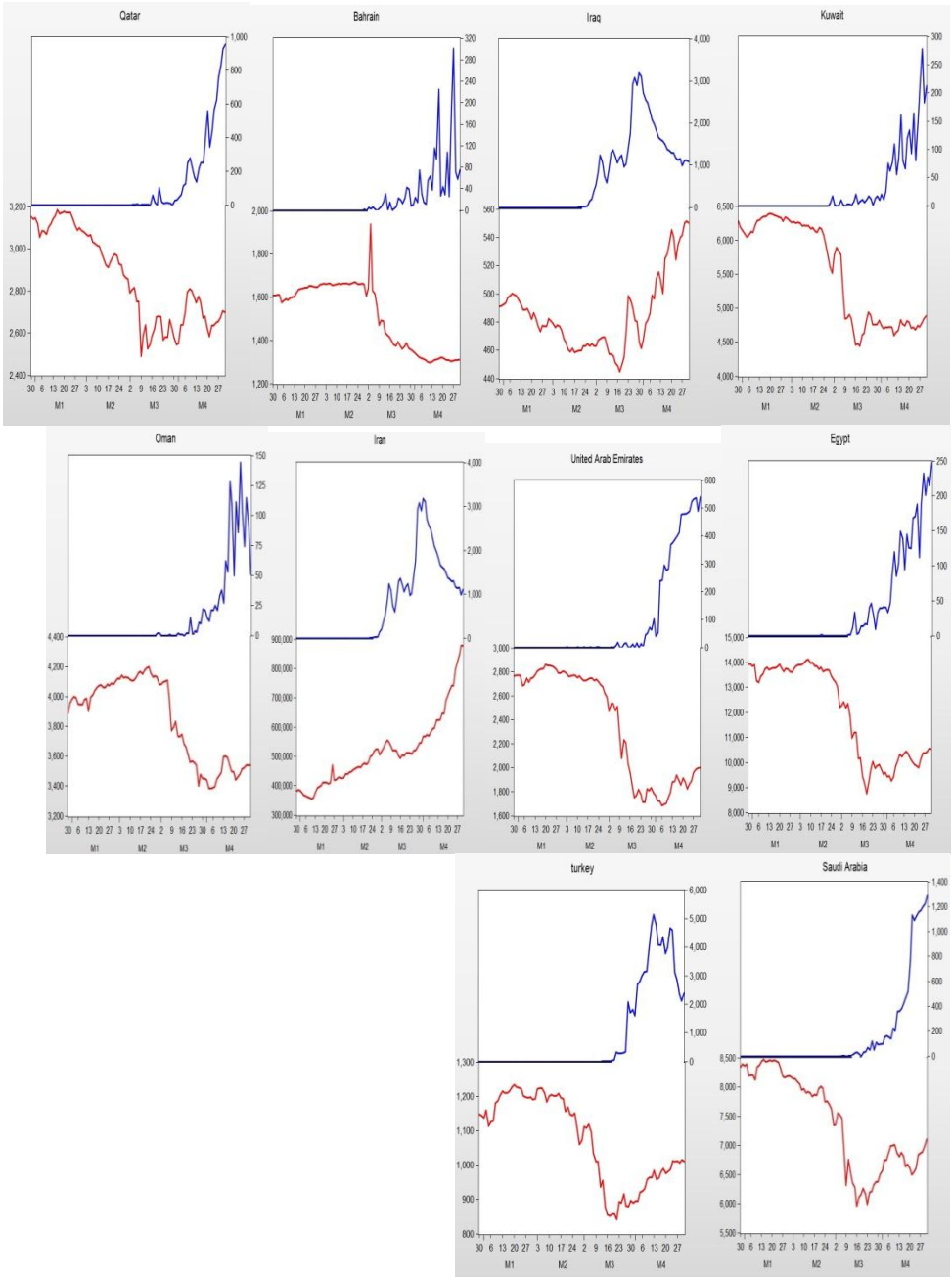
اجازه تغییر دارند) قرار می‌گیرد. روش برآورد PMG، این محدودیت را در نظرمی گیرد که ضرایب بلندمدت باید بین مقاطع یکسان باشند درحالی‌که ضرایب بلندمدت باید بین مقاطع یکسان باشند درحالی‌که ضرایب کوتاه‌مدت اجازه تغییر دارند. به بیانی ساده‌تر اساس کار PMG به این صورت است که ضرایب بلندمدت را برای تمام کشورها یکسان در نظر می‌گیرد (پسران ۱۹۹۹).

- تخمین زن اثرات ثابت پویا(DFE)

این تخمین زن در سال (۱۹۹۵) توسط پسران توسعه داده‌شده است. DFE بسیار شبیه به برآوردگر PMG است. در این روش ضرایب شیب در بلندمدت، در سراسر کشورها برابر می‌باشند علاوه بر این تخمین زن DFE محدودیتی اعمال می‌کند که واریانس خطاها، سرعت تعدیل و ضرایب کوتاه‌مدت برای تمامی کشورها نیز برابر می‌باشند. در این روش برای تمام کشورها مدل‌های جداگانه‌ای تخمین زده می‌شود. سپس عرض از مبدأ این مدل‌ها که باهم متفاوت هستند میانگین‌گیری می‌شود و به‌عنوان عرض از مبدأ مشترک برای تمامی مدل‌ها گزارش می‌شود.

۳-۳ آمار توصیفی

در شکل ۱ نمودار مبتلایان روزانه کویید ۱۹ همراه با شاخص سهام کشورهای منتخب نمایش داده می‌شود. همان‌طور که در شکل قابل‌مشاهده است در ماه‌های ژانویه و فوریه میزان نوسان بین شاخص سهام کشورها و تعداد مبتلایان روزانه بسیار کم است. با شیوع بیشتر بیماری و افزایش مبتلایان در ماه‌های مارس و آوریل افت فراوانی در شاخص سهام وجود داشته است یعنی به‌نوعی میان تعداد مبتلایان روزانه به کرونا ویروس و شاخص سهام کشورها رابطه‌ی معکوس وجود دارد. نکته قابل‌توجه در مورد کشور ایران است، برخلاف سایر کشورهای حوزه‌ی خاورمیانه شاخص سهام در این کشور با تعداد مبتلایان دارای رابطه‌ی معکوس نمی‌باشد.



شکل شماره ۱: نمودار زمانی شاخص سهام و تعداد مبتلایان کرونا در دوره اول اوج‌گیری

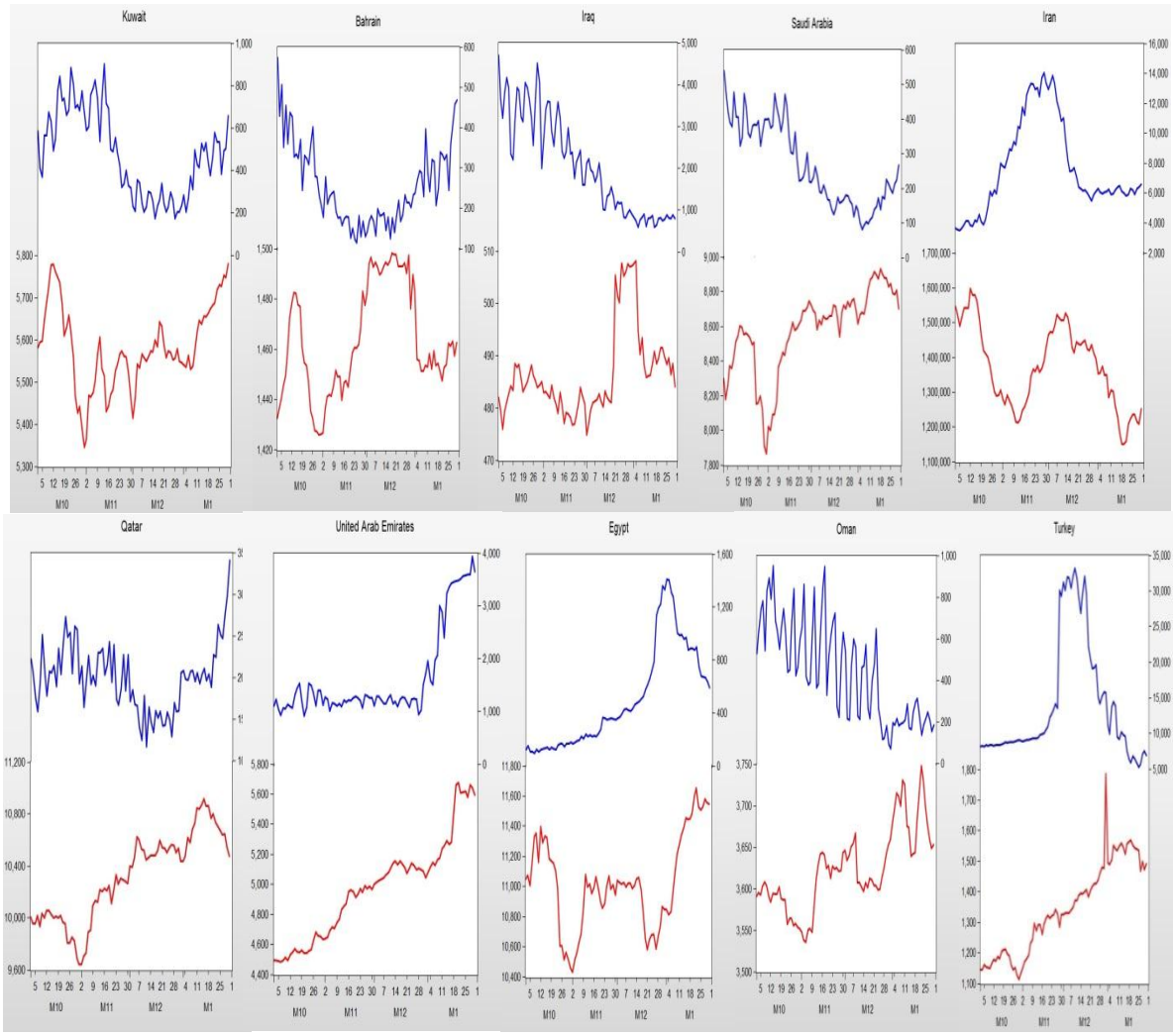
Nc Index

جدول ۱. آمار توصیفی در اوج‌گیری اول

	شاخص سهام				مبتلایان روزانه به کرونا				قیمت هر بشکه نفت				قیمت شاخص دلار			
کشورها	میانگین (%)	ماگزیمم (%)	مینیمم (%)	انحراف معیار	میانگین (%)	ماگزیمم (%)	مینیمم (%)	انحراف معیار	میانگین	ماگزیمم	مینیمم	انحراف معیار	میانگین	ماگزیمم	مینیمم	انحراف معیار
ایران	۵۱۶۰۶۷	۸۹۷۸۱۰۱	۳۵۳۸۰۷	۱۲۱۲۹۴	۷۵۹	۳۱۸۶	۰	۹۳۴٫۵	۴۴٫۶۷	۷۰٫۸۹	۱۲٫۲۲	۱۹٫۵۵	۹۸٫۸۴	۱۰۳٫۶۵	۹۴٫۹۳	۱٫۶۳
عربستان	۷۴۰۶	۸۴۷۴	۵۹۵۹	۸۱۱٫۱۷	۱۶۳	۱۲۹۸	.	۳۴۶٫۴	۴۴٫۶۷	۷۰٫۸۹	۱۲٫۲۲	۱۹٫۵۵	۹۸٫۸۴	۱۰۳٫۶۵	۹۴٫۹۳	۱٫۶۳
قطر	۲۸۶۲	۳۱۸۵	۲۴۸۸	۲۱۶٫۶	۹۹	۹۵۷	۰	۲۱۶٫۵	۴۴٫۶۷	۷۰٫۸۹	۱۲٫۲۲	۱۹٫۵۵	۹۸٫۸۴	۱۰۳٫۶۵	۹۴٫۹۳	۱٫۶۳
عراق	۴۸۵	۵۵۱	۴۴۴	۲۶٫۳۴	۷۸۳	۳۱۸۶	.	۹۳۸٫۶	۴۴٫۶۷	۷۰٫۸۹	۱۲٫۲۲	۱۹٫۵۵	۹۸٫۸۴	۱۰۳٫۶۵	۹۴٫۹۳	۱٫۶۳
بحرین	۱۵۱۵	۱۹۳۷	۱۲۹۷	۱۵۵٫۱	۲۲	۳۰۱	۰	۴۸٫۷	۴۴٫۶۷	۷۰٫۸۹	۱۲٫۲۲	۱۹٫۵۵	۹۸٫۸۴	۱۰۳٫۶۵	۹۴٫۹۳	۱٫۶۳
کویت	۵۵۳۰	۶۳۹۳	۴۴۴۳	۷۲۹٫۸	۲۹	۲۷۸	.	۵۸٫۲	۴۴٫۶۷	۷۰٫۸۹	۱۲٫۲۲	۱۹٫۵۵	۹۸٫۸۴	۱۰۳٫۶۵	۹۴٫۹۳	۱٫۶۳
عمان	۳۸۴۱	۴۱۹۷	۳۳۸۳	۲۷۹٫۲۶	۱۶	۱۴۴	۰	۳۳٫۵	۴۴٫۶۷	۷۰٫۸۹	۱۲٫۲۲	۱۹٫۵۵	۹۸٫۸۴	۱۰۳٫۶۵	۹۴٫۹۳	۱٫۶۳
مصر	۱۱۹۹۲	۱۴۱۰۸	۸۷۵۶	۱۸۵۰٫۷	۴۰	۲۴۸	.	۶۷٫۹	۴۴٫۶۷	۷۰٫۸۹	۱۲٫۲۲	۱۹٫۵۵	۹۸٫۸۴	۱۰۳٫۶۵	۹۴٫۹۳	۱٫۶۳
ترکیه	۱۱۹۴	۱۲۲۱۰	۸۴۲	۱۱۸۷٫۵	۹۵۰	۵۱۳۸	.	۱۵۹۲٫۷	۴۴٫۶۷	۷۰٫۸۹	۱۲٫۲۲	۱۹٫۵۵	۹۸٫۸۴	۱۰۳٫۶۵	۹۴٫۹۳	۱٫۶۳
امارات	۲۳۵۸	۲۸۶۳	۱۶۸۲	۴۴۷٫۱۸	۹۳	۵	.	۱۷۴٫۱	۴۴٫۶۷	۷۰٫۸۹	۱۲٫۲۲	۱۹٫۵۵	۹۸٫۸۴	۱۰۳٫۶۵	۹۴٫۹۳	۱٫۶۳

جدول ۱ خلاصه ای از آمار شاخص بورس و تعداد روزانه افراد مبتلا به ویروس کرونا در اولین پیک ویروس کرونا را نشان می دهد. با نگاهی به تعداد مبتلایان روزانه، ترکیه با میانگین ۹۵۰ نفر بیشترین تعداد مبتلایان و عمان با میانگین ۱۶ نفر کمترین تعداد مبتلایان را دارند. همچنین، به جز ایران، همه کشورها شاهد کاهش شاخص سهام خود بوده اند.

در شکل شماره ۲ به بررسی اوج‌گیری دوره دوم کرونا پرداخته‌ایم. در این نمودار تعداد مبتلایان به کرونا ویروس با شاخص سهام کشورهای منتخب نمایش داده می‌شود. همان‌طور که در شکل قابل‌مشاهده است، شاخص سهام تمامی کشورهای حوزه‌ی خاورمیانه به‌جز ایران در دوران اوج‌گیری دوم کرونا دارای رشد مثبت بوده است. برخلاف دوره‌ی اول که برای همه‌ی کشورها رابطه‌ی تعداد مبتلایان و شاخص سهام کاملاً معکوس یکدیگر بودند در این دوره این رابطه به یک‌روند تبدیل‌شده و حتی در برخی از کشورها ازجمله امارات و کویت این رابطه به یک رابطه مستقیم تبدیل‌شده است.



Nc Index

شکل شماره۲: نمودار زمانی شاخص سهام ، شاخص نوسان ضمنی (Vix)،دوره دوم اوج‌گیری

جدول ۲. آمار توصیفی در اوج‌گیری دوم

	شاخص سهام				مبتلایان روزانه به کرونا				قیمت هر بشکه نفت				قیمت شاخص دلار			
کشورها	میانگین (%)	ماگزیمم (%)	مینیمم (%)	انحراف معیار	میانگین (%)	ماگزیمم (%)	مینیمم (%)	انحراف معیار	میانگین	ماگزیمم	مینیمم	انحراف معیار	میانگین	ماگزیمم	مینیمم	انحراف معیار
ایران	۱۳۷۳۱۳۰	۱۵۹۷۱۲۵	۱۱۵۰۲۲۴	۱۱۷۷۲۹	۷۶۹۸	۱۴۵۰۱	۳۵۲۳	۳۱۴۳	۴۶،۵۳	۵۵،۸۱	۳۵،۸۹	۵،۹۶	۹۱،۶۱	۹۴،۰۶	۸۹،۴۱	۱،۴۲
عربستان	۸۵۷۱	۸۹۳۱	۷۸۶۴	۲۴۶،۴	۲۶۸	۵۳۹	۸۲	۱۱۹،۴	۴۶،۵۳	۵۵،۸۱	۳۵،۸۹	۵،۹۶	۹۱،۶۱	۹۴،۰۶	۸۹،۴۱	۱،۴۲
قطر	۱۰۲۱۱	۱۰۹۱۳	۱۰۰۱	۱۰۵۲،۰۹	۲۰۰	۳۴۱	۱۱۷	۴۰،۳	۴۶،۵۳	۵۵،۸۱	۳۵،۸۹	۵،۹۶	۹۱،۶۱	۹۴،۰۶	۸۹،۴۱	۱،۴۲
عراق	۴۸۵	۵۰۸	۴۱۷	۱۱،۲	۲۰۷۶	۴۶۹۱	۵۹۵	۴۱،۰۲	۴۶،۵۳	۵۵،۸۱	۳۵،۸۹	۵،۹۶	۹۱،۶۱	۹۴،۰۶	۸۹،۴۱	۱،۴۲
بحرین	۱۴۶۳	۱۴۹۸	۱۴۲۶	۲۱،۶	۲۵۷	۵۷۴	۱۱۴	۱۰۱،۷	۴۶،۵۳	۵۵،۸۱	۳۵،۸۹	۵،۹۶	۹۱،۶۱	۹۴،۰۶	۸۹،۴۱	۱،۴۲
کویت	۵۵۸۱	۵۷۸۰	۵۳۴۵	۹۸،۶	۴۷۸	۹۰۳	۱۷۲	۲۰۱،۲	۴۶،۵۳	۵۵،۸۱	۳۵،۸۹	۵،۹۶	۹۱،۶۱	۹۴،۰۶	۸۹،۴۱	۱،۴۲
عمان	۳۶۲۳	۳۷۴۷	۳۵۳۵	۴۸،۷	۴۴۰	۹۵۰	۷۰	۲۳۹،۲	۴۶،۵۳	۵۵،۸۱	۳۵،۸۹	۵،۹۶	۹۱،۶۱	۹۴،۰۶	۸۹،۴۱	۱،۴۲
مصر	۱۱۵۹۵	۷۰۷۳۶	۱۱۶۱	۶۵۰۸	۵۰۲	۱۴۰۹	۹۸	۳۸۳،۶	۴۶،۵۳	۵۵،۸۱	۳۵،۸۹	۵،۹۶	۹۱،۶۱	۹۴،۰۶	۸۹،۴۱	۱،۴۲
ترکیه	۱۶۲۶۰	۱۷۸۵	۱۱۱۲	۱۴۹،۱	۱۳۸۶۵	۳۳۱۹۸	۵۲۷۷	۸۴۰۷،۲	۴۶،۵۳	۵۵،۸۱	۳۵،۸۹	۵،۹۶	۹۱،۶۱	۹۴،۰۶	۸۹،۴۱	۱،۴۲
امارات	۴۹۷۲	۵۶۷۶	۴۴۸۲	۳۳۳،۸	۱۶۴۵	۳۹۳۹	۹۱۵	۸۶۷،۵	۴۶،۵۳	۵۵،۸۱	۳۵،۸۹	۵،۹۶	۹۱،۶۱	۹۴،۰۶	۸۹،۴۱	

جدول شماره ۲ آمار خلاصه شاخص بورس سهام و تعداد روزانه افراد آلوده به ویروس تاج در اوج دوم ویروس کرونا را نشان می دهد. با نگاهی به تعداد افراد آلوده روزانه، ترکیه بیشترین تعداد افراد آلوده را با میانگین ۱۳،۸۶۵ دارد و قطر کمترین تعداد افراد آلوده را با میانگین ۲۰۰ نفر دارد. همچنین شاخص بورس کشور از حالت نزولی خارج شده است.

۴. برآورد مدل و تحلیل نتایج تجربی

۴-۱ آزمون مانایی

برای اینکه در تخمین مدل، دچار رگرسیون کاذب نشویم بایستی ابتدا از مانا بودن متغیرها اطمینان حاصل کنیم. چنانچه متغیرها ایستا باشند تخمین‌ها مشکل رگرسیون ساختگی را نخواهد داشت. برای این منظور آزمون فیشر را برای دو دوره زمانی انجام می‌دهیم.

جدول ۳:آزمون ریشه واحد برای بازه زمانی اول و دوم

	شاخص سهام	مبتلایان کرونا	نفت اوپک	انس جهانی	شاخص دلار
دوره اول	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)
دوره دوم	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)

همان‌طور که از نتایج جدول شماره ۳ مشخص است،تمامی متغیرها در بازه زمانی اوج‌گیری اول به‌جز متغیر شاخص سهام و تعداد مبتلایان روزانه به کرونا با یک دوره تفاضل گیری مانا شده‌اند. همچنین در بازه زمانی اوج‌گیری دوم تمامی متغیرها به‌جز شاخص دلار در سطح مانا هستند.

۲-۴ آزمون هم انباشتگی

در این تحقیق روابط کوتاه‌مدت بین متغیرها را با استفاده آزمون پدرونی مورد آزمون قرار خواهیم داد. در این آزمون فرضیه صفر نشان‌دهنده عدم وجود هم انباشتگی ویا وجود رابطه‌ی کوتاه‌مدت در بین متغیرها و فرضیه یک نشان‌دهنده وجود هم انباشتگی و یا وجود رابطه بلندمدت در بین متغیرها می‌باشد.

جدول ۴. آزمون هم انباشتگی برای بازه زمانی اول و دوم

		Statistic	p-value
دوره اول	Modified Phillips–Perron t	۱,۱۸۴۱	۰,۱۱۸۲
	Phillips–Perron t	۰,۱۱۵۴	۰,۴۵۴۰
	Augmented Dickey–Fuller t	۱,۶۰۱۳	۰,۰۵۴۷
دوره دوم		Statistic	p-value
	Modified Phillips–Perron t	-۴,۲۸۵۳	۰,۰۰۰
	Phillips–Perron t	-۷,۷۴۹۰	۰,۰۰۰
	Augmented Dickey–Fuller t	-۸,۳۲۰۹	۰,۰۰۰

با توجه به آماره‌های جدول شماره ۴ برای دوره زمانی اول فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی تائید و فرضیه یک رد می‌گردد، درنتیجه میان متغیرها رابطه‌ی کوتاه‌مدت برقرار است. همچنین برای دوره دوم اوج‌گیری فرضیه صفر رد و فرضیه یک پذیرفته می‌شود.

۳-۴ آزمون هاسمن

جهت تعیین روش مناسب بین سه تخمین زن DEF,PMG,MG آزمون هاسمن به کار گرفته می‌شود. بعد از برآورد مدل مذکور نتایج آزمون هاسمن در جدول زیر نشان داده‌شده است.

جدول ۵. آزمون هاسمن برای سه تخمین زن PMG و MG و DFE

	نتایج آزمون هاسمن بین تخمین زن‌های PMG و MG	
دوره اول	۱۶,۰۸=مقدار آماره کای دو	۰,۰۰۲=مقدار احتمال
دوره دوم	۵۹,۰۷=مقدار آماره کای دو	۰,۰۰۰=مقدار احتمال
	نتایج آزمون هاسمن بین تخمین زن‌های DFE و PMG	
دوره اول	۴,۱۷=مقدار آماره کای دو	۱/۰۰۰=مقدار احتمال
دوره دوم	۰,۰۰ =مقدار آماره کای دو	۱,۰۰۰ =مقدار احتمال

مقدار آماره کای دو و احتمال مربوطه در جدول ۵ قابل‌مشاهده می‌باشد. در دوره زمانی اول برای انتخاب نوع برآوردگر میان PMG و MG، آزمون هاسمن برازش داده شد. فرض صفر در آزمون به‌صورت پذیرش برآوردگر MG تنظیم گردید. آزمون با آماره کای دو 16/08 فرض صفر را رد می‌کند (P-value=0.002). بنابراین برآوردگر PMG انتخاب می‌گردد. همچنین برای انتخاب نوع برآوردگر میان PMG و DFE فرض صفر در آزمون به‌صورت پذیرش برآوردگر PMG تنظیم گردید. آزمون با آماره کای دو 4/17 فرض صفر مبنی بر استفاده از برآوردگر PMG را تائید نمود (P-value=1.000).

در دوره زمانی دوم نیز فرض صفر در آزمون بصورت پذیرش برآوردگر MG تنظیم گردید. آزمون با آماره کای دو ۵۹,۰۷ فرض صفر را رد می‌کند (P-value=0.000). بنابراین برآوردگر

PMG انتخاب می‌گردد. همچنین برای انتخاب نوع برآوردگر میان PMG و DFE فرض صفر در آزمون به‌صورت پذیرش برآوردگر PMG تنظیم گردید. آزمون با آماره کای دو ۰,۰۰ فرض صفر مبنی بر استفاده از برآوردگر PMG را تائید نمود (P-value=1.000).

قبل از برآورد مدل باید تعداد وقفه‌های مناسب با معیارهای اطلاعات مشخص گردد. در اینجا وقفه بهینه برای متغیرها به‌صورت ARDL(1,0,0,0) در نظر گرفته‌شده است. نتایج برآورد مدل با تخمین زن PMG در جدول زیر نشان داده‌شده است.

جدول ۶. نتایج برآورد مدل با بهره‌گیری از تخمین زن PMG در اوج‌گیری اول

	متغیرها	ضرایب	آماره Z	احتمال
ضرایب بلندمدت	مبتلایان کرونا	-۴۹,۷۴	-۲۰,۵۵	۰,۰۰۰
	نفت اوپک	۷۲۱/۶۶	۳,۶۲	۰,۰۰۰
	انس جهانی	۱,۵۰	۷/۰۶	۰,۰۰۰
	شاخص دلار	-۸۶,۵۸	-۰,۶۵	۰,۵۱۵
ضرایب کوتاه‌مدت	مبتلایان کرونا	-۳۷/۹۸	-۶/۶۵	۰,۰۰۰
	نفت اوپک	۱۳۶/۵۷	۰,۹۵	۰,۳۴۰
	انس جهانی	۱۷/۷۷	۱/۰۷	۰/۲۸۴
	شاخص دلار	-۳۵,۲۱	-۰,۱۲	۰,۵۲۳
	جمله تصحیح خطا ECT	۰,۷۰۶	۰,۷۴	۰,۴۷۹

با در نظر گرفتن نتایج بالا، بررسی اثرات کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که متغیر مبتلایان روزانه کرونا با ضریب ۳۷,۹۸- دارای رابطه معکوس و معناداری با شاخص سهام در کشورهای حوزه‌ی خاورمیانه

می‌باشد. سایر متغیرها شامل قیمت نفت اوپک، انس جهانی و شاخص دلار با توجه به نتایج جدول بی‌معنا بوده و در دوره زمانی مذکور تأثیری بر روی شاخص سهام نداشته‌اند.

بررسی اثرات بلندمدت نشان می‌دهد علیرغم اینکه متغیر شاخص دلار بی‌معنا و متغیرهای مبتلایان روزانه کرونا، قیمت نفت اوپک و انس جهانی معنادار می‌باشند، اما با توجه به آماره جمله تصحیح خطا(ECT) دارای هیچ‌گونه رابطه بلندمدتی با شاخص سهام در دوره‌ی زمانی اوج‌گیری اول کرونانمی باشند.

جدول ۷. نتایج برآورد مدل با بهره‌گیری از تخمین زن PMG در اوج‌گیری اول

	متغیرها	ضرایب	آماره Z	احتمال
ضرایب بلندمدت	مبتلایان کرونا	۲۵,۵۱	۲۹,۳۶	۰,۰۰۰
	نفت اوپک	۸۳,۸۲	۱۹,۲۶	۰,۰۰۰
	انس جهانی	۲۴۵۷,۷	۱۵,۸۷	۰,۰۰۰
	شاخص دلار	-.۱۳۳۸	-۰,۱۹	۰,۸۴۷
ضرایب کوتاه‌مدت	مبتلایان کرونا	۲۳,۹۸	۳۹,۱۸	۰,۰۰۰
	نفت اوپک	۶۵,۵۳	۵,۳۴	۰,۰۰۰
	انس جهانی	۲۲,۰۱	۲۳,۲۰	۰,۰۰۰
	شاخص دلار	۱۳۴,۹۷	۰,۹۷	۰,۳۳۳
	جمله تصحیح خطا ECT	-۳,۹۷	-۰,۱۲	۰,۰۰۰

با در نظر گرفتن نتایج بالا، بررسی اثرات کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که متغیر مبتلایان روزانه کرونا با ضریب ۲۳,۹۸ دارای رابطه مستقیم و معناداری با شاخص سهام در کشورهای حوزه‌ی

خاورمیانه می‌باشد. سایر متغیرها شامل قیمت نفت اوپک و انس جهانی نیز دارای رابطه مستقیم و معنی‌داری با شاخص سهام هست اما شاخص دلار با توجه به نتایج جدول بی‌معنا بوده و در دوره زمانی مذکور تأثیری بر روی شاخص سهام نداشته است.

بررسی اثرات بلندمدت نشان می‌دهد که متغیرهای مبتلایان روزانه کرونا، قیمت نفت اوپک و انس جهانی معنی‌دار بوده و متغیر شاخص دلار در بازه زمانی اوج‌گیری دوم کرونا بی‌معنی می‌باشد. همچنین آماره جمله تصحیح خطا (ECT) با ضریب ۳,۹۷- معنادار بوده که نشان از وجود اثرات بلندمدت در میان متغیرها می‌باشد.

نکته قابل‌توجه در برآورد مدل دربازه ی اوج‌گیری دوم کرونا رابطه مستقیم تعداد مبتلایان روزانه به کرونا و شاخص سهام می‌باشد. همان‌طور که قابل‌مشاهده است اپیدمی ویروس کرونا هیچ تأثیر منفی بر روی شاخص سهام ندارد. علت این نتیجه می‌تواند کشف واکسن کرونا،وجود سیاست‌های فاصله‌گذاری اجتماعی و قرنطینه‌ای و ... باشد.

۵. نتیجه‌گیری

اثر ویروس کرونا با توجه به عوامل بسیاری مانند سیستم بهداشت، جمعیت، ساختار جمعیتی، جغرافیایی، سیاسی، درجه توسعه‌یافتگی و .... بر کشورها دور از انتظار نیست اما کاهش شدید رشد اقتصادی و به‌تبع کاهش تقاضا برای کشورها که اثر اولیه آن افت شدید بازارهای سرمایه در اکثر کشورها بوده است، کاملا قابل مشاهده می باشد. بسیاری از دولت‌ها درصدها کشور با موارد تائید شده‌ی کرونا ویروس درصدد بوده تا در مرحله‌ای نسبتاً کوتاه‌مدت، تأثیر این اپیدمی بر جامعه و به‌تبع بر اقتصاد کشور خود را کاهش دهند. در این مطالعه کوشش شده است تا بر اساس مرور ادبیات، متغیرهای مؤثر بر شاخص ترس در دوران کرونا ویروس شناسایی شود و بر پایه آن مدل تحقیق تصریح گردد. شیوه اقتصادسنجی مورداستفاده در این تحقیق Panel ARDL است. مناسب‌ترین الگوی برآورد پس از آزمون هاسمن انتخاب‌شده است. مدل در دوبازه زمانی تخمین زده شد، در بازه‌ی زمانی اوج‌گیری اول کرونا، تأثیر این ویروس و افزایش روزانه مبتلایان باعث سقوط سهام در کشورهای مورد مطالعه گردید اما در بازه‌ی زمانی دوم،

هرچند تعداد مبتلایان نسبت به پیک اول افزایش داشت، اما با اجرای سیاست‌های فاصله‌گذاری اجتماعی و قرنطینه‌ای و همچنین کشف واکسن کرونا باعث گردید که شاخص سهام در کشورها سقوط نکند و شاخص به یک‌روند تبدیل شود. نتایج تحقیق نشان داد که در دوره‌ی اول رابطه‌ی کوتاه‌مدتی میان متغیرها برقرار است، اما در دوره‌ی زمانی دوم رابطه‌ی کوتاه‌مدتی وجود ندارد و به‌جای آن رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرها برقرار است.

منابع

Ahmed, A., Uddin, G. S., & Sohag, K. (2016). Biomass energy, technological progress and the environmental Kuznets curve: Evidence from selected European countries. *Biomass Bioenergy, 90*, 202-208. https://doi.org/10.1016/j.biombioe.2016.04.004

Al-Awadhi, A. M., Alsaifi, K., Al-Awadhi, A., & Alhammadi, S. (2020). Death and contagious infectious diseases: Impact of the COVID-19 virus on stock market returns. *Journal of behavioral experimental finance, 27*, 100326. https://doi.org/10.1016/j.jbef.2020.100326

Albulescu, C. (2020). Coronavirus and financial volatility: 40 days of fasting and fear. *arXiv preprint arXiv:.04005*. https://doi.org/10.48550/arXiv.2003.04005

Ali, M., Alam, N., & Rizvi, S. A. R. (2020). Coronavirus (COVID-19)—An epidemic or pandemic for financial markets. *Journal of behavioral experimental finance, 27*, 100341. https://doi.org/10.1016/j.jbef.2020.100341.

Apergis, N., Mustafa, G., & Malik, S. (2023). The role of the COVID-19 pandemic in US market volatility: Evidence from the VIX index. *The Quarterly Review of Economics Finance, 89*, 27-35. https://doi.org/10.1016/j.qref.2023.03.004.

Arellano, M. (2003). *Panel data econometrics*: Oxford university press.

Ashraf, B. N. (2020). Stock markets' reaction to COVID-19: Cases or fatalities? *Research in international business finance, 54*, 101249. https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2020.101249

Asteriou, D., & Hall, S. (2007). *Applied Econometrics: A Modern Approach*. New York: Palgrave Macmillan.

Bakas, D., & Triantafyllou, A. (2020). Commodity price volatility and the economic uncertainty of pandemics. *Economics Letters, 193*, 109283. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2020.109283

Baldwin, R., & Di Mauro, B. W. (2020). Economics in the time of COVID-19: A new eBook. *VOX CEPR Policy Portal, 2*(3).

Baltagi, B. (2008). *Econometric analysis of panel data*: John Wiley & Sons.

Campos, N. F., & Kinoshita, Y. (2008). Foreign direct investment and structural reforms: Evidence from Eastern Europe and Latin America. *William Davidson Institute Working Paper*. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1141849

Demetriades, P., & Hook Law, S. (2006). Finance, institutions and economic development. *International journal of finance economics, 11*(3), 245-260. https://doi.org/10.1002/ijfe.296

Dharani, M., Hassan, M. K., Huda, M., & Abedin, M. Z. (2023). Covid-19 pandemic and stock returns in India. *Journal of Economics Finance, 47*(1), 251-266. https://doi.org/10.1007/s12197-022-09586-8

González-Velasco, C., & González-Fernández, M. (2023). Correction to: Has COVID-19 Pandemic Fear Affected Eurozone Stock Markets? In *Crises and Uncertainty in the Economy* (pp. 143-158). Singapore: Springer Nature Singapore.

Heyden, K. J., & Heyden, T. (2021). Market reactions to the arrival and containment of COVID-19: An event study. *Finance research letters, 38*, 101745. https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101745

Just, M., & Echaust, K. (2020). Stock market returns, volatility, correlation and liquidity during the COVID-19 crisis: Evidence from the Markov switching approach. *Finance research letters, 37*, 101775. https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101775

Laxminarayan, R., & Malani, A. (2011). Economics and finance, health, education, and welfare, public economics and policy.*]n Sherry Glied & Peter C. Smith (eds.), The Oxford Handbook of HealthEconomics.* http://doi.org/10.1093/oxfordhb/9780199238828.013.0009.

Morales, L., & Andreosso-O'Callaghan, B. (2020). Covid19: Global stock markets "black swan". *Critical Letters in Economics Finance, 1*(1), 1.

Ozili, P. K., & Arun, T. (2023). Spillover of COVID-19: impact on the Global Economy. In *Managing inflation and supply chain disruptions in the global economy* (pp. 41-61): IGI Global.

Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1995). *An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis* (Vol. 9514): Department of Applied Economics, University of Cambridge Cambridge, UK.

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. https://doi.org/10.1080/01621459.1999.10474156

Pesaran, M. H., & Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of econometrics, 68*(1), 79-113. https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01644-F

Shah, K., Chaudhari, G., Kamrai, D., Lail, A., & Patel, R. S. (2020). How essential is to focus on physician's health and burnout in coronavirus (COVID-19) pandemic? *Cureus, 12*(4). https://doi.org/10.7759/cureus.7538

Shaikh, I. (2021). Impact of COVID-19 pandemic disease outbreak on the global equity markets. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja, 34*(1), 2317-2336. https://doi.org/1331677/10/108X.2020.1863245

Zhang, D., Hu, M., & Ji, Q. (2020). Financial markets under the global pandemic of COVID-19. *Finance research letters, 36*, 101528. https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101528