Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies

Winter 2023, Vol. 11, No. 44, PP. 85-115

Time-Varying Granger causality between dollarization, exchange rate and stock market: Lag-Augmented Vector Autoregressive (LA-VAR) Approach

Mehdi Fathabadi*

Assistant Professor in Economic, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran.

Received: 13/06/2023 **Accepted: 24/12/2023**

Abstract:

Dollarization is one of the issues that occurs to maintain the purchasing power of economic units in a country during sudden exchange rate shocks, and it can affect all markets, especially the stock market. The purpose of this article is to use the Lag-Augmented Vector Autoregressive (LA-VAR) model to evaluate the dynamics of Granger causality relationships between the exchange rate, partial dollarization and stock market in Iran's economy. For this aim, monthly data was used for the period from March 2009 to November 2022. The findings of the Recursive Evolution (RE), Revolving Window (RO) and Forward Expansion (FE) algorithms showed that there was no causal relationship between the exchange rate and the stock market return. Only in the period of April 2017 to November 2019, there has been the bidirectional causality between the exchange rate and stock market return, and after that, the causality direction has been from the exchange rate to stock market return. Also, the exchange rate and dollarization causality results indicated that the exchange rate was the Granger causality of dollarization from January 2012 until November 2013, after which the exchange rate has increased from 18000 IRR to 30000 IRR and the index of dollarization increased from 0.3 to 0.5. On the other hand, in most of the period from 2018 to the fall of 2020, the exchange rate has been the dollarization Granger causality. So, according to the shocks source, an appropriate policy should be considered for the exchange rate or the dollarization possibility.

JEL Classification: C32, E31, F60, G10

Keywords: Time-Varying Granger Causality, Exchange Rate, Dollarization, Stock Market, Macroeconomic Dynamics.

* Corresponding Author, Email: Fathabadi.Mehdi@iau.ac.ir.com

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85] [Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

سال یازدهم، شماره ۴۴، زمستان ۱۴۰۲، صفحات ۱۱۵–۸۵

علیت گرنجر متغیر در زمان میان دلاری شدن، نرخ ارز و بازار سهام: رویکرد خودرگرسیون برداری گسترش‌یافته با وقفه (LA-VAR)

مهدی فتح‌آبادی

استادیار گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران (نویسنده مسئول)
fathabadi.mehdi@iau.ac.ir

در زمان وقوع شوک‌های ناگهانی نرخ ارز، دلاری شدن از جمله مسائلی است که برای حفظ قدرت خرید واحدهای اقتصادی در یک کشور رخ می‌دهد و می‌تواند تمامی بازارها به‌خصوص بازار سهام را تحت تأثیر قرار دهد. هدف این مقاله به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری گسترش‌یافته با وقفه (LA-VAR) برای ارزیابی پویایی‌های روابط علیت گرنجری میان نرخ ارز، دلاری شدن جزئی و بازار سهام در اقتصاد ایران است. بدین منظور از داده‌های ماهانه در دوره فروردین ۱۳۸۸ تا آبان ۱۴۰۱ استفاده شد. یافته‌های الگوریتم‌های تکامل بازگشتی (RE)، پنجره گردشی (RO) و بسط پیشین (FE) نشان داد در بیشتر دوره مورد بررسی هیچ رابطه علّی میان نرخ ارز و بازده شاخص کل بازار سهام وجود نداشته است. فقط در دوره سال ۱۳۹۷ تا پاییز ۱۳۹۹ ابتدا علیت دوسویه بین نرخ ارز و بازده شاخص کل برقرار بوده است و بعد از آن جهت علیت از نرخ ارز به سمت بازده شاخص کل است. همچنین نتایج علیت نرخ ارز و دلاری شدن حکایت از آن داشت نرخ ارز از دی ماه ۱۳۹۰ تقریباً تا آبان ۱۳۹۲ علیت گرنجری دلاری شدن بوده است که در این زمان نرخ ارز از حدود ۱۸۰۰ تومان به حدود ۳۰۰۰ تومان و شاخص دلاری شدن از حدود ۰/۳ به ۰/۵ افزایش یافته است. در مقابل در بیشتر دوره ۱۳۹۷ تا پاییز ۱۳۹۹ نرخ ارز علیت گرنجری دلاری شدن است. بر این اساس با توجه به منبع شوک‌ها، باید سیاست‌گذاری مناسبی برای نرخ ارز یا امکان دلاری شدن در نظر گرفته شود.

طبقه‌بندی JEL: C32، E31، F60، G10

واژگان کلیدی: علیت گرنجر متغیر در زمان، نرخ ارز، دلاری شدن، بازار سهام، پویایی‌های اقتصاد کلان.

* تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۳/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۰/۰۳

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85]

۱. مقدمه

«دلاری شدن مالی»[1] یکی از موضوعات اصلی مورد بحث مقامات پولی، سیاست‌گذاران، محققان و سایر بازیگران مالی است. دلاری شدن به دو شکل «دلاری شدن کامل»[2] و «دلاری شدن جزئی»[3] در ادبیات مالی تعریف می‌شود. در دلاری شدن کامل، یک کشور درنهایت از پول داخلی خود و همچنین از ارز دیگری هم‌زمان استفاده می‌کند. در مقابل، دلاری شدن جزئی مربوط به تغییر محوریت ارزهای خارجی در خرید دارایی‌ها برای محافظت از قدرت خرید واحدهای اقتصادی در یک کشور به دلیل کاهش ارزش پول داخلی در شرایط تورم بالا است (کاراکایا و کاراوغلو[4]، ۲۰۲۰). از این نظر، ممکن است کشورهایی که مشکل تورم به همراه کسری حساب جاری دارند، تلاش کنند نیازهای سرمایه‌ای خود را برون‌سپاری کنند که این موضوع خود سبب حادتر شدن مشکل خواهد شد. همان‌طور که بدهی بر دلاری شدن تأثیر می‌گذارد، دلاری شدن نیز می‌تواند به افزایش بدهی منجر شود. دلاری شدن که تهدیدی برای تسلط مالی- پولی بسیاری از اقتصادهای نوظهور و در حال گذار است، زمانی که به هدف «پوشش ریسک»[5] به کار گرفته می‌شود، می‌تواند اثرات زیادی بر نرخ ارز داشته باشد (ایز و ییاتی[6]، ۲۰۰۶)؛ علاوه بر این، کاهش مستمر ارزش پول داخلی در برابر ارزهای خارجی ممکن است افراد، مؤسسات و سازمان‌ها، یعنی همه فعالان اقتصادی را مجبور به خرید ارز خارجی (به‌ویژه دلار) کند که مشکلات اقتصاد کلان را به همراه خواهد داشت (آژیده و همکاران[7]، ۲۰۱۹).

فرآیند دلاری شدن جزئی بسته به منبع شوک‌های ناشی از فشار تورمی (مانند بحران‌های مالی، بحران‌های بانکی و بحران بدهی) می‌تواند رسمی یا غیررسمی باشد؛ چرا که دلاری شدن

1. Financial Dollarization
2. full dollarization
3. partial dollarization
4. Karakaya and Karoğlu
5. hedging
6. Ize and Yeyati
7. Ajide et al

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85]

افراد و نهادها با انگیزه‌های متفاوتی رخ می‌دهد. دلاری شدن رسمی (قانونی) وضعیتی است که در آن ارز خارجی، وضعیت پول قانونی به خود می‌گیرد؛ در حالی که دلاری شدن غیررسمی (واقعی) شرایطی است که بر اساس آن یک ارز خارجی در کنار پول ملی استفاده می‌شود. دلاری شدن غیررسمی یا واقعی خود به دو شکل رخ می‌دهد؛ جایگزینی ارز(استفاده از ارز خارجی به عنوان وسیله مبادله) و دیگری جایگزینی دارایی (استفاده از ارز خارجی به عنوان ذخیره ارزش)، در حالی که جایگزینی دارایی به عنوان دلاری شدن غیررسمی بر سمت دارایی ترازنامه متمرکز است؛ ادبیات جدیدتر مفهوم دلاری شدن بر سمت بدهی اشاره دارد و بدهی دلاری را به عنوان منبعی برای حفاظت در برابر شوک‌های ارز خارجی مدنظر قرار می‌گیرد؛ بنابراین، چه در دلاری شدن دارایی‌ها و چه بدهی‌ها، اقتصاد تحت فشار ارزهای خارجی قرار خواهد گرفت و احتمال وقوع یک بحران بالقوه تقویت می‌شود (آنینات[1]، ۲۰۰۰). در کشورهای درحال‌توسعه شرکت‌ها می‌توانند در راستای تأمین مالی ارز خارجی وام بگیرند. این وضعیت به «دلاری شدن اعتباری»[2] معروف است. با این حال، در دوره‌هایی که نوسانات در بازار ارز زیاد است شرکت‌ها برای اینکه با مشکلات بازپرداخت مواجه نشوند، ممکن است تقاضای ارز خارجی اضافی داشته باشند که این فشار بیشتری بر نرخ ارز ایجاد می‌کند (امسن[3]، ۲۰۲۲). به طور مشابه، خانوارها ممکن است به عنوان اقدامی پیشگیرانه پس‌انداز خود را دلاری کنند تا از قدرت خرید خود محافظت کنند و تحت تأثیر تورم قرار نگیرند. در واقع «اثر عبور نرخ ارز»[4] بر قیمت‌ها با نوسانات نرخ ارز تسریع می‌شود (برک[5]، ۲۰۰۹). اگرچه هر دو وضعیت به طور مداوم توسط سیاست‌گذاران پولی کشورها کشورها رصد می‌شوند اما به دلیل ریسک ترازنامه‌ای که به همراه دارد، مقامات پولی ممکن است تلاش کنند سیاست‌های دلاری شدن معکوس را ارائه کنند. اگرچه ممکن است این امکان‌پذیر

1. Aninat
2. credit dollarization
3. Emsen
4. pass-through effect
5. Berke

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85]

باشد، اما دلاری شدن معکوس در حقیقت مبارزه با خانوارها و شرکت‌هایی خواهد بود که به سمت ارزهای خارجی روی آورده‌اند. در کشورهای درحال‌توسعه که بدهی عمومی عمدتاً ارز خارجی است، سیاستمداران نیز ممکن است چاره‌ای جز پذیرش دلاری شدن نداشته باشند؛ بنابراین، کاهش ارزش پول ملی در قالب یک مارپیچ نزولی که بر بازیگران اقتصادی جامعه تأثیر منفی می‌گذارد، نمایان خواهد شد. این تصور می‌تواند دلاری شدن را مزمن‌تر کند (ایزه و پارادو[1]، ۲۰۰۲). همچنین کاهش ارزش پول ملی موجب افزایش پرداخت‌های بهره‌ای بدهی خارجی خواهد شد. با این حال، از آنجا که درآمد شرکت‌ها عموماً نمی‌تواند به‌سرعت افزایش یابد (بر اساس پول ملی)، می‌تواند باعث ایجاد مشکلاتی در تولید بخش واقعی و همچنین بازار کار شود (کارانزا و همکاران[2]، ۲۰۰۳؛ آگیار[3]، ۲۰۰۵). نتیجه اینکه، به دلیل پیامدهای منفی دلاری شدن مزمن برای سرمایه‌گذاری، تولید، اشتغال و دستمزد، وضعیت ترازنامه شرکت‌ها بدتر خواهد شد و این می‌تواند حتی بر قیمت سهام شرکت‌های بورسی هم اثرگذار باشد (دالچیچ[4]، ۲۰۱۸).

هدف این مقاله ارزیابی رابطه متقابل نرخ ارز، دلاری شدن و بازار سهام در اقتصاد ایران است. درواقع سؤال مهم این است آیا نوسان و روند افزایشی نرخ ارز، ترجیح دلاری شدن بازیگران اقتصادی و نوسانات بازار سهام علیت متقابل یکدیگر هستند یا خیر. با توجه به اینکه اقتصاد ایران در دهه اخیر بحران نرخ ارز خارجی و رکود اقتصادی را تجربه کرده است، بنابراین تشخیص پویایی‌های رابطه نرخ ارز، دلاری شدن و بازار سهام ضروری است. بدین منظور از داده‌های ماهانه اقتصاد ایران در دوره فروردین ۱۳۸۸ تا آبان ۱۴۰۱ بهره گرفته خواهد شد تا علیت متغیر در زمان متغیرها بررسی شود.

ادامه مقاله به‌صورت زیر سازمان‌دهی شده است: در بخش دوم مروری کوتاه بر ادبیات موضوع ارائه می‌شود؛ بخش سوم روش‌شناسی مقاله بیان می‌شود؛ در بخش چهارم داده‌ها شرح

1. Ize and Parrado
2. Carranza et al
3. Aguiar
4. Dalgic

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85]

داده می‌شوند؛ بخش پنجم به نتایج تجربی اختصاص دارد و درنهایت در بخش ششم به جمع‌بندی پرداخته می‌شود.

۲. مرور ادبیات

به طور کلی، دلاری شدن را می‌توان به عنوان توانایی یک ارز خارجی دیگر برای انجام کارکردهای پول ملی یک کشور تعریف کرد. شواهد تجربی متعددی در کشورهای آمریکای لاتین، اروپای شرقی و آسیایی نشان داد جایگزینی ارز و دلاری شدن پس از دوره‌های عدم تعادل اقتصاد کلان و تورم بالا و همچنین در بازارهای مالی توسعه نیافته رواج یافت (مکاگنی و همکاران[1]، ۲۰۱۵). این موضوع نشان می‌دهد کشش جایگزینی بین پول داخلی و ارز خارجی زمانی افزایش می‌یابد که فعالان اقتصادی خطر تغییرات شدید در ارزش پول داخلی را در نتیجه بی‌ثباتی اقتصاد کلان یا انتظارات تورمی بالا جدی تلقی کنند. مکاگنی و همکاران (۲۰۱۵) نشان دادند در کشورهای جنوب صحرای آفریقا تورم و کاهش ارزش اسمی ارز پیشران‌های اصلی دلاری شدن بوده و فرضیه جایگزینی ارز را تأیید کردند. بدین صورت که در این کشورها ارزهای خارجی برای محافظت در برابر ریسک‌های ناشی از تورم و بی‌ثباتی سیاسی استفاده می‌شود. نتایج مطالعات جدید نشان می‌دهد جایگزینی ارز با بی‌ثباتی اقتصاد کلان تشدید می‌شود، اما پس از تثبیت اندکی کاهش می‌یابد یا اصلاً کاهش نمی‌یابد (بننت و همکاران[2]، ۱۹۹۹؛ کوکنین و همکاران[3]، ۲۰۱۰؛ کوماموتو و کوماموتو[4]، ۲۰۱۴). با توجه به نوسانات نرخ ارز، مطالعات متعددی استدلال کرده‌اند که نوسانات بالای نرخ ارز به تنهایی می‌تواند دلاری شدن را تشدید کند. کوکنین و همکاران (۲۰۱۰) و گارسیا- اسکریبانو[5] (۲۰۱۰) نشان دادند اگر نظام ارزی انعطاف‌پذیر

1. Mecagni et al
2. Bennett
3. Kokenyne
4. Kumamoto and Kumamoto
5. Garcia-Escribano

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85]

حاکم باشد، انعطاف‌پذیری بالای نرخ ارز می‌تواند فرآیند دلاری شدن را کند کند. منطق این است که احتمال افزایش ارزش پول داخلی، ریسک نگهداری ارزهای خارجی را افزایش می‌دهد. تلاش‌هایی در جهت کاهش دلاری شدن در لائوس (۱۹۹۵)، لهستان (۱۹۹۵-۲۰۰۰)، ترکیه (۲۰۰۱)، بولیوی، پرو، پاراکوای و اروگوئه (۲۰۰۱-۲۰۱۰) از این استدلال حمایت می‌کنند. با این حال، برکمن و کاوالو[1] (۲۰۱۰) ادعا کردند رابطه علی بین نوسانات نرخ ارز و دلاری شدن به طور کلی ضعیف است. در خصوص پیامدهای دلاری شدن، برگ و بورنشتاین[2] (۲۰۰۰) اظهار کردند دلاری شدن مشابه جایگزینی ارز، می‌تواند پاداش ریسک یک کشور را کاهش داده و درنتیجه نرخ بهره را تنزل بخشد. با این حال، برخی مطالعات استدلال کرده‌اند جایگزینی ارز اثربخشی سیاست پولی را محدود می‌کند که منجر به از دست رفتن استقلال سیاست پولی و درآمد حق‌الضرب شده و همچنین به نوسانات نرخ ارز اسمی کمک می‌کند (گیرتون و روپر[3]، ۱۹۸۱؛ کارکن و والاس[4]، ۱۹۸۱؛ مکاگنی و همکاران، ۲۰۱۵؛ اورتیز[5]، ۱۹۸۳).

اگرچه طیف گسترده‌ای از مطالعات در مورد بررسی رابطه بین نرخ ارز و بازار سهام وجود دارد، اما بین تحقیقات اتفاق نظر وجود ندارد. این ادبیات را می‌توان به سه گروه تقسیم کرد؛ نخست، مطالعاتی که نشان می‌دهند یک رابطه علّی یک‌سویه از سمت بازار سهام به نرخ ارز وجود دارد. دوم، مطالعاتی که رابطه علّی یک‌سویه را از نرخ ارز به سمت بازار سهام نشان می‌دهند. سوم مقالاتی که رابطه دوسویه بین این دو را تأیید می‌کنند. آگاروال[6] (۱۹۸۱) دریافت افزایش نرخ ارز ارز بر بازار سهام اثر منفی دارد. عبداله و مورینده[7] (۱۹۹۷) نشان دادند در هند، کره، پاکستان و

1. Berkmen and Cavallo
2. Berg and Borensztein
3. Girton and Roper
4. Kareken & Wallace
5. Ortiz
6. Aggarwal
7. Abdalla and Murinde

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85]

فیلیپین یک رابطه علیت یک سویه از نرخ ارز به بازار سهام وجود دارد. ابراهیم[1] (۱۹۹۹) به این نتیجه رسید بین تغییرات نرخ ارز و بازار سهام در کوتاه‌مدت رابطه علیت وجود دارد. لیو و وان[2] (۲۰۱۲) نتوانستند هیچ رابطه‌ای بین بازار سهام شانگهای و نرخ ارز را قبل از بحران مالی جهانی بیابند؛ اما پس از بحران، آن‌ها به رابطه علیت یک‌طرفه از نرخ ارز به بازار سهام پی بردند. سای[3] (۲۰۱۲) نشان داد در کشورهای سنگاپور، تایلند، مالزی، فیلیپین، کره جنوبی و تایوان رابطه منفی بین بازار سهام و بازار ارز برقرار است. تساگکانوس و سیریوپولوس[4] (۲۰۱۳) دریافتند در اتحادیه اروپا در بلندمدت و در آمریکا در کوتاه‌مدت، رابطه علّی از بازار سهام به نرخ ارز وجود دارد. انگوین و شکیلی[5] (۲۰۱۴) به این نتیجه رسیدند رابطه یک‌سویه از بازده بازار سهام به سمت نرخ ارز در کشورهای BRICS برقرار بوده است. سوئی و سان[6] (۲۰۱۶) دریافتند اثرات سرریز قابل توجهی از نرخ ارز به بازده بازار سهام در کوتاه‌مدت در کشورهای BRICS وجود دارد. سیخوسانا و آیه[7] (۲۰۱۸) نشان دادند در آفریقای جنوبی، اثر سرریز دو سویه میان نرخ ارز و بازار سهام در کوتاه‌مدت وجود دارد. زمانیان و ابوذری (۱۳۹۲) بیان کردند اقتصاد ایران دلاری شده و شاخص دلاری شدن در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ به ترتیب ۰/۷۷ و ۰/۸۱ است. رشنوادی و همکاران (۱۳۹۹) دریافتند نرخ ارز اثر مثبت و معناداری بر شاخص قیمت سهام در کشور ایران دارد. اسکندری سبزی و همکاران (۱۳۹۷) نشان دادند بی‌ثباتی اقتصادی در ایران سبب دلاری شدن اقتصاد شده است. رضایی و همکاران (۱۳۹۵) به این نتیجه رسیدند که در کشورهای دی ۸ بین نرخ ارز و بازار سهام رابطه منفی وجود دارد. پدرام (۱۳۹۱) نشان داد بین نرخ ارز و بازدهی بازار سهام ایران رابطه مثبت وجود دارد. آذربایجانی و همکاران (۱۳۹۷) دریافتند کاهش نرخ ارز

1. Ibrahim
2. Liu and Wan
3. Tsai
4. Tsagkanos and Siriopoulos
5. Nguyen and Chkili
6. Sui and Sun
7. Sikhosana and Aye

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85]

اثر مثبت و معناداری در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر شاخص قیمت سهام دارد، اما افزایش نرخ ارز در هر دو دوره اثر معناداری بر بازار سهام نداشته است.

۳. روش تحقیق

آزمون سنتی علیت گرنجر مبتنی بر مدل ثابت- زمان نمی‌تواند رفتار پویای سری‌های مالی را ردیابی کند. ارزیابی روابط «علّی متغیر در زمان» امکان نظارت بر فراز و فرودهای متغیرهای اقتصادی را در زمان واقعی فراهم می‌کند که توسط برخی محققان به کار گرفته شده است (دیبولد و یلماز[1]، ۲۰۱۴)؛ علاوه بر این، در مطالعه شی و همکاران (۲۰۱۸) بر حساسیت و آسیب‌پذیری علیت نسبت به دوره نمونه تأکید شده است. این عوامل سبب شد در این مقاله رابطه علّی بین دلاری شدن، نرخ ارز و بازار سهام از طریق تکنیک علیت گرنجر متغیر در زمان ارزیابی شود. روش علیت گرنجر متغیر در زمان ارائه شده توسط شی و همکاران (۲۰۱۸، ۲۰۲۰) «مرحله حذف روند»[2] 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)[3] (توما[4]، ۱۹۹۴)، ۱۹۹۴)، «پنجره گردشی»(RO)[5] (سوانسون[6]، ۱۹۹۸) و «تکامل بازگشتی»(RE)[7] (فیلیپس و همکاران[8]، ۲۰۱۵) است. برای برآورد آماره والد جهت ارزیابی علیت گرنجر متغیر در زمان، تودا و یاماموتو[9] (۱۹۹۵) روش خودرگرسیون برداری گسترش‌یافته با وقفه[10] (LA-VAR) را پیشنهاد

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. Toda and Yamamoto
10. Lag-Augmented Vector Autoregressive (LA-VAR)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85]

کردند که به ویژگی‌های «انباشتگی»[1] سری‌های زمانی حساس نیست. دیگر مزیت مدل LA-VAR VAR این است که ساختار «مانایی»[2] متغیرها در آن می‌تواند متفاوت باشد. مدل LA-VAR بر اساس تخمین مدل خودرگرسیون برداری با وقفه VAR(p) همراه با حداکثر درجه ممکن انباشتگی (m) است و به‌صورت VAR (p+m) بیان می‌شود؛ بنابراین، آزمون والد بدون در نظر گرفتن حداکثر درجه ضرایب هم‌انباشتگی موجود در مدل انجام می‌شود (تودا و یاماموتو، ۱۹۹۵؛ باوم و همکاران[3]، ۲۰۲۱). فرض کنید سری زمانی $\{y_t\}$ با فرآیند زیر تولید می‌شود؛

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1\, t + \mu_t \qquad (۱)$$

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

$$\mu_t = \beta_1\, y_{t-1} + \cdots + \beta_p\, y_{t-p} + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

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

$$y_t = \gamma_0 + \gamma_1\, t + \beta_1\, y_{t-1} + \cdots + \beta_p\, y_{t-p} + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

که در آن γ_i تابعی از α_i و β_j است. مدل پیشنهادی LA-VAR توسط دولادو و لوتکپول[4](۱۹۹۶) و تودا و یاماموتو(۱۹۹۵) به ایجاد آزمون علیت گرنجر برای متغیر هم‌انباشته احتمالی y_t کمک می‌کند.

$$Y = \tau\, \Gamma' + X\, \Theta' + B\, \Psi' + \varepsilon \qquad (۴)$$

که در آن $Y = (y_1, \dots, y_T)'_{T\times n}$، $\tau = (\tau_1, \dots, \tau_T)'_{T\times 2}$، $\tau_t = (1, t)'_{2\times 1}$،
$\Gamma = (\gamma_0, \gamma_1)'_{n\times 2}$، $X = (X_1, \dots, X_T)'_{T\times np}$، $\Theta = (\beta_1, \dots, \beta_q)'_{n\times np}$، $B = (b_1, \dots, b_T)'_{T\times nd}$،
$b_t = (y'_{t-p-1}, \dots, y'_{t-p-d})'_{nd\times 1}$، $\Psi = (\beta_{p+1}, \dots, \beta_{p+d})'_{n\times nd}$، $\varepsilon = (\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_T)'_{T\times n}$

1. Integration
2. Stationary
3. Baum et al
4. Dolado and Lütkepohl

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85]

می‌باشد. همچنین d بیانگر حداکثر مرتبه انباشتگی در y_t است. فرضیه صفر عدم علیت گرنجر با محدودیت‌های زیر بیان می‌شود:

$$H_0 = \boldsymbol{R}\theta = 0 \qquad (۵)$$

که پارامتر θ به‌صورت $\theta = vec(\Theta)$ به دست می‌آید؛ همچنین $\boldsymbol{R}$ بیانگر ماتریس $m \times n^2p$ 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)، $\widehat{\Theta}$ برآوردگر حداقل مربعات معمولی(OLS) است که به شکل زیر است:

$$\widehat{\Theta} = Y'QX\,(\mathrm{X}'QX)^{-1} \quad , \quad Q = Q_\tau - Q_\tau B\left(\mathrm{B}'Q_\tau B\right)^{-1}\mathrm{B}'Q_\tau \quad , \quad Q_\tau = I_T - \tau(\tau'\tau)^{-1}\tau' \qquad (۶)$$

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

$$W = \left(R\,\hat{\theta}\right)'\left[R\{\widehat{\Omega}_\varepsilon \otimes (\mathrm{X}'QX)^{-1}\}R'\right]^{-1}R\,\hat{\theta} \qquad (۷)$$

در فرمول (۷)، آماره آزمون والد به طور مجانبی از توزیع کای‌دو (χ^2_m) با m محدودیت پیروی می‌کند. فرض کنید f_0 نشان‌دهنده حداقل تعداد پنجره مورد نیاز برای برآورد آماره، f_1 نقطه مبدأ رگرسیون و f_2 نقطه پایانی رگرسیون باشند؛ در این صورت 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 به‌صورت $W_{f_2}(f_1)$ نشان داده می‌شود. در این صورت آماره‌های والد برتر(sup) به‌صورت زیر بیان می‌شوند:

$$SW_f(f_0) = \sup_{(f_1\,,\,f_2)\,\in\,\Pi_0\,,\; f_2 = f^{\{W_{f_2}(f_1)\}},} \qquad (۸)$$

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

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 $\widehat{f_e}$ و $\widehat{f_f}$ به ترتیب برای نشان دادن نقاط

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85]

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. به طور مشخص، سه الگوریتم روش علیت گرنجر متغیر در زمان مستلزم این است که دنباله‌های آماری به شرح زیر باشد:

$$Forward: \widehat{f_e} = \inf_{f \in [f_0, 1]} \{f: w_f(0) > cv\}, \text{ and} \quad (۹)$$

$$\widehat{f_f} = \inf_{f \in [\widehat{f_e}, 1]} \{f: w_f(0) < cv\}$$

$$Rolling: \widehat{f_e} = \inf_{f \in [f_0, 1]} \{f: w_f(f - f_0) > cv\}, \text{ and} \quad (۱۰)$$

$$\widehat{f_f} = \inf_{f \in [\widehat{f_e}, 1]} \{f: w_f(f - f_0) < cv\}$$

$$Recursive: \widehat{f_e} = \inf_{f \in [f_0, 1]} \{f: Sw_f(f_0) > scv\}, \text{ and} \quad (۱۱)$$

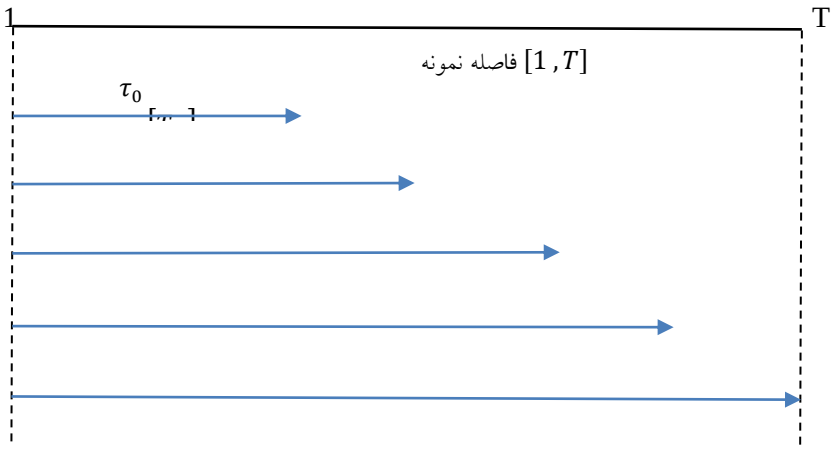
$$\widehat{f_f} = \inf_{f \in [\widehat{f_e}, 1]} \{f: Sw_f(f_0) < scv\}$$

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، $\tau_{r_1,r}$ بیانگر آماره آزمون والد محاسبه شده برای زیرنمونه‌ای است که شروع آن در $y_{[T_{r_1}]}$ و پایان آن در $y_{[T_r]}$ خواهد بود:

$$\tau_{r_1,r} \quad with\, r_1 = 0 \;\; and \;\; r \in [r_0, 1] \quad (۱۲)$$

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85]



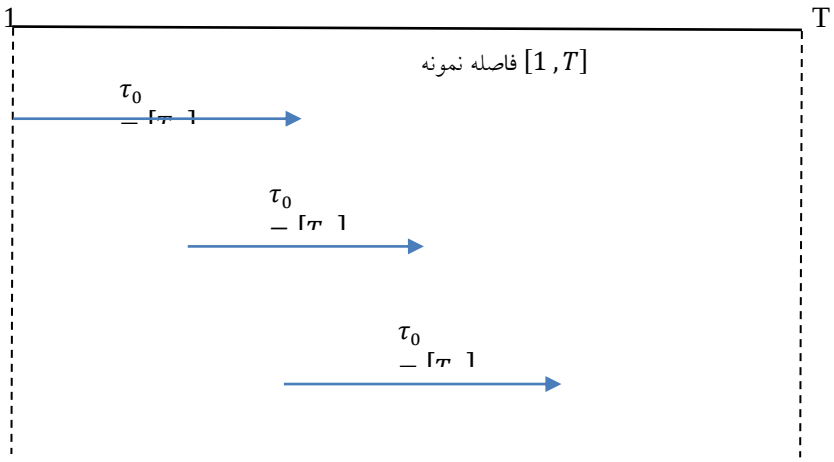
شکل ۱. پنجره بسط پیشین (FE) (منبع. فیلیپس و همکاران، ۲۰۱۵)

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:

$$\tau_{r_1,r} \quad with\, r_1 = r - W \;\; and \;\; r \in [r_0, 1] \qquad (۱۳)$$

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85]



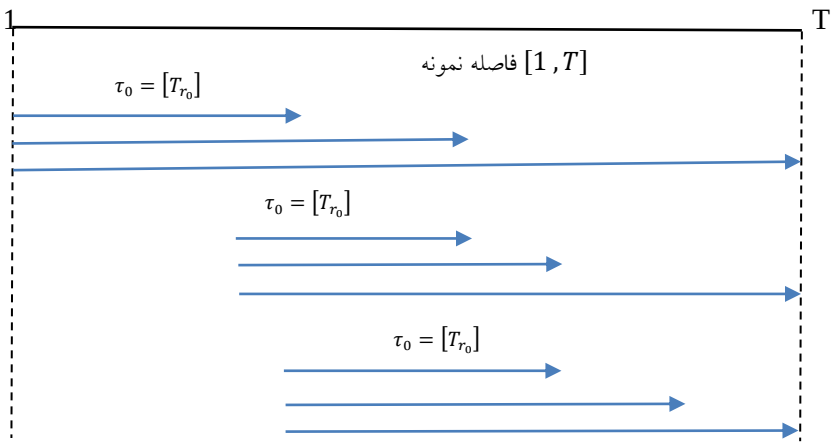
شکل ۲. پنجره گردشی (RO) (منبع. فیلیپس و همکاران، ۲۰۱۵)

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

$$\tau_{r_1,r} \quad with\, r_1 \in [0, r - r_0] \;\; and \;\; r \in [r_0, 1] \qquad (۱۴)$$

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85]



شکل ۳. دنباله‌های نمونه و عرض‌های پنجره تکامل بازگشتی (RE) (منبع. فیلیپس و همکاران، ۲۰۱۵)

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 غیرصفر)؛
- 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 این صورت 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.

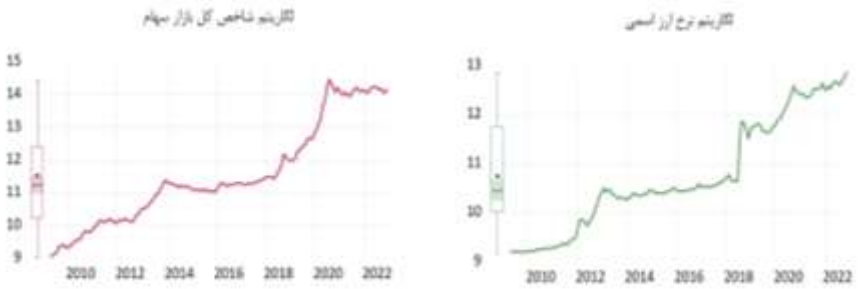
درنهایت به کمک این آماره‌ها می‌توان فرضیه‌ها را آزمون کرد.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85]

٤. داده‌ها

هدف این مقاله بررسی علیت گرنجری متغیر در زمان میان دلاری شدن، نرخ ارز و بازار سهام در ایران است. بدین منظور از داده‌های ماهانه نرخ ارز اسمی (بازار آزاد) و شاخص کل بازار سهام ایران و همچنین بازده آن از فروردین ۱۳۸۸ تا آبان ۱۴۰۱ استفاده شده است. این اطلاعات از سایت بانک مرکزی ایران استخراج شده است. برای اندازه‌گیری شاخص دلاری شدن از نسبت کل سپرده‌های ارزی سیستم بانکی به نقدینگی استفاده شده است (ییلماز[1]، ۲۰۲۲؛ زمانیان و ابوذری، ۱۳۹۲؛ اسکندری‌سبز و همکاران، ۱۳۹۷). همان‌طور که نمودار (۱) نشان می‌دهد روند نرخ ارز اسمی و شاخص کل بازار سهام در دوره مورد بررسی صعودی بوده و حتی در برخی زمان‌ها می‌توان شکست‌های ساختاری را نیز به‌خصوص در نرخ ارز اسمی مشاهده نمود که هنگام انجام آزمون ریشه واحد و بررسی مانایی متغیرها باید این موضوع را مدنظر قرار داد.



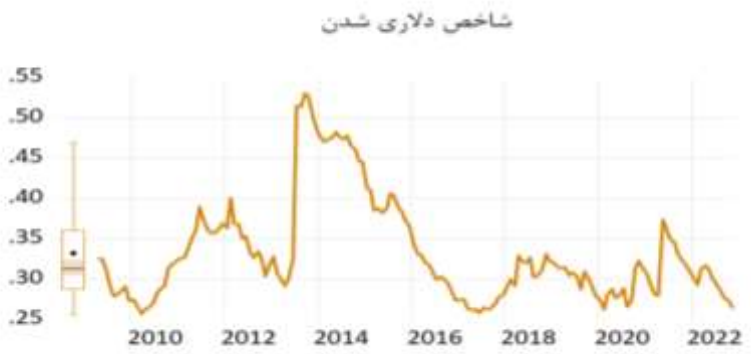
نمودار ۱. روند نرخ ارز اسمی و شاخص کل بازار سهام، ۱۴۰۱-۱۳۸۸ (لگاریتم)

در نمودار (۲) روند دلاری شدن ایران نمایش داده شده است. متوسط شاخص دلاری شدن ایران حدود ۰/۳ بوده است. هرچند در برخی دوره‌ها به بالای این عدد و حتی به بیش از ۰/۵ رسیده و در تعدادی از دوره‌ها هم کمتر از این عدد بوده، اما درنهایت شاخص دلاری شدن در همان حوالی ۰/۳ در نوسان بوده است.

1. Yılmaz

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85]



نمودار ۲. روند شاخص دلاری شدن در ایران

تاریخچه دلاری شدن سایر کشورها نشان می‌دهد نسبت‌های ۰/۳ تا ۰/۶ در اکثر اقتصادهای در حال گذار به‌خصوص اروپای شرقی و اتحاد جماهیر شوروی سابق طی سال‌های ۱۹۹۰-۱۹۹۵ حاکم بوده و در آمریکای لاتین نیز تقریباً در همین محدوده بوده است. این نسبت در کشور ترکیه ۰/۴۶، در آرژانتین ۰/۴۴ و در روسیه، یونان، لهستان و فیلیپین حدود ۰/۲ بوده است. بولیوی با نسبت ۰/۸۲ بالاترین نسبت را داشته است. پاناما و لیبریا تنها کشورهایی بودند که در این دوره وضعیت دلاری شدن کامل را تجربه نمودند.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرها، ۱۴۰۱-۱۳۸۸ (ماهانه)

	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
شاخص کل سهام	۳۳۶۵۳۱	۷۷۵۶۲	۱۹۰۴۳۲۴	۸۵۳۵	۵۲۵۱۰۰
بازده شاخص کل (درصد)	۳/۱	۲/۴	۴۷/۲	-۱۴/۱	۸/۷
نرخ ارز اسمی	۸۷۰۴۸	۳۵۱۶۰	۳۸۶۷۰۰	۹۸۲۰	۹۹۱۸۴
شاخص دلاری شدن	۰/۳۳	۰/۳۱	۰/۵۳	۰/۲۶	۰/۰۶

مأخذ: محاسبات پژوهش

در جدول (۱) آمار توصیفی متغیرهای تحقیق ارائه شده است. در دوره مورد بررسی، میانگین بازده شاخص کل ماهانه ۳/۱ درصد بوده است. بیشترین بازده ماهانه شاخص کل مربوط به خرداد ۱۳۹۹ بوده که حدود ۴۷/۲ درصد شاخص رشد داشته است. در مقابل بیشترین کاهش ماهانه شاخص کل در مهر ۱۳۹۹ بوده که در این ماه شاخص کل حدود ۱۴ درصد افت را تجربه کرده

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]
[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85]

است. همچنین بیشترین مقدار نرخ ارز اسمی در آبان سال ۱۴۰۱ بوده که به رقم ۳۸۶۷۰ تومان رسیده است.

۵. یافته‌های تجربی

در این بخش ابتدا دو آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) و اندروز و زیووت (ZA) برای بررسی مانایی متغیرها انجام می‌گیرد. آزمون ZA برای بررسی وجود شکست ساختاری انجام می‌گیرد. لازم به ذکر است زمان وقوع شکست بر اساس این روش به‌صورت درون‌زا و از با ارزیابی داده‌ها انجام می‌گیرد. در مرحله بعد علیت گرنجر متغیر در زمان برای ارتباط دلاری شدن، نرخ ارز و بازار سهام ارزیابی می‌شود.

۵-۱. آزمون ریشه واحد

در فرآیند علیت گرنجر متغیر در زمان، مرتبه انباشتگی متغیرها بسیار اهمیت دارد. نتایج آزمون‌های ریشه واحد بیان می‌دارد نرخ ارز و شاخص دلاری شدن در سطح دارای ریشه واحد بوده و با یک‌مرتبه تفاضل‌گیری مانا می‌شوند؛ یعنی این دومتغیر انباشته از مرتبه نخست یا $\boldsymbol{I(1)}$ هستند. همچنین متغیر بازده شاخص کل با توجه به ماهیت‌شان انتظار می‌رفت که در سطح دارای ریشه واحد نباشند که نتایج نیز این موضوع را تأیید کرد. شاخص کل بازار سهام نیز با اینکه در آزمون ADF در سطح دارای ریشه واحد بود، اما آزمون ZA بیان داشت این متغیر دارای شکست ساختاری بوده و درنتیجه همانند بازده شاخص کل، در سطح مانا است. این یافته‌ها بیان می‌کنند حداکثر مرتبه انباشتگی در مدل یک خواهد بود.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85]

جدول ۲. نتایج آزمون‌های ریشه واحد

متغیرها	سطح متغیرها		تفاضل مرتبه نخست	نتیجه	تاریخ شکست
	آزمون ADF	آزمون ZA	آزمون ADF		
شاخص کل بازار سهام	-۱/۹	-۹/۳۹***	-۸/۸۲***	$I(0)$	اسفند ۱۳۹۸
بازده شاخص کل	-۹/۱۷***	-۱۰/۶۸***	-	$I(0)$	خرداد ۱۳۹۹
نرخ ارز	-۰/۲۹	-۲/۶۶	-۱۰/۱۸***	$I(1)$	اسفند ۱۳۹۸
شاخص دلاری شدن	-۲/۰۸	-۳/۰۱	-۱۱/۶۱***	$I(1)$	فروردین ۱۳۹۲

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

مأخذ: محاسبات پژوهش

۵-۲. نتایج علیت گرنجر متغیر در زمان

هدف این مقاله ارزیابی علیت گرنجری متغیر در زمان برای بررسی ارتباط دلاری شدن، نرخ ارز و بازار سهام 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 بر اساس فرآیند «خودراه‌انداز»[1] روی خطاها و با ۱۰۰۰ بار تکرار به دست آمده‌اند. در جدول (۳) حداکثر آماره‌های آزمون والد علیت گرنجر بر اساس الگوریتم‌های FE، RO و RE همراه با صدک‌های ۹۵ و ۹۹ از توزیع‌های تجربی آماره‌های خودراه‌انداز متناظر با آن‌ها گزارش شده است.

نتایج جدول فوق بیان می‌دارد بر اساس الگوریتم RE هر چهار آماره والد در سطوح ۹۵ و ۹۹ درصد اطمینان معنادار هستند و این بدان معناست که رابطه علت و معلولی بین نرخ ارز و بازده شاخص کل و همچنین دلاری شدن و نرخ ارز وجود ندارد. بر اساس نتایج الگوریتم FE بازده شاخص کل و همچنین دلاری شدن علت گرنجری نرخ هستند؛ همچنین در الگوریتم RO دلاری شدن علت گرنجری نرخ ارز است. با این حال باید جزییات آماره والد را در تمام دوره ارزیابی

1. Bootstrap

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85]

نمود تا نتایج دقیق‌تری گرفت. در ادامه آماره‌های والد در هر سه الگوریتم بررسی می‌شود تا روندهای علیت ارزیابی شود.

جدول ۳. نتایج آزمون‌های والد علیت گرنجر

جهت علیت	الگوریتم FE			الگوریتم RO			الگوریتم RE		
	حداکثر آماره والد	صدک ۹۵م	صدک ۹۹م	حداکثر آماره والد	صدک ۹۵م	صدک ۹۹م	حداکثر آماره والد	صدک ۹۵م	صدک ۹۹م
بازده شاخص کل ←(علیت گرنجر)— نرخ ارز	۸/۸	۸/۹	۱۲/۷	۳۹/۵***	۱۱/۳	۱۳/۷	۳۹/۵***	۱۱/۳	۱۴/۲
نرخ ارز ←(علیت گرنجر)— بازده شاخص کل	۲۵/۷***	۷/۴	۱۳/۱	۵۶/۵***	۷/۷	۱۱/۷	۵۸/۹***	۸/۰۱	۱۳/۳
نرخ ارز ←(علیت گرنجر)— دلاری شدن	۲۰/۸***	۷/۹	۲۰/۸	۲۳/۲***	۸/۶	۲۰/۵	۲۵/۰***	۸/۶	۲۰/۸
دلاری شدن ←(علیت گرنجر)— نرخ ارز	۹/۲	۹/۷	۱۳/۶	۹/۶	۱۰/۴	۱۴/۵	۱۰/۸**	۱۰/۵	۱۴/۵

** و *** به ترتیب معنادار در سطح ۵ و ۱ درصد؛ مقادیر صدک ۹۵م و ۹۹م توزیع تجربی آماره‌های خودراه‌انداز هستند.

نمودار (۳) نتایج علیت گرنجر را بر اساس الگوریتم‌های FE، RO و RE در دوره فروردین ۱۳۸۸ تا آبان ۱۴۰۱ نشان می‌دهد. در این نمودارها اگر منحنی آماره والد از سطوح بحرانی بالاتر روند، یعنی روابط علّی میان دو متغیر وجود دارد. درواقع به کمک این نمودارها می‌توان پویایی‌های روابط علیت گرنجر میان متغیرها را ارزیابی کرد. با نگاهی به نمودارها درمی‌یابیم بر اساس الگوریتم FE در تمام دوره مورد بررسی نرخ بازده شاخص کل بازار سهام هیچ‌گاه علت نرخ ارز نبوده است (نمودار ۳ الف).

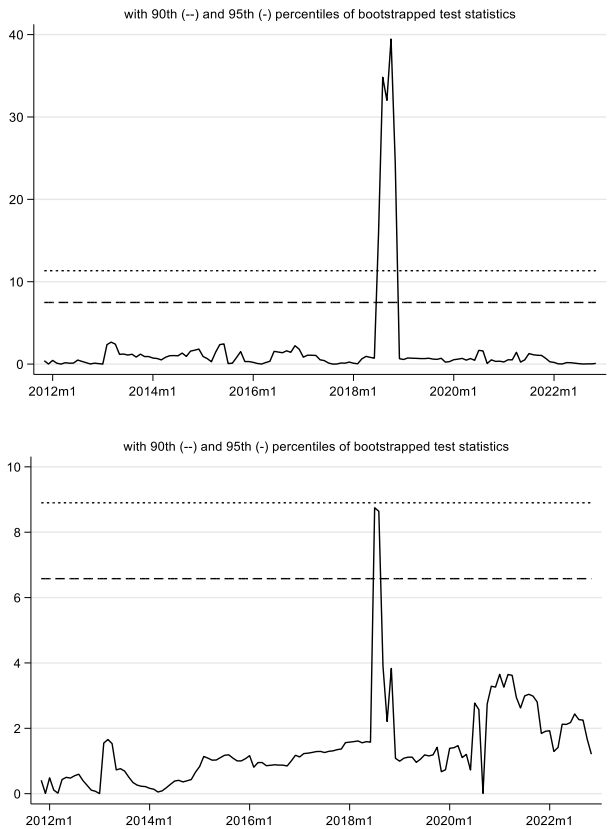
در الگوریتم‌های RO و RE هرچند در بیشتر دوره بازده شاخص کل علت نرخ ارز نبوده، اما تقریباً از ابتدای سال ۱۳۹۷ تا پاییز ۱۳۹۷ بازده شاخص کل علیت گرنجر نرخ ارز بوده است (نمودارهای ۳ ب و ۳ ج). نکته قابل توجه این است نرخ ارز در سال ۱۳۹۷ به یک‌باره روند صعودی به خود گرفت و از حدود ۴۵۰۰ تومان در مهرماه به سقف تاریخی ۱۸۵۰۰ تومان رسید.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85]

در همین زمان، بازده شاخص کل هم اعداد بالایی را ثبت کرده و به ترتیب در خرداد، تیر، مرداد و شهریور سال ۱۳۹۷ به ترتیب ماهانه ۱۷، ۹، ۱۳ و ۴۲ درصد بازدهی داشته است.

همچنین روند آماره والد بیان می‌دارد بر اساس هر سه الگوریتم از ابتدای سال ۱۳۹۷ تا ابتدای پاییز ۱۳۹۹، نرخ ارز علیت گرنجر بازده شاخص کل بوده است (نمودارهای ۳ د، ۳ ه و ۳ و). همان‌طور که در بالا بیان شد، در بخشی از همین زمان بازده شاخص کل علیت گرنجر نرخ ارز بوده است. در حقیقت از ابتدای سال ۱۳۹۷ تقریباً تا پاییز ۱۳۹۸ ارتباط متقابل میان بازده شاخص کل و نرخ ارز در سطح اطمینان ۹۵ درصد وجود داشته است.



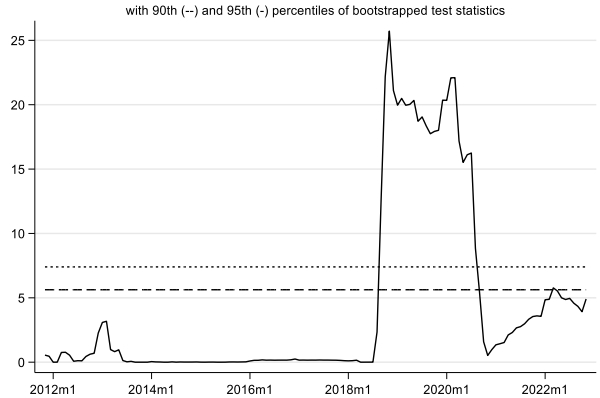
نمودار ۳. نتایج علیت گرنجر متغیر در زمان بازده شاخص کل و نرخ ارز بر اساس الگوریتم‌های FE، RO و RE

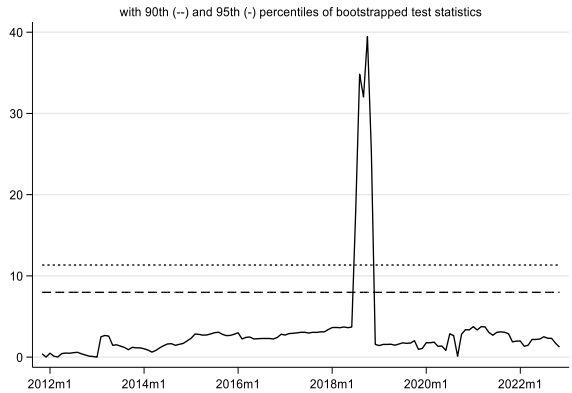
[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85]

(الف) الگوریتم FE: بازده شاخص کل ⟵ نرخ ارز (علیت گرنجر)

(ب) الگوریتم RO: بازده شاخص کل ⟵ نرخ ارز (علیت گرنجر)



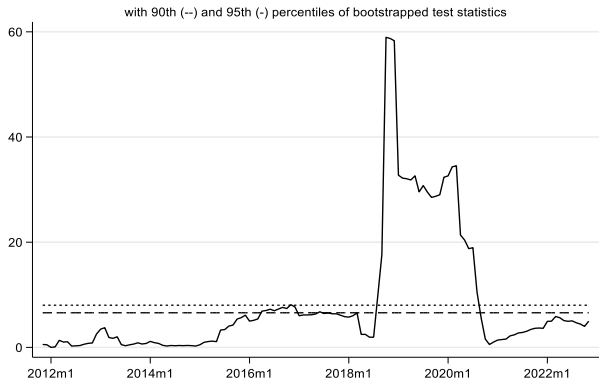


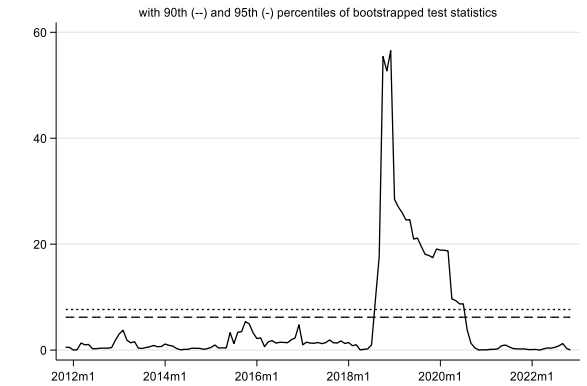
(ج) الگوریتم RE: بازده شاخص کل ⟵ نرخ ارز (علیت گرنجر)

(د) الگوریتم FE: نرخ ارز ⟵ بازده شاخص کل (علیت گرنجر)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85]





(ه) الگوریتم RE: **نرخ ارز** ⟵ (علیت گرنجر) **بازده شاخص کل**

(و) الگوریتم RO: **نرخ ارز** ⟵ (علیت گرنجر) **بازده شاخص کل**

روند نرخ ارز و بازدهی شاخص کل نمودار ()۱ نشان می‌دهد علاوه بر شش‌ماهه نخست سال ۱۳۹۷ که رشد زیادی هم در نرخ ارز و هم شاخص کل رخ داد، مجدد از انتهای سال ۱۳۹۷ تا ابتدای پاییز ۱۳۹۹ نیز در مقاطع زیادی نرخ و شاخص کل رشدهای زیادی را تجربه کرده‌اند. نرخ ارز تا پایان تابستان ۱۳۹۹ به سقف جدید ۳۰۰۰۰ تومان رسید. شاخص کل نیز در فروردین و خرداد ۱۳۹۹ تجربه رشد ۶۰ درصدی در یک ماه را داشته است. تا اینجا و بر اساس نمودارهای (۳ الف) تا (۳ و) می‌توان بیان کرد در بیشتر دوره هیچ رابطه علی میان نرخ ارز و بازده شاخص نبوده

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85]

است. فقط در دوره سال ۱۳۹۷ تا پاییز ۱۳۹۹ ابتدا علیت دوسویه بین نرخ ارز و شاخص کل برقرار بوده است و بعد از آن علیت از نرخ ارز به سمت شاخص کل است.

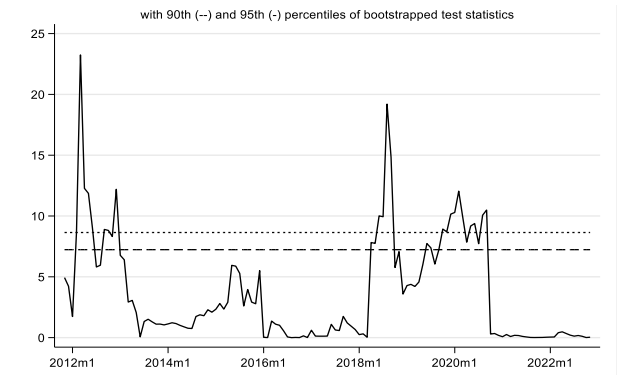
در ادامه علیت گرنجری دلاری شدن و نرخ ارز بررسی شد. نمودار (۴) نتایج علیت گرنجر نرخ ارز و دلاری شدن را بر اساس الگوریتم‌های FE، RO و RE در دوره فروردین ۱۳۸۸ تا آبان ۱۴۰۱ نشان می‌دهد. نتایج هر سه الگوریتم نشان می‌دهد نرخ ارز از دی ماه ۱۳۹۰ تقریباً تا آبان ۱۳۹۲ علت گرنجری دلاری شدن بوده است (نمودارهای ۴ الف تا ۴ ج). در همین دوره نرخ ارز از حدود ۱۸۰۰ تومان به حدود ۳۰۰۰ تومان رسیده است. همچنین با نگاهی به روند دلاری شدن در ایران (نمودار ۲) ملاحظه می‌شود در دوره یک‌ساله آبان ۱۳۹۱ تا آبان ۱۳۹۲ روند دلاری شدن به‌شدت صعودی بوده و مقدار این شاخص از حدود ۰/۳ به ۰/۵ افزایش یافته است. همچنین نتایج الگوریتم‌های RO و RE بیان می‌دارند علاوه بر دوره بیان شده، تقریباً در بیشتر دوره ابتدای ۱۳۹۷ تا پاییز ۱۳۹۹ نرخ ارز علت گرنجری دلاری شدن است (نمودارهای ۴ ب و ۴ ج).

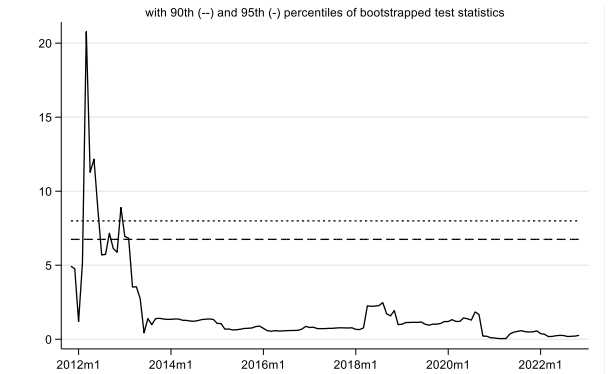
همچنین بر اساس الگوریتم‌های FE و RO در دوره مورد بررسی هیچ‌گاه دلاری شدن علت نرخ ارز نبوده است (نمودارهای ۴ د و ۴ ه). نتایج الگوریتم RO هم بر همین مسئله تأکید دارد، فقط اگر در این الگوریتم سطح اطمینان را به ۹۰ درصد تقلیل دهیم، از دی ۱۳۹۴ تا دی ۱۳۹۶ می‌توان گفت دلاری شدن علت گرنجری نرخ ارز است. لازم به ذکر است در اواخر تیرماه ۱۳۹۴ توافق برجام حاصل شد و بعد از آن تحریم‌های اقتصادی ایران رفع گردید که سبب افزایش درآمدهای ارزی ایران گردید به گونه‌ای که درآمدهای نفتی ایران از حدود ۳۰ میلیارد دلار در سال ۱۳۹۴ به ترتیب به ۵۵ و ۶۵ میلیارد دلار در سال‌های ۱۳۹۵ و ۱۳۹۶ رسید. در ادامه و با بازگشت تحریم‌ها در سال ۱۳۹۷، دوباره درآمدهای ارزی ایران رو به نزول گذاشت.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85]

نمودار ٤. نتایج علیت گرنجر متغیر در زمان شاخص دلاری شدن و نرخ ارز بر اساس الگوریتم‌های FE، RO و RE



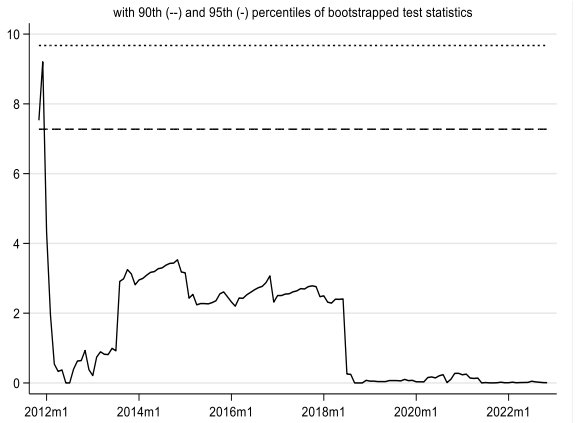


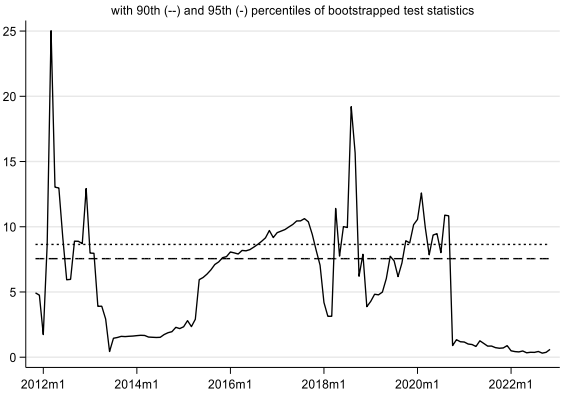
(ب) الگوریتم RO: نرخ ارز ⟵ (علیت گرنجر) ⟵ دلاری شدن

الگوریتم FE: نرخ ارز ⟵ (علیت گرنجر) ⟵ دلاری شدن (الف)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85]



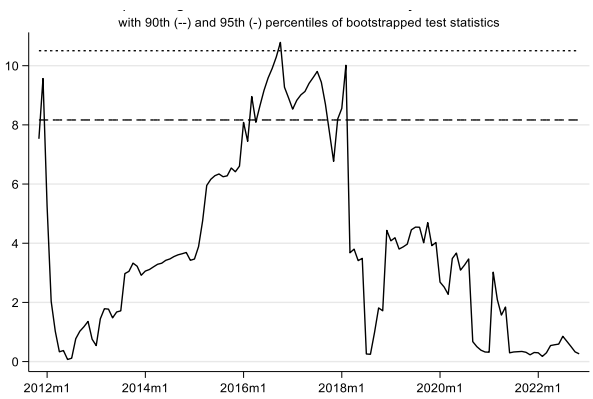


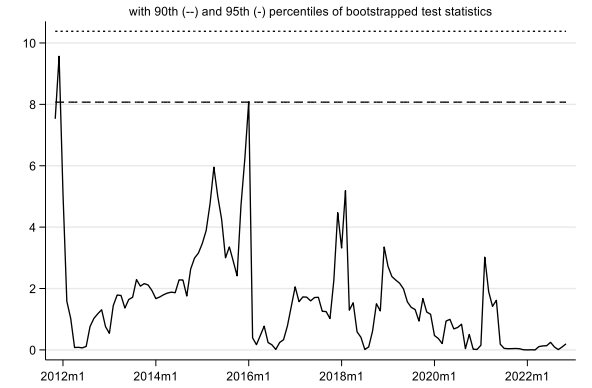
(د) الگوریتم FE: دلاری شدن ⟵ نرخ ارز (علیت گرنجر)

الگوریتم RE: نرخ ارز ⟵ دلاری شدن (ج) (علیت گرنجر)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85]





(و) الگوریتم RE: دلاری شدن ⟵ (علیت گرنجر) نرخ ارز

(ه) الگوریتم RO: دلاری شدن ⟵ (علیت گرنجر) نرخ ارز

٦. بحث و نتیجه‌گیری

فرآیند دلاری شدن (به‌خصوص از نوع جزئی) از جمله موضوعات مهمی است که مطالعات کمی و کیفی به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه به ارزیابی آن پرداخته‌اند. فرآیند دلاری شدن جزئی ممکن است بسته به نوع شوکی که فشار تورمی ایجاد می‌کند، مانند بحران‌های مالی، بانکی و بدهی، متفاوت باشد. هدف این مقاله پاسخ به این پرسش است که آیا تغییرات و روند افزایشی نرخ ارز، ترجیح دلاری شدن بازیگران اقتصادی و نوسانات بازار سهام علیت متقابل یکدیگر هستند. با توجه به بحران نرخ ارز خارجی و رکود اقتصادی اقتصاد ایران در یک دهه اخیر، ارزیابی

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85]

پویایی‌های رابطه نرخ ارز، دلاری شدن و بازار سهام ضروری به نظر می‌رسد. بدین منظور از داده‌های ماهانه اقتصاد ایران در دوره فروردین ۱۳۸۸ تا آبان ۱۴۰۱ بهره گرفته خواهد شد تا علیت گرنجر متغیر در زمان متغیرها بررسی شود. آزمون سنتی علیت گرنجر مبتنی بر مدل ثابت- زمان نمی‌تواند رفتار پویای سری‌های مالی را ردیابی کند. ارزیابی روابط «علّی متغیر در زمان» امکان نظارت بر فراز و فرودهای متغیرهای اقتصادی را در زمان واقعی فراهم می‌کند. تودا و یاماموتو (۱۹۹۵) روش خودرگرسیون برداری گسترش‌یافته با وقفه (LA-VAR) را برای برآورد آماره والد جهت ارزیابی علیت گرنجر متغیر در زمان ارائه کردند که به نوع «انباشتگی» سری‌های زمانی حساس نیست. مدل LA-VAR بر اساس تخمین مدل خودرگرسیون برداری با وقفه VAR(p) همراه با حداکثر درجه ممکن انباشتگی (m) است و به‌صورت VAR (p+m) بیان می‌شود.

نتایج علیت گرنجر متغیر در زمان نشان می‌دهند از ابتدای سال ۱۳۹۷ تا پاییز ۱۳۹۷ بازده شاخص کل علیت گرنجر نرخ ارز بوده است. در همین زمان نرخ دلار به عدد ۱۸۵۰۰ تومان رسید و بازده شاخص کل در شهریور سال ۱۳۹۷ بازدهی ۴۲ درصدی را ثبت نموده است؛ همچنین از ابتدای سال ۱۳۹۷ تا ابتدای پاییز ۱۳۹۹، نرخ ارز علیت گرنجر بازده شاخص کل بوده است. درواقع می‌توان بیان نمود در بیشتر دوره هیچ رابطه علی میان نرخ ارز و بازده شاخص نبوده است. فقط در دوره سال ۱۳۹۷ تا پاییز ۱۳۹۹ ابتدا علیت دوسویه بین نرخ ارز و شاخص کل برقرار بوده است و بعد از آن علیت از نرخ ارز به سمت شاخص کل است. همچنین نتایج علیت گرنجر نرخ ارز و دلاری شدن نشان می‌دهد نرخ ارز از دی ماه ۱۳۹۰ تقریباً تا آبان ۱۳۹۲ علت گرنجری دلاری شدن بوده است. در همین دوره نرخ ارز از حدود ۱۸۰۰ تومان به حدود ۳۰۰۰ تومان و مقدار شاخص دلاری شدن از حدود ۰/۳ به ۰/۵ افزایش یافته است. تقریباً در بیشتر دوره ابتدای ۱۳۹۷ تا پاییز ۱۳۹۹ نرخ ارز علت گرنجری دلاری شدن است. این یافته‌ها حکایت از آن دارند تنش‌های سیاسی ایران به‌خصوص موضوع تحریم‌ها و همچنین نااطمینانی اقتصادی باعث دلاری شدن اقتصاد ایران می‌شود. در این خصوص باید نوع سیاست‌هایی که در مواقع شوک و بحران

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85]

توسط مقامات پولی اتخاذ می‌شود به‌خوبی تبیین شود. با توجه به منبع شوک، باید سیاست‌گذاری مناسبی برای نرخ ارز یا امکان دلاری شدن انجام شود.

منابع

آذربایجانی، کریم، مبینی دهکردی، مصطفی، کمالیان، علیرضا. (۱۳۹۶). تحلیل اثرات نامتقارن نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران: رهیافت NARDL، *اقتصاد و الگوسازی*. ۸ (۳۲). ۵۹-۹۱.

اسکندری سبزی، سیما، فرزین وش، اسداله، هژبرکیانی، کامبیز و شهرستانی، حمید. (۱۳۹۷). تأثیر بی‌ثباتی اقتصادی بر دلاری شدن غیررسمی اقتصاد ایران. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*. ۸(۳۰). ۱۰۱-۱۱۶.

پدرام، مهدی. (۱۳۹۱). اثر نوسانات نرخ ارز بر روی نوسانات بازار سهام در ایران. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*. ۵(۳). ۸۳-۹۶.

رضایی، احمدعلی، نوشادی، احسان، ترکی، لیلا. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر شاخص قیمت سهام بر نرخ ارز در بازارهای کشورهای منتخب عضو گروه دی ۸: رهیافت رگرسیون کوانتیل. *فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری*. ۲(۱۳). ۱-۱۹.

رشنوادی، یعقوب، نوروزی، حسین، فیروزان سرنقی، توحید و بیگی، شاهرخ. (۱۳۹۹). بررسی تعاملات بین نرخ ارز و بازار سهام در ایران: رویکرد سیستم معادلات هم‌زمان. *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*. ۱۰(۳۹).۱۱۳-۱۴۸.

زمانیان، غلامرضا، و ابوذری، ایوب. (۱۳۹۲). شوک‌های ارزی و دلاری شدن اقتصاد ایران. *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران (مطالعات اقتصادی کاربردی)*. ۲(۵). ۵۷-۷۶.

Abdalla, I. S., & Murinde, V. (1997). Exchange rate and stock price interactions in emerging financial markets: evidence on India, Korea, Pakistan and the Philippines. *Applied financial economics*, *7*(1), 25-35.

Aggarwal, R. (1981). Exchange rates and stock prices: A Study of the US Capital Markets under.

Ajide, K. B., Raheem, I. D., & Asongu, S. A. (2019). Dollarization and the Unbundling of Globalization in sub-Saharan Africa. *Research in International Business and Finance*, 47, 398-409.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85]

Aninat, E. (2000). Globalization as an economic and social force: opportunities and risks from a humanistic perspective. *En: Financial globalization and the emerging economies-LC/G. 2097-P-2000-p. 25-30*.

Augiar M. (2005). Investment, devaluation and foreign currency exposure: The case of Mexico. *Journal of Development Economics*, 78(1), 95-113.

Baum, C. F., Hurn, S., & Otero, J. (2021). The dynamics of US industrial production: A time-varying Granger causality perspective. *Econometrics and Statistics*.

Bennett, M. A., Borensztein, M. E., & Baliño, M. T. J. (1999). *Monetary policy in dollarized economies*. International Monetary Fund.

Berg, A., & Borensztein, E. (2000). *The pros and cons of full dollarization*. International Monetary Fund, Research Department.

Berke, B. (2009). Tam Dolarizasyonun Makroekonomik Politika Yansımaları. Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi, 8(27), 126-147.

Berkmen, S. P., & Cavallo, E. (2010). Exchange rate policy and liability dollarization: what do the data reveal about causality?. *Review of International Economics*, *18*(5), 781-795.

Carranza L.J., Cayo J. M., ve Sanchez–Galdon J.E. (2003). Exchange rate volatility and economic performance in Peru: A firm level analysis. *Emerging Markets Review*, 4(4), 472-496.

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.

Dalgic, H. C. (2018). *Financial dollarization in emerging markets: An insurance arrangement*. University of Mannheim, 248.

Emsen, H. S. (2022). Dolarizasyon Ve Borsa İlişkileri: Türkiye Üzerine İncelemeler. Uluslararası Ekonomi Siyaset İnsan ve Toplum Bilimleri Dergisi, 5(1), 29-48.

Garcia-Escribano, M. (2010). Peru: Drivers of de-dollarisation. IMF working Paper No. WP/10/169. July.

Girton, L., & Roper, D. (1981). Theory and implications of currency substitution. *Journal of Money, Credit and Banking*, *13*(1), 12-30.

Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 424-438.

Ibrahim, M. (1999). Macroeconomic variables and stock prices in Malaysia: An empirical analysis. *Asian Economic Journal*, *13*(2), 219-231.

Ize, A., & Parrado, E. (2002). Dollarization, monetary policy, and the pass-through.

Ize, A., & Yeyati, E. L. (2006). *Financial de-dollarization: is it for real?*. In Financial dollarization (pp. 38- 63). Palgrave Macmillan, London.

Karakaya, G. & Karoğlu, Y. (2020). Dolarizasyon olgusu:2008 finansal krizinden sonra Türkiye'de dolarizasyon incelemesi. Stratejik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi, 4 (2) , 353-364.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85]

Kareken, J., & Wallace, N. (1981). On the indeterminacy of equilibrium exchange rates. *The Quarterly Journal of Economics*, *96*(2), 207-222.

Kokenyne, A., Ley, J., & Veyrune, R. (2010). De-dollarization. IMF Working Paper No. WP/10/188. August.

Kumamoto, H., & Kumamoto, M. (2014). Does Currency Substitution Affect Exchange Rate Volatility?. *International Journal of Economics and Financial Issues*, *4*(4), 698-704.

Liu, L., & Wan, J. (2012). The relationships between Shanghai stock market and CNY/USD exchange rate: New evidence based on cross-correlation analysis, structural cointegration and nonlinear causality test. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, *391*(23), 6051-6059.

Mecagni, M. M., Corrales, M. J. S., Dridi, M. J., Garcia-Verdu, M. R., Imam, P. A., Matz, M. J., ... & Yehoue, M. E. B. (2015). *Dollarization in Sub-Saharan Africa: Experiences and Lessons*. International Monetary Fund.

Nguyen, D. K., &. Chkili, W. (2014). Exchange rate movements and stock market returns in a regime-switching environment: Evidence for BRICS countries. *Research in International Business and Finance*, *31*, 46-56.

Ortiz, G. (1983). Dolarization in Mexico causes and consequences. In P. A. Armella, R. Dornbusch, & M. Obstfeld (Eds.), Financial policies and the world capital market: The problem of Latin American countries (pp. 71–95). Chicago, IL: University of Chicago Press.

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.

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.

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.

Sikhosana, A., & Aye, G. C. (2018). Asymmetric volatility transmission between the real exchange rate and stock returns in South Africa. Economic Analysis and Policy, 60, 1-8.

Sui, L., & Sun, L. (2016). Spillover effects between exchange rates and stock prices: Evidence from BRICS around the recent global financial crisis. *Research in International Business and Finance*, *36*, 459-471.

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.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85]

Tsagkanos, A., & Siriopoulos, C. (2013). A long-run relationship between stock price index and exchange rate: A structural nonparametric cointegrating regression approach. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, *25*, 106-118.

Tsai, I. C. (2012). The relationship between stock price index and exchange rate in Asian markets: A quantile regression approach. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, *22*(3), 609-621.

Yılmaz, K. Ç. (2022). Time-varying causality between dollarization and exchange rate. Business & Management Studies: An International Journal, 10(1), 163-175.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85] [Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-08]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.44.85]