

## بررسی تأثیر شوک‌های پایداری اقتصاد کلان بر شاخص قیمت سهام در ایران با استفاده از رویکرد مدل خودرگرسیون برداری بیزین (BVAR)

محمد اعظم رجبیان<sup>۱</sup>، \* احمد صباحی<sup>۲</sup>، محمدرضا لطفعلی پور<sup>۳</sup>، مهدی بهنام<sup>۴</sup>

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران

۲. دانشیار اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد، ایران

۳. استاد اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد، ایران

۴. استادیار اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد، ایران

(دریافت: ۱۳۹۷/۲/۱۹ پذیرش: ۱۳۹۷/۲/۱)

## The Effect of Macroeconomic Stability Indices Shocks on “TEPIX” by Bayesian VAR Model Approach

Mohammad Azam Rajabian<sup>1</sup>, \* Ahmad Sabahi<sup>2</sup>, Mohammad Reza Lotfalipour<sup>3</sup>, Mahdi Behnameh<sup>4</sup>

1. Ph.D. Student of Economics, Ferdowsi University, Mashhad, Iran

2. Associate Professor of Economics, Ferdowsi University, Mashhad, Iran

3. Professor of Economics, Ferdowsi University, Mashhad, Iran

4. Assistant Professor of Economics, Ferdowsi University, Mashhad, Iran

(Received: 9/May/2018 Accepted: 23/Sep/2018)

### Abstract:

Sustainability of macroeconomics is one of the most important economic issues of the country in recent years. Stable economies are more resilient and less agitated while facing destructive shocks. In this paper, the impact of macroeconomic sustainability indices on the total price index of Tehran Stock Exchange (TEPIX) during the period of 2000-2016 was investigated. The used methodology is Bayesian Vector Auto Regressive (BVAR) model. All Bayesian models consist of three basic components of the prior density function, the function of the righting reflex and the function of the posterior density, and various results can be obtained depending on which type of function is used in the model. The macroeconomic sustainability indicators include: the ratio of budget deficit to GDP, the misery indicator, and the ratio of the trade deficit to GDP. Finally, using the instantaneous response function, the impacts of macroeconomic sustainability indicators on the total stock price index is estimated. The results show that the budget deficit of the government has a positive effect on the total stock price index. This positive effect has been declining after three periods and loses its effect after 8 periods. The impact of misery indicator on the total stock price index is also positive which its effect decreases and vanishes after the second and eighth periods, respectively. The trade balance impact has a negligible initial effect on the total stock price index, which has been declining after the third period despite of the first increase until the second period.

**Keywords:** Macroeconomic Stability, TEPIX, Bayesian Vector Auto Regressive (BVAR).

**JEL:** C53, F41, F47.

### چکیده:

پایداری اقتصاد کلان یکی از مهمترین مسائل اقتصادی کشور در سال‌های اخیر می‌باشد. چون اقتصاد با ثبات بالا در مواجهه با شوک‌های مخرب ایستادگی بیشتری داشته و کمتر متلاطم می‌شود. در این مقاله به بررسی تأثیر شوک‌های شاخص‌های پایداری اقتصاد کلان بر شاخص کل قیمت بورس تهران طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۷۹ پرداخته شده است. متدولوژی استفاده شده مدل خودرگرسیون برداری بیزین (BVAR) می‌باشد. تمامی مدل‌های بیزین مشتمل بر سه جزء اساسی تابع چگالی پیشین، تابع راستمایی و تابع چگالی پسین است و بسته به اینکه از چه نوع تابع پیشینی در مدل استفاده شود، نتایج مختلفی به دست می‌آید. شاخص‌های پایداری اقتصاد کلان شامل: نسبت کسری بودجه به GDP، شاخص فلاکت و نسبت کسری تراز تجاری به GDP می‌باشد. در نهایت با استفاده از تابع عکس‌العمل آنی اثر شوک‌های وارده بر شاخص‌های پایداری اقتصاد کلان روی شاخص کل قیمت بورس برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد شوک کسری بودجه دولت اثر مثبتی بر شاخص کل قیمت بورس می‌گذارد. این اثر مثبت پس از سه دوره افزایش، روند کاهشی دارد و پس از ۸ دوره تأثیر خود را از دست می‌دهد. اثر شوک شاخص فلاکت بر شاخص کل قیمت بورس نیز مثبت است که پس از افزایش تا دوره دوم روند کاهشی در پیش می‌گیرد و پس از ۸ دوره تأثیر آن از بین خواهد رفت. شوک تراز تجاری اثر مثبت اولیه ناچیز بر شاخص کل قیمت بورس دارد که بعد از افزایش اولیه تا دوره دوم، از دوره سوم کاهشی بوده است.

**واژه‌های کلیدی:** پایداری اقتصاد کلان، شاخص قیمت سهام، الگوی

خودرگرسیون برداری بیزین.

**طبقه‌بندی JEL:** F47, F41, C53.

\* نویسنده مسئول: احمد صباحی

E-mail: sabahi@um.ac.ir

\*Corresponding Author: Ahmad Sabahi

## ۱- مقدمه

در توصیف یک محیط اقتصاد کلان بر پنج شاخص نرخ تورم، نرخ ارز، نرخ بهره، وضعیت مالی دولت و وضعیت تراز پرداخت‌ها تأکید می‌شود. در صورتی که کسری بودجه (به صورت نسبی از GDP) در سطح معقولی باشد و نرخ تورم نیز کم و قابل پیش‌بینی باشد، نرخ واقعی ارز رقابتی و نزدیک به سطح تعادلی و وضعیت نرخ بهره و تراز پرداخت‌ها مناسب رشد و توسعه باشد، محیط اقتصاد کلان شرایط باثباتی خواهد داشت. این تصویری است که عموماً در کشورهای پیشرفته مشاهده می‌شود. در مقابل، کشورهای در حال توسعه غالباً با نرخ‌های تورم بالا، کسری بودجه فزاینده و ناپایدار، نوسانات شدید نرخ واقعی ارز و کسری مزمن تراز پرداخت‌ها مواجه هستند. ثبات اقتصاد کلان مبنای اصلی رشد پایدار اقتصادی است، زیرا پس‌انداز ملی و سرمایه‌گذاری خصوصی را افزایش داده و با تقویت رقابت‌پذیری صادرات، تراز پرداخت‌ها را بهبود می‌بخشد. رشد پایدار اقتصادی مستلزم کارکرد آزاد و رقابتی قیمت‌ها و ایجاد یک محیط امن اقتصادی برای تشویق سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بوده است. در این ارتباط ثبات اقتصاد کلان می‌تواند نقش بسیار مؤثری داشته باشد. به‌علاوه ثبات اقتصاد کلان درباره جهت سیاست‌های اقتصادی و اعتبار متولیان پولی و مالی کشور در مدیریت کارآمد اقتصادی برای بخش خصوصی علائم مهمی به‌دنبال دارد (خلیلی‌عراقی و رمضانپور، ۱۳۸۰: ۱۴).

شوک‌های ثبات اقتصاد کلان بخش‌های مختلف اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. یکی از مهمترین بخش‌های اقتصاد هر کشور بازار سرمایه و بورس اوراق بهادار است که نبض اقتصاد محسوب می‌شود و نوسانات آن می‌تواند سایر بخش‌های اقتصاد را متأثر سازد. از این رو بایستی میزان تأثیرپذیری بورس اوراق بهادار ایران از شوک‌های ثبات اقتصاد کلان مورد ارزیابی قرار گیرد تا در صورت نیاز اقدامات مقتضی صورت گیرد.

این مقاله در پنج بخش سازمان یافته است. پس از مقدمه در بخش دوم مبانی نظری و پیشینه تحقیق در رابطه با ثبات اقتصاد کلان و شاخص‌های آن و نحوه ارتباط آن با شاخص کل قیمت بورس ارائه شده است. در بخش سوم به روش شناسی تحقیق پرداخته و برآورد مدل در بخش چهارم ارائه شده است. بخش پایانی به نتیجه‌گیری و پیشنهادها اختصاص یافته است.

## ۲- ادبیات موضوع

## ۲-۱- مبانی نظری

ثبات اقتصاد کلان با متغیرهایی که با عدم تعادل مرتبط هستند، مانند تغییرات قیمتی، کسری بودجه و بدهی دولت، پرداخت‌های تراز حساب‌های جاری، بیکاری و نرخ ارز اندازه‌گیری می‌شود. بریگالیو و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۰۶: ۲۷۷) در مقاله همبستگی ثبات اقتصادی و انعطاف‌پذیری اقتصاد بیان می‌کند که ثبات در اقتصاد در ارتباط مستقیم بین برهمکنش تقاضا و عرضه کل در اقتصاد است، اگر وضعیت بودجه دولت متوازن، نرخ تورم قابل قبول و نرخ بیکاری به نرخ طبیعی نزدیک باشد، همچنین اقتصاد در شرایط تراز تجاری قرار داشته باشد، انعطاف‌پذیری اقتصاد بالا خواهد بود. این متغیرها به شدت تحت تأثیر سیاست‌های اقتصادی هستند و می‌توانند شاخص‌های مناسبی برای انعطاف‌پذیری اقتصادی در مواجهه با شوک‌های مضر باشند. مؤلفه‌های ثبات اقتصادی مرتبط با شاخص انعطاف‌پذیری که به وسیله بریگالیو بیان شده است شامل نسبت کسری بودجه به GDP، شاخص فلاکت و نسبت کسری تراز تجاری به GDP می‌باشند.

در مورد اثرات اقتصادی کسری بودجه دولت دو دیدگاه عمده وجود دارد. دیدگاه سنتی و دیدگاه طرفداران نظریه برابری ریکاردویی. از نظر طرفداران دیدگاه سنتی که مورد تأیید بسیاری از اقتصاددانان کلاسیک مانند مالتوس<sup>۲</sup>، جان استوارت میل<sup>۳</sup> و ویلیام استنلی جونز<sup>۴</sup>، و کنت آرو<sup>۵</sup> است، کاهش مالیات به افزایش مصرف منجر می‌شود. پس‌انداز بخش خصوصی متناظر با کسری بودجه افزایش نمی‌یابد و پس‌انداز ملی کاهش می‌یابد. دلیل منطقی افزایش تقاضای مصرف‌کنندگان این است که وقتی سیاست کسری بودجه اعمال می‌شود و مالیات را به نسل‌های بعدی منتقل می‌کند، مصرف‌کنندگان (که در یک دوره زمانی محدود قرار دارند) احساس می‌کنند که ثروت آنها افزایش یافته است، بنابراین مصرف خود را افزایش می‌دهند. کینزین‌ها استدلال‌ات خود را بر پایه دو فرض امکان عدم به‌کارگیری منابع تولید در سطح اشتغال کامل و کوتاه‌نگر بودن مصرف‌کنندگانی که دچار محدودیت نقدینگی هستند، مطرح نموده‌اند. فرض دوم کینزین‌ها بیان‌کننده این نکته است که مصرف نسبت به تغییرات درآمد قابل تصرف بسیار حساس

1. Briguglio et al. (2006)

2. Malthus

3. Mill

4. Stanley Jones

5. Kenneth Arrow

که مورد حمایت دانشمندی نظیر ایروینگ فیشر<sup>۵</sup> قرار گرفته است، سهام نسبت به تورم مقاوم بوده و به اصطلاح نوعی سپر تورمی تلقی می‌شود. نظریه‌های اخیر بر اهمیت عدم تقارن اطلاعات در بازارهای اعتباری تأکید می‌کند و نشان می‌دهد که چگونه افزایش نرخ تورم اثر منفی بر اصطکاک بازار اعتبارات داشته و پیامدهایی منفی بر عملکرد بخش مالی (اعم از بانک‌ها و بازار سهام) و به تبع آن بر فعالیت‌های بلندمدت بخش واقعی اقتصاد دارد (هیبنس و بروس<sup>۶</sup>، ۱۹۹۸: ۳۷۸). از ویژگی‌های مشترک این نظریه‌ها آن است که آنها نوعی اصطکاک‌های اطلاعاتی را مد نظر قرار می‌دهند که به شدت درون‌زا می‌باشد. با توجه به این ویژگی، افزایش در نرخ تورم، نرخ بازده واقعی نه تنها پول، بلکه تمامی دارایی‌ها را به طور کلی پایین می‌آورد. کاهش ضمنی در بازده واقعی، اصطکاک بازار اعتبارات را تشدید می‌کند. از آنجایی که این اصطکاک بازار منجر به سهمیه‌بندی اعتباری می‌شود، سهمیه‌بندی اعتباری به همان اندازه منجر به افزایش تورم می‌گردد. در نتیجه بخش مالی وام‌های کمتری می‌دهد. در این صورت تخصیص منابع با کارایی کمتری همراه است، و فعالیت واسطه‌های مالی در نتیجه پیامدهای منفی مترتب بر سرمایه‌گذاری، کاهش می‌یابد. کاهش در تشکیل سرمایه به طور منفی بر عملکرد بلندمدت اقتصادی و فعالیت بازار سهام (جایی که درخواست مالکیت سرمایه معامله می‌شود) تأثیر می‌گذارد. ادبیات نظری در رابطه با پیامدهای ناشی از نرخ‌های بلندمدت و پایدار تورم بر بازار سهام را می‌توان به صورت زیر خلاصه نمود:

نرخ‌های بالاتر تورم با تورم بزرگ‌تر و تغییرپذیری بازده سهام مرتبط هستند. چندین آستانه تورم ممکن است رابطه بین تورم و شرایط بخش مالی را مشخص کند. هنگامی که تورم بیش از سطح بحرانی است، افزایش (بلندمدت) در نرخ تورم ممکن است هیچ تأثیری بر بخش مالی نداشته باشد. تورم بالا در بلندمدت، سطوح پایین فعالیت کوتاه‌مدت در بخش واقعی و نیز نرخ‌های رشد اقتصادی آهسته‌تر در بلندمدت را نتیجه می‌دهد.

تراز تجاری<sup>۷</sup> که در برخی از منابع از آن به «خالص صادرات» یاد می‌شود، به تفاوت میان ارزش پولی واردات و

است. میل نهایی به مصرف در افراد کوتاه‌نگر زیاد است و سیاست کسری بودجه باعث افزایش مصرف می‌شود، زیرا افراد کسری بودجه را همچون ثروت خالص که می‌تواند تقاضای کل را افزایش دهد، در نظر می‌گیرند؛ بنابراین از دیدگاه کینزین‌ها کسری بودجه علیرغم این حقیقت که باعث بالا رفتن نرخ بهره می‌شود، ممکن است سبب رونق و رشد کلی اقتصاد گردد. از سوی دیگر سرمایه‌گذاری دولتی بالاتر می‌تواند سبب بهره‌وری کل سرمایه‌گذاری خصوصی شده و در نتیجه زمینه افزایش سرمایه‌گذاری خصوصی را فراهم سازد. بنابراین از دیدگاه کینزین‌ها کسری بودجه دولت می‌تواند باعث افزایش در مصرف و سرمایه‌گذاری و همچنین افزایش تقاضای کل شود (جعفری صمیمی و اعظمی، ۱۳۹۱: ۱۵۳).

دیدگاه دیگر در مورد کسری بودجه، نظریه ریکاردین‌ها است که به برابری ریکاردویی<sup>۱</sup> معروف است. این نظریه نخستین بار توسط دیوید ریکاردو<sup>۲</sup> مطرح و در نهایت توسط رابرت بارو<sup>۳</sup> تکمیل شد. این نظریه بر اساس دو فرض انتظارات عقلایی و فرض افق دید خانوارها، شکل گرفته است. چون دولت با کاهش مالیات‌ها و تأمین کسری بودجه از طریق استقراض در آینده مجبور می‌شود برای بازپرداخت بدهی‌های خود و بهره آنها مالیات‌ها را افزایش دهد. ریکاردو بر این عقیده بود که افزایش کسری بودجه، ناشی از افزایش هزینه‌های دولت بوده که به‌هرحال باید در زمان حال یا بعداً پرداخت شود. بنابراین کاهش مالیات‌ها که از سیاست کسری بودجه ناشی شده است، هیچ اثری بر مصرف و پس‌انداز ندارد و از این طریق سایر متغیرهای اقتصادی از جمله رشد اقتصادی را بدون تغییر باقی می‌گذارد (منکیو<sup>۴</sup>، ۲۰۰۴: ۹۱).

در رابطه با تأثیر نرخ تورم بر بازار سهام، نتایج با ابهام مواجه است. ادبیات نظری در حال گسترش در این حوزه، سازوکارهایی را شرح داده است که به موجب آن حتی افزایش قابل پیش‌بینی نرخ تورم با توانایی بخش مالی در تخصیص کارایی منابع تداخل دارد. از دیدگاه سنتی تورم و بازده اسمی سهام با یکدیگر رابطه مثبت دارد. بدین معنی که با افزایش تورم، بازده سهام نیز به تناسب آن افزایش می‌یابد و در نتیجه بازده واقعی سهام ثابت می‌ماند. به عبارت دیگر از این دیدگاه

۵. این دیدگاه که به فرضیه فیشر نیز معروف است را به ایروینگ فیشر نسبت می‌دهند. برای مطالعه بیشتر رجوع شود به Irving Fisher, The Theory of Interest (Macmillan, New York) 1930  
6. Huybens & Bruce (1998)  
7. Balance of Trade

1. Ricardian Equivalence  
2. David Ricardo  
3. Robert Barro  
4. Mankiw (2004)

داخلی خواهد گذاشت. همچنین کسری تراز تجاری منجر به مازاد تقاضا در بازار ارز خواهد شد و در نهایت در یک سیستم نرخ ارز شناور موجب افزایش نرخ ارز می‌شود. تغییرات نرخ ارز می‌تواند بازار سرمایه را تحت تأثیر قرار دهد. بنابراین شوک‌های کسری تراز تجاری از کانال نرخ ارز بازار سرمایه و بورس اوراق بهادار را تحت تأثیر قرار خواهند داد.

## ۲-۲- پیشینه تحقیق

با توجه به اینکه در خصوص تأثیر کسری بودجه دولت بر بازار سرمایه کارهای تجربی زیادی انجام نشده است، به مطالعات تجربی پیرامون تأثیر کسری بودجه دولت بر رشد اقتصادی اشاره می‌شود. چرا که در صورت رشد اقتصادی، سودآوری شرکت‌ها نیز افزایش یافته و رونق بازار سرمایه را خواهیم داشت. بر اساس مطالعات انجام شده، رشد اقتصادی و شاخص کل قیمت بورس ارتباط مستقیم دارند.

برنج<sup>۶</sup> در مدل رگرسیونی خود از نرخ رشد سهام و تولیدات استفاده نمود. او به این نتیجه دست یافت که رشد تولیدات با رشد قیمت سهام ارتباط مثبت و معناداری دارد (برنج، ۱۹۷۴: ۵۱).

فاما و همکاران<sup>۷</sup> تلاش نمودند رابطه مثبت بین بازده سهام و تولید ناخالص ملی را نشان دهند و ارتباط بین بازده واقعی سهام و تولید ناخالص حقیقی را مثبت و معنی‌دار ارزیابی نمودند (فاما و همکاران، ۱۹۷۷: ۱۳۵).

کهو<sup>۸</sup> (۲۰۱۰: ۹۹)، دلاوری و بصیر (۱۳۹۱: ۱۹)، زمردیان و همکاران (۱۳۹۴: ۹۸) رابطه بلندمدت کسری بودجه و عملکرد اقتصاد کلان را مورد مطالعه قرار داده‌اند. آنها در این مطالعات، به این نتیجه رسیدند که بین کسری بودجه و رشد اقتصادی در بلندمدت رابطه منفی وجود دارد.

فرح‌بخش و فرزین‌وش در مطالعه‌ای به بررسی اثر کسری بودجه بر رشد اقتصادی برای ۷۰ کشور با گروه‌های درآمدی مختلف پرداختند. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که بین کسری بودجه و رشد اقتصادی در کشورهای با درآمد بالا ارتباطی وجود ندارد، اما این ارتباط برای کشورهای با درآمدهای متوسط و پایین برقرار است (فرح‌بخش و فرزین‌وش، ۱۳۸۸: ۱۸۸).

یونیدیس و کونتونیکاس<sup>۹</sup> (۲۰۰۸) به بررسی تأثیر

صادرات خروجی در طی یک دوره معین گفته می‌شود. از دیدگاه نظریه اقتصاد کلاسیک مانند درون‌بوش و فیشر با طرح مدل‌های جریان‌گر<sup>۱</sup> فرض می‌کنند که حساب جاری کشور و تراز تجاری دو عامل مهم تعیین‌کننده نرخ ارز هستند، در واقع، این مدل بر نقش نرخ ارز در رقابت صادراتی بین‌الملل تأکید دارد. بر این اساس، تغییرات در نرخ ارز با تحت تأثیر قرار دادن رقابت بین‌المللی و تراز تجاری بر متغیرهای واقعی اقتصاد مانند تولید و درآمد واقعی و نیز بر جریان نقدینگی آتی و جاری شرکت‌ها و قیمت سهام آنها تأثیر می‌گذارد. بر اساس این مدل، کاهش ارزش پول داخلی، صادرات بنگاه‌های داخلی در یک مقیاس بین‌المللی ارزان‌تر می‌شود. افزایش مزیت کالای تولید داخل و به دنبال آن، افزایش صادرات نیز به درآمد بالاتر منجر می‌شود؛ بنابراین، بر اساس مدل درون‌بوش و فیشر نرخ ارز با قیمت سهام رابطه مستقیم دارد (ابووفایی و چمبرز<sup>۲</sup>، ۲۰۱۵: ۱۸). آدام اسمیت و دیوید ریکاردو در مکتب کلاسیکی به تأثیر مثبت تجارت در قالب مزیت‌های مطلق و نسبی تأکید داشتند. دهه‌های ۱۹۵۰، ۱۹۶۰ و ۱۹۷۰ میلادی سال‌های پیروی از اندیشه حمایت و اجرای مدل‌های رشد متکی بر جایگزینی واردات بود. در کنار این موج، برخی مکاتب و پژوهشگران مانند سالواتوره بر این عقیده تأکید می‌ورزیدند که کشورهای با اقتصاد باز بر کشورهای درون‌نگر در رشد اقتصادی پیشی خواهند گرفت. در دهه ۱۹۸۰، راهبردهای توسعه بر مبنای تغییر ساختار توصیه می‌شد که جزء اصلی آنها را کاهش موانع تجاری و آزادسازی تجارت خارجی تشکیل می‌داد. برخلاف استراتژی جایگزینی واردات، طرفداران استراتژی توسعه صادرات معتقدند که کشورهای در حال توسعه تا آنجا که امکان دارد باید درآمد صادراتی خود را افزایش داده و از محل آن اقدام به سرمایه‌گذاری و مصرف نمایند.

اقتصاددانانی نظیر رومر<sup>۳</sup>، لوکاس<sup>۴</sup>، گروسمن و هلپمن<sup>۵</sup> پایه‌های نظری ارتباط مثبت بین تجارت خارجی و رشد اقتصادی را مطرح می‌کنند و چگونگی تأثیر پویا و مستمر تجارت خارجی بر نرخ رشد اقتصادی را نشان می‌دهند (ابریشی و همکاران، ۱۳۸۹: ۲۴۴). کسری تراز تجاری که یکی از اجزاء تقاضای کل در اقتصاد محسوب می‌شود با کاهش تقاضا منجر به مازاد عرضه شده و تأثیر منفی بر تولید ناخالص

1. Flow Oriented Models
2. Abouwafia & Chambers (2015)
3. Romer
4. Lucas
5. Grossman & Helpman

6. Branch (1974)

7. Fame et al. (1977)

8. Keho (2010)

9. Ionnidis & Kontonikas (2008)

سهام دارد (چینزر، ۲۰۱۱: ۴۵).

بر اساس مطالعات تجربی ارتباط بین شاخص‌های پایداری اقتصاد کلان بر بورس اوراق بهادار دارای نتایج متفاوتی است. در این مطالعات تمامی شاخص‌های ثبات اقتصاد کلان به‌طور همزمان بر بازار سرمایه بررسی نشده‌اند. این مقاله بر مبنای دیدگاه بریگالیو از پایداری اقتصاد کلان، این متغیرها را به‌طور همزمان در یک الگوی خود بازگشت برداری بی‌زین مورد مطالعه قرار خواهد داد.

### ۳- روش شناسی

در این مقاله برای بررسی تأثیر شوک‌های پایداری اقتصاد کلان بر بورس اوراق بهادار از الگوی خود بازگشت برداری بی‌زین (BVAR)<sup>۹</sup> استفاده خواهد شد. الگوی BVAR کامل‌کننده سیستم معادلات هم‌زمان و الگوی خودبازگشت برداری (VAR) است. چرا که در سیستم معادلات هم‌زمان، مدل مبتنی بر نظریه ساخته می‌شود، اما به‌صورت پویا نیست. در حالی که الگوی VAR به‌صورت پویا است.

اندرس<sup>۱۰</sup> (۱۹۹۵) بیان می‌دارد که الگوی VAR روش اقتصادسنجی مناسبی برای مطالعه روابط پویا بین متغیرهایی است که امکان وجود اثرات متقابل و مبهم بین آنها وجود داشته باشد (التجائی و ارباب‌افضلی، ۱۳۹۱: ۹۷). از آنجا که الگوهای VAR در ماهیت دارای پارامترهای زیادی برای تخمین هستند، از این رو، مشکل اساسی آنها فزونی پارامتر<sup>۱۱</sup> و کاهش شدید درجه آزادی در تخمین ضرایب و بی‌معنی بودن است. این مسئله، به خصوص در نمونه‌های کوچک شدیدتر به نظر می‌رسد. بنابراین، با توجه به فقدان اطلاعات آماری وسیع و طولانی در ایران، استفاده از روش‌های خودرگرسیون برداری بدون انقباض ضرایب آن مفید نیست و می‌تواند به نتیجه‌گیری‌های اشتباه منجر شود. بنابراین باید به دنبال روشی برای انقباض صحیح ضرایب مدل خودرگرسیون برداری بود. یکی از روش‌های رو به گسترش و جدید در این زمینه استفاده از رویکرد بی‌زین است. روش بی‌زین با ترکیب باورهای اولیه محقق و اطلاعات موجود در داده‌ها به صورت خودکار به انقباض مدل‌های مختلف از جمله مدل‌های خودرگرسیون برداری می‌پردازد.

سیاست‌های مالی بر قیمت‌های سهام در ۱۳ کشور OECD طی دوره ۲۰۰۲-۱۹۷۲ می‌پردازند. نتایج نشان می‌دهد که سیاست مالی بر بازدهی سهام اثر قابل توجهی دارد. بدین ترتیب که اگر سیاست مالی انبساطی باشد، قیمت سهام بیشتر می‌شود و فعالیت‌های اقتصادی آینده نیز افزایش می‌یابد و برعکس (یونیدیس و کونتونیکاس، ۲۰۰۸: ۴۱).

فلدستاین<sup>۱</sup> (۱۹۸۰: ۸۴۳)، کوزیر و رحمان<sup>۲</sup> (۱۹۸۸: ۷۶۹)، لی<sup>۳</sup> (۱۹۹۲: ۱۵۹۸)، مارشال<sup>۴</sup> (۱۹۹۲: ۱۳۲۷)، بادوخ و ریچاردسون<sup>۵</sup> (۱۹۹۳: ۱۳۵۱) و لی<sup>۶</sup> (۱۹۹۶: ۳۸) طی تحلیلی نشان دادند که رابطه معکوس بین تورم و قیمت سهام وجود دارد. اگرچه قیمت‌های سهام با توجه به افزایش نرخ تورم افزایش می‌یابد، اما نرخ بالای تورم می‌تواند باعث کاهش «قیمت واقعی سهام» گردد. گراهام<sup>۷</sup> ارتباط بین بازده واقعی سهام و تورم را با استفاده از اطلاعات دوره بعد از جنگ جهانی دوم مورد مطالعه قرار داد. او دریافت که این ارتباط بی‌ثبات است. یعنی بازده واقعی سهام و تورم قبل از ۱۹۷۶ و بعد از ۱۹۸۲ منفی است، ولی رابطه مثبت بین این سال‌ها (۱۹۸۱-۱۹۷۶) وجود دارد. نتایج مربوط به رابطه تورم و بازده سهام با ابهام مواجه است. شاید ابهامات موجود به خاطر عدم استفاده از فرمول‌های استاندارد و یکنواخت برای محاسبه نرخ تورم یا به خاطر وجود انواع مختلف بازار از نظر کارا یا ناکارا بودن و دوره‌های زمانی مختلف شرایط اقتصادی گوناگون باشد (گراهام، ۱۹۹۵: ۳۲).

آلاجیده و همکاران (۲۰۱۰: ۱۲)، کاتی (۲۰۱۰: ۶)، ژائو<sup>۸</sup> (۲۰۱۰: ۱۱۰)، سوواری و صالحیو (۲۰۱۰: ۱۱۳)، زینونند و همکاران (۱۳۹۴: ۴۸) نشان دادند علیرغم فقدان وجود رابطه علی در بلندمدت، در کوتاه‌مدت کسری تراز تجاری منجر به افزایش نرخ ارز شده و در نتیجه شاخص قیمت سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

چینزر رابطه نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی و قیمت سهام را با استفاده از مدل‌های GARCH-VAR برای آفریقای جنوبی بررسی نمود. یافته‌های وی نشان دهنده وجود رابطه دو طرفه بین این متغیرها می‌باشد. همچنین نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی اثر معنی‌داری بر روی نوسانات بازار

1. Feldstein (1980)
2. Cozier & Rahman (1988)
3. Lee (1992)
4. Marshall (1992)
5. Boundoukh & Richardson (1993)
6. Lee (1996)
7. Graham (1995)
8. Zhao (2010)

9. Bayesian Vector Auto Regressive (BVAR)  
10. Enders (1995)  
11. Over-Parameterization

در تحلیل رگرسیون، یکی از شروط لازم برای اطمینان از کاذب نبودن نتایج برآورد مدل این است که تمام متغیرهای آن در سطح پایا  $I(0)$  باشند. اما اگر حداقل یکی از متغیرها  $I(1)$  بودند، باید آزمون هم‌جمعی<sup>۷</sup> را اجرا نمود، در صورتی که متغیرها هم‌انباشته بودند و بردار هم‌جمعی وجود داشت، باز هم بدون هیچ نگرانی در خصوص کاذب شدن نتایج برآورد، می‌توان مدل را با متغیرهای سطح برآورد کرد (افلاطونی، ۱۳۹۵: ۵۷). وجود رابطه هم‌جمعی به این معنا است که متغیرها در طول زمان با هم حرکت می‌کنند و در بلندمدت توسط یک رابطه محدود شده‌اند. در چنین شرایطی امکان وجود رگرسیون کاذب از بین می‌رود (سوری، ۱۳۹۱: ۳۷). آزمون هم‌جمعی در پنج حالت (الگوی) مختلف انجام شده و به منظور اختصار فقط تعداد بردار هم‌جمعی بر اساس الگوهای مختلف در جدول (۲) گزارش شده است. این جدول، نشان می‌دهد که بر اساس آزمون هم‌جمعی جوهانسون در همه الگوها، حداقل یک بردار هم‌جمعی وجود دارد. از آنجا که وجود بردار هم‌جمعی در اینجا مورد تأیید قرار گرفت، از این‌رو می‌توان مدل را با متغیرهای سطح برآورد کرد.

#### جدول ۲. تعداد بردارهای هم‌جمعی در الگوهای مختلف مدل

الگوی ۵	الگوی ۴	الگوی ۳	الگوی ۲	الگوی ۱	الگوی ۰
درجه دوم	روند خطی	روند خطی	بدون روند	بدون روند	روند
با C و T	با C و T	با C و بدون T	با C و بدون T	بدون C و T	نوع آزمون
۲	۱	۲	۲	۲	اثر
۱	۱	۲	۲	۱	حداکثر مقدار ویژه

در این جدول، C و T به ترتیب نشان‌دهنده عرض از مبدأ و روند زمانی است.

#### مأخذ: محاسبات تحقیق

ابتدا باید وقفه بهینه متغیرها را به دست آورد تا آن را در برآورد مدل BVAR مورد استفاده قرار داد. وقفه بهینه بر اساس معیارهای مختلف تعیین شد که در جدول ۳ گزارش شده است. بر اساس معیارهای مختلف {معیار آکائیک<sup>۸</sup> (AIC)، معیار شوارتز<sup>۹</sup> (SC) و معیار خانان - کوئین<sup>۱۰</sup> (HQ)}، وقفه‌ای که کمترین مقدار هر یک از معیارها را به خود اختصاص دهد، وقفه بهینه است. کم‌ترین وقفه در معیار شوارتز و معیار خانان -

پس از پژوهشی که لیترمن<sup>۱</sup> (۱۹۸۶: ۲۸) و سیمز<sup>۲</sup> (۱۹۸۰: ۳۸) در دانشگاه مینسوتا انجام دادند و بعداً انقلاب مینسوتا<sup>۳</sup> نام گرفت، مدل‌های خودرگرسیون برداری بیزین (BVAR) به عنوان یک ابزار موفق و رایج در زمینه پیش‌بینی مورد توجه قرار گرفت. تمام مدل‌های بیزین از سه جزء اساسی تشکیل می‌شوند. تابع چگالی پیشین<sup>۴</sup>، تابع راست‌نمایی<sup>۵</sup> و تابع چگالی پسین<sup>۶</sup>. از آنجا که بسته به نوع تابع پیشین مدل نتایج آن نیز متفاوت خواهد بود، انتخاب تابع پیشین مناسب در مدل‌های بیزین اهمیت زیادی دارد. توابع پیشین متعددی در مدل‌های خودرگرسیون برداری بیزین به‌کار گرفته شده‌اند که معروف‌ترین آنها تابع پیشین مینسوتا است که نخستین بار توسط دان، لیترمن و سیمز معرفی شد.

داده‌های این مقاله از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی ایران، بانک جهانی و بازار بورس اوراق بهادار تهران اخذ شده است. این داده‌ها به‌صورت فصلی بوده و دوره زمانی ۱۷ ساله از سال ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۵ را شامل می‌شوند.

#### ۴- نتایج برآورد مدل

پیش از برآورد الگو به روش BVAR باید مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. بر اساس نتایج آزمون ریشه واحد با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)، همه متغیرها دارای ریشه واحد یعنی  $I(1)$  هستند و با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای مدل پس از تفاضل مرتبه اول در جدول ۱ ارائه شده است.

#### جدول ۱. آزمون ریشه واحد متغیرهای مدل

NX	Stag	Budget	TEPIX	متغیر
نسبت کسری تراز تجاری به GDP	شاخص فلاکت	نسبت کسری بودجه دولت به GDP	شاخص کل قیمت بورس	شاخص کل قیمت بورس
-۷	-۶/۰۵	-۵/۱۵	-۴/۰۲	آماره آزمون
-۲/۹۱۴	-۲/۹۱۳	-۲/۹۱۳	-۲/۹۱۳	مقدار بحرانی

#### مأخذ: یافته‌های تحقیق

- Litterman (1986)
- Sims (1980)
- Minnesota
- Prior Density Function
- Likelihood Function
- Posterior Density Function

- Cointegration Test
- Akaike information criterion (AIC)
- Schwarz information criterion (SC)
- Hannan - Quinn information criterion (HG)

همسانی در جملات اخلاص می‌باشد. برای انجام این آزمون از روش مرسوم وایت استفاده شده است. نتایج حاصل از این آزمون در جدول شماره (۵) ارائه شده است.

**جدول ۵.** آزمون واریانس ناهمسانی وایت

فرضیه صفر	آماره کای دو	احتمال تأیید فرضیه صفر
وجود واریانس همسانی	۱۲۵/۶	۰/۰۰۰۰

**مأخذ:** یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در جدول ۵ ملاحظه می‌شود فرضیه صفر رد شده و به این مفهوم است که فرضیه کلاسیک عدم وجود واریانس همسانی در جملات اخلاص برقرار است. یکی دیگر از آزمون‌های لازم آزمون خودهمبستگی بین جملات اخلاص است. نتایج این آزمون در جدول ۶ نشان داده شده است.

**جدول ۶.** آزمون خودهمبستگی بین جملات اخلاص

فرضیه صفر	آماره ضریب لاکرانز LM	احتمال تأیید فرضیه صفر
خودهمبستگی بین جملات اخلاص	۲۱۵/۴	۰/۰۰۰۰

**مأخذ:** یافته‌های تحقیق

همان‌طور که ملاحظه می‌شود فرضیه صفر رد شده است که به مفهوم عدم وجود مشکل خودهمبستگی بین جملات اخلاص خواهد بود و مدل از این بابت فاقد مشکل می‌باشد.

دو ابزار مهم و متداول در الگوهای خود بازگشت برداری (VAR) وجود دارد که در الگوی BVAR نیز به کار می‌روند. این دو ابزار که ساختار پویای مدل از طریق آنها مشخص می‌شود، عبارتند از توابع واکنش آنی (توابع عکس‌العمل تحریک)<sup>۱</sup> و تجزیه واریانس<sup>۲</sup> خطای پیش‌بینی.

### توابع واکنش به ضربه:

توابع واکنش آنی، رفتار پویای متغیرهای دستگاه معادلات در طول زمان به هنگام تکانه‌های وارده به اندازه یک انحراف معیار را نشان می‌دهد. به این معنا که در صورت اعمال تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار در جزء تصادفی معادله مورد نظر، چه تغییری در متغیر وابسته الگو ایجاد می‌شود (بخشی و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۱۵). در واقع تابع واکنش آنی مسیر زمانی آثار شوک‌های سایر متغیرها در الگوی تصحیح خطای برداری را بر یک متغیر خاص ردیابی می‌کند. به عبارت دیگر، این تکنیک به‌گونه‌ای طراحی شده است که چگونگی پاسخ یا

کوئین مربوط به وقفه یک است. لذا مدل با یک وقفه برآورد می‌شود.

**جدول ۳.** تعیین وقفه بهینه توسط معیارهای مختلف در مدل

تعداد وقفه	معیار آکائیک (AIC)	معیار شوارتز (SC)	معیار خان کوئین (HQ)
۱	۱۹	*۱۶	*۱۲
۲	*۱۸	۱۷	۱۸
۳	۲۱	۱۸	۲۲
۴	۲۸	۲۰	۲۱

\* این علامت نشان‌دهنده وقفه بهینه است.

**مأخذ:** یافته‌های تحقیق

سؤالی که به هنگام وجود چند بردار هم‌جمعی مطرح می‌شود، این است که کدام یک از بردارهای هم‌جمعی باید به عنوان رابطه تعادلی بلندمدت انتخاب شود. در پاسخ باید گفت که آن بردار هم‌جمعی توسط محقق انتخاب می‌شود که دارای بهترین توجیه و تفسیر اقتصادی باشد (کریم‌زاده، ۱۳۸۳: ۸۵). از این رو، بردار هم‌جمعی نرمال شده بر اساس شاخص کل قیمت بورس (TEPIX) به صورت زیر است:

**جدول ۴.** بردار هم‌جمعی نرمال شده بر اساس شاخص کل قیمت بورس

متغیر	TEPIX	Budget	Stag	NX
ضریب	1	۳۷/۷	-۲۸	۴۸
انحراف معیار		۱۱	۹	۱۴
آماره t		۳	-۳	۳

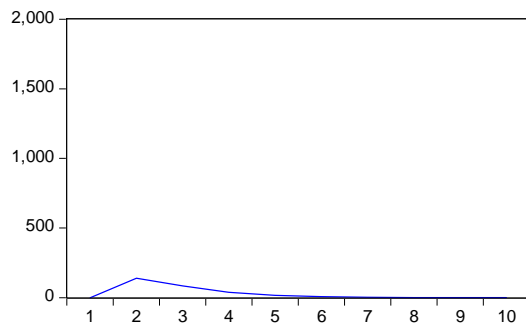
**مأخذ:** یافته‌های تحقیق

بردار هم‌جمعی نشان داده شده در جدول ۴ به صورت  $\sum a_i x_i = 0$  است. لذا باید TEPIX را در چپ معادله نگه داشت و بقیه متغیرها را به سمت راست معادله انتقال داد. همچنین در بلندمدت تمامی متغیرهای پایداری اقتصاد کلان بر شاخص کل قیمت تأثیر معنی‌داری دارند.

در چارچوب برآورد الگوی خودرگرسیون برداری و به‌طور کلی دستگاه معادلات، ضرایب و درصد توضیح دهنده پارامترهای الگو اهمیت روش‌های تک معادله‌ای را ندارند. برآورد الگو تنها از این بعد اهمیت دارد که نتایج آزمون فروض کلاسیک برقرار باشد. لذا از لحاظ تفسیر ضرایب، تنها نتایج واکنش ضربه‌ای و تجزیه واریانس است که می‌تواند محقق را در بیان چگونگی روابط بین متغیرها یاری رساند. با توجه به نتایج برآورد الگوی خودرگرسیون برداری بیزین اقدام به آزمون فروض کلاسیک شده است. یکی از فروض اساسی کلاسیک عدم وجود واریانس

1. Impulse Response Function (IRF)  
2. Variance Decomposition

همان‌طور که ملاحظه می‌شود اثر شوک شاخص فلاکت بر شاخص کل قیمت بورس نیز مثبت و با تأثیرگذاری پایین است. واکنش شاخص کل قیمت بورس به این شوک پس از افزایش تا دوره دوم، روند کاهشی در پیش می‌گیرد و پس از ۸ دوره تأثیر آن از بین خواهد رفت. بنابراین تأثیر شوک شاخص فلاکت بر شاخص کل قیمت بورس در بلندمدت مثبت است. نمودار ۳ واکنش شاخص کل قیمت بورس (TEPIX) نسبت به شوک کسری تراز تجاری به GDP (NX) را نشان می‌دهد. شوک این متغیر اثر ضعیف مثبت اولیه بر شاخص کل قیمت بورس دارد که پس از افزایش اولیه تا دوره دوم، از دوره سوم کاهشی بوده و در دوره ششم تأثیر شوک از بین خواهد رفت.

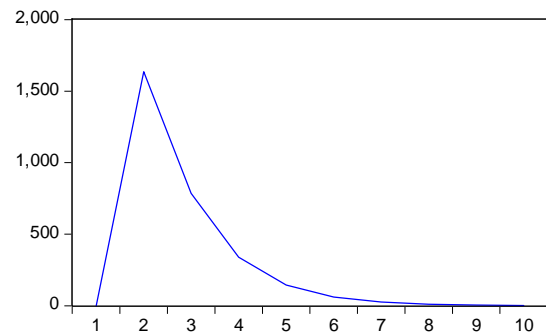


**نمودار ۳.** توابع واکنش به ضربه شاخص کل قیمت بورس نسبت به شوک کسری تراز تجاری به GDP  
**مأخذ:** یافته‌های تحقیق

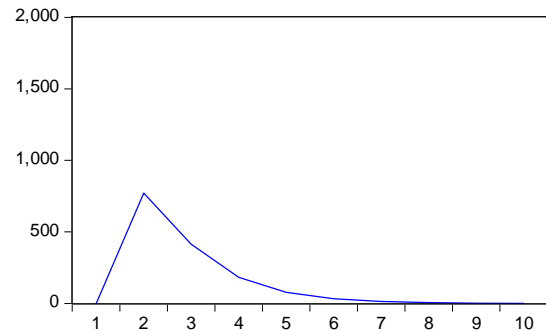
ابزار مهم دیگر در این الگو، تجزیه واریانس است که نتایج آن نشان می‌دهد چه میزان از تغییرات غیر قابل پیش‌بینی هر متغیر توسط شوک‌های وارد شده از سوی متغیرهای الگو قابل توجیه است. به عبارت دیگر، تجزیه واریانس تغییرات در یک متغیر درون‌زا را نسبت به شوک‌های متغیرهای درون‌زای دیگر تفکیک می‌کند (موسوی و سرخه‌دهی، ۱۳۹۲: ۱۴۰).

با استفاده از تجزیه واریانس، در این مقاله می‌توان بررسی کرد که انحراف معیاری که در شاخص قیمت بورس ایجاد خواهد شد، به چه مقدار توسط خودش و به چه مقدار توسط دیگر متغیرهای مدل توضیح داده می‌شود. تجزیه واریانس شاخص کل قیمت بورس در جدول ۷ گزارش شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود در کوتاه‌مدت ۸۳ درصد تغییرات شاخص کل قیمت بورس در دوره اول توسط وقفه‌های خودش توضیح داده می‌شود. این توضیح دهنده‌گی در دوره دوم به ۶۹ درصد و در دوره چهارم به ۴۸ درصد می‌رسد. همچنین در دوره اول، کسری بودجه دولت و کسری تراز تجاری به ترتیب حدود ۱۱ و ۵ درصد تغییرات شاخص کل قیمت بورس را توضیح

عکس‌العمل هر متغیر در طول زمان را در برابر شوک ایجاد شده در خودش یا شوک به وجود آمده در سایر متغیرها در سیستم معادلات VAR را تعیین می‌کند. به‌طور کلی، این تکنیک روابط پویای متغیرهای درون‌الگوی تصحیح خطای برداری را بیان می‌کند (صمدی و همکاران، ۱۳۸۸: ۳۳۵). نمودار ۱ توابع واکنش به ضربه (IRF) شاخص کل قیمت بورس (TEPIX) نسبت به یک انحراف معیار در کسری بودجه دولت به GDP را طی ۱۵ دوره (فصل) نشان می‌دهد. واکنش شاخص کل قیمت بورس (TEPIX) نسبت به شوک کسری بودجه دولت به GDP (Budget) نشان می‌دهد که شوک کسری بودجه دولت اثر مثبتی بر شاخص کل قیمت بورس می‌گذارد. باید توجه داشت که این اثر مثبت پس از ۳ دوره افزایش، روند کاهشی دارد. این اثر پس از ۸ دوره تأثیر خود را از دست می‌دهد. این بدان معناست که شوک کسری بودجه دولت باعث افزایش شاخص کل قیمت بورس در بلندمدت می‌شود.



**نمودار ۱.** توابع واکنش به ضربه شاخص کل قیمت بورس نسبت به شوک کسری بودجه دولت به GDP  
**مأخذ:** یافته‌های تحقیق



**نمودار ۲.** توابع واکنش به ضربه شاخص کل قیمت بورس نسبت به شوک شاخص فلاکت  
**مأخذ:** یافته‌های تحقیق

واکنش شاخص کل قیمت بورس (TEPIX) نسبت به شوک شاخص فلاکت (Stag) در نمودار ۲ نشان داده شده است.



ضربه‌ای و تجزیه واریانس است که می‌تواند محقق را در بیان چگونگی روابط بین متغیرها یاری رساند. با توجه به نتایج برآورد الگوی خودرگرسیون برداری بی‌زین اقدام به آزمون فروض کلاسیک شد. نتایج حاصل از آزمون عدم وجود واریانس همسانی و خودهمبستگی بین جملات اخلال نشان می‌دهد مدل فاقد مشکل است. سپس توابع واکنش به ضربه و به منظور بررسی ساختار پویای مدل در الگوهای VAR، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی استخراج گردید.

نتایج توابع واکنش به ضربه نشان می‌دهد شوک کسری بودجه دولت اثر مثبتی بر شاخص کل قیمت بورس می‌گذارد. این اثر مثبت پس از ۳ دوره افزایش، روند کاهشی دارد و پس از ۸ دوره تأثیر خود را از دست می‌دهد. این بدان معناست که شوک کسری بودجه دولت باعث افزایش شاخص کل قیمت بورس در بلندمدت می‌شود که مطالعه یونیدیس و کونت و نیکاس نیز این رابطه را مورد تأیید قرار می‌دهد. اثر شوک شاخص فلاکت بر شاخص کل قیمت بورس نیز مثبت و با تأثیرگذاری پایین است. واکنش شاخص کل قیمت بورس به این شوک پس از افزایش تا دوره دوم، روند کاهشی در پیش می‌گیرد و پس از ۸ دوره تأثیر آن از بین خواهد رفت. بنابراین تأثیر شوک شاخص فلاکت بر شاخص کل قیمت بورس در بلندمدت مثبت است. این نتیجه با نظریه فیشر مبنی بر اینکه با افزایش تورم، بازده سهام نیز به تناسب آن افزایش می‌یابد و در نتیجه بازده واقعی سهام ثابت می‌ماند، مطابقت دارد. به عبارت دیگر سهام نسبت به تورم مقاوم بوده و به اصطلاح نوعی سپر تورمی تلقی می‌شود. واکنش شاخص کل قیمت بورس نسبت به شوک تراز تجاری نشان می‌دهد که شوک این متغیر نیز تأثیر مثبت اما ضعیف بر شاخص کل قیمت بورس دارد که پس از افزایش اولیه تا دوره دوم، از دوره سوم کاهشی بوده و در دوره ششم تأثیر شوک از بین خواهد رفت. کاهش تراز تجاری منجر به افزایش نرخ ارز شده که این امر سوددهی شرکت‌های صادرات محور را افزایش داده و در نتیجه منجر به رشد شاخص کل قیمت بورس خواهد شد.

در کوتاه‌مدت ۸۳ درصد تغییرات شاخص کل قیمت بورس در دوره اول توسط وقفه‌های خودش توضیح داده می‌شود. این توضیح دهنده‌گی در دوره دوم به ۶۹ درصد و در دوره چهارم به ۴۸ درصد می‌رسد. همچنین در دوره اول، کسری بودجه دولت و کسری تراز تجاری به ترتیب حدود ۱۱ و ۵ درصد تغییرات شاخص کل قیمت بورس را توضیح می‌دهند. از این رو مهمترین عوامل مؤثر بر شاخص کل قیمت بورس در

می‌دهند. از این رو مهمترین عوامل مؤثر بر شاخص کل قیمت بورس در کوتاه‌مدت هستند. اما در بلندمدت (پس از ۱۵ فصل) شدت توضیح‌دهندگی وقفه‌های شاخص کل قیمت بورس، کاهش یافته و به حدود ۱۸ درصد می‌رسد. اما بر میزان توضیح‌دهندگی کسری بودجه دولت و کسری تراز تجاری افزوده می‌شود. به طوری که در بلندمدت در بین عوامل مؤثر بر شاخص کل قیمت بورس، کسری بودجه دولت مهمترین نقش را داراست، زیرا حدود ۴۹ درصد تغییرات شاخص کل قیمت بورس توسط این شاخص توضیح داده می‌شود. پس از آن، کسری تراز تجاری با ۳۱ درصد توضیح دهنده‌گی دومین عامل تعیین‌کننده شاخص کل قیمت بورس است.

#### جدول ۷. تجزیه واریانس شاخص کل قیمت بورس

شوک دوره ↓	شوک معيار	شوک TEPIX	شوک Budget	شوک Stag	شوک NX
۱	۰/۲۳	۸۳/۳۴	۱۱/۳۲	۰/۰۳۱	۵/۳۱
۲	۰/۴۱	۶۸/۸۲	۱۸/۴۱	۰/۰۴۲	۱۲/۷۳
۳	۰/۵۳	۵۶/۲۳	۲۷/۸۵	۰/۰۳	۱۵/۸۹
۴	۰/۶۲	۴۷/۸۶	۳۳/۹۲	۰/۱۱	۱۸/۲۱
۱۰	۰/۷۱	۳۱/۱۵	۴۵/۱۸	۱/۸۶	۲۱/۸۱
۱۵	۰/۴	۱۷/۷۸	۴۹/۲۵	۲/۱۷	۳۰/۸

مأخذ: محاسبات تحقیق

#### ۵- بحث و نتیجه‌گیری

در این مقاله به تأثیر متغیرهای پایداری اقتصاد کلان بر شاخص کل قیمت بورس پرداخته شد. ابتدا مانایی متغیرها بر اساس نتایج آزمون ریشه واحد مورد بررسی قرار گرفت. با توجه به اینکه با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)، همه متغیرها دارای ریشه واحد یعنی  $I(1)$  هستند و با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند نگرانی در خصوص کاذب بودن رگرسیون وجود ندارد. در ادامه مدل تحلیلی به روش BVAR برآزش و وقفه‌های بهینه استخراج گردید. وقفه بهینه را بر اساس معیارهای مختلف بدست آورده و در مرحله بعد آزمون هم‌جمعی انجام گرفت و بردار هم‌جمعی نرمال شده بر اساس شاخص کل قیمت بورس (TEPIX) استخراج شد. برآورد الگو تنها از این بعد اهمیت دارد که نتایج آزمون فروض کلاسیک برقرار باشد. لذا از لحاظ تفسیر ضرایب، تنها نتایج واکنش

شاخص کل قیمت بورس بگذارد. هر چند این سیاست می‌تواند آثار مخربی در ثبات اقتصاد کلان نیز داشته باشد و دولت بایستی توازنی بین منافع و مضرات اجرای سیاست مالی انبساطی برقرار نماید.

همچنین سیاست‌های تجاری در صورتیکه منجر به کسری تراز تجاری شود موجب افزایش نرخ ارز شده و با وجود تأثیرات مثبت اندک در کوتاه‌مدت، در بلندمدت بر شاخص کل قیمت بورس اثر مثبت و قابل توجه خواهد گذاشت. افزایش نرخ ارز هر چند تأثیرات مثبتی بر بورس اوراق بهادار دارد اما ثبات اقتصاد کلان را به خطر می‌اندازد که در این مورد هم دولت بایستی نگرش همه جانبه‌ای داشته باشد.

کوتاه‌مدت هستند. در بلندمدت (پس از ۱۵ فصل) شدت توضیح‌دهندگی وقفه‌های شاخص کل قیمت بورس، کاهش یافته و به حدود ۱۸ درصد می‌رسد. اما بر میزان توضیح‌دهندگی کسری بودجه دولت و کسری تراز تجاری افزوده می‌شود. در بین عوامل مؤثر بر شاخص کل قیمت بورس، کسری بودجه دولت مهمترین نقش را داراست، زیرا حدود ۴۹ درصد تغییرات شاخص کل قیمت بورس توسط این شاخص توضیح داده می‌شود. پس از آن، کسری تراز تجاری با ۳۱ درصد توضیح‌دهندگی دومین عامل تعیین‌کننده شاخص کل قیمت بورس است.

دولت می‌تواند از طریق سیاست‌های مالی انبساطی که منجر به کسری بودجه می‌شود تأثیرات مثبت بر بازار سرمایه و

## منابع

- ابریشمی، حمید؛ مهرآرا، محسن و ایران نژاد، محمدرضا (۱۳۸۹). "بررسی اثر سیاست‌های آزاد تجاری بر رشد اقتصادی (مطالعه موردی کشورهای اسلامی)". *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۲، ۲۵۷-۲۳۹.
- افلاطونی، عباس (۱۳۹۵). "توان پایین سهامداران در پردازش اطلاعات و نقش آن در قیمت‌گذاری نادرست سهام شرکت‌ها". *مجله دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، شماره ۳۰، ۶۶-۵۵.
- التجائی، ابراهیم و ارباب‌افضلی، محمد (۱۳۹۱). "اثر نامتقارن درآمدهای نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران: کاربردی از الگوهای SVAR و GARCH". *فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی*، جلد ۲، شماره ۷، ۱۱۰-۸۹.
- بخشی، پرویز؛ راحلی، حسین و قهرمان‌زاده، محمد (۱۳۹۵). "تأثیر شوک‌های درآمدهای نفتی و نااطمینانی ناشی از نوسان‌های نرخ ارز بر رشد بخش کشاورزی در ایران". *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، سال هشتم، شماره ۳، ۱۲۲-۱۰۱.
- جعفری صمیمی، احمد و اعظمی، کورش (۱۳۹۱). "نااطمینانی اقتصاد کلان و اندازه دولت: شواهد کشورهای منتخب در حال توسعه". *فصلنامه راهبرد اقتصاد*، شماره ۳، ۱۶۸-۱۴۹.
- خلیلی عراقی، منصور و رمضانپور، اسماعیل (۱۳۸۰). "اهمیت محیط با ثبات اقتصاد کلان". *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۳۶، شماره ۱، ۲۸-۱.
- دلآوری، مجید و بصیر، سجاد (۱۳۹۱). "بررسی تأثیر بی‌ثباتی اقتصادی با تأکید بر کسری (مازاد) بودجه بر رشد اقتصادی در ایران". *دوفصلنامه اقتصاد پولی مالی*، شماره ۳، ۲۱-۱.
- زمردیان، غلامرضا؛ شعبان‌زاده، مهدی و شریعت‌زاده، ایرج (۱۳۹۴). "بررسی اثرپذیری بازار سرمایه ایران از عدم اطمینان سیاست پولی و مالی". *فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، شماره ۲۵، ۱۰۶-۸۱.
- زینبوند، عبدالله شایان؛ کاردرگر، راضیه و کاظمی، ابوطالب (۱۳۹۴). "بررسی اثرات عدم تقارن و حافظه متغیرهای نرخ ارز و بازده قیمت سهام در ایران". *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۱۲، شماره ۲، ۵۵-۲۳.
- سوری، علی (۱۳۹۱). "اقتصادسنجی همراه با کاربرد Eviews". تهران، نشر فرهنگ شناسی و نشر نور علم، چاپ پنجم.
- صمدی، محمدتقی؛ تقی‌زاده، جاوید؛ کاشی‌تراش اصفهانی، زهرا و محمدی، مجید (۱۳۸۸). "نگرش دانشجویان رشته بهداشت محیط دانشگاه علوم پزشکی همدان نسبت به رشته تحصیلی و آینده شغلی". *مجله ایرانی آموزش در علوم*، شماره ۹، ۳۳۶-۳۳۱.
- فرحبخش، ندا و فرزین‌وش، اسد... (۱۳۸۸). "اثر کسری بودجه بر کسری حساب جاری و رشد اقتصادی". *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸۸، ۱۹۲-۱۷۱.
- کریم‌زاده، مصطفی (۱۳۸۳). "تأثیر رابطه بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از

نامتقارن شوک‌های نفتی بر مخارج دولت و سرمایه‌گذاری کاربردی از قاعده مورک". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۵۰، ۱۴۱-۱۲۳.

Abouwafia, H. E. & Chambers, M. J. (2015). "Monetary Policy, Exchange Rates and Stock Prices in the Middle East Region". *International Review of Financial Analysis*, 37(1), 14-28.

Alagidede, P., Anagiotidis, T. P. & Zhang, X. (2010). "Causal Relationship between Stock Prices and Exchange Rates". *Sterling Economics Discussion Paper*, 1-15.

Boudoukh, J. & Richardson, M. (1993). "Stock Returns and Inflation: A Long-Horizon Perspective". *American Economic Review*, 83(5), 1346-1355.

Branch, B. (1974). "Common Stock Performance and Inflation: an International Comparison". *The Journal of Business, University of Chicago Press*, 47(1), 48-52.

Briguglio, L., Cordina, G., Farrugia, N. & BUGEJA, S. (2006). "Conceptualizing and Measuring Economic Resilience". University of Malta: Commonwealth Secretariat, 265-288.

Chinzara, Z. (2011). "Macroeconomic Uncertainty and Conditional Stock Market Volatility in South Africa". *South African Journal of Economics*, 79(1), 27-49.

Cozier, B. & Rahman, A. H. (1988). "Stock Returns, Inflation and Real Activity in Canada". *Canadian Journal of Economics, Canadian Economics Association*, 21(4), 759-774.

Fama, E. Schwert, F. & William, O. (1977). "Assets Returns and Inflation". *Journal of Financial Economics*, 5(2), 115-146.

Feldstein, M. (1980). "Inflation and the Stock Market". *American Economic Review*, 70(5), 839-847.

Graham, C. F. (1995). "Real Stock Return and Monetary Policy". *Applied Financial Economics*, 6, 29-35.

تکنیک هم‌جمعی در اقتصاد ایران". پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد نظری، دانشگاه شهید بهشتی، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی.

موسوی، میرحسین و سرخه دهی، فاطمه (۱۳۹۲). "اثرات

Grossman, G. & Helpman, E. (1991). "Quality Ladders in Theory of Growth". *Review of Economic Studies*, 58(1), 43-61.

Huybens, E. & Bruce, S. (1998). "Financial Market Frictions, Monetary Policy and Capital Accumulation in Small Open Economy". *Journal of Economic Theory*, 81(2), 353-400.

Ionnidis, C. & Kontonikas, A. (2008). "The Impact of Monetary Policy on the Stock Prices". *Journal of Policy Modeling*, 30(1), 33-53.

Keho, Y. (2010). "Budget Deficit and Economic Growth: Causality Evidence and Policy Implications for WAEMU Countries". *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 18, 99-104.

Kutty, G. (2010). "The Relationship between Exchange Rates and Stock Prices: The Case of Mexico". *North American Journal of Finance and Banking Research*, 4(4), 1-12.

Lee, B. S. (1992). "Causal Relations Among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity, and Inflation". *The Journal of Finance*, 47(4), 1591-1603.

Lee, U. (1996). "Further Empirical Test of the Proxy Effect Hypothesis: Some International Evidence". *Journal of International Financial Market Institution and Money*, 35-46.

Litterman, B. (1986). "Forecasting with Bayesian Vector Autoregression- Five Years of Experience". *Journal of Business and Economic Statistics*, 4(1), 28-47.

Lucas, R. (1988). "On the Mechanics of Economic Development". *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.

Mankiw, N. G. (2004). "Principles of Microeconomics". 3rd. ed, South-Western

- College Pub.
- Marshall, D. A. (1992). "Inflation and Asset Returns in A Monetary Economy". *The Journal of Finance*, 47(4), 1315-1343.
- Romer, P. (1986). "Increasing Returns and Long Run Growth". *Journal of Political Economy*, 94, 1002-1037.
- Sims, C. (1980). "Macroeconomics and Reality". *Econometrica*, 48, 1-48.
- Subair, K. & Salihu. O. M. (2010). "Exchange Rate Volatility and the Stock Market: The Nigerian Experience". *Adaramola Anthony Olugbenga Banking and Finance Department*, Ekiti State University.
- Zhao, H. (2010). "Dynamic Relationship between Exchange Rate and Stock Price: Evidence from China". *Research in International Business and Finance*, 24(2), 103-112.