Shahid Bahonar University of Kerman

Journal of Development and Capital

Print ISSN: 2008-2428 Online ISSN: 2645-3606

Homepage: https://jdc.uk.ac.ir

Iranian E-Commerce Scientific Association

The Spillover Effects of Uncertainty in Iran's Economy

Hamed Pourakbar*

Sima Eskandari Sabzi**

Amir Ali Farhang****

Rostam Garehdaghi******

Abstract

Objective: Under uncertain conditions in the economy, the process of planning and decision-making as well as policy-making in all economic sectors, including households, enterprises, the government and the financial market, is disrupted, because the possibility of prediction decreases and it becomes difficult for economic actors to realize future visions. In such a situation, economic agents are faced with uncertainty regarding consumption, savings or investment decisions, expenditure-tax policies, laws and regulations, and future interest rates. In other words, decision-making has become difficult for economic agents and makes them hesitate to make decisions in the hope of achieving a more stable position in the future. The purpose of this research is to investigate the spillover effects of uncertainty in Iran's economy. For this purpose, the fluctuations of each of the markets (oil, currency, stocks) in the occurrence of uncertainty in the Iranian economy are investigated and the spillover effects of uncertainty resulting from each sector to other sectors are estimated.

Method: In some applications of the ARCH model, conditional variance equations with relatively long intervals are used, which requires determining the structure of the intervals to avoid the problem of negative parameters in the variance, so that a process with a longer memory and a more flexible interval structure can be selected from the ARCH category. To achieve more flexibility, another generalization is proposed as the generalized ARCH (GARCH) process. This has made forecasting in financial markets more complicated. Therefore, nowadays, multivariable models have been developed a lot in order to model the dynamics of returns. Using multivariate time series models has two important advantages. Firstly, it is very effective in identifying the relationship between series, secondly, it will increase the accuracy of forecasting. For example, if the past values of one series influence another series, it is better to use multivariate models. Of course, using systemic or multivariable models instead of single-variable models will bring two important limitations. First, the more parameters that are estimated, the accuracy of the results will decrease and we need more data for the results to be reliable. Second, in many cases, the results do not have a high explanatory power. In multivariate GARCH models, the number of parameters increases drastically with the increase in the dimension of the model, and on the other hand, it is necessary for the variance matrix to be positive definite. Establishing these characteristics by the estimated parameters is not so simple. To estimate the parameters of multivariate GARCH models, the maximum likelihood method is mainly used, although the two-step method is also

Journal of Development and Capital, Vol. 9, No.1, pp. 117-135

* Ph.D. Candidate in Economics, Miyaneh Branch, Islamic Azad University, Miyaneh, Iran. **Email:** dr.hamedpourakbar@gmail.com

****Corresponding Author**, Assistant Professor of Economics, Miyaneh Branch, Islamic Azad University, Miyaneh, Iran. **Email:** eskandari_economy@yahoo.com

*** Assistant Professor of Economics, Payame Noor University (PNU), Tehran, Iran. **Email:** s_farhang@pnu.ac.ir

**** Assistant Professor of Public Administration, Miyaneh Branch, Islamic Azad University, Miyaneh, Iran. **Email:** rostam_garehdaghi@yahoo.com

Submitted: 15 March 2023 **Revised:** 6 April 2023 **Accepted:** 9 April 2023 **Published:** 7 April 2024

Publisher: Faculty of Management, Economics, Shahid Bahonar University of Kerman.

DOI: 10.22103/jdc.2023.21243.1374 ©The Author(s)

Abstract

common. One of the problems with GARCH family models is that positive and negative fluctuations with equal size have the same effect on the conditional covariance matrix, this feature is the symmetry effect. But in practice, the reaction of the economy to good and bad events may be different, so to solve this problem, non-linear GARCH combination models with BEKK extension have been used.

Results: Based on the findings of the research, the only variable of GDP excluding oil income has a structural failure during its process in the second quarter of 2011, and other variables are also without structural failure. Based on the criteria for measuring the accuracy of modeling estimations, the VARMAX GARCH-in-Mean Asymmetric BEKK model has provided more accurate results in terms of structural failure. Given that the number of conditional mean and conditional variance-covariance equations depends on the number of endogenous variables; In the current research (due to the presence of three endogenous variables), three equations for the average part and three equations for the variance-covariance part have been designed. In the analysis of the GARCH effects of exogenous variables and estimated coefficients of the B_x matrix, it can be seen that the transfer of the uncertainty of sanctions to the market of the production sector is significant. In addition, the transfer of turbulence from the growth of oil income, sanctions index and money market index to other studied sectors has also been confirmed. Based on the obtained results, the spillover of impulses and turbulence between the stock market, currency and gross domestic product (except from the production sector towards the currency market) is two-way.

Conclusion: During the studied period, the most transfer of turbulence from the previous period of the currency market to the current period has occurred in the currency market. Also, in the analysis of GARCH effects of exogenous variables and estimated coefficients, it can be seen that the transfer of oil price uncertainty to real GDP and foreign exchange market is significant. In addition, the transfer of the turbulence resulting from sanctions to the currency market has also been confirmed. The estimated coefficients of the matrix indicate the confirmation of the existence of asymmetric effects of BEKK in the studied variables. Also, a careful examination of the estimated coefficients shows that the reflection of bad news of oil on the turbulence of the production sector and the bad news of sanctions on the turbulence of the stock market has appeared more than other studied sectors.

Keywords: *Uncertainty, BEKK, Iran.*

JEL Classification: D80, C30, O53.

Paper Type: *Research Paper.*

Citation: Pourakbar, H., Eskandari Sabzi, S., Farhang, A.A., & Garehdaghi, R. (2024). The Spillover Effects of Uncertainty in Iran's Economy. *Journal of Development and Capital*, 9(1), 117-135 [In Persian].

مجله توسعه و سرمایه
شاپا چاپی: ۲۴۲۸-۲۰۰۸ شاپا الکترونیکی: ۳۶۰۶-۲۶۴۵
Homepage: https://jdc.uk.ac.ir

اثرات سرریز نااطمینانی در اقتصاد ایران[۱]

حامد پوراکبر*
سیما اسکندری سبزی**
امیرعلی فرهنگ***
رستم قره داغی****

چکیده

هدف: هدف از تحقیق حاضر بررسی اثرات سرریز نااطمینانی در اقتصاد ایران است. بدین منظور نوسانات هر یک از بازارها (نفت، ارز، سهام) در بروز نااطمینانی در فضای اقتصاد ایران مورد بررسی و اثرات سرریز نااطمینانی حاصل از هر بخش به سایر بخش‌ها برآورد می‌گردد.

روش: یکی از ایرادات وارده بر مدل‌های خانواده **GARCH** آن است که نوسانات مثبت و منفی با اندازه برابر، اثر یکسانی بر ماتریس کوواریانس شرطی دارند، این ویژگی همان اثر تقارن است. اما در عمل ممکن است واکنش اقتصاد به وقایع خوب و بد متفاوت باشد، لذا برای رفع این مشکل از مدل‌های ترکیب غیرخطی **GARCH** با پسوند **BEKK** استفاده شده است.

یافته‌ها: در تحلیل اثرات **GARCH** متغیرهای برونزا و ضرایب برآوردی ماتریس B_x می‌توان دریافت که انتقال نااطمینانی تحریم به بازار آرزو بخش تولید قابل توجه است. به‌علاوه انتقال تلاطم از سوی رشد درآمد نفت، شاخص تحریم و شاخص بازار پول به سایر بخشهای مورد مطالعه نیز مورد تأیید قرارگرفته است. بر اساس نتایج به‌دست آمده، سرریز تکانه‌ها و تلاطم میان بازار سهام، ارز و تولید ناخالص داخلی (به جز از بخش تولید به سمت بازار ارز) دو سویه است.

نتیجه‌گیری: بر اساس نتایج به‌دست آمده، بیشترین اثر سرریز تکانه‌های نفت به بخش تولید (۰/۱۸۴) انتقال می‌یابد، به این معنا که بخش تولید در مقابل تکانه‌های قیمت نفت نسبت به دو بخش مورد مطالعه دیگر(بازار ارز و سهام) آسیب‌پذیرتر است و انتقال نااطمینانی قیمت نفت به **GDP** و بازار ارز قابل توجه است.

واژه‌های کلیدی: *نااطمینانی*، BEKK، *ایران*.

طبقه‌بندی JEL: C30، D80، O53.

نوع مقاله: پژوهشی.

استناد: پوراکبر، حامد؛ اسکندری سبزی، سیما؛ فرهنگ، امیرعلی و قره‌داغی، رستم (۱۴۰۳). اثرات سرریز نااطمینانی در اقتصاد ایران. *مجله توسعه و سرمایه*، ۹(۱)، ۱۳۵-۱۱۷.

---

[۱] مقاله حاضر مستخرج از رساله دکتری نویسنده اول است.
مجله توسعه و سرمایه، دوره نهم، شماره ۱، صص. ۱۳۵-۱۱۷

* دانشجوی دکتری گروه علوم اقتصادی، واحد میانه، دانشگاه آزاد اسلامی، میانه، ایران. **رایانامه:** dr.hamedpourakbar@gmail.com
** **نویسنده مسئول**، استادیار گروه علوم اقتصادی، واحد میانه، دانشگاه آزاد اسلامی، میانه، ایران. **رایانامه:** eskandari_economy@yahoo.com
*** استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. **رایانامه:** s_farhang@pnu.ac.ir
**** استادیار گروه مدیریت دولتی، واحد میانه، دانشگاه آزاد اسلامی، میانه، ایران. **رایانامه:** rostam_garehdaghi@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۲/۲۴ **تاریخ بازنگری:** ۱۴۰۲/۱/۲۰ **تاریخ پذیرش:** ۱۴۰۲/۱/۲۷ **تاریخ انتشار برخط:** ۱۴۰۳/۱/۱۹
ناشر: دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان.
DOI: 10.22103/jdc.2023.21243.1374
©The Author(s)

مقدمه

همه کشورها به نوعی با تکانه‌های اقتصاد کلان مواجه هستند، اما وابستگی کشورهای صادرکننده نفت به درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت موجب گردیده است که تغییرات قیمتهای جهانی نفت و به دنبال آن درآمدهای نفتی یکی از عوامل مهم نوسانات اقتصادی در این کشورها تلقی گردد که موجبات بروز نااطمینانی را در اقتصاد فراهم می‌آورد (حسن و مالک[1]، ۲۰۰۷). وقتی نااطمینانی در اقتصاد کلان وجود داشته باشد، سبب به وجود آمدن هزینه‌هایی برای دولت می‌شود، برای مثال اگر در مورد یکی از شاخص‌های نااطمینانی (رشد، تورم، نرخ ارز، نرخ مبادله، ارزش سهام) نااطمینانی در بازار وجود داشته باشد (ویلاوینسیو[2] و همکاران، ۲۰۲۱).

تحت شرایط نامطمئن در اقتصاد، فرآیند برنامه‌ریزی و تصمیم‌گیری و همچنین سیاست‌گذاری در همه بخش‌های اقتصادی از جمله خانوارها، بنگاه‌ها، دولت و بازار مالی با اختلال مواجه می‌شود، چراکه امکان پیش‌بینی کاهش می‌یابد و تحقق چشم اندازهای آینده برای عاملان اقتصادی دشوار می‌شود. در چنین شرایطی عاملان اقتصادی در مورد تصمیمات مربوط به مصرف، پس‌انداز و یا سرمایه‌گذاری، سیاست‌های مخارج– مالیات، قوانین و مقررات و نرخ‌های بهره آینده با نااطمینانی مواجه هستند. به عبارت دیگر تصمیم گرفتن برای عاملان اقتصادی مشکل شده و تصمیم‌گیری آنها را به امید دستیابی به موقعیت باثبات‌تر در آینده دچار تعلل می‌کند. می‌توان نتیجه محوری مطالعات برجسته‌ای که در این زمینه اثرات نااطمینانی بر اقتصادها انجام گرفته است را این گونه بیان کرد که افزایش سطح نااطمینانی در جامعه با کاهش چشمگیر در فعالیت‌های حقیقی اقتصاد مرتبط است مومتاز[3] (۲۰۱۸) و اگر اقتصادی در شرایط رکودی با سطح بالایی از نااطمینانی‌ها، بویژه نااطمینانی‌های مرتبط با سیاست‌گذاری اقتصادی همراه شود، این نااطمینانی‌ها تبدیل به عامل کلیدی در گسترش رکود و کندکردن بازگشت از رکودهای دوره‌ای می‌شوند.

پژوهشگران و کارشناسان اقتصادی در تلاش برای تعیین جانشین‌هایی برای اندازه‌گیری نااطمینانی، روش‌های متنوعی را به عنوان راهکار پیشنهاد داده‌اند. از جمله این روش‌ها می‌توان؛ داده‌های نظرسنجی[4] (به عنوان نمونه مطالعه: حریری[5] و همکاران (۲۰۱۹)؛ دیتریش[6] و همکاران (۲۰۲۲))، الگوی نوسان غیرشرطی[7] (آنتوی[8] و همکاران (۲۰۲۱)؛ علی[9] و همکاران (۲۰۲۳))، الگوی نوسان شرطی[10] (کوکارسلان و سویتاس[11] (۲۰۲۱)؛ لیانگ[12] و همکاران (۲۰۲۲))، الگوی نوسان شرطی تعمیم‌یافته (حسن و همکاران (۲۰۲۱)؛ وستنفلد و گلدنر[13] (۲۰۲۲))، مدل‌های سرایت نااطمینانی (سامیتاس[14] و همکاران (۲۰۲۲)) و خانواده مدل‌های GARCH تک متغیره (رینگیم[15] و همکاران (۲۰۲۲)) را نام برد.

در برخی از کاربردهای مدل ARCH، معادلات واریانس شرطی با وقفه‌های نسبتاً طولانی مورد استفاده قرار می‌گیرند که تعیین ساختار وقفه‌ها برای جلوگیری از مشکل پارامترهای منفی در واریانس، لازم می‌نماید تا بتوان فرآیندی با حافظه طولانی‌تر و ساختار وقفه انعطاف‌پذیرتر، از رده[16] ARCH انتخاب نمود. برای دستیابی به یک انعطاف‌پذیری بیشتر، یک تعمیم دیگر به صورت فرآیند ARCH تعمیم یافته (GARCH) پیشنهاد شده است. امروزه، بویژه با گسترش سیستم‌های

[1] Hassan and Malik
[2] Villavicencio
[3] Mumtaz
[4] Survey Data
[5] Hariri
[6] Dietrich
[7] Unconditional Volatility
[8] Antwi
[9] Ali
[10] Conditional Volatility
[11] Kocaarslan & Soytas
[12] Liang
[13] Wüstenfeld & Geldner
[14] Samitas
[15] Ringim
[16] Class

اطلاعاتی و افزایش روزافزون ارتباط بازارهای مالی با یکدیگر، ثابت شده است که تلاطم قیمت دارایی‌ها به دیگر دارایی‌ها و به بازارهای مالی دیگر منتقل می‌شود. این مطلب موجب وابستگی دارایی‌ها و بازارهای مالی مختلف به یکدیگر شده است (فرهنگ، ۱۴۰۱). این موضوع پیش‌بینی را در بازارهای مالی را پیچیده‌تر کرده است. لذا، امروزه مدل‌های چندمتغیره به منظور مدل‌سازی دینامیک بازده‌ها توسعه زیادی یافته‌اند. استفاده از مدل‌های سری زمانی چندمتغیره دو مزیت مهم دارد. اولاً در شناسایی ارتباط بین سری‌ها بسیار مؤثر است، ثانیاً دقت پیش‌بینی را افزایش خواهد داد. مثلاً اگر مقادیر گذشته یک سری بر سری دیگر تاثیرگذار باشد، بهتر است از مدل‌های چندمتغیره استفاده شود. البته استفاده از مدل‌های سیستمی یا چندمتغیره بجای مدل‌های تک متغیره دو محدودیت مهم به همراه خواهد داشت. اولاً هر چه پارامترهایی که تخمین زده می‌شوند بیشتر شود، از دقت نتایج کاسته خواهد شد و برای قابل اعتماد بودن نتایج به داده‌های بیشتری نیازمندیم. دوم اینکه در بسیاری از موارد نتایج حاصل قدرت توضیح‌دهندگی بالایی ندارند. لذا معمولاً به دنبال ساختارهای ساده هستیم (تسای[1]، ۲۰۰۲).

درمدل‌های GARCH چندمتغیره، تعداد پارامترها با افزایش بعد مدل به شدت افزایش می‌یابد و از سوی دیگر لازم است، ماتریس واریانس، مثبت معین باشد. برقراری این ویژگی‌ها توسط پارامترهای برآورد شده، چندان ساده نیست (بیلیو[2] و همکاران، ۲۰۰۶). برای برآورد پارامترهای مدل‌های چندمتغیره GARCH عمدتاً روش حداکثر راستنمایی استفاده می‌شود هرچند که روش دومرحله‌ای نیز رایج است. هدف اصلی تحقیق بررسی اثرات سرریز نااطمینانی در اقتصاد ایران است. روش کار در این مقاله با استفاده از مدل‌های گارچ چند متغیره استاندارد از نوع BEKK است که در بخش مربوطه توضیحات کامل ارائه می‌گردد.

دو فرضیه تحقیق حاضر عبارتند از: الف- بروز نوسانات در هر یک از بازارها (نفت، ارز و سهام) در بروز نااطمینانی در فضای اقتصاد کلان تأثیر گذار است. ب- نااطمینانی حاصل از یک بخش به سایر بخش‌ها در فضای اقتصاد کلان سرریز می‌شود. در این پژوهش به منظور آزمون فرضیه‌های مورد نظر، دوره زمانی به صورت فصلی از سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۸۰ است. مقاله حاضر از نظر نوع بررسی متغیرها و روش کار دارای نوآوری است.

با توجه به هدف اصلی پژوهش، یافته‌های حاصل از این تحقیق می‌تواند، به درک بهتری از سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی در حوزه‌های مرتبط کمک نماید. برای این منظور، در بخش دوم مطالعه به مروری بر ادبیات تحقیق پرداخته می‌شود. در بخش سوم مطالعه الگو و روش تحقیق و در بخش چهارم تجزیه و تحلیل الگوهای پژوهش ارائه شده است. در نهایت بخش پنجم نیز به نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی اختصاص یافته است.

مبانی نظری: اثرات نااطمینانی بر اقتصاد

مطالعات انجام شده در زمینه آثار نااطمینانی بر تولید بنگاه‌ها و رشد اقتصادی نشان می‌دهند عدم اطمینان می‌تواند هم به صورت مثبت و هم به صورت منفی رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد. به عنوان مثال شومپیتر[3] (۱۹۳۹) در مطالعات خود، وجود رابطه مثبت میان عدم اطمینان و رشد اقتصادی را به اثبات رساندند. آن‌ها نشان دادند که عدم اطمینان به سه طریق می‌تواند سبب افزایش رشد اقتصادی شود که این سه طریق عبارتند از: تخریب خلاق، اثر هزینه- فرصت انجام تحقیقات در زمان رکود و پس انداز احتیاطی.

[1] Tsai
[2] Billio
[3] Schumpeter

اما از سوی دیگر، جتر[1] و همکاران (۲۰۱۳)، نشان دادند در شرایط وجود عدم اطمینان، افراد تمایل دارند تا به دلیل وجود امنیت شغلی بالاتر، در بخش دولتی مشغول به کار شوند. به عبارت دیگر، از آنجا که در شرایط وجود عدم اطمینان، وضعیت بنگاه‌ها در بخش خصوصی از ثبات چندانی برخوردار نیست، به همین دلیل افراد تمایل دارند تا در بخش دولتی که از امنیت شغلی بالاتری برخوردار است فعالیت نمایند. این موضوع باعث می‌شود تا در شرایط وجود عدم اطمینان، وضعیت بنگاه‌ها در بخش خصوصی از ثبات چندانی برخوردار نیست، به همین دلیل افراد تمایل دارند تا در بخش دولتی که از امنیت شغلی بالاتری برخوردار است فعالیت نمایند. این موضوع باعث می‌شود تا در شرایط وجود عدم اطمینان، دولت‌ها بزرگتر شده و در مقابل نرخ رشد اقتصادی حداقل در کوتاه مدت کاهش یابد، چراکه در این شرایط ، منابع در اختیار بخش خصوصی به تدریج کاهش خواهند یافت. بنابراین از نظر تئوری، اثر خالص عدم اطمینان بر رشد اقتصادی نامشخص خواهد بود. از آنجا که عدم اطمینان هم به صورت مستقیم و هم به صورت غیرمستقیم رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد و جهت اثرگذاری هر یک از آنها نیز متفاوت است، بنابراین اثر نهایی عدم‌اطمینان بر رشد اقتصادی مشخص نیست.

به منظور بررسی آثار عدم اطمینان نسبت به سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی می‌توان از مدل پیشنهاد شده توسط هاپنهاین[2] و همکاران (۱۹۹۳) استفاده نمود. نحوه اثرگذاری عدم اطمینان بر تولید بنگاه‌ها و رشد اقتصادی به نحوه اثرگذاری آن بر نرخ بازده سرمایه‌گذاری بستگی دارد. در صورتی که عدم اطمینان، سبب افزایش نرخ بازده سرمایه‌گذاری شود ممکن است نرخ رشد اقتصادی را نیز افزایش دهد، اما اگر عدم اطمینان، نرخ بازده سرمایه‌گذاری را کاهش دخد، نرخ رشد اقتصادی نیز کاهش خواهد یافت. به همین دلیل است که عنوان می‌شود اثر خالص عدم اطمینان بر رشد اقتصادی نامشخص است.

مطالعات نظری انجام شده در زمینه آثار نااطمینانی اقتصاد کلان بر تورم هم از نظر تنوع توضیحات ارائه شده و هم از نظر نحوه اثرگذاری آنها بسیار متنوع است. فریدمن[3] (۱۹۷۷) در سخنرانی دریافت جایزه نوبل خود، با بیان این موضوع که وجود تورم و بیکاری را تأیید نمود. عدم اطمینان نسبت به تورم در آینده به نوبه خود باعث کاهش کارایی اقتصادی شده و به طور موقت تولید را کاهش و بیکاری را افزایش می‌دهد. فریدمن (۱۹۷۷) اینگونه توضیح داد که این عدم اطمینان تورمی ایجاد شده، باعث تغییر در مدت زمان بهینه برای انعقاد قراردادها شده و بدین ترتیب میزان بیکاری بیشتر افزایش خواهد یافت. فریدمن (۱۹۷۷) در بخش دیگری از تحلیل‌های خود نشان داد که افزایش عدم اطمینان نسبت به تورم، کارایی مکانیزم قیمت‌ها در تخصیص بهینه منابع را از بین برده و بدین ترتیب اثر منفی بر تولید خواهد داشت.

اما کاکرمن و ملتزر (۱۹۸۶) در مطالعه خود با استفاده از یک مدل بارو– گوردون[4] که در آن بنگاه‌های اقتصادی نسبت به نرخ رشد پول و بنابراین تورم نامطمئن هستند، به بررسی آثار عدم اطمینان، سیاست‌گذاران از یک سیاست پولی انبساطی به منظور غافلگیر نمودن بنگاه‌ها استفاده خواهند نمود تا بدین ترتیب سبب افزایش تولیدات شوند. این استدلال، نشان دهنده وجود یک رابطه مثبت میان عدم اطمینان و تورم است و توسط گریر و پری[5] (۱۹۹۸) تحت عنوان نظریه کاکرمن– ملتزر معرفی شد.

از طرف دیگر، دوراکس[6] (۱۹۸۹) در مطالعه خود تأثیر عدم اطمینان نسبت به رشد اقتصادی بر تورم را مورد بررسی قرار داد. او با بسط مدل بارو– گوردون نشان داد که افزایش عدم اطمینان واقعی، سبب کاهش شاخص دستمزدها شده و این امکان را برای سیاست‌گذاران فراهم می‌کند تا با استفاده از ابزار سیاستی در اختیار آنها، آثار واقعی مورد انتظار خود

[1] Jetter
[2] Hopenhayn
[3] Friedman
[4] Barro–Gordon Model
[5] Grier and Perry
[6] Deveraux

را کسب نمایند. بر این اساس، افزایش عدم اطمینان نسبت به رشد اقتصادی، عدم اطمینان نسبت به تورم را کاهش داده و بنابراین نرخ تورم کاهش خواهد یافت. همان طور که از مباحث فوق مشخص است، محققان مختلف در مطالعات خود به نتایج متفاوت و گاه متناقضی در زمینه نحوه اثرگذاری نااطمینانی بر تورم و بیکاری دست یافته‌اند و به نظر می‌رسد، شناسایی آثار نااطمینانی بر تورم و بیکاری نیازمند مطالعات موردی بیشتری است.

پیشینه تحقیق

کمیجانی و همکاران (۱۳۹۱)، با استفاده از یک مدل گارچ سه متغیره به بررسی روابط علی بین شش متغیر تورم، رشد تولید، رشد قیمت نفت، نااطمینانی تورم (نااطمینانی اسمی)، نااطمینانی رشد تولید (نااطمینانی حقیقی) و نااطمینانی قیمت نفت در مورد ایران پرداخته‌اند. نتایج نشان دهنده این است که افزایش تورم با افزایش در نااطمینانی تورمی همراه است. علاوه بر آن، رشد بالاتر تولید با نااطمینانی حقیقی بالاتر همراه است.

جعفری صمیمی و اعظمی (۱۳۹۵)، با استفاده از داده‌های تابلویی ۲۰۱۹-۱۹۸۰ و استفاده از الگوی خودرگرسیونی واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته، اثر نااطمینانی در اقتصاد کلان بر اندازه دولت بررسی کرده‌اند. نتایج برآوردها نشان می‌دهد که افزایش نااطمینانی در اقتصاد کلان سبب افزایش شدید مخارج دولت شده است، به گونه‌ای که اندازه دولت را نیز در کشورهای مورد نظر بزرگتر کرده است.

حمیدی و همکاران (۱۴۰۱)، به بررسی سرایت نااطمینانی بین بخشی (مالی، مسکن و اقتصاد کلان) با استفاده از رویکرد پویا پرداخته‌اند. در این راستا با استفاده از داده‌های ماهانه در دوره زمانی ۱۳۸۷:۱ تا ۱۳۹۸:۱۲، روش همبستگی شرطی پویا و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته، رابطه کل پویا و همچنین رابطه پویای جهت‌دار جفت شاخص‌های نااطمینانی بین بخش‌های مذکور بررسی می‌شود. نتایج پژوهش حاضر بیانگر نقش دوگانه بخش مالی در ساز و کار انتقال نااطمینانی بین بخشی است به طوری که در مقاطعی به صورت خالص دریافت‌کننده نااطمینانی و در مقاطعی (از جمله سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸) به صورت خالص منبع و انتقال‌دهنده نااطمینانی در سیستم سه شاخصی مورد بررسی بوده‌است.

کچتی[1] و همکاران (۲۰۰۶)، در مطالعه خود با بررسی داده‌های مربوط به ۲۰ کشور نشان دادند کاهش ۸۰ درصدی در نوسانات اقتصاد کلان در این کشورها که از ابتدای دهه ۱۹۸۰ میلادی آغاز شده است، می‌تواند به دلیل اتخاذ سیاست‌های پولی مناسب‌تر اتفاق افتاده باشد که در این میان، شفافیت و محاسبه‌پذیری سیاست‌های پولی یکی از نقش‌های کلیدی را ایفا می‌کند.

سام[2] (۲۰۱۲)، در مطالعه خود به منظور بررسی آثار نااطمینانی نسبت به سیاست‌های اقتصادی دولت بر بازده سهام در کشور آمریکا، از توابع واکنش آنی استفاده نمود. او برای دستیابی به اهداف تحقیق، یک مدل خودتوضیح برداری و داده‌های فصلی مربوط به سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۸۵ را مورد استفاده قرار داد. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که نااطمینانی نسبت به سیاست‌های دولت اثر منفی بر بازده سهام بویژه در ماه‌های اول ، چهارم، پنجم، هشتم، نهم، دهم و یازدهم دارد. علاوه بر این، نتایج آزمون والد علیت گرنجر نشان داد که نااطمینانی نسبت به سیاست‌های اقتصادی دولت می‌تواند در پیش‌بینی قیمت سهام مؤثر باشد ؛ به طوری که با استفاده از نتایج حاصل از رگرسیون OLS در زمان‌های مختلف می‌توان پیش بینی نمود که اثر نااطمینانی نسبت به سیاست‌های اقتصادی دولت بر بازده سهام منفی است.

بروگارد و دتزل[3] (۲۰۱۵)، در مطالعه خود آثار نااطمینانی نسبت به سیاست‌های اقتصادی دولت بر قیمت دارایی‌ها را

[1] Cecchettivet
[2] Sam
[3] Brogaard & Detzel

مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها ابتدا متغیر نااطمینانی نسبت به سیاست‌های اقتصادی دولت را برای ۲۱ کشور استخراج نموده و سپس اقدام به برآورد مدل پیشنهادی نمودند. نتایج حاصل از تحقیق آنها نشان داد که ۱ درصد افزایش در نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی سبب کاهش ۲/۹ درصدی درآمدهای بازار شده و علاوه بر این، افزایش ۱۸ درصدی در تغییرات بازار را به دنبال دارد. همچنین این نااطمینانی باعث می‌شود که مجموع جریان‌های نقدی، بویژه سرمایه‌گذاری پس از یک فصل مجدداً به سطح اولیه خود بازخواهد گشت.

کریرو[1] و همکاران (۲۰۱۸)، یک مدلی را برای اندازه‌گیری عدم قطعیت و اثرات آن بر اقتصاد، بر اساس یک خودرگرسیون برداری بزرگ با نوسانات تصادفی که توسط عوامل مشترک نشان‌دهنده عدم قطعیت اقتصاد کلان و مالی هدایت می‌شود، پیشنهاد می‌کنیم. معیارهای عدم قطعیت منعکس‌کننده تغییرات در میانگین شرطی و نوسان متغیرها هستند و تأثیر آنها بر اقتصاد را می‌توان در همان چارچوب ارزیابی کرد. برآوردها با داده‌های ایالات متحده، اشتراک قابل توجهی در عدم قطعیت، با اثرات قابل توجه عدم قطعیت بر متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان و مالی نشان می‌دهد.

یانگ[2] و همکاران (۲۰۲۱)، در پژوهشی با استفاده از یک مدل TVP-SV-VAR به بررسی مکانیسم‌های انتقال بین نوسانات قیمت جهانی نفت، نوسانات بازارهای سهام چین و ایالات متحده، و عدم قطعیت سیاست اقتصادی در چین و ایالات متحده از سال ۲۰۰۳ تا ۲۰۲۰ پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد افزایش عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی در دو کشور نوسانات قیمت جهانی نفت را بویژه در مواقع بحران تشدید می‌کند. به نوبه خود، نوسان بیشتر در قیمت جهانی نفت باعث افزایش نوسانات بازار سهام و عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی در هر دو کشور می‌شود.

فنگ[3] و همکاران (۲۰۲۲)، در مقاله‌ای به بررسی نقش عدم قطعیت سیاست بر شاخص‌های جهانی شدن اقتصادی از سال ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۶ در مجموعه داده پانل ۱۴۲ کشور پرداخته‌اند. برای این منظور، از نه معیار شاخص‌های جهانی‌سازی اقتصادی بازبینی‌شده KOF و دو معیار جدید عدم قطعیت استفاده شده است. نتایج معیار تحت مشخصات مدل‌های مختلف، تکنیک‌های تخمین اقتصادسنجی و کشورهایی در سطوح مختلف درآمد ثابت باقی مانده‌اند.

لی و لی[4] (۲۰۲۳)، در تحقیقی پیوندهای علی بین عدم قطعیت سیاست پولی ایالات متحده (USMPU)، نوسانات بازار سهام، و شاخص قیمت سهام چین در بازه زمانی ژانویه ۱۹۹۴ تا اوت ۲۰۲۱ را ارزیابی کرده‌اند و از علیت گرنجر در تحلیل کمی استفاده شده تا روابط در هر چندک از توزیع به شیوه‌ای قابل درک باشد. نتایج نشان می‌دهد که نوسانات بازار سهام و پویایی قیمت سهام چین نقش کمی در تأثیرگذاری بر USMPU دارند و تنها تغییرات بیشتر در عدم قطعیت سیاست پولی مثبت و قیمت سهام منجر به تغییر در نوسانات بازار سهام می‌شود.

روش پژوهش

در بررسی و برآورد یک رابطه ساختاری همواره جزئی به عنوان خطا مطرح شده است که بر اساس یک پیش‌فرض اولیه در برآورد، به عنوان متغیری با واریانس ثابت در طول دوره در نظر گرفته می‌شود. از سوی دیگر در بسیاری از موارد این فرض دچار خدشه می‌شود؛ چراکه سری زمانی متغیر مورد برآورد در مقاطعی از زمان نوسانات گسترده‌ای را از خود به نمایش می‌گذارد که این مسئله فرض وجود واریانس ثابت یا اصطلاحاً واریانس همسانی را مورد تردید قرار می‌دهد. هم چنین در پاره‌ای از موارد درحالیکه میانگین غیرشرطی یک سری زمانی ثابت است، متغیر مورد نظر از خود نوسانات

[1] Carriero
[2] Yang
[3] Fang
[4] Lee & Lee

گسترده‌ای را به نمایش می‌گذارد در این حالت چگونگی الگوسازی نوسانات از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. انگل[۱] (۱۹۸۲) نشان داد می‌توان به صورت همزمان میانگین و واریانس شرطی یک سری از داده‌ها را مدل‌سازی کرد. پس از معرفی مدل ناهمسانی واریانس شرطی توسط انگل، محاسبه ریسک و نااطمینانی امکان پذیر شد. شرط اساسی برای استفاده از واریانس شرطی به عنوان شاخص نااطمینانی، متغیر بودن واریانس متغیر مورد نظر در طول زمان است. مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته GARCH (p,q) معرفی شده توسط بولرسلو[۲] (۱۹۸۶) به صورت زیر است.

$$h_t = \alpha_0 \sum_{i=1}^{q} \alpha \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j h_{t-j} = \alpha_0 + A(L)\varepsilon_{t-j}^2 + B(L)h_{t-i} \qquad (۱)$$

که در آن $i = 1,2,...,q$ ، $\alpha_i \geq 0$ ، $\alpha_0 \succ 0$ و تعداد وقفه‌های $p,q \geq 0$ است.

با توجه به رابطه (۳-۴) و پایایی فرآیند گارچ، میانگین و واریانس غیرشرطی ε_t به صورت رابطه (۳-۵) خواهد بود.

$$E(\varepsilon_t) = 0 \; ; Var(\varepsilon_t) = \alpha_0 (1 - A(L)) - B(L)^{-1} \qquad (۲)$$

بنابراین، برای یک فرآیند پایای GARCH (p,q) واریانس شرطی ε_t مقدار ثابت است، در حالیکه واریانس شرطی، متغیر در طول زمان است (ابونوری و خانعلی‌پور، ۱۳۸۸). اولین گام در دستورالعمل گارچ، شناسایی بهترین تصریح فرآیند خودرگرسیونی سری‌های‌زمانی با استفاده از تکنیک متداول باکس- جنکینز[۳] است. برای این منظور، می‌توان از توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی، آماره Q و آماره یانگ-باکس[۴] استفاده نمود(مالک و هاموده[۵]، ۲۰۰۷).

مدل‌های اولیه و ساده‌تر آرچ وگارچ که در نخستین پژوهش‌های کیم[۶] و همکاران (۲۰۱۰)، کاناس[۷] (۱۹۹۸)، ریس[۸] (۲۰۰۱) و هارجو[۹] و همکاران (۲۰۰۸) به کارگرفته شد، قابلیت تحلیل تنها یک بازار را داشته و از قدرت تحلیل اثرات متقابل بازارها بر یکدیگر عاجزند و به کوواریانس شرطی میان سری‌ها توجهی ندارند. لذا در مطالعات بعدی جهت رفع این محدودیت‌ها و توسعه کاربرد این مدل‌ها، الگوهای گارچ دو متغیره به مدل‌های چند متغیره (MGARCH) توسعه داده شدند. در مدل‌های MGARCH ماتریس واریانس-کوواریانس جمله‌های اخلال سری‌ها برآورد می‌شود در حالی که در مدل‌های تک متغیره فقط واریانس جملات اخلال سری‌ها محاسبه خواهدشد. بنابراین مدل گارچ چند متغیره برای تحلیل پویایی نوسانات بازارها و تشخیص شواهدی مبنی بر وجود انتقال نوسانات در میان بازارها در مطالعاتی چون چو[۱۰] و همکاران (۱۹۹۹) و بروکز[۱۱] و همکاران (۲۰۰۰) به‌کار گرفته شد.

انگل (۱۹۹۳) مدلی را بر پایه الگوی اصلی GARCH(1,1) بولرسلو (۱۹۸۶) معرفی کردند که بر اساس آن واریانس شرطی وارد معادله میانگین می‌شود. این شیوه مدلسازی در مدلسازی‌های مبتنی بر تحلیل نوسانات بسیار پرکاربرد است. با وجود اینکه عموماً توجه بر روی بازده و نااطمینانی دارایی‌ها و اثرات متقابل آنها است، چنین مدلی در اقتصاد کلان در جست و جوی اثرات نااطمینانی در متغیرهای کلان اقتصادی نیز طرح و استفاده می‌شود. نام[۱۲] و همکاران (۲۰۰۲) برای نخستین بار از الگوی GARCH-M نامتقارن به منظور محاسبه نااطمینانی در بازار سهام آمریکا استفاده کردند. ساختار یک الگوی GARCH-in-mean که بر پایه یک الگوی GARCH(1,1) استوار باشد عبارت است از:

---

[1] Engel
[2] Bollerslev
[3] Box–Jenkins Techniques
[4] Ljung-Box Statistic
[5] Malik and Hammoudeh
[6] Kim
[7] Kanas
[8] Reyes
[9] Harju
[10] Chou
[11] Brooks
[12] Nam

$$r_t = \mu + \varsigma\sigma_t^2 + \alpha_t \; ; \; \alpha_t = \alpha_t \varepsilon_t \qquad (۳)$$

$$\sigma_t^2 = \beta_0 + \beta_1 \alpha_{t-1}^2 + \beta_2 \alpha_{t-1}^2 \qquad (۴)$$

C در الگو ثابت است. مقدار مثبت c نشان می‌دهد که ارتباط مثبتی میان بازدهی و مقادیر مثبت نوسانات وجود دارد. یکی از ایرادات وارد بر مدل‌های خانواده GARCH (p,q) آن است که نوسانات مثبت و منفی با اندازه برابر (قدر مطلق برابر) اثر یکسانی بر ماتریس کوواریانس شرطی دارند، این ویژگی همان اثر تقارن است . اما در عمل ممکن است واکنش اقتصاد به وقایع خوب و بد متفاوت باشد. ایده اصلی این الگو توسط گلوستن و همکاران (۱۹۹۳) مطرح شد و توسط گریر[1] و همکاران (۲۰۰۴) به صورت یک معادله نامتقارنBEKK[2] در الگوهای اقتصادی به‌کار گرفته‌شد. در الگوهایی که پسوند BEKK در آنها لحاظ می‌شود، به منظور تحلیل اثرات واریانس شرطی متغیر مورد نظر، تکانه‌های منفی (اخبار بد) و مثبت (اخبار مثبت) با قدرمطلق برابر دارای آثار یکسانی نیستند. در این پژوهش به منظور لحاظ نمودن اثر نااطمینانی قیمت نفت در مدل VARMA-GARCH از نسخه نامتقارن BEKK استفاده می‌شود.

$$Z_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p} \Gamma_i Z_{t-i} + \psi\sqrt{h_t} + \sum_{l=1}^{q} \Theta_l e_{t-1} + e_t$$
$$H_t = \begin{bmatrix} h_{yy,t} & h_{y0,t} \\ h_{0y,t} & t_{00,t} \end{bmatrix} \qquad (۵)$$
$$e_t | \Omega_{t-1} \approx (0, H_t)$$

که در آن Ω_{t-1} مربوطه می‌شود به اطلاعات متغیر در دوره t-1 و 0 همان بردار یکه یا همانی است. اجزای ماتریس‌ها به قرار زیر هستند:

$$z_t = \begin{bmatrix} y_t \\ o_t \end{bmatrix}; \; e_t = \begin{bmatrix} e_{y,t} \\ e_{0,t} \end{bmatrix} \; ; \; h_t = \begin{bmatrix} h_{yy,t} \\ h_{00,t} \end{bmatrix}$$
$$\Gamma_i = \begin{bmatrix} \gamma_{11}^{(i)} & \gamma_{12}^{(i)} \\ \gamma_{21}^{(i)} & \gamma_{22}^{(i)} \end{bmatrix}; \; \psi = \begin{bmatrix} \psi_{11} & \psi_{12} \\ \psi_{21} & \psi_{22} \end{bmatrix}; \; \Theta_l = \begin{bmatrix} \Theta_{11}^{(l)} & \Theta_{12}^{(l)} \\ \Theta_{21}^{(l)} & \Theta_{22}^{(l)} \end{bmatrix} \qquad (۶)$$

پارامترسازی مدل BEKK متضمن آن است که ماتریس H_t به ازای تمامی مقادیر ε_t مثبت معین باشد. از سوی دیگر این مدل شامل شاخص‌های زیادی است که مستقیماً تأثیر H_{t-1} و یا ε_{t-k} را بر روی عناصر H_t نشان می‌دهد. در این مدل اطلاعات در دوره t-1 در دسترس است که همان Ω_{t-1} است و تعیین عناصر با وقفه ماتریس واریانس– کوواریانس شرطی، متناظر با مقادیر غیرشرطی است. این مدل را می‌توان توسط الگوی رابطه (۳–۹) برآورد کرد. (۶)

$$Y_t = C^{*T} C^{*} + A^T \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}^T A + G^T Y_{t-1} Y_{t-1}^T G$$
$$+ \theta^T X_{t-1} X_{t-1}^T \theta + \varepsilon_t$$

که در آن ماتریس واریانس–کوواریانس شرطی مدل مطابق یک مدل BEKK(1,1) بصورت رابطه (۳–۱۰) تعریف شده است.

$$H_{y,t} = C^T C + A^T \varepsilon_{y,t-1} \varepsilon_{y,t-1}^T A + G^T H_{y,t-1} G$$
$$+ \lambda^T \varepsilon_{x,t-1}^2 \lambda + \gamma^T H_{x,t-1} \gamma \qquad (۷)$$

[1] Grier
[2] Asymmetric BEKK

از دیگر مزیت‌های تصریح BEKK نسبت به جانشین‌هایش نظیر تصریح برداری (VEC)[1] این است که محدودیت تعداد زیاد پارامترهای مدل جهت برآورد و همچنین مشکلات مربوط به تأمین شرط مثبت معین بودن ماتریس واریانس-کواریانس شرطی (H_t) را ندارد. نوع دیگر از انواع الگوهای تشریح‌کننده تلاطم بین متغیرها از خانواده الگوهای GARCH الگوی همبستگی شرطی پویا (DCC-GARCH)[2] نام دارد. تحت شرایطی که ماتریس همبستگی مستقل از زمان باشد، الگوی GARCH ساده یا CCC-GARCH مورد استفاده قرار می‌گیرد درحالیکه اگر ماتریس همبستگی وابسته به زمان باشد، الگوی DCC-GARCH کاربرد خواهد داشت.

مدل‌های BEKK نسبت به مدل‌های DCC عمومیت بیشتری دارند، زیرا مدل‌های DCC برای برآورد همبستگی طی زمان، صرفاً از دو پارامتر استفاده می‌نمایند که باعث می‌شود نسبت به الگوهای BEKK از انعطاف‌پذیری کمتری برخوردار باشند. همچنین در مدل‌های BEKK قادر به تحلیل روابط جریان اطلاعات در معادلات واریانس و اثرات سرریز از یک بازار به بازار دیگر خواهیم بود؛ درحالیکه در مدل‌های DCC همبستگی میان دو بازار و شدت همراهی آنها قابل دستیابی است اما جهت سرریز را نمی‌توان تعیین نمود (اِفیموا و سرلتیس[3]، ۲۰۱۴).

ماتریس C یک ماتریس بالامثلثی تعریف شده تا شرط مثبت معین بودن ماتریس H را تضمین نماید. این خاصیت اجازه می‌دهد تا نوسانات گذشته H_{i-j} و همچنین مقادیر وقفه‌ای uu^T و ee^T در برآورد نوسانات جاری متغیرهای الگو لحاظ شوند، بطوریکه پاسخ‌های نامتقارن بالقوه دریافت خواهد شد. مقادیر بهینه p=q=1 به نحوی تعیین شده است که هیچگونه همبستگی سریالی و اثرات ARCH در پسماندهای استاندارد مدل وجود نداشته باشد.

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{h}_{11,t} & \hat{h}_{12,t} & \hat{h}_{13,t} \\ \hat{h}_{21,t} & \hat{h}_{22,t} & \hat{h}_{23,t} \\ \hat{h}_{31,t} & \hat{h}_{31,t} & \hat{h}_{33,t} \end{bmatrix}^{1/2} \begin{bmatrix} \hat{z}_{1,t} \\ \hat{z}_{2,t} \\ \hat{z}_{3,t} \end{bmatrix}; \qquad (۸)$$

$$or \qquad \hat{z}_{y,t} = \frac{E_{y,t}}{\sqrt{\hat{H}_{y,t}}}; for(y_i) = y_1, y_2, y_3$$

که منظور از $\hat{Z}_{y,t}$ فرم استاندارد شده پسماند معادلات مطرح شده در بخش توابع میانگین، $E_{y,t}$ امید ریاضی y_iها و $\sqrt{\hat{H}_{y,t}}$ جذر واریانس برآوردی آنها است.

تجزیه و تحلیل الگوهای پژوهش

هدف از پژوهش حاضر بررسی نااطیمنانی در اقتصاد ایران است و برای این منظور از داده‌های طی بازه زمانی ۱۴۰۰-۱۳۸۰ استفاده می‌شود.

آزمون مانایی متغیرهای پژوهش

پیش از برآورد مدل اولین گام ضروری بررسی مانایی متغیرها است. متغیرهایی که میانگین و واریانس آنها در طول زمان تغییر می‌کند به عنوان متغیرهای ریشه واحد یا نامانا شناخته می‌شوند، بنابراین استفاده از این گونه متغیرهای نامانا در مدلسازی‌ها نتایج گمراه کننده‌ای به دنبال دارد (شکوهی فرد و همکاران، ۱۴۰۰). در مقابل اگر متغیرها مانا باشند، برآورد

[1] Vector Error-Correction
[2] Dynamic Conditional Correlation
[3] Efimova & Serletis

رابطه بلندمدت میان آنها بر پایه رابطه همبستگی واقعی و از صحت لازم برخوردار خواهد بود. از آنجایی که بررسی هر سری متغیرها از نظر ریشه واحد جزء پیش شرط‌های وجود همبستگی بلندمدت میان متغیرهاست، آزمون دیکی فولر[1] (۱۹۷۹) به طورگسترده‌ای مورد استفاده قرار گرفته است (آلارو[2] و همکاران، ۲۰۱۱). به منظور رفع مشکلات مربوط به همبستگی جملات اختلال از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته[3] و همچنین فیلیپس و پرون[4] جهت بررسی مانایی متغیرها استفاده می‌گردد که خلاصه نتایج آزمون مانایی متغیرها مطابق جدول ۱ بوده است.

جدول ۱. نتایج آزمون مانایی متغیرها

متغیرها	دیکی فولر تعمیم یافته		فیلیپس و پرون		وضعیت ایستایی
	آماره آزمون	سطح احتمال	آماره آزمون	سطح احتمال	
ROIL(1)	-۸/۸۶	۰/۰۰	-۲/۶۵	۰/۰۱	ایستا
ROIL(2)	-۱۰/۰۳	۰/۰۰	-۳/۰۲	۰/۰۰	ایستا
RGDPW	-۴/۰۴	۰/۰۰	۶/۰۷	۰/۰۰	ایستا
REX	-۸/۸۶	۰/۰۰	-۷/۴۱	۰/۰۰	ایستا
RSTOCK	-۸/۳۵	۰/۰۰	-۳/۸۰	۰/۰۲	ایستا
RSANC	-۹/۵۳	۰/۰۰	-۷/۵۵	۰/۰۰	ایستا
RMONY	-۴/۳۷	۰/۰۰	۵۰/۳۴	۰/۰۰	ایستا

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از جدول ۱ نشان می‌دهد کلیه متغیرها در سطح ایستا (I_0) هستند. پیش از مدلسازی باید به این نکته توجه داشت که تنها زمانی می‌توان با استفاده از مدل‌های خانواده GARCH اثرات نااطمینانی را مورد مطالعه قرار داد که وجود ناهمسانی شرطی توسط آزمون ARCH موردتأیید قرار گرفته باشد. بنابراین لازم است در گام بعدی نتایج آزمون ARCH مورد بررسی قرار گیرد. خلاصه نتایج آزمون ARCH مطابق با جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲. خلاصه نتایج آزمون ناهمسانی واریانس شرطی (ARCH)

متغیرها	آماره F	P-value	آماره‌های X^2	P-value
ROIL(1)	۳۰۷/۱۴	۰/۰۰	۲۱۵/۲۴	۰/۰۰
ROIL(2)	۱۰۹/۳۶	۰/۰۰	۸۷/۳۶	۰/۰۰
RGDPW	۱۱/۴۵	۰/۰۰	۱۰/۵۰	۰/۰۰
REX	۷/۵۲	۰/۰۱	۰/۱۴	۰/۰۱
RSTOCK	۱۰/۳۵	۰/۰۲	۶/۰۶	۰/۰۱
RSANC	۲۴/۷۰	۰/۰۰	۹/۷۲	۰/۰۵
RMONY	۵۶/۶۲	۰/۰۰	۷/۸۵	۰/۰۱

توضیح: ارقام تا دو رقم اعشار گرد شده‌اند.

منبع: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews

خلاصه نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد واریانس متغیرهای مورد نظر ثابت نیست. لذا فرضیه آرچ رد نمی‌شود. حتی اگر مشخص شود کلیه متغیرهای مورد استفاده در مدل ایستا بوده‌اند، با این حال احتمال بروز مشکل اختلال در تفسیر داده‌ها بر اثر نادیده گرفتن شکست ساختاری[5] متغیرها همچنان پابرجاست. بدین منظور جهت ارتقاء کارآیی الگو، وجود شکست

[1] Dickey-Fuller
[2] Allaro
[3] Augmented Dickey-Fuller
[4] Phillips-Perron
[5] Structural Breaks

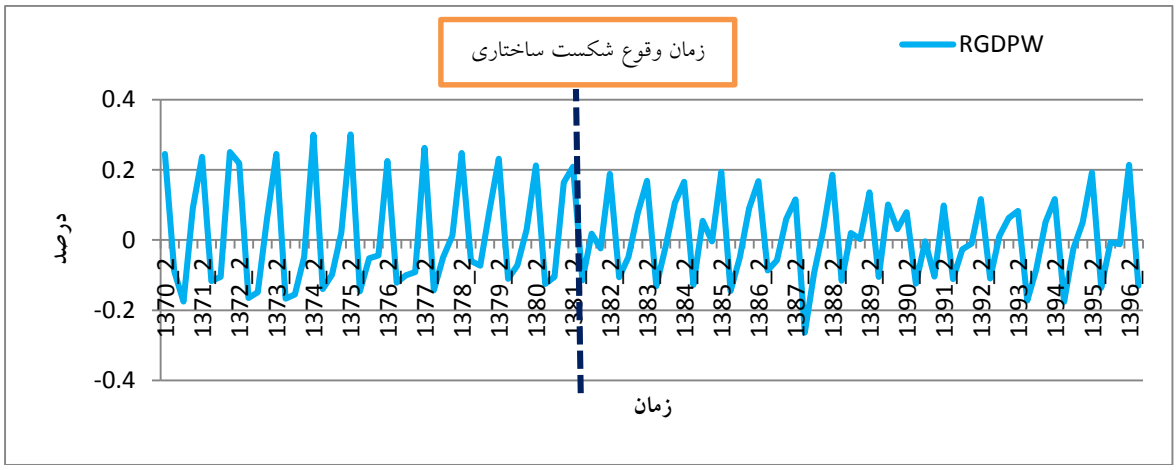
ساختاری در واریانس متغیرهای پژوهش با استفاده از بسته ICSS و نرم‌افزار گوس[1] آزمون گردیده است.

نتایج نشان می‌دهد تنها متغیر تولید ناخالص داخلی بدون احتساب درآمد نفت (RGDPW) دارای یک شکست ساختاری در طول روند خود در فصل دوم سال ۱۳۸۱ است (در الگو به صورت متغیرهای دامی[2] وارد شده‌اند) و سایر متغیرها نیز بدون شکست ساختاری هستند.

جدول ۳. تعداد و موقعیت شکست‌های ساختاری در واریانس سری‌زمانی بازدهی‌های متغیر تولید ناخالص داخلی بدون احتساب درآمد نفت (RGDPW)

متغیر	موقعیت زمانی شکست	موقعیت عددی شکست	تعداد شکست
RGDPW	تابستان ۱۳۸۱	۴۶	۱

منبع: یافته‌های تحقیق(توسط نرم افزار GAUSS برآورد شده است).



نمودار ۱. شکست ساختاری در متغیر RGDPW

منبع: محاسبات تحقیق

به منظور سنجش دقت مدلسازی‌ها با هدف به کارگیری الگویی مناسب به منظور تحلیل قابل اعتماد رفتار متغیرها، ابتدا ماتریس ضرایب الگوهای مورد بررسی در پژوهش حاضر برآورد می‌شوند و درگام بعدی با مقایسه نتایج از طریق معیارهای اطلاعات دقت برآورد (آکائیک، شوارز[3] و حداکثر درستنمایی[4])، الگویی که ضرایب برآوردی آن از دقت بالاتری برخوردار است مبنای تحلیل اثرات تکانه‌ها و نااطمینانی درآمد یا قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی قرار می‌گیرد. نتایج حاصل مطابق جداول ۴ و ۵ است.

جدول ۴. نتایج مقادیر معیارهای دقت برآورد مدلسازی ها بر اساس متغیر رشد درآمد نفت

الگوها	روش مدلسازی	معیار آکائیک	معیار شوارز	معیار حداکثر درستنمایی
الگوی(۱)	M-GARCH BEKK	-۳۲۷/۱۶	-۱۷۳/۲۲	۱۱۲/۲۷
الگوی (۲)	DCC-GARCH	-۴۱۶/۲۳	-۱۹۰/۱۶	۲۱۹/۵۳
الگوی(۳)	VARMAX GARCH-in-Mean Asymmetric BEKK بدون لحاظ شکست ساختاری	-۴۷۸/۱۲	-۴۰۷/۴۸	۲۶۵/۱۷
الگوی(۴)	VARMAX GARCH-in-Mean Asymmetric BEKK با لحاظ شکست ساختاری	-۶۵۸/۴۱	-۶۳۲/۷۵	۳۵۸/۶۲

توضیح: کلیه شاخص‌هایی که به عنوان معیار انتخاب دقت برآورد الگوی مطلوب مورد استفاده قرارگرفته‌اند هر سه شاخص تأیید می‌کنند که الگوی

[1] GAUSS
[2] Dummy Variable
[3] Akaike & Schwarz
[4] Maximum Likelihood

VARMA GARCH-in-Mean Asymmetric BEKK با لحاظ شکست ساختاری از دقت برآورد بالاتری برخوردار است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵. نتایج مقادیر معیارهای دقت برآورد مدلسازی ها بر اساس متغیر رشد قیمت نفت

الگوها	روش مدلسازی	معیار آکائیک	معیار شوارز	معیار حداکثر درستنمایی
الگوی(۱)	M-GARCH BEKK	-۱۸۲/۲۱	-۱۲۸/۳۴	۱۱۸/۶۲
الگوی (۲)	DCC-GARCH	-۳۹۷/۳۴	-۳۱۹/۳۱	۲۴۱/۳۸
الگوی(۳)	VARMAX GARCH-in-Mean Asymmetric BEKK بدون لحاظ شکست ساختاری	-۵۳۸/۵۴	-۳۷۶/۸۶	۳۸۵/۵۲
الگوی(۴)	VARMAX GARCH-in-Mean Asymmetric BEKK با لحاظ شکست ساختاری	-۷۶۳/۸۳	-۵۳۷/۳۶	۴۶۷/۱۷

توضیح: کلیه شاخص‌هایی که به عنوان معیار انتخاب دقت برآورد الگوی مطلوب مورد استفاده قرارگرفته‌اند هر سه شاخص تأیید می‌کنند که الگوی VARMAX GARCH-in-Mean Asymmetric BEKK با لحاظ شکست ساختاری از دقت برآورد بالاتری برخوردار است.

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس معیارهای سنجش دقت برآورد مدلسازی‌های صورت گرفته، الگوی VARMAX GARCH-in-Mean Asymmetric BEKK (الگویVARMA GARCH-in-mean Asymmetric BEKK با لحاظ متغیر برونزا به الگوی VARMAX GARCH-in-mean BEKK تغییر نام می‌دهد). با لحاظ شکست ساختاری، نتایج دقیق‌تری را ارائه نموده است؛ لذا نتایج برآورد الگوی فوق به‌عنوان مدل نهایی مبنای تحلیل قرار گرفته‌است. باتوجه به‌اینکه تعداد معادلات میانگین شرطی و واریانس- کوواریانس شرطی به تعداد متغیرهای درونزا وابسته است؛ در پژوهش حاضر (به دلیل حضور سه متغیر درونزا) سه معادله برای بخش میانگین و سه معادله برای بخش واریانس- کوواریانس طراحی شده است. نتایج برآورد ماتریس ضرایب معادلات میانگین و واریانس- کوواریانس الگوی منتخب مطابق جداول ۶ و ۷ بر اساس متغیر رشد درآمد نفت و جداول ۸ و ۹ بر اساس رشد متغیر قیمت نفت هستند.

جدول ۶. نتایج حاصل از برآورد ضرایب معادلات میانگین، مدلسازی بر اساس متغیر رشد درآمد نفت

$$y_t = \alpha + \beta_y y_{t-1} + \beta_x x_{t-1} + \phi\sqrt{h_{t-1}} + \theta e_{t-1} + e_t$$

$$\alpha = \begin{bmatrix} -0/01(0/00) \\ 0/01(0/00) \\ 0/05(0/05) \end{bmatrix}; \quad \beta_y = \begin{bmatrix} -0/16(0/00) & 1/90(0/00) & -0/09(0/00) \\ -0/01(0/01) & 0/12(0/00) & 0/07(0/00) \\ 0/01(0/43) & -2/06(0/00) & 0/46(0/00) \end{bmatrix}; \quad \beta_x = \begin{bmatrix} 0/17(0/00) & 0/06(0/00) \\ 0/01(0/07) & -0/02(0/02) \\ 0/01(0/01) & -0/02(0/08) \end{bmatrix}$$

$$\varphi = \begin{bmatrix} 0/28(0/00) & 0/03(0/00) & 0/03(0/00) \\ 0/03(0/00) & 0/01(0/00) & 0/01(0/00) \\ 0/60(0/00) & 0/01(0/04) & 0/14(0/00) \end{bmatrix}; \quad \theta = \begin{bmatrix} -1/06(0/00) & -2/12(0/00) & 0/03(0/00) \\ -0/00(0/59) & -0/14(0/00) & -0/07(0/00) \\ -0/02(0/05) & 2/16(0/00) & -0/47(0/00) \end{bmatrix}$$

توضیح: کلیه اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال (P-Value) متغیر مورد نظر هستند.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

آنچنانکه در جدول ۶ قابل مشاهده است، ضرایب بخش AR شامل پارامترهای ماتریس‌های $\hat{\beta}_y$ و $\hat{\beta}_x$ به ترتیب نشان‌دهنده تأثیر ارزش‌های وقفه‌ای هر متغیر(درونزا و برونزا) بر مقادیر جاری آن متغیر است. به طور مثال هرگاه (در دوره t-1) درآمد نفت رشدی معادل یک واحد را تجربه نماید؛ در دوره بعد (t) تولید ناخالص داخلی واقعی رشدی معادل $\hat{\beta}_{x,11} = 0/17$ واحد را تجربه خواهد کرد. همچنین معناداری کلیه ضرایب برآوردی ماتریس $\hat{\beta}_y$ حاکی از اثرات

خودی(پارامتر با اندیس ii) و متقابل (پارامتر با اندیس ij) کلیه مقادیر متغیرهای درونزا است. ضرایب ماتریس $\hat{\varphi}$ در بخش in-Mean نشان دهنده اثر نوسانات شرطی متغیرهای درونزا و همچنین گویای ایجاد سطحی از نااطمینانی حاصل از بروز یک تکانه در یکی از متغیرهای درونزای الگو (در دوره t-1) و اثرات خودی و متقابل انتقال آن (در دوره جاریt) در بخش معادلات میانگین هستند. معناداری کلیه ضرایب این ماتریس مؤید ارتباطات متقابل و نزدیک میان سه بخش تولید، بازار ارز و بازار سهام خواهد بود. به عنوان نمونه پارامتر $\hat{\phi}_{31} = -0/60$ (با سطح احتمال ۰/۰۰۰) نشان‌دهنده بالاترین درجه سرایت نااطمینانی از بخش تولید به بازار سهام در بخش معادلات میانگین است. همچنین ضرایب ماتریس $\hat{\theta}$ در بخش MA میزان اثرات خودی و متقابل ایجاد یک تکانه نسبت به میانگین (دوره t-1) بر هریک از متغیرهای درونزا را (در دوره جاری t) برآورد می‌نماید. بالاترین میزان انتقال تکانه‌ها در این بخش شامل اثرات خودی تکانه بخش تولید به خود بخش تولید معادل $\hat{\theta}_{y,11} = -1/06$، اثرات متقابل تکانه بازار ارز به بخش تولید معادل $\hat{\theta}_{y,12} = -2/12$ و بازار ارز به بازار سهام معادل $\hat{\theta}_{y,32} = 2/16$ هستند.

جدول ۷. نتایج حاصل از برآورد ضرایب معادلات واریانس- کوواریانس، مدلسازی بر اساس متغیر رشد درآمد نفت

$$H_t = C^T C + A_y^T e_{y,t-1} e_{y,t-1}^T A_y + A_x^T e_{x,t-1} e_{x,t-1}^T A_x + B_y^T H_{y,t-1} B_y + B_x^T H_{x,t-1} B_x + D_y^T u_{y,t-1} u_{y,t-1}^T D_{y+} D_x^T u_{x,t-1} u_{x,t-1}^T D_x$$

$$C = \begin{bmatrix} 0/09(0/00) & -0/01(0/00) & 0/01(0/00) \\ & -0/02(0/00) & -0/03(0/00) \\ & & 0/25(0/00) \end{bmatrix}; \quad A_y = \begin{bmatrix} 0/12(0/05) & -0/01(0/96) & 0/01(0/42) \\ -0/29(0/02) & 1/34(0/00) & 0/37(0/00) \\ -0/11(0/00) & 0/01(0/25) & -0/02(0/63) \end{bmatrix}$$

$$A_x = \begin{bmatrix} 0/03(0/00) & 0/01(0/03) & -0/01(0/01) \\ & & \\ -0/30(0/06) & 0/20(0/01) & 0/01(0/07) \end{bmatrix}; \quad B_y = \begin{bmatrix} -0/20(0/00) & 0/01(0/65) & -0/04(0/24) \\ -0/11(0/01) & 0/26(0/00) & -0/09(0/00) \\ -0/03(0/07) & 0/01(0/31) & 0/19(0/00) \end{bmatrix}$$

$$B_x = \begin{bmatrix} -0/12(0/05) & 0/37(0/00) & -0/05(0/02) \\ & & \\ 1/22(0/00) & 1/51(0/00) & 0/01(0/07) \end{bmatrix}; \quad D_y = \begin{bmatrix} 0/44(0/00) & -0/03(0/47) & -0/03(0/43) \\ -0/71(0/03) & -0/08(0/82) & -0/95(0/00) \\ -0/04(0/10) & -0/05(0/07) & 2/62(0/00) \end{bmatrix}$$

$$D_x = \begin{bmatrix} -0/02(0/00) & 0/01(0/00) & -0/01(0/00) \\ & & \\ 0/02(0/00) & 0/02(0/00) & -0/25(0/00) \end{bmatrix}$$

منبع: یافته‌های پژوهش

توضیح: کلیه درایه‌های قطر اصلی ماتریس‌های ۳×۳ استخراج شده از حاصل‌ضرب ماتریس‌های طراحی شده در هریک از بخش‌های معادلات واریانس- کوواریانس(شامل چهار بخش که به ترتیب عبارتند از عرض از مبداء، اثرات ARCH، اثرات GARCH و اثرات Asymmetric BEKK)، حتی در صورت منفی بودن پارامترهای برآوردی $\hat{c}_{ii}$، $\hat{a}_{ii}$، $\hat{b}_{ii}$، $\hat{d}_{ii}$ مندرج در قطر اصلی ماتریس‌های C، A_y، B_y و D_y؛ به دلیل ویژگی رسیدن به توان دوم در اثر ضرب در درترمینان ماتریس مربوطه($[\ ]^T$) دارای علامت مثبت شده و شرط مثبت بودن واریانس‌ها تحت هر شرایطی حفظ می‌گردد. همچنین کلیه اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال (P-Value) متغیر مورد نظر هستند.

برآورد ضرایب بخش ARCH با استفاده از ماتریس‌های A_x و A_y میزان انتقال تکانه‌های متغیرهای درونزا و برونزای الگو را از یک بخش به بخش دیگر نشان می‌دهد که به اثر سرریز معروف است (بناتو[1] و همکاران، ۲۰۱۳). بر اساس نتایج

[1] Bonato

به‌دست آمده از ضرایب برآوردی ماتریس A_y سرریز تکانه‌ها و تلاطم از بازار ارز به کلیه بخش‌های مورد مطالعه سرایت می‌نماید. به‌علاوه هر تکانه و تلاطم از سوی بازار ارز و سهام به بخش تولید سرریز می‌شود. این موضوع به این معناست که بخش تولید در مقابل تکانه‌های درآمد نفت نسبت به دو بخش مورد مطالعه دیگر (بازار ارز و سهام) آسیب‌پذیرتر است. معناداری کلیه ضرایب ماتریس A_x نشان می‌دهد انتقال تکانه و تلاطم از سوی متغیرهای برونزا به کلیه بخش‌های مورد مطالعه (شامل بازار ارز و سهام و بخش تولید) صورت می‌گیرد.

در بخش اثرات GARCH ضرایب برآوردی مندرج در ماتریس‌های B_y و B_x به ترتیب نشان‌دهنده میزان اثرگذاری نااطمینانی ایجاد شده (در دوره گذشته t-1) بر نااطمینانی دوره جاری (t) در متغیرهای درونزا و برونزای مدل هستند. با بررسی معناداری هر یک از ضرایب درایه‌های ماتریس B_y می‌توان دریافت طی دوره مورد مطالعه با توجه به پارامتر $\hat{b}_{y,22} = (0/26)^2$ بیشترین انتقال تلاطم (از دوره گذشته) بازار ارز به دوره جاری در بازار ارز روی داده است. همچنین در تحلیل اثرات GARCH متغیرهای برونزا و ضرایب برآوردی ماتریس B_x می‌توان دریافت که انتقال نااطمینانی تحریم به بازار ارز $\hat{b}_{x,22} = 1/51$ و بخش تولید $\hat{b}_{x,22} = 1/22$ قابل توجه است.

جدول ۸. نتایج حاصل از برآورد ضرایب معادلات میانگین، مدلسازی بر اساس متغیر رشد قیمت نفت

$$y_t = \alpha + \beta_y y_{t-1} + \beta_x x_{t-1} + \phi\sqrt{h_{t-1}} + \theta e_{t-1} + e_t$$

$$\alpha = \begin{bmatrix} 0/43 \\ 0/018 \\ 0/116 \end{bmatrix}; \quad \beta_y = \begin{bmatrix} 0/125 & 1/759 & 0/029 \\ 0/033 & 0/380 & 0/269 \\ 0/581 & 4/343 & 0/232 \end{bmatrix}; \quad \beta_x = \begin{bmatrix} 0/065 & 0/002 \\ 0/004 & 0/010 \\ 0/028 & 0/019 \end{bmatrix}$$

$$\varphi = \begin{bmatrix} 0/152 & 0/135 & 0/007 \\ 0/008 & 0/122 & 0/008 \\ 0/108 & 0/219 & 0/118 \end{bmatrix}; \quad \theta = \begin{bmatrix} 0/855 & 1/719 & 0/033 \\ 0/004 & 0/394 & 0/068 \\ 0/652 & 4/388 & 0/250 \end{bmatrix}$$

منبع: یافته‌های پژوهش

آنچنانکه در جدول ۸ قابل مشاهده است، ضرایب بخش AR شامل پارامترهای ماتریس‌های $\hat{\beta}_y$ و $\hat{\beta}_x$ به ترتیب نشان‌دهنده تأثیر ارزش‌های وقفه‌ای هر متغیر (درونزا و برونزا) بر مقادیر جاری متغیرهای درونزاست. به طور مثال هرگاه در دوره t-1 قیمت نفت رشدی معادل یک واحد را تجربه نماید؛ در دوره بعد (t) تولید ناخالص داخلی واقعی رشدی معادل $\hat{\beta}_{x,11} = 0/065$ واحد را تجربه خواهد کرد. همچنین معناداری کلیه ضرایب برآوردی ماتریس B_y حاکی از اثرات خودی(پارامتر با اندیس ii) و متقابل(پارامتر با اندیس ij) کلیه مقادیر متغیرهای درونزا است. ضرایب ماتریس $\hat{\varphi}$ در بخش in-Mean نشان دهنده اثر نوسانات شرطی متغیرهای درونزا و همچنین گویای ایجاد سطحی از نااطمینانی حاصل از بروز یک تکانه در یکی از متغیرهای درونزای الگو در دوره t-1 و اثرات خودی و متقابل انتقال آن در دوره جاری (t) در بخش معادلات میانگین هستند. معناداری کلیه ضرایب این ماتریس مؤید ارتباطات متقابل و نزدیک میان سه بخش تولید، بازار ارز و بازار سهام است. به عنوان نمونه پارامتر $\hat{\varphi}_{32} = -0/219$ (با سطح احتمال ۰/۰۰۰) نشان‌دهنده بالاترین درجه سرایت نااطمینانی از بازار ارز به بازار سهام و تأثیر منفی آن در میان متغیرهای درونزای الگو در بخش معادلات میانگین است. همچنین ضرایب ماتریس $\hat{\theta}$ در بخش MA میزان اثرات خودی و متقابل ایجاد یک تکانه نسبت به میانگین دوره گذشته بر هریک از متغیرهای درونزا را در دوره جاری برآورد می‌نماید. به عنوان نمونه هرگاه یک تکانه مثبت نسبت به

میانگین دوره t-1 در رشد تولید ناخالص داخلی رخ دهد، در دوره جاری معادل $\hat{\varphi}_{y,11}=0/152$ تولید ناخالص داخلی واقعی رشد می‌نماید.

جدول ۹. خلاصه نتایج برآورد ضرایب معادلات واریانس- کوواریانس مدلسازی بر اساس متغیر رشد قیمت نفت

$$H_t = C^T C + A_y^T e_{y,t-1} e_{y,t-1}^T A_y + A_x^T e_{x,t-1} e_{x,t-1}^T A_x + B_y^T H_{y,t-1} B_y + B_x^T H_{x,t-1} B_x + D_y^T u_{y,t-1} u_{y,t-1}^T D_y + D_x^T u_{x,t-1} u_{x,t-1}^T D_x$$

$$C=\begin{bmatrix} 0/163 & 0/009 & 0/028 \\ & 0/039 & 0/032 \\ & & 0/311 \end{bmatrix};\quad A_y=\begin{bmatrix} 0/054 & 0/044 & 0/025 \\ 0/044 & 0/625 & 0/021 \\ 0/173 & 0/044 & 0/134 \end{bmatrix}$$

$$A_x=\begin{bmatrix} 0/184 & 0/129 & 0/002 \\ & & \\ 0/010 & 0/018 & 0/154 \end{bmatrix};\quad B_y=\begin{bmatrix} 0/046 & 0/041 & 0/044 \\ 0/127 & 0/505 & 0/062 \\ 0/003 & 0/022 & 0/003 \end{bmatrix}$$

$$B_x=\begin{bmatrix} 2/055 & 0/724 & 0/012 \\ & & \\ 0/352 & 0/153 & 0/014 \end{bmatrix};\quad D_y=\begin{bmatrix} 0/871 & 0/802 & 0/469 \\ 3/158 & 0/033 & 0/108 \\ 0/395 & 0/192 & 2/405 \end{bmatrix}$$

$$D_x=\begin{bmatrix} 0/033) & 0/006 & 0/007 \\ & & \\ 0/024 & 0/027 & 0/311 \end{bmatrix}$$

منبع: یافته‌های پژوهش

توضیح: کلیه درایه‌های قطر اصلی ماتریس‌های ۳×۳ استخراج شده از حاصل‌ضرب ماتریس‌های طراحی شده در هریک از بخش‌های معادلات واریانس- کوواریانس(شامل چهار بخش که به ترتیب عبارتند از عرض از مبداء، اثرات ARCH، اثرات GARCH و اثرات Asymmetric BEKK)، حتی در صورت منفی بودن پارامترهای برآوردی $\hat{c}_{ii}$ ،$\hat{a}_{ii}$ ،$\hat{b}_{ii}$ ،$\hat{d}_{ii}$ مندرج در قطر اصلی ماتریس‌های C، A_y، B_y و D_y؛ به دلیل ویژگی رسیدن به توان دوم در اثر ضرب در دترمینان ماتریس مربوطه($[\ ]^T$) دارای علامت مثبت شده و شرط مثبت بودن واریانس‌ها تحت هر شرایطی حفظ می‌گردد. همچنین کلیه اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال (P-Value) متغیر مورد نظر هستند.

نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

مطالعات متعددی اثرات سرریز[1] بخش نفت به دیگر بخش‌های کلان اقتصادی را تأیید می‌نمایند به‌طوری‌که تکانه‌ها و نوسانات یک بازار به بخش‌های دیگر اقتصاد سرایت نموده و موجب بروز نوسانات در این بخش‌ها می‌گردد (تروجیلو باررا[2] و همکاران، ۲۰۱۲)؛ جهت شناسایی و تحلیل این اثرات از ضرایب بخش ARCH الگوی مورد مطالعه استفاده می‌شود. ضرایب برآوردی ماتریس A_y نشان دهنده سرایت سرریز تکانه‌ها در میان متغیرهای درونزای مدل و ضرایب برآوردی ماتریس A_x نشان دهنده سرایت سرریز تکانه‌ها از متغیرهای برونزا به متغیرهای درونزای الگو است. بر اساس نتایج به‌دست آمده مبنی بر معناداری اغلب ضرایب برآوردی ماتریس A_y جهت سرریز تکانه‌ها و تلاطم میان بازار سهام، ارز و تولید ناخالص داخلی (به جز از بخش تولید به سمت بازار ارز) دو سویه است. همچنین بر اساس ضرایب ماتریس A_x بیشترین اثر سرریز تکانه‌های نفت به بخش تولید (۰/۱۸۴) انتقال می‌یابد. این موضوع به این معناست که بخش تولید در مقابل تکانه‌های قیمت نفت نسبت به دو بخش مورد مطالعه دیگر(بازار ارز و سهام) آسیب‌پذیرتر است.

با استفاده از ضرایب برآورد شده در بخش GARCH می‌توان اثرات تلاطم دوره گذشته یک متغیر بر تلاطم دوره جاری

[1] Spillover Effects
[2] Trujillo-Barrera

همان متغیر (اثرات خودی[1]) و دیگر متغیرها (اثرات متقابل[2]) را مشاهده نمود. در بخش اثرات GARCH ضرایب برآوردی مندرج در ماتریس‌های B_y و B_x به ترتیب نشان دهنده میزان اثرگذاری تلاطم (نااطمینانی) ایجاد شده در دوره گذشته (t-1) بر تلاطم دوره جاری متغیرهای درونزا و برونزای مدل هستند. با بررسی معناداری ضرایب درایه‌های ماتریس By می‌توان دریافت طی دوره مورد مطالعه با توجه به پارامتر $\hat{b}_{y,22} = (0/505)^2$ بیشترین انتقال تلاطم حاصل از دوره گذشته بازار ارز به دوره جاری در بازار ارز روی داده است همچنین در تحلیل اثرات GARCH متغیرهای برونزا و ضرایب برآوردی ماتریس Bx می‌توان دریافت که انتقال نااطمینانی قیمت نفت به تولید ناخالص داخلی واقعی $\hat{b}_{x,11} = -2/055$ و بازار ارز $\hat{b}_{x,12} = -0/724$ قابل توجه است. به‌علاوه انتقال تلاطم حاصل از تحریم به بازار ارز $\hat{b}_{x,22} = -0/153$ نیز مورد تأیید قرار گرفته است. ضرایب برآوردی ماتریس‌های D_y و D_x به ترتیب اثرات نامتقارن اخبار بد مبنی بر ایجاد نااطمینانی از سوی متغیرهای درونزا و برونزای مدل است. همانگونه که در بخش‌های پیشین ذکر شد؛ معناداری بالای کلیه ضرایب برآوردی ماتریس ضرایب D_x، نشان دهنده تأیید وجود اثرات نامتقارن BEKK در متغیرهای مورد مطالعه است. همچنین بررسی دقیق ضرایب برآوردی نشان می‌دهد که انعکاس اخبار بد نفت بر تلاطم بخش تولید $\hat{d}_{x,22} = -0/033$ و اخبار بد تحریم بر تلاطم بازار سهام $\hat{d}_{x,23} = -0/311$ بیش از سایر بخش‌های مورد مطالعه نمود پیدا کرده است.

با عنایت به نتایج تحقیق مبنی بر آسیب پذیری بخش تولید نسبت به بازارهای ارز و سهام نسبت به تکانه‌های قیمت نفت و همچنین وجود اثرات قابل توجه در انتقال نااطمینانی قیمت نفت به GDP و بازار ارز، توصیه می گردد، سیاست‌گزاران این شرایط را در مدیریت بهینه درآمدهای نفتی و استفاده از ساز و کارهای کارآمد در برنامه ریزی‌ها و هزینه کرد درآمدهای نفتی در بودجه سنواتی و همچنین سیاست‌های صندوق ذخیره ارزی به عنوان یک ضربه گیر قوی مدنظر قرار دهند.

همچنین با توجه به نتایج پژوهش حاضر مبنی بر این‌که بیشترین انتقال تلاطم از دوره‌های گذشته به دوره جاری از کانال بازار ارز صورت می‌پذیرد، لازم است، دولت و بانک مرکزی با اجرای سیاست‌های هماهنگ پولی، ارزی ومالی اهتمام نمایند تا کمترین تلاطم از این ناحیه به اقتصاد ایران وارد شود.

تقدیر و تشکر

بدینوسیله از کلیه استادان گرامی که در انجام مراحل مختلف این پژوهش یاری‌رسان بودند و از معاونت محترم پژوهش دانشگاه آزاد اسلامی واحد میانه به خاطرحمایت معنوی در اجرای پژوهش حاضرسپاسگزاری می‌شود.

منابع

جعفری صمیمی، احمد و اعظمی، کورش (۱۳۹۱). نااطمینانی اقتصاد کلان و اندازه دولت: شواهد کشورهای منتخب درحال‌توسعه . *راهبرد اقتصادی*، ۱(۳)، ۱۶۸-۱۴۹ https://econrahbord.csr.ir/article_103224.html.

حمیدی، حمیدرضا؛ فلاح شمس، میرفیض؛ جهانگیرنیا، حسین و صفا، مژگان (۱۴۰۱). تحلیل پویای الگوی انتقال نااطمینانی در بخش‌های مالی، مسکن و اقتصاد کلان. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۱۵(۵۴)، ۱۱۴-۱۰۱ https://journals.srbiau.ac.ir/article_20592_a81fbacad30c29f66eeca61ade471e5b.pdf.

شکوهی‌فرد، سیامک؛ ابوالحسنی، اصغر و فرهنگ، امیرعلی (۱۴۰۰). اثرات فساد بر شکنندگی مالی در ایران: رهیافت رگرسیون کوانتایل. مجله *توسعه و سرمایه*، ۶(۲)، ۱-۹۳ https://jdc.uk.ac.ir/article_3106.html.

فرهنگ، امیرعلی (۱۴۰۱). اثرات ساختار مالی بر امید به زندگی (رهیافت Cup-FM). *مجله توسعه و سرمایه*، ۷(۱)، ۱۳۴-۱۲۱ https://jdc.uk.ac.ir/article_3296.html?lang=fa.

[1] Own-Effects [2] Cross-Effects

کمیجانی، اکبر؛ توکلیان، حسین و توکلیان، علی (۱۳۹۱). بررسی علیت بین تورم، رشد تولید، قیمت نفت و نااطمینانی آنان با استفاده از یک مدل گارچ سه متغیره برای ایران. *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، ۸(۱۵)، ۱۰۸-۸۳ https://jes.journals.umz.ac.ir/article_177.html.

References

Ali, M.H., Schinckus, C., Uddin, M.A., & Pahlevansharif, S. (2023). Asymmetric effects of economic policy uncertainty on Bitcoin's hedging power. *Studies in Economics and Finance*, 40(2), 213-229 https://ideas.repec.org/a/eme/sefpps/sef-05-2021-0186.html.

Allaro, H.B., Kassa, B., & Hundie, B. (2011). A time series analysis of structural break time in the macroeconomic variables in Ethiopia. *African Journal of Agricultural Research*, 6(2), 392-400 https://www.tandfonline.com/doi/pdf/10.2469/faj.v49.n1.72.

Antwi, A., Kyei, K. A., & Gill, R. (2021). Forecasting long term exchange rate volatility with stochastic mean-reverting unconditional volatility. *Journal of Statistics and Management Systems*, 24(7), 1405-1427 https://doi.org/10.1080/09720510.2020.1816690.

Billio, M., Caporin, M., & Gobbo, M. (2006). Flexible dynamic conditional correlation multivariate garch models for asset allocation. *Applied Financial Economics Letters*, 2(02), 123-130 https://doi.org/10.1080/17446540500428843.

Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327 https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1.

Bonato, A., & Burgess, A. (2013). Cops and Robbers on graphs based on designs. *Journal of Combinatorial Designs*, 21(9), 404-418 https://doi.org/10.1002/jcd.21331

Brogaard, J., & Detzel, A. (2015). The asset-pricing implications of government economic policy uncertainty. *Management science*, 61(1), 3-18 https://doi.org/10.1287/mnsc.2014.2044.

Brooks, C., Clare, A.D., & Persand, G. (2000). A word of caution on calculating market-based minimum capital risk requirements. *Journal of Banking & Finance*, 24(10), 1557-1574 https://doi.org/10.1016/S0378-4266(99)00092-8.

Carriero, A., Clark, T.E., & Marcellino, M. (2018). Measuring uncertainty and its impact on the economy. *Review of Economics and Statistics*, 100(5), 799-815 https://doi.org/10.1162/rest_a_00693.

Cecchetti, S.G., & Debelle, G. (2006). Has the inflation process changed? *Economic Policy*, 21(46), 312-352 https://doi.org/10.1111/j.1468-0327.2006.00160.x.

Chou, R.Y., Lin, J.L., & Wu, C.S. (1999). Modeling the Taiwan stock market and international linkages. *Pacific Economic Review*, 4(3), 305-320 https://doi.org/10.1111/1468-0106.00081.

Devereux, M. (1989). A positive theory of inflation and inflation variance. *Economic Inquiry*, 27(1), 105-116 https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.1989.tb01166.x.

Dickey, D.A., & Fuller, W.A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427-431 https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531.

Dietrich, A.M., Kuester, K., Müller, G.J., & Schoenle, R. (2022). News and uncertainty about COVID-19: Survey evidence and short-run economic impact. *Journal of Monetary Economics*, 129, S35-S51 https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2022.02.004.

Efimova, O., & Serletis, A. (2014). Energy markets volatility modelling using GARCH. *Energy Economics*, 43, 264-273 https://doi.org/10.1016/j.eneco.2014.02.018.

Engle, R.F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 987-1007 https://doi.org/10.2307/1912773.

Engle, R.F. (1993). Statistical models for financial volatility. *Financial Analysts Journal*, 49(1), 72-78 https://www.tandfonline.com/doi/pdf/10.2469/faj.v49.n1.72.

Fang, J., Gozgor, G., Lau, C.K.M., & Seetaram, N. (2022). Does policy uncertainty affect economic globalization? An empirical investigation. *Applied Economics*, 54(22), 2510-2528 DOI: 10.1080/00036846.2021.1998324.

Farhang, A.A. (2022). The effects of financial structure on life expectancy (Cup-FM approach). *Journal of Development and Capital*, 7(1), 121-134 https://jdc.uk.ac.ir/article_3296.html?lang=en [In Persian].

Friedman, M. (1977). Nobel lecture: Inflation and unemployment. *Journal of political economy*, 85(3), 451-472.

Glosten, L.R., Jagannathan, R., & Runkle, D.E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The Journal of Finance*, 48(5), 1779-1801 https://doi.org/10.1111/ j.1540-6261.1993.tb05128.x.

Grier, K.B., & Perry, M.J. (1998). On inflation and inflation uncertainty in the G7 countries. *Journal of International Money and Finance*, 17(4), 671-689 https://doi.org/10.1016/S0261-5606(98)00023-0.

Grier, K.B., Henry, Ó.T., Olekalns, N., & Shields, K. (2004). The asymmetric effects of uncertainty on inflation and output growth. *Journal of Applied Econometrics*, 19(5), 551-565 https://doi.org/10.1002/jae.763.

Hamidi, H., Shams, M.F., Jahangirnia, H., & Safa, M. (2022) .Dynamic analysis of uncertainty transmission pattern in financial, housing and macroeconomic sectors. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 15(54), 101-114 https://journals.srbiau.ac.ir/article_20592_a81fbacad30c29f66eeca61ade471e5b.pdf [In Persian].

Hariri, R.H., Fredericks, E.M., & Bowers, K.M. (2019). Uncertainty in big data analytics: survey, opportunities, and challenges. *Journal of Big Data*, 6(1), 1-16 https://journalofbigdata.springeropen.com/articles/10.1186/s40537-019-0206-3.

Harju, A. (2008). Specialist wanted: evaluation and implicit marketing in the Nokia recruitment advert text. *Pro Gradu. Helsinki*, https://d1wqtxts1xzle7.cloudfront.net/32356089.

Hassan, M.K., Hasan, M.B., & Rashid, M.M. (2021). Using precious metals to hedge cryptocurrency policy and price uncertainty. *Economics Letters*, 206, 109977 https://doi.org/10.1016/j.econlet.2021.109977.

Hassan, S.A., & Malik, F. (2007). Multivariate GARCH modeling of sector volatility transmission. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 47(3), 470-480 https://doi.org/10.1016/j.qref.2006.05.006.

Hopenhayn, H.A. (1993). Entry, exit, and firm dynamics in long run equilibrium. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1127-1150 https://www.jstor.org/stable/2951541.

Jafari Samimi, A., & Azami, K. (2013). Macroeconomic uncertainty & government size: Evidence from selected developing countries. *Journal of Economic Strategy*, 1(3), 149-168 https://econrahbord.csr.ir/article_103224.html?lang=en [In Persian].

Jetter, M., Nikolsko-Rzhevskyy, A., & Smith, W.T. (2013). The effects of wage volatility on growth. *Journal of Macroeconomics*, 37, 93-109. https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2013.05.010.

Kanas, A. (1998). Linkages between the US and European equity markets: further evidence from cointegration tests. *Applied Financial Economics*, 8(6), 607-614 https://doi.org/10.1080/096031098332646.

Kim, Y.S., Rachev, S.T., Bianchi, M.L., & Fabozzi, F.J. (2010). Tempered stable and tempered infinitely divisible GARCH models. *Journal of Banking & Finance*, 34(9), 2096-2109 https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2010.01.015.

Kocaarslan, B., & Soytas, U. (2021). Reserve currency and the volatility of clean energy stocks: The role of uncertainty. *Energy Economics*, 104, 105645 https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105645.

Komeyjani, A., Tavakolian, H., & Tavakolian, A. (2012) .The causality between inflation, economic growth, oil price and their uncertainties: A trivariate GARCH evidence of Iran. *Journal of Macroeconomic Research*, 8(15), 83-108 https://jes.journals.umz.ac.ir/article_177.html?lang=en [In Persian].

Lee, C.C., & Lee, C.C. (2023). International spillovers of US monetary uncertainty and equity market volatility to China's stock markets. *Journal of Asian Economics*, 84, 101575 https://doi.org/10.1016/j.asieco.2022.101575.

Liang, C., Umar, M., Ma, F., & Huynh, T. L. (2022). Climate policy uncertainty and world renewable energy index volatility forecasting. *Technological Forecasting and Social Change*, 182, 121810 https://doi.org/10.1016/ j.techfore.2022.121810.

Malik, F., & Hammoudeh, S. (2007). Shock and volatility transmission in the oil, US and Gulf equity markets. *International Review of Economics & Finance*, 16(3), 357-368 https://doi.org/10.1016/j.iref.2005.05.005.

Mumtaz, H. (2018). Does uncertainty affect real activity? Evidence from state-level data. *Economics Letters*, *167*, 127-130 https://doi.org/10.1016/j.econlet.2018.03.026.

Nam, K., Pyun, C.S., & Arize, A.C. (2002). Asymmetric mean-reversion and contrarian profits: ANST-GARCH approach. *Journal of Empirical Finance*, 9(5), 563-588. https://doi.org/10.1016/S0927-5398(02)00011-7.

Reyes, A. (2001). Influence of dendritic conductances on the input-output properties of neurons. *Annual Review of Neuroscience*, 24(1), 653-675 https://doi.org/10.1146/annurev.neuro.24.1.653.

Ringim, S.H., Alhassan, A., Güngör, H., & Bekun, F.V. (2022). Economic policy uncertainty and energy prices: empirical evidence from multivariate DCC-GARCH models. *Energies*, 15(10), 3712 https://ideas.repec.org/a/gam/jeners/v15y2022i10p3712-d818770.html.

Samitas, A., Kampouris, E., & Umar, Z. (2022). Financial contagion in real economy: The key role of policy uncertainty. *International Journal of Finance & Economics*, 27(2), 1633-1682 https://doi.org/10.1002/ijfe.2235.

Schumpeter, J.A. (1939). Business cycles: A theoretical, historical and statistical analysis of the capitalist process. Volume II, McGraw-Hill Book Company, New York and London.

Shokouhifard, S., Abolhasani, A., & Farhang, A. (2022). The effects of corruption on financial fragility in Iran: A quantile regression approach. *Journal of Development and Capital*, 6(2), 93-110 https://jdc.uk.ac.ir/article_3106.html?lang=en [In Persian].

Sum, V. (2012). The impulse response function of economic policy uncertainty and stock market returns: a look at the Eurozone. *Journal of International Finance Studies*, 12(3), 100-105 http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2088700.

Trujillo-Barrera, A., Mallory, M., & Garcia, P. (2012). Volatility spillovers in US crude oil, ethanol, and corn futures markets. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 247-262 https://www.jstor.org/stable/23496711.

Tsai, H.H. (2002). A computerized analysis of dental arch morphology in early permanent dentition. *Journal of Dentistry for Children*, 69(3), 259-265 https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/12613308.

Villavicencio, F., Bergeron-Boucher, M.P., & Vaupel, J.W. (2021). Reply to Permanyer et al.: The uncertainty surrounding healthy life expectancy indicators. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 118(46), e2115544118 https://doi.org/10.1073/pnas.2115544118.

Wüstenfeld, J., & Geldner, T. (2022). Economic uncertainty and national bitcoin trading activity. *The North American Journal of Economics and Finance*, 59, 101625 DOI: 10.1016/j.najef.2021.101625.

Yang, T., Zhou, F., Du, M., Du, Q., & Zhou, S. (2021). Fluctuation in the global oil market, stock market volatility, and economic policy uncertainty: a study of the US and China. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 87, 377-387 DOI: 10.1016/j.qref.2021.08.006.