

Original Article

Dynamics of inflation rate and iranian stock market:
a time-variable granger causality approachMasoud Soufimajidpour ^{*}<https://doi.org/10.71849/ECO.2025.1219937>Received:
14/10/2025Accepted:
27/11/2025**Keywords:**
Time-varying Granger
Causality, Inflation Rate,
Stock Market,
Macroeconomic
Dynamics**JEL Classification:**
C32 ·C61 ·E31 ·G10**Abstract**

Granger causality is an important tool for analyzing the interrelationships among macroeconomic variables, and recent regression-based econometric methods allow these relationships to vary over time. This study applies a time-varying Granger causality approach to examine the dynamic causal relationships between the inflation rate and the Iranian stock market using monthly data on inflation, the total stock market index, and its returns from January 1393 to September 1401, obtained from the Central Bank of Iran. The results show that, based on the Recursive Evolution (RE) algorithm, no causal relationship exists between inflation and the stock market; however, the Rolling Window (RO) and Forward Expansion (FE) algorithms indicate that the level and return of the aggregate stock market index Granger-cause inflation. Time-varying causality trends further reveal that inflation Granger-caused the aggregate index from the summer to early autumn of 2018, while a bidirectional causal relationship between inflation and the aggregate index is observed from autumn 2018 to summer 2019, with no significant causality in other periods. Moreover, the Granger causality results for stock market returns show that inflation Granger-caused returns from January 2014 to September 2018, whereas stock market returns did not Granger-cause inflation at any point during the sample period. Overall, the findings highlight the highly dynamic nature of Granger causality relationships and demonstrate that the detected causality patterns depend critically on the time-varying algorithm employed.

^{*} Department of Economics, Fi.C., Islamic Azad University, Firuzkuh, Iran. (Corresponding Author),
masoud.soufimajidpour@iau.ac.ir

How to Cite: Soufimajidpour, M. (2025). Dynamics of inflation rate and iranian stock market :a time-variable granger causality approach. *Economic Modeling*, 19 (71): 1-23.



1. Introduction

The capital market is an integral component of the financial system, playing a crucial role in directing liquidity toward productive and profitable projects, mobilizing savings through the efficient allocation of financial resources, and facilitating the redistribution of these resources among economic agents. Macroeconomic conditions strongly influence capital market performance, with inflation being one of the most important determinants. Empirical studies conducted in the decades following World War II have documented a negative relationship between stock prices and inflation, both expected and actual. This negative association has been attributed to factors such as the correlation between inflation and expected real economic growth, as well as investors' reliance on nominal interest rates to discount real cash flows. Moreover, the presence of "inflation illusion," whereby investors fail to fully incorporate inflation into their expectations, can lead to stock mispricing. Consistent with the New Keynesian framework, inflation is also found to be negatively related to key financial ratios, including the market-to-book ratio and the price-to-earnings ratio. This evidence raises the fundamental question of the nature and direction of the relationship between inflation and the stock market, for which Granger causality (1969) provides a useful framework to examine dynamic dependencies between time series within the reduced-form vector autoregression (VAR) model.

2. Research Method and Data

The increasingly complex financial environment requires advanced analytical methods to accurately explain the relationships between economic variables, as traditional Granger causality tests based on time-invariant models are unable to capture the dynamic behavior of financial time series. In contrast, time-varying causality analysis allows for real-time monitoring of stock market fluctuations and highlights the sensitivity of causal relationships to the chosen sample period, an issue emphasized in recent empirical studies. Accordingly, this paper applies a time-varying Granger causality approach to examine the dynamic causal relationships between the inflation rate and the stock market in Iran using monthly data on the inflation rate, the total index of the Iranian stock market, and its returns for the period from January 2014 to September 2022, obtained from the Central Bank of Iran.

3. Analysis and Discussion

The literature examining the relationship between inflation, as a key macroeconomic variable, and the stock market has expanded considerably due to its importance for both investors and policymakers. Analyzing historical stock market returns during periods of high and low inflation can provide useful insights for investment decision-making. Numerous studies have investigated the interaction between inflation and stock market performance, often producing contradictory findings, which may stem from differences in methodologies or sample periods. Nevertheless, much of the empirical evidence suggests that causality predominantly runs from inflation to the stock market. Most existing studies rely on time-invariant Granger causality approaches. In contrast, this paper examines the causal relationship between the inflation rate and the stock market using a time-varying Granger causality framework to capture the dynamic nature of their interaction. To this end, monthly data on the inflation rate, the total index of the Iranian stock market, and its returns from January 2014 to September 2022 are employed.

4. Conclusion

The Granger causality Wald test statistics were computed using the Forward Expansion (FE), Rolling Window (RO), and Recursive Evolution (RE) algorithms. Statistical significance was assessed at the 90th, 95th, and 99th percentiles, derived from the empirical distributions of self-starting statistics based on 1,000 bootstrap replications corresponding to the Wald statistics. According to the RE algorithm, the Wald statistics were not significant at the 95% and 99% confidence levels, indicating no causal relationship between the inflation rate and the stock market. In contrast, the results from the FE and RO algorithms show that only the aggregate stock market index or its returns Granger-cause the inflation rate, while inflation does not Granger-cause either the index or its returns over the sample period. Furthermore, the time-varying Granger causality results for the period from January 2014 to September 2022 reveal that, based on the RO algorithm, inflation never Granger-caused the aggregate stock market index throughout the entire period. The FE and RE algorithms similarly indicate that inflation was not a cause of the aggregate index for most of the sample, except for a short interval from the summer of 2018 to the beginning of autumn 2018. Moreover, all three algorithms identify a bidirectional causal relationship between the aggregate stock market index and the inflation rate from autumn 2018 to summer 2019 at the 95% confidence level, while no causal relationship is detected in other periods. When the confidence level is reduced to 90%, the FE and RE algorithms additionally suggest that the stock market index Granger-caused inflation during the winter of 2019 and from late summer to early autumn 2020.

Funding

There is no funding support.

Declaration of Competing Interest

The author has no conflicts of interest to declare that are relevant to the content of this article.

Acknowledgments

We thank anonymous reviewers for their useful comments greatly contributing to improve our work.

پویایی‌های نرخ تورم و بازار سهام ایران: رویکرد علیت گرنجر متغیر در زمان

مسعود صوفی مجیدپور*

<https://doi.org/10.71849/ECO.2025.1219937>

چکیده

علیت گرنجر ابزار مهمی در تحلیل روابط متقابل متغیرهای کلان اقتصادی است. اخیراً روش‌های اقتصادسنجی بازگشتی برای ارزیابی پویایی‌های روابط علیت گرنجر توسعه یافته‌اند. هدف این مقاله به‌کارگیری آزمون علیت گرنجر متغیر در زمان برای ارزیابی روابط علی متغیر در زمان بین نرخ تورم و بازار سهام در ایران است. به این منظور از داده‌های ماهانه نرخ تورم و شاخص کل بازار سهام ایران و همچنین بازده آن از دی ماه ۱۳۹۳ تا شهریورماه ۱۴۰۱ استفاده شده است. این اطلاعات از سایت بانک مرکزی ایران استخراج شده‌اند. بررسی علیت میان سری‌های زمانی نرخ تورم و بازار سهام در ایران است. به این منظور از داده‌های ماهانه در دوره دی ۱۳۹۳ تا شهریور ۱۴۰۱ استفاده شد. یافته‌ها نشان داد براساس الگوریتم تکامل بازگشتی (RE) هیچ رابطه علی میان نرخ تورم و بازار سهام وجود ندارد. همچنین براساس نتایج الگوریتم‌های پنجره گردشی (RO) و بسط پیشین (FE) تنها سطح و بازده شاخص کل علیت گرنجر نرخ تورم بوده است. همچنین روند علیت گرنجر متغیر نشان داد از تابستان ۱۳۹۷ تا ابتدای پاییز ۱۳۹۷ نرخ تورم علیت گرنجر شاخص کل بوده است. علاوه بر این، براساس هر سه الگوریتم از پاییز ۱۳۹۷ تا تابستان ۱۳۹۸ ارتباط متقابل میان شاخص کل و نرخ تورم وجود داشته است، اما در سایر زمان‌ها چنین رابطه‌ای از هیچ سمتی وجود ندارد. نتایج روند علیت گرنجر بازده شاخص کل و نرخ تورم حکایت از آن داشت در دوره دی ۱۳۹۳ تا شهریور ۱۴۰۱ نرخ تورم علیت گرنجر بازده شاخص کل بوده، اما نرخ بازده شاخص کل در هیچ زمانی علت نرخ تورم نبوده است. به‌طور کلی یافته‌ها از این نتیجه حمایت می‌کنند که روابط علیت گرنجر بسیار پویا هستند و الگوهای علیت به‌دست آمده در داده‌ها به نوع الگوریتم مورد استفاده بستگی دارد.

تاریخ دریافت:

۱۴۰۴/۰۷/۲۲

تاریخ پذیرش:

۱۴۰۴/۰۹/۰۶

واژگان کلیدی:

علیت گرنجر متغیر در زمان،
نرخ تورم، بازار سهام،
پویایی‌های اقتصاد کل

طبقه‌بندی JEL:

G10، E31، C61، C32

۱. مقدمه

در هر اقتصادی، بازار سرمایه بخشی جدایی‌ناپذیر از نظام مالی با هدایت نقدینگی به سمت پروژه‌های سودآور، به بسیج پس‌اندازها از طریق تخصیص کارآمد منابع مالی و کمک به توزیع مجدد آن منابع مالی بین افراد، نقش مهمی ایفا می‌کند (سلامه و احمد^۱، ۲۰۲۲). شرایط اقتصاد کلان می‌تواند بر بازار سرمایه بسیار تاثیرگذار باشد، یکی از متغیرهای مهم نرخ تورم است. برای بیش از دو دهه پس از جنگ جهانی دوم، مطالعات تجربی رابطه منفی بین قیمت‌های سهام و تورم (انتظاری و واقعی) را نشان دادند (شارپ^۲، ۲۰۰۲؛ کمبل و وولتیناهو^۳، ۲۰۰۴). از جمله دلایل این رابطه منفی می‌توان به «همبستگی بین تورم و رشد اقتصادی واقعی انتظاری» و «استفاده از نرخ‌های بهره اسمی برای تنزیل جریان‌های نقدی واقعی توسط سرمایه‌گذاران» اشاره کرد (مودیگلیانی و کوهن^۴، ۱۹۷۹). آنها بیان کردند سرمایه‌گذاران از «تورم تورم» رنج می‌برند و تاثیر تورم را در پیش‌بینی‌های خود لحاظ نمی‌کنند در نتیجه باعث قیمت‌گذاری نادرست سهام می‌شوند. همچنین براساس چارچوب کینزین‌های جدید، یک همبستگی منفی قوی بین تورم و نسبت‌های مالی مانند نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری و نسبت قیمت به سود تقسیمی وجود دارد (جیانگ و همکاران^۵، ۲۰۲۲).

فریدمن^۶ (۱۹۷۷) استدلال می‌کند که تورم با افزایش نوسانات، محتوای اطلاعاتی قیمت‌ها را کاهش می‌دهد. فیشر^۷ (۱۹۸۱) همچنین معتقد است تورم با تغییرات قیمتی مرتبط است که با عوامل بنیادی ارتباطی ندارد. یک استدلال دیگر این است که انحراف از عوامل بنیادی باید محتوای اطلاعاتی قیمت سهام را کاهش دهد. این استدلال با نظر بال و رومر^۸ (۲۰۰۳) سازگار است، آنها مدلی را توسعه دادند که در آن تورم اطلاع‌رسانی قیمت‌ها را کاهش می‌دهد. در مدل آنها، تصمیم مصرف‌کنندگان برای ورود به یک رابطه بلندمدت با فروشندگان به قیمت فعلی یک شرکت بستگی دارد. آنها بیان داشتند قیمت فعلی شرکت سیگنالی در مورد قیمت‌هایی است که یک شرکت در آینده اعمال خواهد کرد و نشان دادند وقتی تورم باعث تغییر قیمت‌های نسبی می‌شود، اطلاعات مربوط به قیمت‌های آتی را در قیمت‌های فعلی کاهش می‌دهد. در نتیجه، قیمت‌های فعلی کمتر اطلاع‌رسانی می‌کنند. در مقابل بدیهی است توسعه بازار سهام نیز می‌تواند بر تورم اثرگذار باشد. در قالب نظریه رشد درونزا، از آنجا که توسعه بازار سهام سبب تسهیل تخصیص کارایی بین دوره‌ای منابع، انباشت سرمایه و نوآوری‌های تکنولوژیکی می‌شود، در بلندمدت رشد اقتصادی را به همراه دارد. افزایش تولید در یک اقتصاد نیز سبب افزایش عرضه و در نهایت کاهش سطح قیمت‌ها شود. لذا براساس نظریه رشد درونزا، جهت علیت از توسعه بازار سهام به سمت تورم است (مونتهس و تیبرتو^۹، ۲۰۱۲؛ روسو و یلمازکودی^{۱۰}، ۲۰۰۹).

حال پرسش این است، ارتباط تورم و بازار سهام چگونه است؟ علیت گرنجر^{۱۱} (۱۹۶۹) ابزار مفیدی برای توصیف وابستگی بین سری‌های زمانی در شکل کاهش‌یافته مدل خودرگرسیون برداری (VAR) است. در واقع رویکرد گرنجر

¹ Salameh and Ahmad

² Sharpe

³ Campbell and Vuolteenaho

⁴ Modigliani and Cohn

⁵ Jiang et al

⁶ Friedman

⁷ Fischer

⁸ Ball and Romer

⁹ Montes and Tiberto

¹⁰ Rousseau and Yilmazkuday

¹¹ Granger Causality

در پی پاسخ به این پرسش است که آیا متغیری مانند x علت تغییرات y است و اینکه چه مقدار از تغییرات y دوره جاری را می‌توان با مقادیر گذشته y توضیح داد و سپس بررسی کرد که آیا اضافه کردن مقادیر باوقفه x می‌تواند قدرت توضیح‌دهندگی را بهبود بخشد. اگر x به پیش‌بینی y کمک کند و یا اگر ضرایب باوقفه x از نظر آماری معنادار باشند، گفته می‌شود متغیر x علت گرنجری y است. اما سوال این است برای ارزیابی روابط علی متغیرهای اقتصادی، مدل باید ساده باشد یا نه. گرنجر (۱۹۶۹) معتقد است انتخاب نوع مدل بستگی به سرعت جریان اطلاعات در اقتصاد و همچنین به دوره نمونه‌گیری داده‌های مورد استفاده دارد. وی بیان داشت وقتی از داده‌های فصلی استفاده می‌شود و همچنین اگر پویایی‌های اقتصاد زیاد باشد، مدل علیت ساده برای توضیح روابط بین متغیرها مناسب نیست، درحالی که برای داده‌های ماهانه، مدل علیت ساده تمام آن چیزی است که مورد نیاز است. در ادامه شی و همکاران^۱ (۲۰۱۸، ۲۰۲۰) مفهوم تغییرات زمانی را در آزمون علیت گرنجر وارد کردند. آنها نشان دادند ارزیابی پویایی‌های روابط علی متغیرها در طول زمان امکان‌پذیر است. هدف این مقاله ارزیابی روابط علی متغیر در زمان بین نرخ تورم و بازار سهام در ایران است. به این منظور از داده‌های ماهانه نرخ تورم و شاخص کل بازار سهام ایران و همچنین بازده آن از دی ماه ۱۳۹۳ تا شهریورماه ۱۴۰۱ استفاده شده است. این اطلاعات از سایت بانک مرکزی ایران استخراج شده‌اند. ادامه مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است. بخش دوم مروری کوتاه بر ادبیات موضوع و بخش سوم روش‌شناسی مقاله است. در بخش چهارم داده‌ها شرح داده می‌شوند. بخش پنجم نیز به نتایج تجربی اختصاص دارد و در نهایت در بخش ششم به جمع‌بندی پرداخته می‌شود.

۲. مرور ادبیات

اکثر اقتصاددانان معتقدند که تورم پیامدهایی برای اقتصاد در پی دارد (جلیل و همکاران^۲، ۲۰۱۴؛ بارو^۳، ۲۰۱۳؛ بوژلبنه و بوژلبنه^۴، ۲۰۱۰؛ بوشی و سیراردی^۵، ۲۰۰۷؛ لی و روسی^۶، ۲۰۰۲). برخی مطالعات نشان دادند تورم ملایم و پایدار، تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری و افزایش دستمزد را برای کسب و کارها تسهیل می‌کند. علاوه بر این بر توسعه بازار سهام به دلیل رشد اقتصادی در ادبیات رشد و توسعه تاکید شده است (هو و چنگ^۷، ۲۰۱۰؛ آرسیتس و همکاران^۸، ۲۰۰۱؛ روسو و واکتل^۹، ۲۰۰۰؛ انیسان و اولوفیسایو^{۱۰}، ۲۰۰۹؛ دوماک و یوسل^{۱۱}، ۲۰۰۵؛ لوین و زرووس^{۱۲}، ۱۹۹۶؛ لوین، ۱۹۹۱؛ اوکان^{۱۳}، ۱۹۷۱). البته بدیهی است که توسعه بازار سهام خود ممکن است با تورم مرتبط باشد. تعدادی مطالعات نشان داده‌اند روش‌های سرمایه‌گذاری آسان‌تر ممکن است پیامدهایی برای قیمت‌ها در کل اقتصاد داشته باشد. بنابراین،

¹ Shi et al

² Jalil et al

³ Barro

⁴ Boujelbene and Boujelbene

⁵ Boschi and Cirardi

⁶ Leigh and Rossi

⁷ Hou and Cheng

⁸ Arestis et al

⁹ Rousseau and Wachtel

¹⁰ Enisan and Olufisayo

¹¹ Domac and Yucel

¹² Levine and Zervos

¹³ Okun

توسعه بازار سهام ممکن است رشد اقتصادی را هم به‌طور مستقیم از طریق کانال‌های مخارج و هم به‌طور غیرمستقیم از طریق تأثیر آن بر تورم، تحت تأثیر قرار دهد (کول و همکاران^۱، ۲۰۰۸؛ لی^۲، ۲۰۰۷؛ لیو و هسو^۳، ۲۰۰۶؛ مائورو^۴، ۲۰۰۳).

توماسی^۵ (۱۹۹۶) همچنین بیان می‌کند تورم با غیرقابل پیش‌بینی کردن شوک‌های تقاضای کل، محتوای اطلاعاتی قیمت‌ها را کاهش می‌دهد. با توجه به اینکه تورم منجر به تغییرات بیشتر قیمت‌ها می‌شود، پس شناسایی اطلاعات مربوط به قیمت‌ها را برای عوامل اقتصادی دشوار می‌سازد (سو و همکاران^۶، ۲۰۱۳). همچنین برخی استدلال می‌کنند عوامل بازار سهام (یعنی تحلیلگران و سرمایه‌گذاران) قادر به پیش‌بینی دقیق در صورت وجود تورم بالا نیستند و در نتیجه قیمت سهام کمتر اطلاع‌رسانی می‌کند. باشو و همکاران^۷ (۲۰۱۰) نشان دادند تحلیلگران اطلاعات تورم انتظاری را به‌طور کامل در پیش‌بینی‌های خود لحاظ نمی‌کنند. چوردیا و شیواکومار^۸ (۲۰۰۵) نیز بیان داشتند در دوره‌های تورم بالا، سرمایه‌گذاران به‌طور دقیق سود را پیش‌بینی نمی‌کنند. با توجه به این موارد، با اینکه در آثار سودمند بازارهای مالی در حال رشد بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی تردیدی وجود ندارد (کینگ^۹ و لوین، ۱۹۹۳)، اما همانطور که بارو و سالا-آی-مارتین^{۱۰} (۱۹۹۹) بیان می‌کنند توسعه این بازارها درون‌زا است، زیرا آنها خود بخشی از روند رشد اقتصادی هستند. بنابراین درحالی که توسعه بازار سهام ممکن است به رشد اقتصادی منجر شود، اما رشد اقتصادی و تورم ممکن است خود به توسعه بیشتر بازار سهام منجر شود. علیرغم وجود چندین مطالعه در مورد این موضوع، ماهیت دقیق این رابطه هنوز قابل سؤال است، زیرا مطالعات تجربی نتایج یکسانی را نشان نمی‌دهند. مهمتر از آن، هیچ یک از این مطالعات بین پیوندهای علی کوتاه‌مدت و بلندمدت تمایز قائل نمی‌شوند. در این خصوص، تعدادی از مقالات ادعا می‌کنند تورم باعث توسعه بازار سهام می‌شود (دریتساکي^{۱۱}، ۲۰۰۵؛ ابراهیم^{۱۲}، ۱۹۹۹). از سوی دیگر، برخی دیگر معتقدند علیت از توسعه بازار سهام به سمت تورم است (شهباز و همکاران^{۱۳}، ۲۰۰۸؛ هان و همکاران^{۱۴}، ۲۰۰۸؛ لیو و سینکلر^{۱۵}، ۲۰۰۸؛ وی و یونگ^{۱۶}، ۲۰۰۷؛ ژائو^{۱۷}، ۱۹۹۹). این در حالی است تعدادی از محققان از وجود اثرات متقابل حمایت می‌کنند که نشان می‌دهد توسعه بازار سهام و تورم می‌توانند علیت متقابل یکدیگر باشند (پرادان^{۱۸}، ۲۰۱۱؛ مورلی^{۱۹}، ۲۰۰۲). در نهایت، لو و سو^{۲۰} (۲۰۰۱) بر این باورند هیچ رابطه علی بین تورم و توسعه بازار سهام وجود ندارد. در ایران نیز گردشی و

¹ Cole et al

² Li

³ Liu and Hsu

⁴ Mauro

⁵ Tommasi

⁶ Hsu et al

⁷ Basu et al

⁸ Chordia and Shivakumar

⁹ King

¹⁰ Sala-i-Martin

¹¹ Dritsaki

¹² Ibrahim

¹³ Shahbaz et al

¹⁴ Han et al

¹⁵ Liu and Sinclair

¹⁶ Wei and Yong

¹⁷ Zhao

¹⁸ Pradhan

¹⁹ Morley

²⁰ Lu and So

غلامی (۱۳۹۶) نشان دادند رابطه علیت کوتاه‌مدت یک طرفه از توسعه بازار سهام به سمت رشد اقتصادی و نرخ تورم وجود دارد. عباسی‌نژاد و همکاران (۱۳۹۶) به این نتیجه رسیدند متغیرهای نرخ ارز، تورم و قیمت نفت هر سه اثری مثبت در بلندمدت بر شاخص سهام دارند. همچنین نوسان‌پذیری تورم، همبستگی مثبت ضعیفی با نوسان‌های شاخص سهام دارد. زراعتی و همکاران (۱۴۰۲) نشان دادند تحلیل رفتار بازده بازار سهام، تکانه‌های منفی این بازار تأثیری بزرگ‌تری بر نوسانات شرطی در مقایسه با تکانه‌های مثبت دارد. نتایج مدل همبستگی پویای شرطی نوسانات این دو بازار از همبستگی پویای پایدار برخوردارند. بنابراین شفاف‌سازی، افشای دقیق اطلاعات بازار سهام، تعمیق مالی به همراه مدیریت نوسانات ارزی در ثبات این دو بازار موثر خواهد بود. پدرام و همکاران (۱۳۹۳) دریافتند تورم دارای اثر نامتقارن بر قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران است. زراءنژاد و معتمدی (۱۳۹۱) نشان دادند بین نرخ تورم و شاخص کل قیمت سهام رابطه علی دوسویه برقرار است. سعیدی و کوهساریان (۱۳۸۸) به این نتیجه رسیدند بین شاخص قیمتی مصرف‌کننده و بازده سهام رابطه‌ای وجود ندارد. سعیدی و امیری (۱۳۸۷) دریافتند تورم با شاخص قیمتی رابطه معکوس و با شاخص کل رابطه مستقیم دارد.

۳. روش‌شناسی

محیط پیچیده مالی برای تبیین دقیق رابطه بین متغیرها به سیستم‌های پیشرفته‌تری نیاز دارد. آزمون سنتی علیت گرنجر مبتنی بر مدل ثابت-زمان نمی‌تواند رفتار پویای سری‌های مالی را ردیابی کند. ارزیابی روابط «علی متغیر در زمان» امکان نظارت بر فراز و فرودهای بازار سهام را در زمان واقعی فراهم می‌کند که توسط برخی محققان به کار گرفته شده است (دیبولد و یلماز^۱، ۲۰۱۴). علاوه بر این، در مطالعه شی و همکاران (۲۰۱۸) بر حساسیت و آسیب‌پذیری علیت نسبت به دوره نمونه تأکید شده است. این عوامل در این مقاله رابطه علی بین نرخ تورم و بازار سهام از طریق تکنیک علیت گرنجر متغیر در زمان را ارزیابی کرده‌اند. روش علیت گرنجر متغیر در زمان ارائه شده توسط شی و همکاران (۲۰۱۸)، ۲۰۲۰ «مرحله حذف روند»^۲ را کنار گذاشته و به تشخیص درونزای زمان‌های چرخش علیت کمک می‌کند. این روش، سه آزمون را برای توضیح علیت ارائه می‌دهد، که شامل «بسط پیشین» (FE)^۳ (توما^۴، ۱۹۹۴)، «پنجره گردشی» (RO)^۵ (سوانسون^۶، ۱۹۹۸) و «تکامل بازگشتی» (RE)^۷ (فیلیس و همکاران^۸، ۲۰۱۵) است. در ادبیات موجود، روش بسط پیشین کمتر مورد توجه است، درحالی که دو روش دیگر نتایج تخمین قابل اعتمادتری را ارائه می‌دهند (راگاد^۹، ۲۰۲۱). علاوه بر این، لازم به ذکر است آزمون‌های علیت گرنجر مبتنی بر چارچوب‌های خودرگرسیون برداری^{۱۰} (VAR) یا مدل تصحیح خطا^{۱۱} (ECM) از نظریه‌های حدی غیراستاندارد دست و پاگیر و وابستگی‌های پارامتری رنج می‌برند، که به ناچار منجر

¹ Diebold and Yilmaz

² Detrending Step

³ Forward Expanding

⁴ Thoma

⁵ Rolling Window

⁶ Swanson

⁷ Recursive Evolving

⁸ Phillips et al

⁹ Raggad

¹⁰ Vector Autoregressive

¹¹ Error Correction Model

به انحراف مقیاس‌ها می‌شود (تودا و فیلیپس^۱، ۱۹۹۴). برای غلبه بر این مساله، روش خودرگرسیون برداری گسترش‌یافته باوقفه^۲ (LA-VAR) و روش آماری والد اصلاح‌شده^۳ (MWald) منتج از آن به دلیل برتری در کنترل مقیاس‌ها و ثبات ابعادی، به عنوان یک روش جایگزین مناسب برای بررسی روابط علی در نظر گرفته می‌شود (تودا و یاماموتو^۴، ۱۹۹۵). فرض کنید سری زمانی $\{y_t\}$ با فرآیند زیر تولید می‌شود.

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \mu_t \quad (1)$$

که در آن μ_t از تصریح VAR(p) تبعیت می‌کند.

$$\mu_t = \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

که ε_t جمله خطا است. با جایگذاری معادله (۲) در (۱) خواهیم داشت.

$$y_t = \gamma_0 + \gamma_1 t + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3)$$

که در آن γ_i تابعی از α_i و β_j است. مدل پیشنهادی LA-VAR توسط دولادو و لوتکپول^۵ (۱۹۹۶) و تودا و یاماموتو (۱۹۹۵) به ایجاد آزمون علیت گرنجر برای متغیر هم‌انباشته احتمالی y_t کمک می‌کند.

$$Y = \tau \Gamma' + X \Theta' + B \Psi' + \varepsilon \quad (4)$$

که در آن $X = (\gamma_0, \gamma_1)'_{n \times 2}$ ، $\tau_t = (1, t)'_{2 \times 1}$ ، $\tau = (\tau_1, \dots, \tau_T)'_{T \times 2}$ ، $Y = (y_1, \dots, y_T)'_{T \times n}$ ، $b_t = (y'_{t-p-1}, \dots, y'_{t-p-d})'_{nd \times 1}$ ، $B = (b_1, \dots, b_T)'_{T \times nd}$ ، $\Theta = (\beta_1, \dots, \beta_p)'_{n \times np}$ ، $(X_1, \dots, X_T)'_{T \times np}$ ، $\Psi = (\beta_{p+1}, \dots, \beta_{p+d})'_{n \times nd}$ ، $\varepsilon = (\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_T)'_{T \times n}$ است. همچنین d بیانگر حداکثر مرتبه انباشتگی در y_t است. فرضیه صفر عدم علیت گرنجر با محدودیت‌های زیر بیان می‌شود.

$$H_0 = R\theta = 0 \quad (5)$$

که پارامتر θ به صورت $\theta = \text{vec}(\Theta)$ به دست می‌آید. همچنین R بیانگر ماتریس $m \times n^2 p$ است که m تعداد محدودیت‌ها است. می‌توان آخرین بردار وقفه مرتبه d ماتریس ضرایب Ψ را کنار گذاشت؛ زیرا تمام عناصر آن صفر هستند. در معادله (۴)، $\hat{\Theta}$ برآوردگر حداقل مربعات معمولی (OLS) است که به شکل زیر می‌باشد.

$$\hat{\Theta} = Y' Q X (X' Q X)^{-1}, \quad Q = Q_T - Q_T B (B' Q_T B)^{-1} B' Q_T, \quad Q_T = I_T - \tau (\tau' \tau)^{-1} \tau' \quad (6)$$

فرض کنید $\hat{\theta} = \text{vec}(\hat{\Theta})$ بوده و $\hat{\Omega}_\varepsilon = \frac{1}{T} \hat{\varepsilon}' \hat{\varepsilon}$ باشد، در این صورت آماره آزمون والد استاندارد برای فرضیه صفر می‌تواند به شکل زیر بدست آید.

$$W = (R \hat{\theta})' [R \{ \hat{\Omega}_\varepsilon \otimes (X' Q X)^{-1} \} R']^{-1} R \hat{\theta} \quad (7)$$

¹ Toda and Phillips

² Lag-Augmented Vector Autoregressive (LA-VAR)

³ Modified Wald Statistical Method

⁴ Toda and Yamamoto

⁵ Dolado and Lütkepohl

در فرمول (۷)، آماره آزمون والد به‌طور مجانبی از توزیع کای دو (χ_m^2) با m محدودیت پیروی می‌کند. فرض کنید f_0 نشان‌دهنده حداقل تعداد پنجره مورد نیاز برای برآورد آماره، f_1 نقطه مبدا رگرسیون و f_2 نقطه پایانی رگرسیون باشند. در اینصورت آماره والد در فاصله $[f_1, f_2]$ برای بخشی از اندازه نمونه $f_w = f_2 - f_1 \geq f_0$ در رویکرد تکامل بازگشتی به صورت $W_{f_2}(f_1)$ نشان داده می‌شود. در اینصورت آماره‌های والد برتر (sup) به صورت زیر بیان می‌شوند.

$$SW_f(f_0) = \sup_{(f_1, f_2) \in \Pi_0, f_2 = f\{W_{f_2}(f_1)\}} \quad (8)$$

$$\Pi_0 = \{(f_1, f_2): 0 < f_0 + f_1 \leq f_2 \leq 1, \quad f_0 \in (0, 1), \quad 0 \leq f_1 \leq 1 - f_0\}$$

که Π_0 بیانگر حداقل تعداد مشاهدات مورد نیاز برای تخمین مدل VAR را نشان می‌دهد. علاوه بر این، انعطاف‌پذیری موجود در آماره به دلیل وجود f_1 ، به فرآیند امکان یافتن نقطه شروع بهینه رگرسیون را برای هر مشاهده می‌دهد. از نمادهای $\hat{f}_e$ و $\hat{f}_f$ به ترتیب برای نشان دادن نقاط شروع و پایان علیت استفاده می‌شود و به وسیله نخستین مشاهده‌ای که آماره آزمون آن از مقدار بحرانی بالاتر می‌رود یا کمتر از آن است، تعریف می‌شوند. به‌طور مشخص، سه الگوریتم روش علیت گرنجر متغیر در زمان مستلزم این است که دنباله‌های آماری به شرح زیر باشد.

$$\text{Forward: } \hat{f}_e = \inf_{f \in [f_0, 1]} \{f: w_f(0) > cv\}, \text{ and } \hat{f}_f = \inf_{f \in [\hat{f}_e, 1]} \{f: w_f(0) < cv\} \quad (9)$$

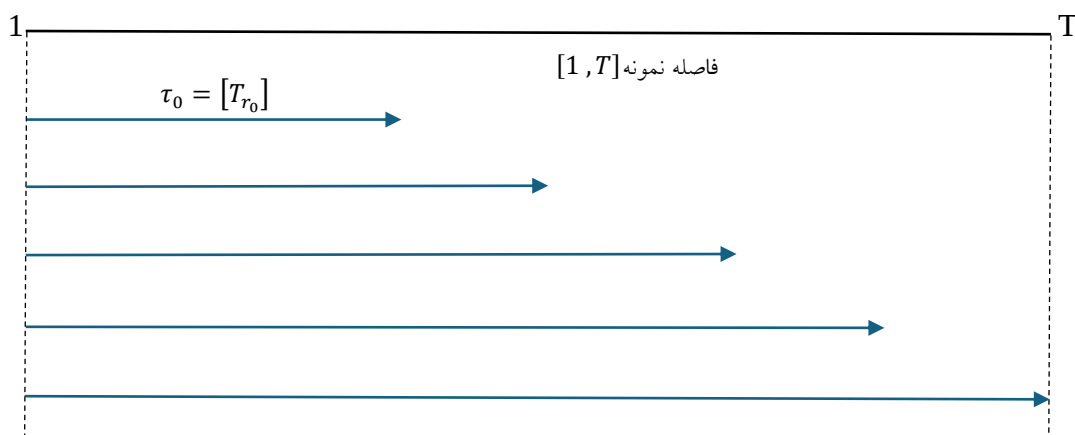
$$\text{Rolling: } \hat{f}_e = \inf_{f \in [f_0, 1]} \{f: w_f(f - f_0) > cv\}, \text{ and } \hat{f}_f = \inf_{f \in [\hat{f}_e, 1]} \{f: w_f(f - f_0) < cv\} \quad (10)$$

$$\text{Recursive: } \hat{f}_e = \inf_{f \in [f_0, 1]} \{f: Sw_f(f_0) > scv\}, \text{ and } \hat{f}_f = \inf_{f \in [\hat{f}_e, 1]} \{f: Sw_f(f_0) < scv\} \quad (11)$$

که در آن cv مقادیر بحرانی w_f و scv مقادیر بحرانی Sw_f هستند. برای توضیح نحوه استخراج آماره والد در سه رویکرد فوق، یک نمونه با $T + 1$ مشاهده را در نظر بگیرید. همچنین $[T_r]$ نیز نشان‌دهنده قسمت صحیح خروجی باشد ($0 < r < 1$). در این صورت، بیانگر آماره آزمون والد محاسبه شده برای زیرنمونه‌ای است که شروع آن در $\mathcal{Y}[T_{r-1}]$ و پایان آن در $\mathcal{Y}[T_r]$ خواهد بود. در شکل‌های (۱) تا (۳) نحوه محاسبه آماره آزمون والد در الگوریتم‌ها نمایش داده شده است. هر یک از فلش‌ها نشان‌دهنده یک زیرنمونه است که آماره آزمون والد برای آن محاسبه می‌شود.

در الگوریتم FE آماره آزمون والد ابتدا برای حداقل طول پنجره ($\tau_0 = [T_{r_0}] > 0$) محاسبه شده و سپس اندازه نمونه به‌طور متوالی با یک مشاهده افزایش می‌یابد تا زمانی که آخرین آماره آزمون با استفاده از کل نمونه محاسبه شود. نقطه شروع هر زیرنمونه، اولین مشاهده است. در پایان الگوریتم FE، دنباله‌ای از آماره آزمون والد به دست می‌آید.

$$\tau_{r_1, r} \text{ with } r_1 = 0 \text{ and } r \in [r_0, 1] \quad (12)$$

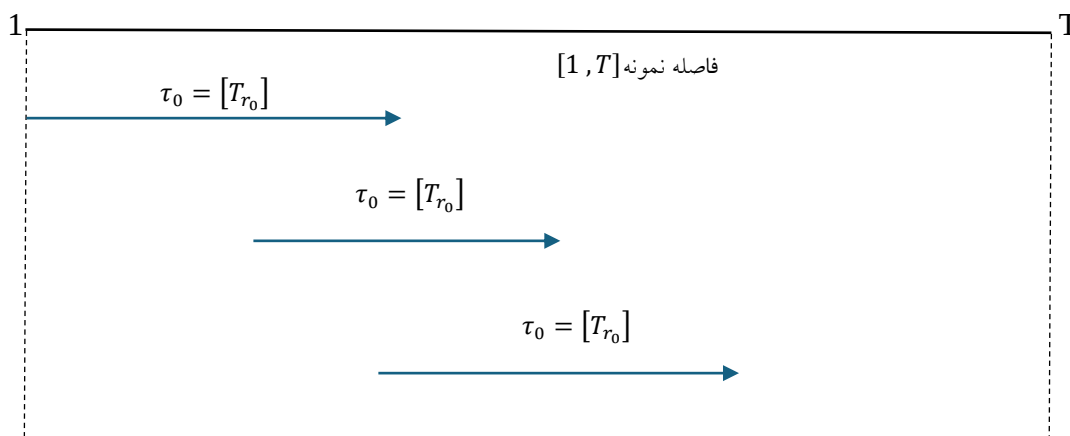


شکل ۱. پنجره بسط پیشین (FE)

منبع: فیلیس و همکاران، ۲۰۱۵

در الگوریتم RO، پنجره اندازه $[T_W]$ از طریق افزایش نمونه (هر بار با یک مشاهده) گردش کرده و هر بار یک آماره آزمون والد برای هر پنجره محاسبه می‌شود. خروجی الگوریتم RO دنباله‌ای از آماره آزمون والد خواهد بود، که در آن هر آماره آزمون از نمونه‌ای با اندازه $[T_W]$ محاسبه می‌شود ($0 < W < 1$).

$$\tau_{r_1, r} \text{ with } r_1 = r - W \text{ and } r \in [r_0, 1] \quad (13)$$

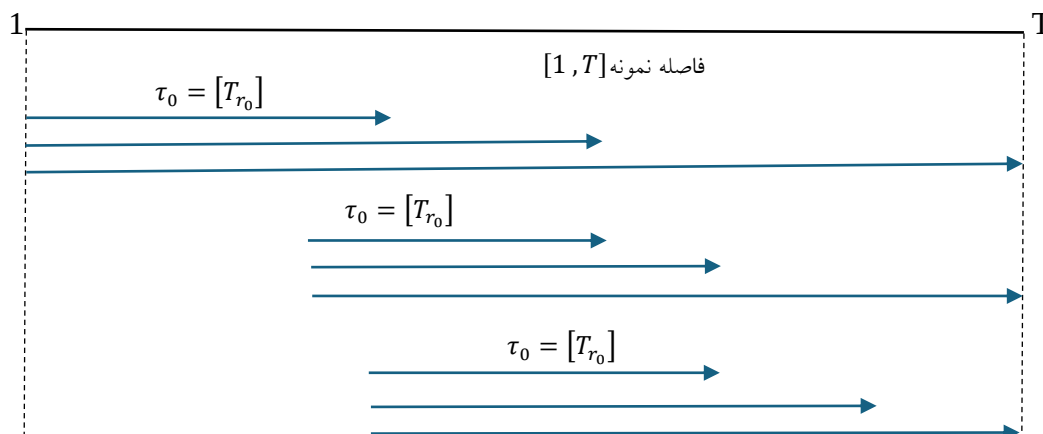


شکل ۲. پنجره گردش (RO)

منبع: فیلیس و همکاران، ۲۰۱۵

در الگوریتم RE، برای یک مشاهده مورد نظر، یک آماره آزمون برای هر زیرنمونه ممکن به اندازه r_0 یا بزرگتر محاسبه می‌شود و سپس مشاهده مورد نظر، نقطه شروع مشترک همه زیرنمونه‌ها را مشخص می‌کند. این رویه برای هر مشاهده مورد نظر در هر نقطه از نمونه تکرار می‌شود (البته با توجه به حداقل اندازه پنجره). بنابراین، هر مشاهده در نمونه بعد از مشاهده اول با مجموعه آماره‌های آزمون والد مرتبط است.

$$\tau_{r_1, r} \text{ with } r_1 \in [0, r - r_0] \text{ and } r \in [r_0, 1] \quad (14)$$



شکل ۳. دنباله‌های نمونه و عرض‌های پنجره تکامل بازگشتی (RE)

منبع: فیلیس و همکاران، ۲۰۱۵

نکته مهم اینکه الگوریتم RE هر دو الگوریتم FE و RO را نیز شامل می‌شود. برای هر مشاهده در هر نوبت، دنباله‌ای از آماره‌های آزمون تعریف می‌شود و می‌توان آن را به شکل یک ماتریس مربعی بالامثلثی نشان داد که ابعاد آن برابر با بیشترین تعداد مشاهدات قابل استفاده است. در این ماتریس؛

✓ آماره‌های والد FE ورودی اصلی در هر ستون می‌باشند (نخستین ورودی غیر صفر)،

✓ آماره‌های والد RO در قطر اصلی ماتریس قرار دارند،

✓ و بزرگترین عناصر هر ستون، آماره‌های RE هستند.

اگر فرضیه صفر این باشد که یک متغیر علیت گرنجر متغیر دیگری در هر زمان در طول نمونه نیست، در اینصورت فرضیه مقابل این است که علیت گرنجر در برخی زمان‌ها وجود دارد، که بنابراین فقط به یک آماره آزمون نیاز است. با توجه به الگوریتم‌ها خواهیم داشت؛

▪ حداکثر آماره FE، بزرگترین عنصر سطر اول ماتریس بالامثلثی است،

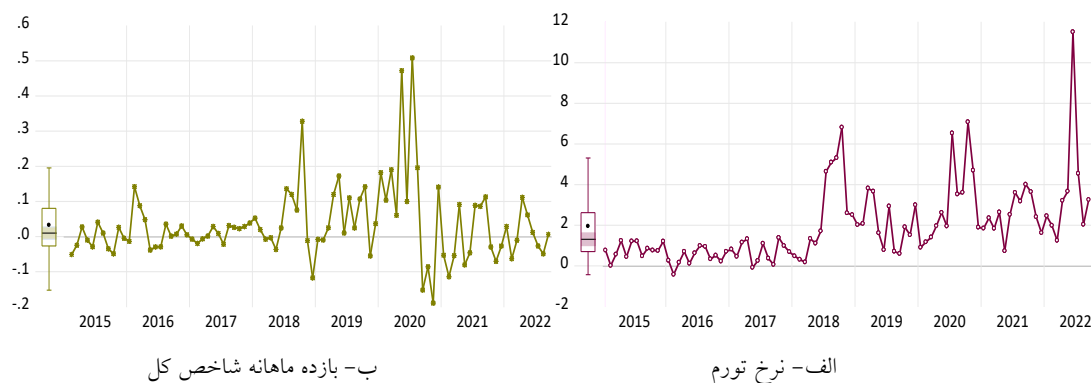
▪ حداکثر آماره RO، بزرگترین عنصر قطر اصلی ماتریس است،

▪ حداکثر آماره RE، بزرگترین عنصر کل ماتریس بالامثلثی است.

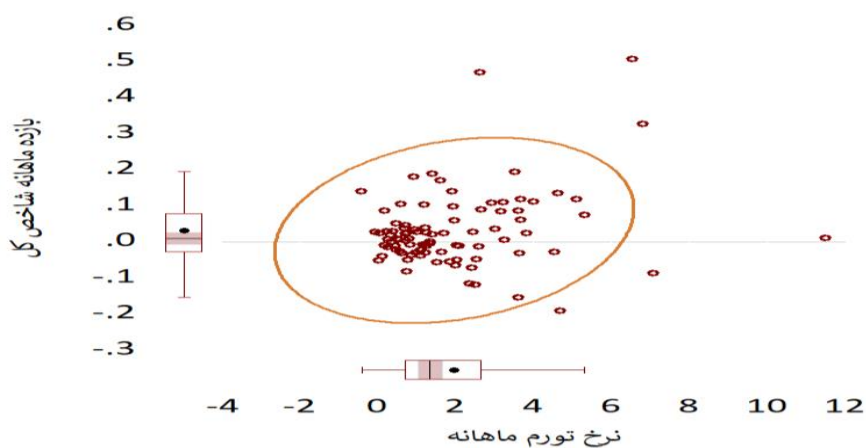
در نهایت به کمک این آماره‌ها می‌توان فرضیه‌ها را آزمون کرد.

۴. داده‌ها

هدف این مقاله بررسی علیت گرنجر متغیر در زمان میان نرخ تورم و بازار سهام ایران است. بدین منظور از داده‌های ماهانه نرخ تورم و شاخص کل بازار سهام ایران و همچنین بازده آن از دی ماه ۱۳۹۳ تا شهریورماه ۱۴۰۱ استفاده شده است. این اطلاعات از سایت بانک مرکزی ایران استخراج شده است.



نمودار ۱. روند نرخ تورم ماهانه و بازده ماهانه شاخص کل بازار سهام ??? درصد



نمودار ۲. پراکندگی نرخ تورم و بازده شاخص کل در فاصله اطمینان ۹۵ درصد

در دوره مورد بررسی، میانگین بازده شاخص کل ماهانه ۳/۳ درصد بوده است. بیشترین بازده ماهانه شاخص مربوط به ماه خرداد ۱۳۹۹ بوده که حدود ۵۱ درصد شاخص رشد داشته است. در مقابل بیشترین کاهش ماهانه شاخص کل در مهر ۱۳۹۹ بوده که در این ماه شاخص کل حدود ۱۹ درصد افت را تجربه کرده است. همچنین میانگین نرخ تورم ماهانه کشور در این دوره حدود ۱/۹۵ درصد است. بیشترین تورم ماهانه در خرداد ۱۴۰۱ با ۱۱/۵ درصد و کمترین آن در بهمن ماه ۱۳۹۴ به وقوع پیوسته که در آن ماه سطح قیمت‌ها حدود ۰/۴۲ درصد کاهش داشته است.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرها (ماهانه)

میانگین	میانگین	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
۵۵۵۲۷۳	۱۶۱۸۴۱	۱۹۶۱۶۲۲	۶۱۲۱۷	۵۹۶۶۵۵
۳/۳	۱/۱	۵۰/۸	-۱۸/۹	۱۰/۵
۱/۹۵	۱/۳۴	۱۱/۵	-۰/۴۲	۱/۸۸

۵. نتایج تجربی

در این بخش ابتدا دو آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته (ADF) و فیلیپس-پرون (PP) برای بررسی مانایی متغیرها انجام می‌شود. در مرحله بعد علیت گرنجر متغیر در زمان برای ارتباط تورم و بازار بورس ارزیابی می‌گردد.

۵-۱. آزمون ریشه واحد

اگرچه چارچوب علیت گرنجر متغیر در زمان، مرحله پیش فیلتر کردن متغیرها را با گرفتن تفاضل حذف می‌کند، اما دانستن مرتبه انباشتگی مدل، یک پیش نیاز ضروری است. نتایج آزمون‌های ریشه واحد بیان می‌کند شاخص کل بازار سهام و شاخص قیمتی مصرف‌کننده در سطح دارای ریشه واحد بوده و با یک مرتبه تفاضل‌گیری مانا می‌شوند، یعنی این دومتغیر انباشته از مرتبه نخست یا $I(1)$ هستند. همچنین دومتغیر نرخ تورم و بازده شاخص کل با توجه به ماهیت‌شان انتظار می‌رفت که در سطح دارای ریشه واحد نباشند که نتایج نیز این موضوع را تایید کرد. این یافته‌ها بیان می‌دارند حداکثر مرتبه انباشتگی در مدل یک خواهد بود.

جدول ۲. نتایج آزمون‌های ریشه واحد

متغیرها	سطح متغیرها		تفاضل مرتبه نخست		استنتاج
	آزمون ADF	آزمون PP	آزمون ADF	آزمون PP	
شاخص کل بازار سهام	-۲/۳۶	-۲/۰۶	-۷/۱۸***	-۷/۰۷***	$I(1)$
بازده شاخص کل	-۷/۱۳***	-۷/۲۲***	-	-	$I(0)$
نرخ تورم	-۶/۱***	-۶/۰۸***	-	-	$I(0)$

*** معنادار در سطح ۱ درصد؛ فرضیه صفر هر دو آزمون دال بر نامانایی است.

۵-۲. نتایج علیت گرنجر متغیر در زمان

هدف این مقاله ارزیابی علیت گرنجری متغیر در زمان برای تورم و بازار بورس در ایران است. برای برآورد مدل LA-VAR، نیاز به طول وقفه بهینه است که با توجه به معیار اطلاعاتی شوارتز، وقفه بهینه یک خواهد بود. همچنین مقادیر بحرانی آمار والد برای هر یک از سه الگوریتم براساس فرآیند «خودرانداز»^۱ روی خطاها و با ۱۰۰۰ بار تکرار به دست آمده‌اند. در جدول (۳) آماره‌های آزمون والد علیت گرنجر براساس الگوریتم‌های FE، RO و RE همراه با صدک‌های ۹۵ و ۹۹ از توزیع‌های تجربی آماره‌های خودرانداز متناظر با آنها گزارش شده است.

¹ Bootstrap

جدول ۳. نتایج آزمون‌های والد علیت گرنجر

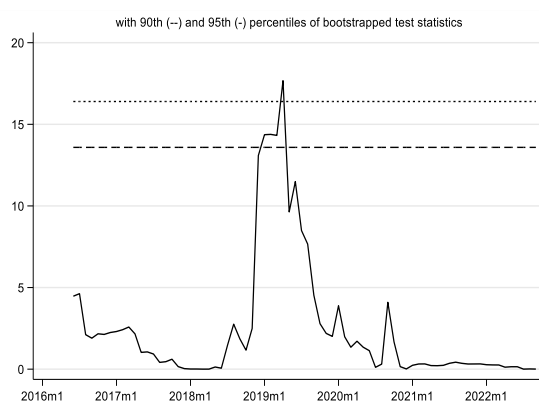
الگوریتم RE			الگوریتم RO			الگوریتم FE			جهت علیت
صدک	صدک	حداکثر	صدک	صدک	حداکثر	صدک	صدک	حداکثر	
۹۹م	۹۵م	آماره والد	۹۹م	۹۵م	آماره والد	۹۹م	۹۵م	آماره والد	
۲۳/۹	۱۵/۳	۲۳/۰۲**	۲۳/۴	۱۵/۳	۱۳/۴	۲۳/۹	۱۴/۵	۱۷/۷**	علیت گرنجر شاخص کل ← نرخ تورم
۱۸/۷	۱۱/۴	۲۵/۲***	۱۷/۵	۱۰/۹	۲۲/۹***	۱۷/۴	۱۰/۹	۱۶/۳**	علیت گرنجر نرخ تورم ← شاخص کل
۲۲/۴	۱۳/۹	۱۷/۷**	۲۲/۱	۱۳/۷	۱۷/۷**	۲۱/۳	۱۲/۴	۱۳/۸**	علیت گرنجر نرخ تورم ← بازده شاخص کل
۱۰/۳	۶/۷	۹/۲**	۱۰/۲	۵/۹	۹/۲**	۱۰/۳	۶/۵	۶/۱	علیت گرنجر بازده شاخص کل ← نرخ تورم
** و *** به ترتیب معنادار در سطح ۵ و ۱ درصد؛ مقادیر صدک ۹۵م و ۹۹م توزیع تجربی آماره‌های خودرانداز هستند.									

نتایج جدول فوق بیان می‌دارد براساس الگوریتم RE هر چهار حداکثر آماره والد در سطوح ۹۵ و ۹۹ درصد اطمینان معنادار هستند و این بدان معناست که نرخ تورم و شاخص کل و بازده آن علیت گرنجر یکدیگر نیستند. در الگوریتم FE تنها حداکثر آماره والد فرضیه «بازده شاخص کل علت گرنجر نرخ تورم است»، معنادار نیست. همچنین در الگوریتم RO نیز فقط حداکثر آماره والد فرضیه «شاخص کل بازار سهام علت گرنجر نرخ تورم است»، معنادار نیست. بنابراین براساس نتایج حداکثر آماره والد در الگوریتم RE هیچ رابطه علی بین بازار سهام و نرخ تورم وجود ندارد. همچنین براساس یافته‌های دو الگوریتم دیگر، تنها شاخص کل یا بازده آن علت نرخ تورم است؛ اما نرخ تورم علت شاخص کل یا بازده آن در دوره مورد بررسی نبوده است. با این حال باید جزییات آماره والد را در تمام دوره ارزیابی کرد تا نتایج دقیق‌تری گرفت. در ادامه آماره‌های والد در هر سه الگوریتم بررسی می‌شود تا روند علیت هر یک از فرضیه‌ها ارزیابی شود.

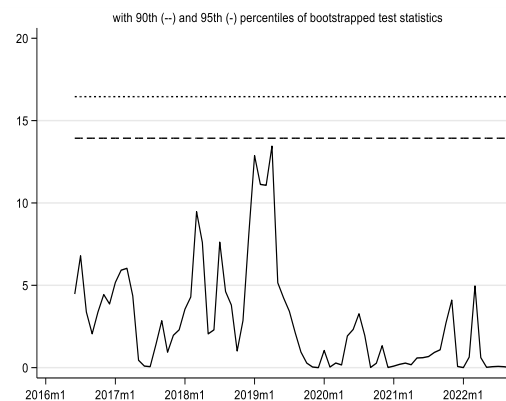
نمودار (۳) نتایج علیت گرنجر را براساس الگوریتم‌های FE، RO و RE در دوره دی ماه ۱۳۹۳ تا شهریورماه ۱۴۰۱ نشان می‌دهد. هنگامی که منحنی آماره والد در یک زمان مشخص از سطوح بحرانی فراتر می‌رود، روابط علی وجود دارد. به‌طور کلی، این نمودارها همگی از این نتیجه حمایت می‌کنند که روابط علیت گرنجر بسیار پویا هستند و الگوهای علیت بدست آمده در داده‌ها به نوع الگوریتم بازگشتی مورد استفاده بستگی دارد. روند آماره والد بیان می‌دارد نرخ تورم براساس الگوریتم RO در تمام دوره مورد بررسی هیچ‌گاه علت شاخص کل بازار سهام نبوده است (نمودار ۳ب). همچنین براساس الگوریتم‌های FE و RE تقریباً در بیشتر دوره نرخ تورم علت شاخص کل نبوده، فقط می‌توان گفت از تابستان ۱۳۹۷ تا ابتدای پاییز ۱۳۹۷ نرخ تورم علیت گرنجر شاخص کل بوده است (نمودارهای ۳الف و ۳ج).

در خصوص اینکه آیا شاخص کل علت نرخ تورم است، روند آماره والد بیان می‌دارد براساس هر سه الگوریتم از پاییز ۱۳۹۷ تا تابستان ۱۳۹۸، شاخص کل بازار سهام علیت گرنجر نرخ تورم بوده است (نمودارهای ۳د، ۳ه و ۳و) که در همین زمان نرخ تورم علیت گرنجر شاخص هم بوده است. به عبارت دیگر، تقریباً می‌توان گفت از تابستان ماه ۱۳۹۷ تا تابستان ۱۳۹۸ ارتباط متقابل میان شاخص کل و نرخ تورم در سطح اطمینان ۹۵ درصد وجود داشته است، اما در سایر زمان‌ها چنین رابطه‌ای از هیچ سمت وجود ندارد. اگر سطح اطمینان را به ۹۰ درصد کاهش دهیم، براساس الگوریتم‌های

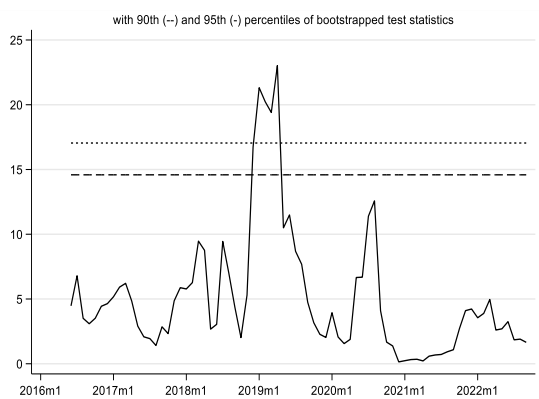
FE و RE در فصل زمستان ۱۳۹۸ و انتهای تابستان و اوایل پاییز ۱۳۹۹، شاخص کل بازار سهام علیت گرنجر نرخ تورم بوده است (نمودارهای ۳د و ۳و). با نگاهی به نمودار (۱) در می‌یابیم در همین زمان یعنی از زمستان ۱۳۹۸ تا تابستان ۱۳۹۹، شاخص کل رشدهای زیادی داشته است و در همین زمان نرخ تورم نیز ماهانه بین ۴ تا ۶ درصد بوده است. همچنین در دوره تابستان ۱۳۹۷ تا ابتدای پاییز ۱۳۹۷ نیز موضوع به چشم می‌خورد. در این دوره نرخ تورم ماهانه دوباره بین ۴ تا ۶ درصد بوده و شاخص کل نیز بین ۱۰ تا ۳۰ درصد رشد داشته است. تا اینجا و براساس نمودارهای (۳الف) تا (۳و) می‌توان بیان کرد در دوره مورد بررسی جهت علیت میان تورم و شاخص کل، ابتدا از نرخ تورم به سمت شاخص کل بوده است و بعد از آن جهت علیت از شاخص کل به سمت نرخ تورم بوده است.



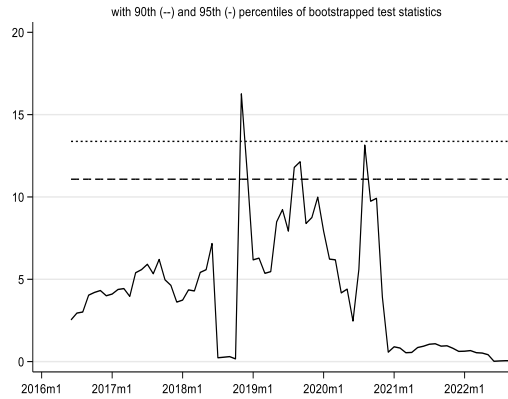
علیت گرنجر
الگوریتم FE: نرخ تورم ← شاخص کل (الف)



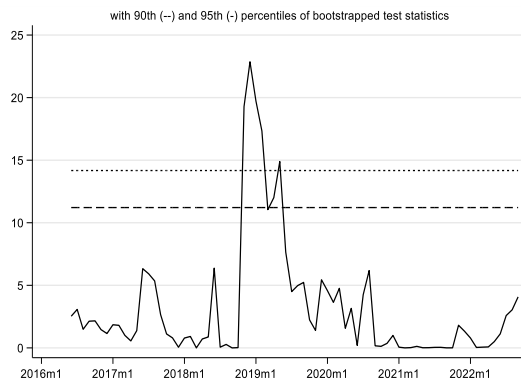
علیت گرنجر
الگوریتم RO: نرخ تورم ← شاخص کل (ب)



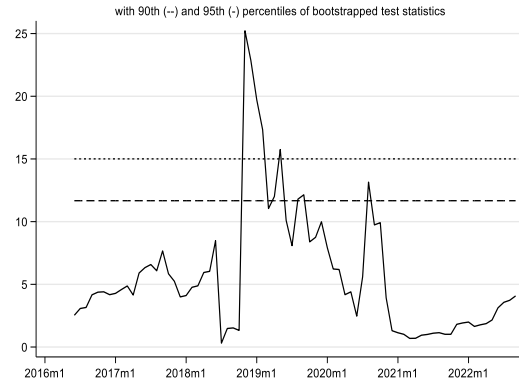
علیت گرنجر
الگوریتم RE: نرخ تورم ← شاخص کل (ج)



علیت گرنجر
الگوریتم FE: شاخص کل ← نرخ تورم (د)

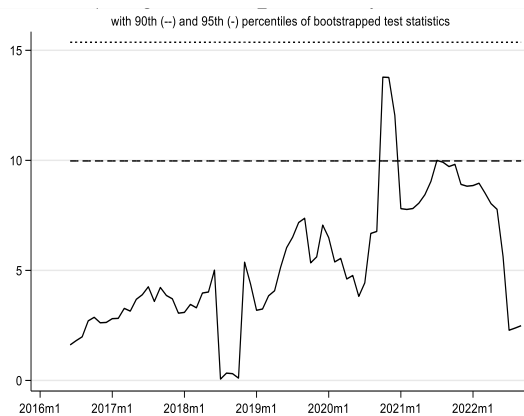


علیت گرنجر
الگوریتم RO: شاخص کل ← نرخ تورم (ه)

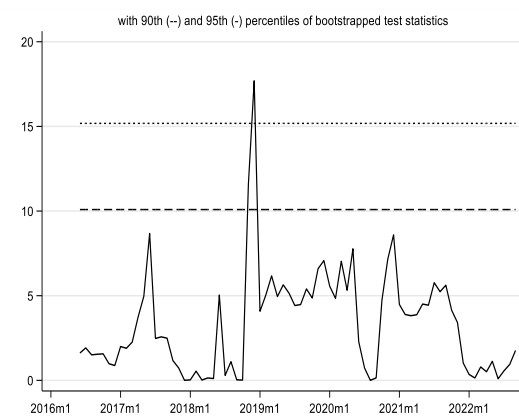


علیت گرنجر
الگوریتم RE: شاخص کل ← نرخ تورم (و)

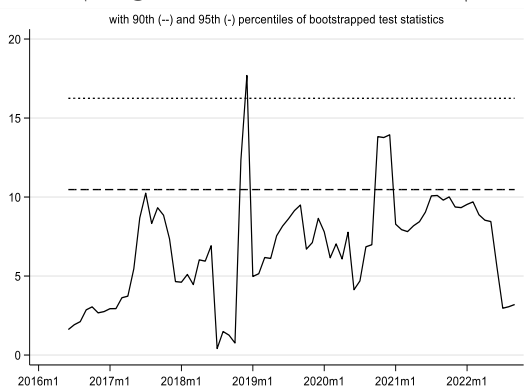
نمودار ۳. نتایج علیت گرنجر متغیر در زمان شاخص کل و نرخ تورم براساس الگوریتم‌های FE، RO و RE



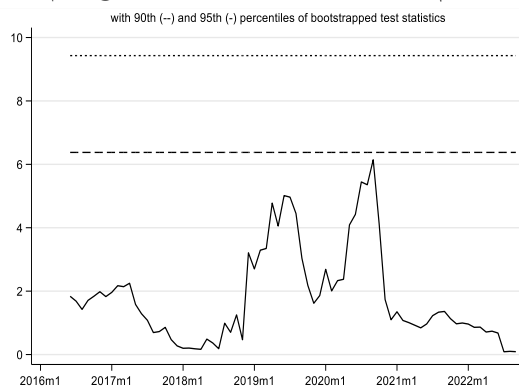
علیت گرنجر
الگوریتم FE: بازده شاخص کل ← نرخ تورم (الف)



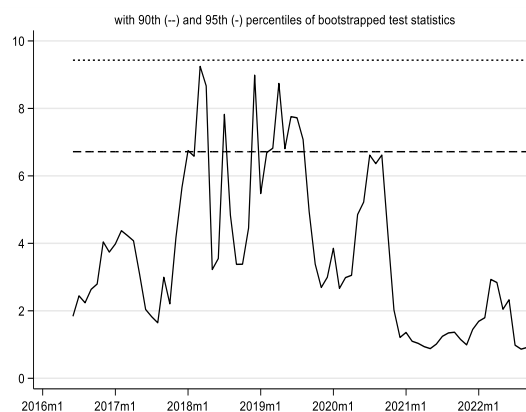
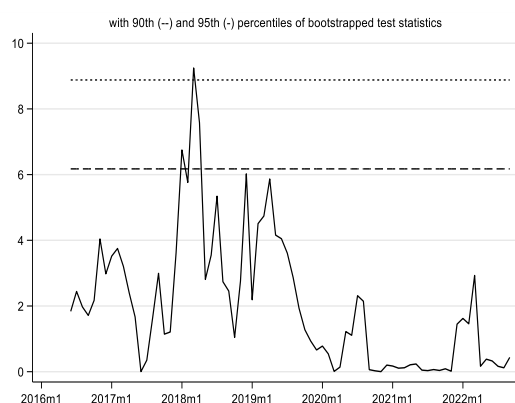
علیت گرنجر
الگوریتم RO: بازده شاخص کل ← نرخ تورم (ب)



علیت گرنجر
الگوریتم RE: بازده شاخص کل ← نرخ تورم (ج)



علیت گرنجر
الگوریتم FE: نرخ تورم ← بازده شاخص کل (د)



علیت گرنجر
الگوریتم RE: نرخ تورم ← بازده شاخص کل (و) الگوریتم RO: نرخ تورم ← بازده شاخص کل (ه)

نمودار ۴. نتایج علیت گرنجر متغیر در زمان بازده شاخص کل و نرخ تورم براساس الگوریتم‌های FE، RO و RE

در ادامه برای بررسی دوباره علیت بازار سهام و نرخ تورم، اینبار از نرخ بازده شاخص کل بجای سطح شاخص کل استفاده شده است. نمودار ۴ نتایج علیت گرنجر نرخ تورم و بازده شاخص کل را براساس الگوریتم‌های FE، RO و RE در دوره دی ماه ۱۳۹۳ تا شهریورماه ۱۴۰۱ نشان می‌دهد. الگوریتم FE نشان می‌دهد نرخ بازدهی شاخص کل در هیچ زمانی علت نرخ تورم نبوده است (نمودار ۴ الف). همچنین نتایج الگوریتم‌های RO و RE نیز همین موضوع را تایید می‌کنند، با این تفاوت که فقط از تابستان ۱۳۹۷ تا ابتدای پاییز همین سال در سطح ۹۵ درصد اطمینان نرخ بازده شاخص کل علت نرخ تورم بوده است (نمودارهای ۴ ب و ۴ ج). همچنین براساس الگوریتم FE و RE هیچ‌گاه در دوره مورد بررسی نرخ تورم علت نرخ بازده شاخص کل نبوده است (نمودارهای ۴ د و ۴ و). نتایج الگوریتم RO هم بر همین مساله تاکید دارند، فقط در پاییز ۱۳۹۶ علیت بسیار ضعیف در سطح ۹۵ درصد اطمینان دیده می‌شود.

۶. نتیجه‌گیری

ادبیات بررسی رابطه بین نرخ تورم به‌عنوان یکی از متغیرهای مهم کلان اقتصادی و بازار سهام به دلیل اهمیت این رابطه برای سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران در حال گسترش است. بررسی داده‌های بازده تاریخی بازار سهام در دوره‌های تورم بالا و پایین می‌تواند تا حدودی به تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران کمک کند. مطالعات متعددی به تأثیر متقابل تورم و بازار سهام پرداخته‌اند. مطالعات اغلب به نتایج متناقضی دست یافته‌اند که این می‌تواند به دلیل تفاوت در روش‌های مورد استفاده و یا دوره‌های در نظر گرفته شده باشد. با این حال، بیشتر محققان دریافته‌اند جهت علیت بیشتر از تورم به سمت بازار سهام بوده است. اغلب این مطالعات از رویکرد علیت گرنجر ثابت در زمان بهره گرفته‌اند.

در این مقاله رابطه علی نرخ تورم و بازار سهام با استفاده از رویکرد علیت گرنجر متغیر در زمان جهت بررسی پویایی‌های ارتباط این دو ارزیابی شد. به‌این منظور از داده‌های ماهانه نرخ تورم و شاخص کل بازار سهام ایران و همچنین بازده آن از دی ماه ۱۳۹۳ تا شهریورماه ۱۴۰۱ استفاده شد. آماره‌های آزمون والد علیت گرنجر براساس الگوریتم‌های بسط پیشین (FE)، پنجره گردشی (RO) و تکامل بازگشتی (RE) محاسبه گردید. همچنین برای ارزیابی

آماري اين آماره‌ها از صدك‌هاي ۹۰، ۹۵ و ۹۹ استفاده شد كه اين صدك‌ها از توزيع‌هاي تجربی آماره‌هاي خودراه‌انداز متناظر با آماره‌هاي والد با ۱۰۰۰ مرتبه تكرار بدست آمده‌اند. يافته‌ها حكايت از آن دارد براساس الگوريتم RE آماره‌هاي والد در سطوح ۹۵ و ۹۹ درصد اطمینان معنادار بودند كه به معنای اين است هيچ رابطه علی میان نرخ تورم و بازار سهام وجود ندارد. همچنين براساس يافته‌هاي دو الگوريتم ديگر، تنها شاخص كل يا بازده آن علت نرخ تورم است؛ اما نرخ تورم علت شاخص كل يا بازده آن در دوره مورد بررسی نبوده است.

همچنين نتايج علّيت گرنجر متغير در زمان براساس الگوريتم‌هاي FE، RO و RE در دوره دي ماه ۱۳۹۳ تا شهريورماه ۱۴۰۱ نشان داد براساس الگوريتم RO در تمام دوره مورد بررسی نرخ تورم هيچ‌گاه علت شاخص كل بازار سهام نبوده است. الگوريتم‌هاي FE و RE نيز بيان داشتند تقريباً در بيشتر دوره نرخ تورم علت شاخص كل نبوده، فقط می‌توان گفت از تابستان ۱۳۹۷ تا ابتدای پاییز ۱۳۹۷ نرخ تورم علّيت گرنجر شاخص كل بوده است. همچنين براساس هر سه الگوريتم از پاییز ۱۳۹۷ تا تابستان ۱۳۹۸، شاخص كل بازار سهام علّيت گرنجر نرخ تورم بوده است كه در همين زمان نرخ تورم علّيت گرنجر شاخص كل هم بوده است و اين به معنای ارتباط متقابل میان شاخص كل و نرخ تورم در سطح اطمینان ۹۵ درصد در اين دوره است، اما در ساير زمان‌ها چنين رابطه‌ای از هيچ سمت وجود ندارد. با کاهش سطح اطمینان به ۹۰ درصد، براساس الگوريتم‌هاي FE و RE در فصل زمستان ۱۳۹۸ و انتهای تابستان و اوایل پاییز ۱۳۹۹، شاخص كل بازار سهام علّيت گرنجر نرخ تورم بوده است. در ادامه رابطه علی نرخ تورم و بازده شاخص كل بررسی شد. يافته‌ها نشان از آن داشت نرخ تورم علّيت گرنجر بازده شاخص كل در دوره دي ماه ۱۳۹۳ تا شهريورماه ۱۴۰۱ بوده است؛ اما نرخ بازده شاخص كل در هيچ زمانی علت نرخ تورم نبوده است، فقط از تابستان ۱۳۹۷ تا ابتدای پاییز همين سال در سطح ۹۵ درصد اطمینان بازده شاخص كل علت نرخ تورم بوده است. به‌طور کلی يافته‌ها از اين نتیجه حمايت می‌کنند كه روابط علّيت گرنجر بسيار پويا هستند و الگوهاي علّيت بدست آمده در داده‌ها به نوع الگوريتم مورد استفاده بستگی دارد.

ORCID

Masoud Soufimajidpour  <https://orcid.org/0000-0002-1538-0427>

حامی مالی

اين مقاله حامی مالی ندارد.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

سپاسگزاری

نويسنده از داوران ناشناس كه در بهبود كيفيت مقاله كمك کرده‌اند تشكر می‌کند.



منابع

- پدرام، مهدی، شیرین بخش ماسوله، شمس اله و روستایی، آمنه (۱۳۹۳). بررسی اثر نامتقارن تورم بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار (مطالعات مالی)*، ۷(۲۲)، ۶۱-۷۵.
- زراعتی، منصوره، صوفی مجیدپور، مسعود، محمودزاده، محمود و فتح آبادی، مهدی (۱۴۰۲). آثار نامتقارن تکانه های بازار سهام بر بازار ارز در ایران: کاربردی از مدل خود همبستگی پویار شرطی و APARCH. *مدلسازی اقتصادی*، ۱۷(۶۲)، ۳۷-۵۸.
- زرائزاد، منصور و معتمدی، سحر (۱۳۹۱). بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۲(۴۶)، ۱۰۱-۱۱۶.
- سعیدی، پرویز، و امیری، عبدالله. (۱۳۸۷). بررسی رابطه تورم و قیمت سهام صنایع موجود در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهشگر (مدیریت)*، ۱۲، ۶۳-۷۴.
- سعیدی، پرویز، و کوهساریان، علی. (۱۳۸۸). بررسی ارتباط شاخص های تورم (CPI و PPI) و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات اقتصادی*، ۴۴(۸۹)، ۱۰۹-۱۲۸.
- عباسی نژاد، حسین، محمدی، شاپور، و ابراهیمی، سجاد. (۱۳۹۶). پویایی های رابطه متغیرهای کلان و شاخص بازار سهام. *مدیریت دارایی و تامین مالی*، ۵(۱۱پیاپی ۱۶)، ۶۱-۸۲.
- گردشی، راضیه، و غلامی، الهام. (۱۳۹۶). بررسی رابطه علیت بین رشد اقتصادی، تورم و توسعه بازار سهام در ایران. *اقتصاد کاربردی*، ۷(۲۲)، ۲۱-۱۱.
- Abbasinejad, H. , Mohammadi, S. & Ebrahimi, S. (2017). Dynamics of the relation between macroeconomic variables and stock market index. *Journal of Asset Management and Financing*, 5(1), 61-82. (In persion)
- Arestis, P., Demetriades, P. O. & Luintel, K. B. (2001). Financial development and economic growth: the role of stock markets. *Journal of money, credit and banking*, 16-41.
- Ball, L. M., & Romer, D. H. (1993). Inflation and the Informativeness of Prices. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 35(2), 177-196.
- Barro, R. J. (2013). Inflation and Economic Growth. *Annals of Economics and Finance*, 14 (1), 121-144.
- Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (1995). *Economic growth*. McGraw Hill, New York.
- Basu, S., Markov, S., & Shivakumar, L. (2010). Inflation, earnings forecasts, and post-earnings announcement drift. *Review of Accounting Studies*, 15, 403-440.
- Boschi, M., & Girardi, A. (2007). Euro area inflation: long-run determinants and short-run dynamics. *Applied Financial Economics*, 17(1), 9-24.
- Boujelbene, T., & Boujelbene, Y. (2010). Long run determinants and short run dynamics of inflation in Tunisia. *Applied Economics Letters*, 17(13), 1255-1263.
- Campbell, J. Y., & Vuolteenaho, T. (2004). Inflation illusion and stock prices. *American Economic Review*, 94(2), 19-23.
- Chordia, T., & Shivakumar, L. (2005). Inflation illusion and post-earnings-announcement drift. *Journal of Accounting Research*, 43(4), 521-556.
- Cole, R. A., Moshirian, F., & Wu, Q. (2008). Bank stock returns and economic growth. *Journal of Banking & Finance*, 32(6), 995-1007.

- Diebold, F. X., & Yılmaz, K. (2014). On the network topology of variance decompositions: Measuring the connectedness of financial firms. *Journal of econometrics*, 182(1), 119-134.
- Dolado, J. J., & Lütkepohl, H. (1996). Making Wald tests work for cointegrated VAR systems. *Econometric reviews*, 15(4), 369-386.
- Domaç, I., & Yücel, E. M. (2005). What triggers inflation in emerging market economies?. *Review of world economics*, 141, 141-164.
- Dritsaki, C., & Dritsaki-Bargiota, M. (2005). The causal relationship between stock, credit market and economic development: an empirical evidence for Greece. *Economic Change and Restructuring*, 38, 113-127.
- Enisan, A. A., & Olufisayo, A. O. (2009). Stock market development and economic growth: Evidence from seven sub-Sahara African countries. *Journal of economics and business*, 61(2), 162-171.
- Fischer, S., Hall, R. E., & Taylor, J. B. (1981). Relative shocks, relative price variability, and inflation. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1981(2), 381-441.
- Friedman, M. (1977). Nobel lecture: inflation and unemployment. *Journal of political economy*, 85(3), 451-472.
- Gardeshi, R., Golami, E. (2017). Investigating the causal relationship between economic growth, inflation and stock market development in Iran. *Applied Economics*, 22(7), 11-21. (In person)
- Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 424-438.
- Han, X. H., Zhang, Y. Y., & Wu, C. M. (2008). An Explanation on the Relationship between Stock Market and Inflation: 1992-2007. *Financial Research*, 4(1), 21-36.
- Hou, H., & Cheng, S. Y. (2010). The roles of stock market in the finance-growth nexus: time series cointegration and causality evidence from Taiwan. *Applied Financial Economics*, 20(12), 975-981.
- Hsu, J. C., Kudoh, H., & Yamada, T. (2013). When sell-side analysts meet high-volatility stocks: an alternative explanation for the low-volatility puzzle. *Journal of Investment Management*, 11(2), 28-46.
- Ibrahim, M. (1999). Macroeconomic variables and stock prices in Malaysia: An empirical analysis. *Asian Economic Journal*, 13(2), 219-231.
- Jalil, A., Tariq, R., & Bibi, N. (2014). Fiscal deficit and inflation: new evidences from Pakistan using a bound testing approach. *Economic Modelling*, 37, 120-126.
- Jiang, T., Liu, T., Tang, K., & Zeng, J. (2022). Online prices and inflation during the nationwide COVID-19 quarantine period: Evidence from 107 Chinese websites. *Finance Research Letters*, 49, 103166.
- King, R. G., & Levine, R. (1993). Finance and growth: Schumpeter might be right. *The quarterly journal of economics*, 108(3), 717-737.
- Leigh, D., & Rossi, M. (2002). Leading Indicators of Growth and Inflation in Turkey. Working paper, No. 02/ 231, International Monetary Fund, Washington DC.
- Levine, R. (1991). Stock markets, growth, and tax policy. *The journal of Finance*, 46(4), 1445-1465.
- Levine, R., & Zervos, S. (1996). Stock market development and long-run growth. *The world bank economic review*, 10(2), 323-339.
- Li, K. (2007). The growth in equity market size and trading activity: An international study. *Journal of Empirical Finance*, 14(1), 59-90.
- Liu, W. C., & Hsu, C. M. (2006). The role of financial development in economic growth: The experiences of Taiwan, Korea, and Japan. *Journal of Asian Economics*, 17(4), 667-690.
- Liu, X., & Sinclair, P. (2008). Does the linkage between stock market performance and economic growth vary across Greater China?. *Applied Economics Letters*, 15(7), 505-508.



- Lu, C., & So, R. W. (2001). The relationship between REITs returns and inflation: a vector error correction approach. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 16, 103-115.
- Mauro, P. (2003). Stock returns and output growth in emerging and advanced economies. *Journal of Development Economics*, 71(1), 129-153.
- Modigliani, F., & Cohn, R. A. (1979). Inflation, rational valuation and the market. *Financial Analysts Journal*, 35(2), 24-44.
- Montes, G. C., & Tiberto, B. P. (2012). Macroeconomic environment, country risk and stock market performance: Evidence for Brazil. *Economic modelling*, 29(5), 1666-1678.
- Morley, B. (2002). Output, consumption and the stock market: implications for European convergence. *Applied Economics*, 34(3), 317-323.
- Okun, A. M. (1971). The mirage of steady inflation. *Brookings papers on economic activity*, 1971(2), 485-498.
- Pedram, M., Shirinfakhsh, sh. & Rostaei, A. (2014). The asymmetric effect of inflation on stock price Index in Tehran Stock Market. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 22(7), 61-75. (In person)
- Phillips, P. C., Shi, S., & Yu, J. (2015). Testing for multiple bubbles: Limit theory of real-time detectors. *International Economic Review*, 56(4), 1079-1134.
- Pradhan, R. P. (2011). Financial development, growth and stock market development: The trilateral analysis in India. *Journal of Quantitative Economics*, 134-145.
- Raggad, B. (2021). Time varying causal relationship between renewable energy consumption, oil prices and economic activity: New evidence from the United States. *Resources Policy*, 74, 102422.
- Rousseau, P. L., & Xiao, S. (2007). Banks, stock markets, and China's 'great leap forward'. *Emerging Markets Review*, 8(3), 206-217.
- Rousseau, P. L., & Yilmazkuday, H. (2009). Inflation, financial development, and growth: A trilateral analysis. *Economic Systems*, 33(4), 310-324.
- Saeidi, P. & Koohsarian, A. (2010). The investigation of the relationship between inflation indexes (CPI & PPI) and stock return in Tehran Stock exchange. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 44(4), 109-128. (In person)
- Saeidi, p., & Amiri, A. E. (2009). The impact study of inflation to stock price of present industries in Tehran stock exchange. *Journal of Industrial Strategic Manegment*, 5(12), 63-74. (In person)
- Salameh, S., & Ahmad, A. (2022). A critical review of stock market development in India. *Journal of Public Affairs*, 22(1), e2316.
- Shahbaz, M., Ahmed, N., & Ali, L. (2008). Stock market development and economic growth: ARDL causality in Pakistan. *International Research Journal of Finance and Economics*, 14(1), 182-195.
- Sharpe, S. A. (2002). Reexamining stock valuation and inflation: The implications of analysts' earnings forecasts. *Review of Economics and Statistics*, 84(4), 632-648.
- Shi, S., Hurn, S., & Phillips, P. C. (2020). Causal change detection in possibly integrated systems: Revisiting the money-income relationship. *Journal of Financial Econometrics*, 18(1), 158-180.
- Shi, S., Phillips, P. C., & Hurn, S. (2018). Change detection and the causal impact of the yield curve. *Journal of Time Series Analysis*, 39(6), 966-987.
- Swanson, N. R. (1998). Money and output viewed through a rolling window. *Journal of monetary Economics*, 41(3), 455-474.
- Thoma, M. A. (1994). Subsample instability and asymmetries in money-income causality. *Journal of econometrics*, 64(1-2), 279-306.
- Toda, H. Y., & Phillips, P. C. (1994). Vector autoregression and causality: a theoretical overview and simulation study. *Econometric reviews*, 13(2), 259-285.

- Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of econometrics*, 66(1-2), 225-250.
- Tommasi, M. (1996). Inflation and the informativeness of prices: microeconomic evidence from high inflation. *Brazilian Review of Econometrics*, 16(2), 37-75.
- Wei, Z. Y., & Yong, Z. Z. (2007). An Research on the Relationship between Economic Growth and Fluctuation of Stock Price: Evidence from HK (China). *Financial Research*, 3(1), 112-24.
- Zarra, N. M., & Motamedi, S. (2012). Investigation of the relationship between macroeconomic variables and overall price index of tehran stock exchange. *Economics Research*, 12(46), 101-116. (In persion)
- Zeraati, M., Soufimajidpour, M., Mahmoodzadeh, M. & Fathabadi, M. (2023). Asymmetric effects of stock market shocks on foreign exchange market in Iran: Application of DDC and APARCH models. *Economic Modeling*, 17(62), 37-58. (In persion)
- Zhao, X. Q. (1999). Stock prices, inflation and output: evidence from China. *Applied Economics Letters*, 6(8), 509-511.