

فصلنامه علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

سال دهم، شماره‌ی ۱۳۷، بهار ۱۴۰۰

صفحات: ۱۶۷-۱۳۵

DOI: 10.22084/aes.2021.22895.3184

(مقاله پژوهشی)

همبستگی پویای نوسان نرخ ارز، صادرات و واردات با ناظمینانی سیاست اقتصادی  
جهانی (کاربرد الگوی M-GARCH) دریافت

ملیحه آشنا\*

حمید لعل خضری<sup>۲</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۱/۰۵

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۸/۰۸

چکیده

با توجه به تعامل کشورها در سطح جهانی، پویایی بازارهای بین‌المللی می‌تواند اقتصاد داخلی کشورها را تحت تأثیر قرار دهد. تغییرات شرایط اقتصادی و ناظمینانی وابسته به آن در اقتصادهای مختلف جهان بر روابط تجاری و متغیرهای تجارت خارجی اثر می‌گذارد. در این مطالعه، تأثیر عدم اطمینان سیاست اقتصادی جهانی بر نوسان متغیرهای صادرات، واردات و نرخ ارز در ایران با استفاده از داده‌های ماهانه به رای دوره‌ی زمانی فروردين ۱۳۸۳ تا اسفند ۱۳۹۸ مورد بررسی قرار گرفته است. همبستگی متغیرهای ذکر شده در ایران با استفاده از الگوی همبستگی شرطی پویای گارچ (DCC-GARCH) بررسی شده است. نتایج به دست آمده از الگوی تحقیق نشان می‌دهد که استفاده از الگوی همبستگی شرطی پویا مناسبتر از الگوی همبستگی شرطی ثابت است. براساس نتایج تحقیق، نوسانات سیاست اقتصادی جهانی اثر معنی‌دار بر نوسانات نرخ ارز، صادرات و واردات حقیقی دارد. این شاخص رابطه‌ی مثبت با نوسان واردات و نرخ ارز، و رابطه‌ی منفی با نوسان صادرات دارد؛ بنابراین، شاخص ناظمینانی سیاست اقتصادی جهانی می‌تواند تجارت بین‌المللی ایران را تحت تأثیر قرار دهد و سیاست‌گذاران باید به ساختار همبستگی میان بازارهای داخلی و شرایط جهانی توجه کنند.

**کلید واژه‌ها:** ناظمینانی سیاست اقتصادی جهانی، تجارت، نرخ ارز، الگوی همبستگی پویای شرطی، ایران.

**طبقه‌بندی JEL:** E30, F31, F36, G11

۱. استادیار اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه بزرگمهر قائنات، قائن، خراسان جنوبی، ایران

۲. استادیار اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه بزرگمهر قائنات، قائن، خراسان جنوبی، ایران

## ۱. مقدمه

در دهه‌های اخیر، کشورهای جهان تعامل بیشتری با هم داشته‌اند، به‌طوری‌که پویایی بازارهای بین‌المللی می‌تواند اقتصاد واقعی کشورها را تحت تأثیر قرار دهد (مالیک و سوسا<sup>۱</sup>، ۲۰۱۳). با افزایش تأثیرپذیری کشورهای مختلف از یکدیگر، هر نوسانی در سیاست اقتصاد جهانی، بازارهای مختلف را تحت تأثیر قرار می‌دهد. افزایش ناطمینانی سیاست اقتصاد جهانی تلاطم سرمایه‌گذاری بین‌المللی و نیز ناطمینانی برای سرمایه‌گذاران داخلی را به‌دبیل دارد (لی<sup>۲</sup> و همکاران، ۲۰۱۹؛ بنابراین، شاخص ناطمینانی اقتصاد جهانی می‌تواند به‌عنوان یک متغیر توضیحی در بررسی نوسانات متغیرهای اقتصاد کلان مدنظر قرار گیرد (آشنا و لعل خضری، ۱۳۹۹).

وقوع شرایط پیش‌بینی نشده، تحمل شوک به اقتصاد، رکود اقتصادی، و افزایش بیکاری، تغییر سیاست‌های اقتصادی را به‌دبیل دارد. این تغییرات و ناطمینانی وابسته به آن در اقتصادهای مختلف جهان بر روابط تجاری و متغیرهای تجارت خارجی اثر می‌گذارد. اثرات این ناطمینانی در آینده و میزان اثرگذاری آن بر اقتصادهای مختلف یکسان نخواهد بود. اگر کشورها رویکرد انقباض تجاری را در پیش بگیرند، این تأثیر به‌طور مستقیم بر تجارت خارجی سایر کشورها ظهر خواهد کرد و به‌تبع آن بر تولید و اشتغال نیز اثرگذار خواهد بود. سیاست‌های انقباضی سایر اقتصادهای دنیا می‌تواند اثر منفی بر صادرات و واردات داشته باشد و اگر شدت و عمق این تغییر سیاست‌ها زیاد باشد، اثر خود را بر تجارت سایر کشورها و از جمله ایران خواهد گذاشت.

ناطمینانی اقتصادی جهانی بر نرخ ارز اثر می‌گذارد، و سپس تغییرات نرخ ارز بر قدرت رقابت‌پذیری شرکت‌هایی که در عرصه‌ی بین‌المللی فعال هستند، تأثیر می‌گذارد؛ همچنین، شرکت‌هایی که قیمت‌های نهاده یا ستانده آن‌ها به نرخ ارز وابسته است، از نوسان نرخ ارز تأثیر می‌پذیرند. اثر نوسان نرخ ارز بر تجارت بین‌الملل می‌تواند مثبت یا منفی باشد. ناطمینانی نرخ ارز منجر به هزینه‌های بیشتر برای تجار ریسک‌گریز و کاهش منافع تجارت شده و باعث کاهش تجارت خارجی می‌شود (هوپر و کوهلاگن<sup>۳</sup>، ۱۹۷۸). البته اگر بنگاه‌ها ریسک‌پذیر باشند، افزایش در ناطمینانی نرخ ارز، مطلوبیت نهایی انتظاری صادرات را افزایش می‌دهد و به افزایش صادرات منجر می‌شود (دی گرو<sup>۴</sup>، ۱۹۸۸).

ناطمینانی سیاست اقتصادی ممکن است تجارت بین‌المللی را از دو طریق کاهش دهد. اول، افزایش ناطمینانی سیاست با کاهش رشد تولید ناخالص داخلی، تجارت را به‌صورت غیرمستقیم

1. Mallick & Sousa

2. Li

3. Hooper & Kohlhagen

4. De Grauwe

کاهش می‌دهد. در این حالت ممکن است مصرف‌کنندگان هزینه‌های خود را کاهش دهند و یا بانک‌ها هزینه‌ی تأمین مالی را افزایش دهند. دوم، ناطمنانی سیاست اقتصادی ممکن است از طریق اثرگذاری بر تصمیمات شرکت‌ها برای سرمایه‌گذاری یا تأمین منابع ورودی بین‌المللی، تجارت را به‌طور مستقیم تحت‌تأثیر قرار دهد (کنستانتنیس<sup>۱</sup> و همکاران، ۲۰۲۰).

مطالعات اولیه در رابطه با اثر ناطمنانی جهانی در تجارت بین‌المللی یک اثر منفی را پیش‌بینی می‌کند. صادرات در صنایعی که بنگاه‌ها بیشتر به سرمایه‌گذاری یا مواد اولیه خارجی متکی هستند، در موارد بالا بودن عدم‌اطمنانی کاهش می‌باید (ژانگ<sup>۲</sup> و همکاران، ۲۰۱۸). همچنین، انتظار می‌رود سطح عدم‌اطمنانی بر سطح مصرف و ازاین‌رو بر سطح واردات تأثیر بگذارد. سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها نسبت به سطح ناطمنانی حساس است و از آن‌جاکه سرمایه‌گذاری روی تغییر ظرفیت تولید تأثیر می‌گذارد، رشد صادرات نیز به سطح عدم‌اطمنان وابسته است (کنستانتنیس و همکاران، ۲۰۲۰).

بررسی تأثیر ناطمنانی بر مؤلفه‌های تجارت به توضیح کانال‌های اقتصادی که از طریق آن عدم‌اطمنان سیاست بر تجارت تأثیر می‌گذارد، کمک می‌کند. با توجه به نقش و اهمیت تجارت در رشد و توسعه اقتصادی کشور، جهت بررسی بی‌ثباتی متغیرهای تجارت در ایران، شناخت همبستگی متغیرها طی زمان با عوامل اثرگذار بر آن‌ها ضرورت پیدا می‌کند. براساس مطالعات پیشین این بی‌ثباتی در مرحله‌ی بعد نوسان رشد اقتصادی و درآمد را نیز تحت‌تأثیر قرار می‌دهد (بنت<sup>۳</sup> و همکاران، ۲۰۱۶؛ پیش‌بهار و همکاران، ۱۳۹۴؛ فرهادی، ۱۳۸۳)؛ ازین‌رو، روابط پویا بین شاخص ناطمنانی جهانی با نوسان نرخ ارز، صادرات و واردات در ایران مورد بررسی قرار گرفته است. متغیر توضیحی شاخص ناطمنانی در این مطالعه، درواقع تغییر و نوسان سیاست‌های اقتصادی را نشان می‌دهد.

در این مقاله از معیار ناطمنانی سیاست اقتصادی جهانی که توسط دیویس<sup>۴</sup> (۲۰۱۶) مطرح شده است، استفاده می‌شود. این شاخص براساس شاخص ناطمنانی سیاست اقتصادی (EPU)<sup>۵</sup> مبنی بر عدم‌اطمنان افراد از سیاست‌های آتی ساخته شده است (بکر<sup>۶</sup> و همکاران، ۲۰۱۶). شاخص ناطمنانی سیاست اقتصادی جهانی (GEPU)<sup>۷</sup> به صورت میانگین وزنی شاخص (EPU) ۲۰ کشور محاسبه شده است. هدف این مطالعه‌ی بررسی تأثیر نوسانات و ناطمنانی سیاست‌های اقتصادی جهانی بر بازار

1. Constantinescu
2. Zhang
3. Bennett
4. Davis
5. Economic PolicyUncertainty (EPU)
6. Baker
7. Global EPU

تجارت بین‌المللی کالاهای، و نرخ ارز در ایران و نیز بررسی رابطه علیت طی دوره فوردهاین ۱۳۸۳ تا اسفند ۱۳۹۸ است. در این راستا، از یک الگوی همبستگی پویای شرطی برای بررسی ارتباط میان متغیرها استفاده است. مشارکت این مقاله در ادامه ادبیات موجود بر این اساس است که در این پژوهش با بررسی اثر شاخص ناظمینانی اقتصاد جهانی بر تجارت بین‌المللی ایران شواهدی ارائه می‌شود که می‌تواند اطلاعات مناسیب را برای سیاست‌گذاران اقتصادی و سیاست‌مداران پیشنهاد کند تا آثار پتانسیل نوسانات ناظمینانی سیاست اقتصادی را بر اقتصاد داخلی دریابند.

ساختار مقاله بهتر ترتیب زیر است. در بخش بعد مبانی نظری و مروری از مطالعات مرتبط ارائه شده است. در ادامه، روش‌شناسی تحقیق بیان می‌شود. در بخش ۴ داده‌ها و نتایج تحریکی بیان می‌شود. بخش آخر نیز نتیجه‌گیری و کاربردهای سیاستی را بیان می‌کند.

## ۲. مبانی نظری موضوع

در سال‌های اخیر موضوعات ناظمینانی سیاست‌های اقتصادی، بحران مالی جهانی و بحران‌های سیاسی مورد توجه قرار گرفته است. شوک‌های عدم‌اظمینان بر طرف تقاضای کل و عرضه کل اقتصاد از طریق کانال‌های سرایت مختلف تأثیر می‌گذارد. شناخت نحوه اثرگذاری ناظمینانی سیاست اقتصادی جهانی بر متغیرهای کلان اقتصادی و بازارهای مختلف در سیاست‌گذاری و تصمیمات سرمایه‌گذاری دارای اهمیت است. ناظمینانی به معنی عدم پیش‌بینی وقایع آینده است و به ایجاد ریسک در تصمیم‌گیری عوامل اقتصادی منجر می‌شود. اصلاحات سیاست اقتصادی مختلف در اقتصادهای توسعه‌یافته و در حال توسعه، اقتصاد داخلی و خارجی را در معرض شوک‌های ناظمینانی قرار می‌دهند. براساس مطالعات تجربی می‌توان گفت کشورهای در حال توسعه به میزان بیشتری در معرض شوک‌های بروزنزا قرار دارند (کورن و تنریو<sup>۱</sup>، ۲۰۰۷؛ لویزا<sup>۲</sup> و همکاران، ۲۰۰۷)؛ در حالی که برای جذب شوک‌ها و نوسانات بروزنزا ضعیفتر عمل می‌کنند (هیبتی و همکاران، ۱۳۹۵).

بسیاری از معیارهای عدم‌اظمینان، بیشتر پس از بحران مالی سال ۲۰۰۸ م. پیشنهاد شده است، و تحقیقات در مورد عدم‌اظمینان هنوز در حال تحول است. بکر و همکاران (۲۰۱۶) در محاسبه‌ی شاخص ناظمینانی سیاست اقتصادی (EPU)، از بررسی فضای عرضه اطلاعات به عموم مردم و شرایط مرتبط با ناظمینانی، اقتصاد و سیاست برای ایجاد شاخص‌های عدم قطعیت سیاست اقتصادی استفاده می‌کنند. شاخص ناظمینانی سیاست اقتصادی جهانی (GEPU) بر مبنای شاخص EPU

1. Koren, Tenreyro

2. Loayza

به صورت میانگین وزنی شاخص‌های ناطمنانی اقتصادی ۲۱ کشور<sup>۱</sup> محاسبه شده است (دیویس<sup>۲</sup>).<sup>۳۰۱۶</sup>

ناطمنانی سیاست‌های اقتصادی که در اثر تغییر سیاست‌های اقتصادی دولت بوجود می‌آید، سبب تأخیر یا تغییر در تصمیم‌های مهم مانند اشتغال، سرمایه‌گذاری، مصرف، و پس‌انداز توسط بنگاه‌ها و سایر عوامل اقتصادی می‌شود (حیدرپور و پورشهابی، ۱۳۹۱). نوسانات سیاست‌های اقتصادی از طریق نوسان نرخ ارز، تغییر تعرفه واردات، افزایش مالیات بر واردات نفتی، سیاست‌های تشویق صادرات، و سیاست آزادسازی تجاری، بر میزان و ارزش حجم تجارت کشورها اثر می‌گذارد (کالدرا<sup>۳</sup> و همکاران، ۱۳۹۱).

بعد از بحران مالی جهانی در سال ۲۰۰۸ م، ناطمنانی سیاست‌های اقتصادی رو به افزایش بوده است؛ زیرا سیاست‌های اقتصادی اجرا شده در هر کشور اغلب تغییر می‌کند و بنابراین نوسانات برخی متغیرها را تشديد می‌کند (یانگ و ژو<sup>۴</sup>، ۲۰۱۶؛ ژانگ<sup>۵</sup> و همکاران، ۲۰۱۸). همچنان، چالش تجاری بین کشورها می‌تواند به عنوان انکاسی از ناطمنانی سیاست اقتصادی درنظر گرفته شود. چالش تجاری چین-آمریکا در ۲۰۱۸ م. آغاز شد که تصمیم گرفت ۲۵ درصد تعرفه بر ۳۴ میلیارد دلار ارزش کالاهای چینی اعمال کند و چین هم تعرفه‌ی مشابه بر محصولات آمریکا اعمال کرد؛ سپس این چالش تجاری با افزایش لیست محصولات چین به ۲۰۰ میلیارد دلار کالا افزایش یافت (ژانگ و همکاران، ۲۰۱۸).

در نظریه‌های جدید تجارت، صادرات تابعی از متغیرهای قیمتی و غیرقیمتی است (هراتی و همکاران، ۱۳۹۴)؛ زیرا بررسی‌ها نشان می‌دهد که متغیرهای قیمتی نمی‌توانند تمام تغییرات ایجادشده در عملکرد صادرات را توضیح دهند. شرایط باثبات سیاست در حوزه‌ی اقتصاد به عنوان یک عامل پیش‌برنده در فضای تولید و صادرات مطرح هستند که با وجود آن‌ها انگیزه مشارکت در فعالیت‌های اقتصادی تقویت می‌شود. ثبات شرایط، هزینه‌های تجاری برای فعالان اقتصادی را کاهش می‌دهد و موجب افزایش صادرات و ورود بیشتر آن‌ها به بازارهای جهانی می‌شود (ناقلی و مداخ، ۱۳۹۶).

۱. شامل: چین، اتریش، شیلی، کانادا، برزیل، فرانسه، آلمان، یونان، ایرلند، ایتالیا، ژاپن، مکزیک، سوئیس، روسیه، کره‌جنوبی، اسپانیا، سوئد، انگلستان و آمریکا.

۲. رجوع کنید به:

[http://www.policyuncertainty.com/global\\_monthly.html](http://www.policyuncertainty.com/global_monthly.html)

3. Caldara

4. Zhu & Yan

5. Zhang

در بررسی مؤلفه‌های تجارت حداقل چهار کanal اقتصادی را می‌توان تعیین کرد که از طریق آن‌ها عدم اطمینان سیاست اقتصادی داخلی و جهانی بر تجارت تأثیر می‌گذارد: اول، ناطمینانی سیاست اقتصادی می‌تواند به کاهش احتیاطی در کل هزینه‌های مصرف‌کننده منجر شود، که این امر در کاهش واردات کالاهای مصرفی منعکس می‌شود. دوم، ناطمینانی سیاست اقتصادی می‌تواند انگیزه‌ی شرکت‌های خارجی را برای سرمایه‌گذاری در افزایش ظرفیت خدمات به بازار کاهش دهد و انتظار می‌رود، تأثیر منفی بر واردات داشته باشد. سوم، ناطمینانی سیاست اقتصادی می‌تواند انگیزه‌ی شرکت‌های داخلی را برای سرمایه‌گذاری حذف کند. چهارم، ناطمینانی سیاست اقتصادی با تضعیف انگیزه‌ی شرکت‌های داخلی برای سرمایه‌گذاری، به مشارکت در زنجیره‌ی ارزش جهانی اثر گذاشته و درنهایت منابع کمتری را از خارج وارد کند (کنستانتنیس و همکاران، ۲۰۲۰).

سیاست‌های تجاری جهانی و تغییر تعریفه‌ها مثل اخبار مربوط به تعریفه‌های بالاتر در آینده، باعث افزایش هزینه‌های مورد انتظار برای واردات می‌شود که سود شرکت‌ها و دستمزدهای مورد انتظار خانواده‌ها را کاهش می‌دهد و این نشان‌دهنده‌ی تقاضای کمتر برای سرمایه‌گذاری و مصرف است. علاوه‌براین، ممکن است تعریفه‌های پیش‌بینی شده بالاتر مزایای مورد انتظار بازارهای صادراتی، و سود صادرات را کاهش می‌دهد و درنتیجه، صادرات و سرمایه‌گذاری نسبی صادرکنندگان کاهش می‌باید (کالدرا و همکاران، ۲۰۱۹).

دو دیدگاه در مورد رابطه‌ی بین عدم اطمینان و تجارت بین‌المللی از جنبه‌ی صادرات مطرح می‌شود؛ دیدگاه اول، بیان می‌کند عدم قطعیت، میانگین و واریانس، بازده صادرات را افزایش می‌دهد. با لحاظ اولویت نیروهای مختلف، تجارت می‌تواند با عدم اطمینان سیاست اقتصادی، افزایش یا کاهش یابد. دیدگاه دوم، معتقد است عدم قطعیت تقسیم ریسک بین کشورها را موجب شده و در نتیجه‌ی تجارت بیشتر را به دنبال دارد. در مقابل، وقتی عدم قطعیت کم است، مکانیسم تقسیم ریسک وجود ندارد و کشورها، از تجارت با کشورهایی که شرایط تجاری مناسبی درنظر نمی‌گیرند، دوری می‌کنند (بیلی<sup>۱</sup> و همکاران، ۲۰۲۰).

این که ناطمینانی درواقع بر حجم تجارت چه تأثیری دارد، بستگی به این دارد که کدامیک از این نیروها -افزایش ریسک یا افزایش بازده- تسلط دارند؛ براساس اصل صادرات احتیاطی، صادرکنندگان ممکن است، صادرات بیشتری داشته باشد تا اطمینان حاصل کنند که به اندازه‌ی کافی از منابع مالی برخوردار هستند. اما حتی اگر ترجیحات به طور معمول باعث ایجاد رفتار احتیاطی نشوند، تحولات تجاري می‌تواند کشورها را در صورت عدم اطمینان بیشتر به صادرات ترغیب کند؛ علاوه‌براین،

1. Baley

دلایل، کرول<sup>۱</sup> (۲۰۱۴) نشان داد که ناطمینانی سیاست اقتصادی نوسان نرخ ارز را افزایش می‌دهد و درنتیجه می‌تواند آثار منفی و مثبت بر تجارت داشته باشد (اسمالوود، ۲۰۱۹). افزایش نوسانات نرخ ارز به افزایش هزینه‌ی معاملات بین‌المللی (باوم و کگلایان، ۲۰۱۰)، و افزایش ریسک‌های سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی (برون و دیویس، ۲۰۰۵؛ ایک و هو، ۲۰۱۷) منجر می‌شود. نوسان نرخ ارز به‌طور منفی با نوسان رشد صادرات مرتبط است و به اثر پیش‌بینی‌نشده نرخ ارز بر کاهش پیش‌بینی‌نشده تجارت دلالت می‌کند (اسمالوود، ۲۰۱۹).

### ۳. پیشینه‌ی پژوهش

در بررسی اثر ناطمینانی بر تجارت، برخی از مطالعات اخیر به‌طور خاص به رابطه‌ی بین ناطمینانی سیاست تجاری و تجارت می‌پردازن (هندلی، ۲۰۱۴؛ هندلی و لیماو، ۲۰۱۷؛ و کرولی<sup>۲</sup> و همکاران، ۲۰۱۸). آن‌ها دریافتند که عدم‌اطمینان در سیاست تجاری بر جریان تجارت بین‌المللی از طریق کanal‌های مختلف تأثیر منفی دارد.

نودری<sup>۳</sup> (۲۰۱۴) نشان داد که ناطمینانی سیاست اقتصادی می‌تواند به عنوان شوک منفی تولید در نظر گرفته شود، که آثار اعتباری گستره‌های را ایجاد می‌کند و به پیامدهای شدیدتر به‌خصوص در دوران رکود منجر می‌شود.

هندلی و لیماو (۲۰۱۵) بیان می‌کنند که عدم‌اطمینان در سیاست تجاری، ورود شرکت‌ها به بازارهای خارجی را به تأخیر می‌اندازد. هندلی و لیماو (۲۰۱۷) اثر سیاست تجاری بر رشد صادرات چین به آمریکا را به‌دلیل پیوستن چین به سازمان تجارت جهانی در ۲۰۰۱ م. بررسی می‌کنند. براساس نتایج الگوی تعادل عمومی، آن‌ها نشان دادند که کاهش عدم‌اطمینان در سیاست تجارت می‌تواند ۳۰-۴۲ درصد از رشد متعاقب صادرات چین به ایالات متحده را توضیح دهد.

اندرسون<sup>۴</sup> و همکاران (۲۰۱۶) نقش شاخص ناطمینانی اقتصادی را بر بازار کالاهای بین‌المللی بررسی کردند و نشان دادند که شاخص ناطمینانی اقتصادی آمریکا اثر ضعیفی بر بازار بیشتر کالاهای

1. Krol
2. Smallwood
3. Baum & Caglayan
4. Byrne and Davis
5. Iyke & Ho
6. Handley
7. Handley & Limao
8. Crowley
9. Nodari
10. Andreasson

دارد. کنستانتنیس و همکاران (۲۰۱۷) با استفاده از الگوی پانل و داده‌های ۱۶ کشور طی سال‌های ۱۹۹۵-۲۰۱۵ م. آثار منفی شاخص ناطمنی اقتصادی جهانی بر تجارت را نشان می‌دهند.

ژانگ<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۱۸) اثر ناطمنی سیاست اقتصادی در چین و آمریکا را بر بازارهای جهانی مورد بررسی قرار دادند. با استفاده از الگوی خودتوضیح برداری نتایج نشان می‌دهد که اگرچه چین بر بازارهای بین‌المللی اثرگذارتر شده است، اما جایگاه فرآگیر آمریکا هنوز در تمام بازارها برقرار است. البته احتمال دارد نتایج این بررسی به جای عوامل اقتصادی، بیشتر تحت تأثیر عوامل سیاسی باشد.

تم<sup>۲</sup> (۲۰۱۸) با استفاده از یک الگوی تجارت جهانی همراه با روابط بازرگانی دوجانبه، اثرات شوک‌های ناطمنی خاص اقتصادی بر صادرات و واردات را بررسی می‌کند. نتایج این تحقیق اهمیت EPU چین و ایالات متحده را در تأثیرگذاری بر جریان تجارت جهانی نشان می‌دهد. براساس نتایج اگرچه تأثیرات ایالات متحده تا حد زیادی می‌تواند به روابط تجاری غیرمستقیم این کشور با سایر اقتصادها نسبت داده شود، تأثیرات چین را می‌توان بیشتر به روابط مستقیم ارتباط داد.

کالdra و همکاران (۲۰۱۹) به بررسی تأثیر تغییرات غیرمنتظره در عدم قطعیت سیاست تجاری (TPU) در اقتصاد ایالات متحده می‌پردازند. نتایج تجربی از طریق یک الگوی تعادل عمومی دو کشوری با استحکامات اسمی و تصمیمات مشارکت صادراتی شرکت‌ها تفسیر می‌شود. براساس نتایج، افزایش ناطمنی در مورد تعرفه‌های بالاتر در آینده سرمایه‌گذاری و فعالیت اقتصادی را کاهش می‌دهد.

گرینلند<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۱۹) بررسی می‌کنند که چگونه عدم اطمینان سیاست در ۱۸ اقتصاد بزرگ بر صادرات این اقتصادها تأثیر می‌گذارد؛ در این راستا، جریان‌های تجاري دوجانبه از ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۳ م. را به اجزای مختلف تجزیه می‌کنند. مطابق با تئوری، افزایش عدم اطمینان در سیاست باعث کاهش ارزش تجارت می‌شود.

بیلی و همکاران (۲۰۲۰) در بررسی اثر ناطمنی جهانی بر تجارت بین‌المللی با استفاده از الگوی آرمینگتون تعادل عمومی بین دو کشور بیان می‌کنند که افزایش ناطمنی باعث افزایش میانگین و واریانس بازدهی صادرات می‌شود. این بدان معنی است که بسته به ترجیحات، تجارت با عدم اطمینان ممکن است افزایش یا کاهش یابد.

کنستانتنیس و همکاران (۲۰۲۰) تأثیر عدم اطمینان سیاست اقتصادی بر تجارت کلی و تجارت مرتبط با زنجیره‌ی ارزش جهانی را بررسی می‌کنند. براساس نتایج، تأثیر منفی عدم اطمینان سیاست اقتصادی بر صادرات و واردات مشخص شده است.

1. Zhang

2. Tam

3. Greenland

مطالعات پیشین در زمینه‌ی پیش‌بینی نوسان نرخ ارز در ایران و سایر کشورهای خارجی، فراوان است. برخی مطالعات از یک الگوی خاص مانند الگوی گارچ در بررسی نوسانات نرخ ارز استفاده کرده‌اند (هانسن و لوند<sup>۱</sup>؛ ۲۰۰۵؛ برونلیز و گالو<sup>۲</sup>؛ ۲۰۱۰؛ پیلیم و لنگلند<sup>۳</sup>؛ ۲۰۱۵؛ ابونوری و همکاران، ۱۳۸۸؛ ابریشمی و همکاران، ۱۳۹۶،...) و برخی مطالعات دیگر، اطلاعات سایر متغیرهای اقتصادی مانند متغیرهای پولی یا قیمت کالاهای را برای پیش‌بینی نوسانات استفاده کرده‌اند (روسی و اینو<sup>۴</sup>؛ ۲۰۱۲؛ فارو<sup>۵</sup> و همکاران، ۲۰۱۵). در بررسی بازار ارز، کیدو<sup>۶</sup> (۲۰۱۶) اثرات سریز ناظمینانی سیاست اقتصادی آمریکا به بازار ارز خارجی را مشخص کرد که در دوران رکود شدیدتر می‌شود. اسمالوود (۲۰۱۹) الگوی همبستگی پویای شرطی-گارچ را برای تجزیه و تحلیل اثر ناظمینانی نرخ ارز بر رشد صادرات چین به ۱۰ بازار بزرگ صادراتی را بررسی می‌کند. طی دوره مطالعاتی ۱۹۹۴-۲۰۱۷ این مقاله نشان می‌دهد که نوسان نرخ ارز اثربخش تجارت با آمریکا ندارد و این نتیجه متضاد با نتایج بازدارنده‌ی تجاری برای سایر کشورهای باقی‌مانده است.

با استفاده از داده‌های ایران، مطالعاتی مربوط به ارتباط ناظمینانی نرخ ارز و تجارت خارجی انجام شده است. جعفری‌صمیمی و همکاران (۱۳۹۳) اثر ناظمینانی نرخ ارز بر واردات را با استفاده از الگوی خودرگرسیونی واریانس ناهمسانی شرطی محاسبه کردند. نتایج تحقیق رابطه‌ی منفی بین دو متغیر موردنظر را نشان می‌دهد. کازرونی و همکاران (۱۳۹۳) اثر نوسان نرخ ارز بر صادرات بخش‌های مختلف در ایران را طی ۱۳۹۰-۱۳۸۰ هش. موردببررسی قرار دادند. نتایج تحقیق اثر متفاوت شوک‌های ارزی بر صادرات بخش‌های مختلف را نشان می‌دهد که در طول دوره‌ی بحران مالی صادرات ۵ بخش موردببررسی از افزایش قابل توجهی برخوردار بوده است؛ با این حال، روند صادرات غیرصنعتی آسیب‌پذیرتر و پرنوسان‌تر بوده است.

خسروی و محسنی (۱۳۹۳) و محمدی و همکاران (۱۳۹۷) اثر ناظمینانی نرخ ارز بر تراز تجاری کشاورزی ایران را بررسی کردند. خسروی و محسنی (۱۳۹۳) شاخص ناظمینانی نرخ ارز را از الگوی TGARCH استخراج کردند. پس از آن اثر ناظمینانی نرخ ارز بر تراز تجاری بخش کشاورزی ایران با استفاده از الگوی جوهانسون-جوسیلیوس تصحیح خطای برداری (VECM) طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۰-۱۳۶۲ هش. برآورد شد. براساس نتایج، افزایش درآمد ناچالص شریکان تجاری ایران و

- 
1. Hansen & Lunde
  2. Brownlees & Gallo
  3. Pilbeam & Langeland
  4. Rossi & Inoue
  5. Ferr
  6. Kiddo

نرخ ارز حقیقی، موجب بهبود، و در مقابل افزایش درآمد ناخالص داخلی ایران، موجب کاهش تراز تجاری در بلندمدت می‌شود. بنابر نتایج الگوی تصحیح خطأ، ناطمینانی نرخ ارز در کوتاهمدت نیز و خامت تراز تجاری بخش کشاورزی را به دنبال دارد. محمدی و همکاران (۱۳۹۷) الگوی EGARCH را به عنوان الگوی مناسب برای شاخص‌سازی نوسان‌های نرخ ارز انتخاب کردند. برای بررسی رابطه‌ی همگرایی میان متغیرهای مورد مطالعه در معادلات صادرات و واردات بخش کشاورزی، الگوی VECM به کار بردند. نتایج تحقیق نشان داده است که نوسان‌های نرخ ارز در بلندمدت اثر منفی و معناداری بر صادرات و واردات محصولات کشاورزی دارد.

ناقلی و مداخ (۱۳۹۶) اثر نهادهای سیاسی بر صادرات ایران به شرکای مهم تجاری غرب آسیا را در چارچوب الگوی جاذبه با استفاده از الگوی داده‌های تلفیقی بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد متغیرهای نهادی سیاسی دارای اثر مثبت بر صادرات ایران هستند. بهبود متغیرهای نهادی با کاهش ریسک تجاری، انگیزه فعالان اقتصادی برای ورود به بازارهای جهانی و توسعه صادرات را فراهم می‌کند.

الیاسپور و همکاران (۱۳۹۷) با استفاده از الگوی تلاطم تصادفی نامتقارن نتیجه می‌گیرند ناطمینانی نرخ ارز اثر مثبت بر صادرات غیرنفتی و تراز تجاری و اثر منفی بر واردات دارد. ابوالحسن‌بیگی و مهدوی (۱۳۹۸) رابطه‌ی نرخ ارز و تراز تجاری ایران را در شرایط ناطمینانی اقتصاد کلان ایران با استفاده از رهیافت مارکوف سوئیچینگ برآورد کردند. اثر نرخ ارز بر تراز تجاری در این شرایط ناطمینانی مثبت و اثر بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر این رابطه منفی به دست آمده است. بدلیل این که شرایط و سیاست اقتصادی سایر کشورها و نوسانات مرتبط با آن بر میزان تجارت اثر می‌گذارد، این مقاله از معیار جدید ناطمینانی در اقتصاد جهانی برای بررسی نوسانات تجاری استفاده می‌کند. با توجه به اثر متفاوت نوسانات سیاست اقتصادی کشورهای مختلف بر متغیرهای اقتصاد کلان هر کشور، در این مطالعه، شاخص ناطمینانی اقتصاد جهانی به عنوان عامل مؤثر بر متغیرهای تجارت خارجی شامل نرخ ارز، صادرات و واردات در ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد.

#### ۴. الگوی تحقیق و روش برآورد

##### ۴-۱. الگوی ARCH یک متغیره

نخستین بار، رابت انگل<sup>۱</sup> (۱۹۸۲) الگویی با عنوان ARCH<sup>۲</sup> (واریانس ناهمسانی شرطی خودتوضیح) معرفی کرد؛ در این روش فرض بر این است که جمله‌ی تصادفی دارای میانگین صفر و به طور سریالی

1. Engle

2. Autoregressive conditional heteroskedasticity

غیرهمبسته، ولی واریانس آن با فرض وجود اطلاعات گذشته آن متغیر شکل می‌گیرد. با توجه به این که سری‌های زمانی در طی زمان رفتارهای متفاوتی را از خود به جای می‌گذارند، انتظار بر این است که واریانس متغیر موردنظر ثابت نبوده و تابعی از رفتار جملات خطای باشد، که در این صورت فرض وجود واریانس ثابت رد می‌شود. در این الگو، واریانس شرطی جمله خطای از فرایند ARMA پیروی می‌کند و به صورت رابطه‌ی (۱) تعریف می‌شود:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^q \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 \quad (1)$$

$\omega > 0, q > 0, \omega > 0, \alpha_i \geq 0, \beta_i \geq 0$   
 $i=1,2,\dots,p \quad j=1,2,\dots,q$

(۱) پارامتر ثابت،  $\varepsilon_t^2$  مجنوز مقادیر جملات خطای پیشین و  $\sigma_{t-i}^2$ ، واریانس‌های شرطی وقفه‌ای می‌باشند. همچین  $q$  رتبه‌ی قسمت میانگین متحرک و  $p$  رتبه‌ی قسمت خود بازگشت را نشان می‌دهد (خسروی و محسنی، ۱۳۹۳).

در حالت کلی، فرایند مرتبه‌ی  $l$  ARCH و تابع حداقل درستنمایی آن توسط معادلات زیر ارائه می‌گردد:

$$y_t | \Psi_{t-1} N(x_t \beta, h_t), \quad \sigma_{t+1}^2 = h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \hat{\varepsilon}_{t-i}^2 + v_i \quad (2)$$

الگوی رگرسیونی ARCH به صورت صریح بین واریانس غیرشرطی و واریانس شرطی تفاوت قائل شده است، و واریانس شرطی را به عنوان تابعی از خطاهای گذشته و طی زمان متغیر فرض می‌کند. الگوهای ARCH به وسیله بالرسلو (۱۹۸۶)<sup>۱</sup> تحت عنوان GARCH<sup>۲</sup> تعمیم داده شد. اگر  $\varepsilon_t$  یک فرایند تصادفی با اعداد حقیقی و به صورت محدود باشد و نیز  $\Psi_t$  مجموعه اطلاعات موجود طی زمان فرض شود، در این صورت الگوی GARCH به صورت زیر مطرح می‌شود:

$$\varepsilon_t | \Psi_{t-1} N(0,1), \quad h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \hat{\varepsilon}_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} + v_i \quad (3)$$

در الگوی GARCH(p,q) علاوه‌بر اجزای خودرگرسیونی، اجزای میانگین متحرک نیز در معادله‌ی واریانس ظاهر می‌شوند (اندرس، ۱۳۸۶). بدلیل سادگی و مناسب بودن، تنها الگوهایی با مرتبه‌های یک  $p$  و  $q$  تخمین زده می‌شوند (بالرسلو، ۱۹۸۶):

$$\sigma_{t,t}^2 = \alpha_{i,0} + \alpha_{i,1} + \alpha_{i,1} \alpha_{t-1}^2 + \beta_{i,1} \sigma_{t-1}^2 \quad (4)$$

1. Bollerslev

2. Generalized Autoregressive conditional heteroskedasticity

3 Enders

پارامترهای  $\alpha_1$ ،  $\beta_1$  باید شرط  $\alpha_1 + \beta_1 < 1$  را برآورده سازد تا عبارت فوق قابل تعریف باشد.

#### ۴-۲. الگوی DCC-GARCH<sup>۱</sup>

در ادبیات اقتصادستنجی سری‌های زمانی، بهمنظور بررسی همبستگی بین متغیرهای اقتصادی و مشاهده چگونگی اثرگذاری متقابل این متغیرها و نوساناتشان روی یکدیگر در طی زمان، الگوهای چندمتغیره‌ی واریانس ناهمسانی شرطی پویا (DCC-GARCH) مورد استفاده قرار می‌گیرد. این نوع الگوها توسط انگل و شپارد<sup>۲</sup> (۲۰۰۱) و همچنین انگل (۲۰۰۲) معرفی شدند. یکی از ویژگی‌های مهم این الگوهای برآورد پویای ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی بین متغیرها و سپس برآورد همبستگی پویای بین آن‌ها است. الگوی DCC-GARCH نسبت به سایر روش‌های تخمین دارای مزیت‌هایی است:

- این الگو تغییر در همبستگی‌های شرطی در طول زمان را شناسایی می‌کند (راجوانی و کومار<sup>۳</sup>، ۲۰۱۶).
- برای بررسی بازارهای احتمالی در طول دوره‌های بحران مالی مناسب است.
- ضرایب همبستگی باقی‌مانده‌های استاندارشده<sup>۴</sup> را تخمین می‌زنند و بنابراین ناهمسانی را به‌طور مستقیم محاسبه می‌کند.
- می‌توان متغیرهای توضیحی اضافی را در معادله میانگین بهمنظور اطمینان از خوبی برآش الگو در نظر گرفت (چیتیدی<sup>۵</sup>، ۲۰۱۵).

یک الگوی DCC-GARCH چند متغیره به‌شرح زیر است:

$$r_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

به‌طوری که  $(\Omega_{t-1} | \varepsilon_t) \rightarrow N(0, H_t)$  و در آن  $r_t$  بردار  $(k \times 1)$  از متغیر مورد مطالعه،  $\varepsilon_t$  بردار  $(k \times 1)$  تغییرات متغیر با میانگین صفر با توجه به اطلاعات  $\Omega_{t-1}$  در زمان  $t-1$  است. برای حالت دو متغیره، ماتریس واریانس-کوواریانس  $(H_t)$  در الگوی DCC می‌تواند به صورت زیر تعریف شود:

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (6)$$

1. Dynamic Conditional Correlation Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Model

2. Engle & Sheppard

3. Rajwani & Kumar

4. Standardized Residuals

5. Chittidi

$D_t$  بیان کننده‌ی یک ماتریس قطری  $(k \times k)$  از نوسان شرطی متغیر، و  $R_t$  ماتریس همبستگی شرطی  $(k \times k)$  است. اساساً، الگوی DCC-GARCH نوسانات و همبستگی شرطی را در دو مرحله تخمین می‌زند؛ در مرحله‌ی اول، معادله‌ی میانگین هر متغیر را با ایجاد یک الگوی GARCH تک‌متغیره‌ی از واریانس شرطی آن تخمین می‌زند؛ از این‌رو، می‌توان  $D_t$  را به صورت زیر تعریف کرد:

$$D_t = \begin{pmatrix} h_{11}^{1/2} & \dots & h_{kk}^{1/2} \end{pmatrix} \quad (7)$$

به طوری که در آن  $h_{iit}$ ، واریانس شرطی متغیر به صورت یک فرایند GARCH(p,q) تک‌متغیره است و به صورت زیر بیان می‌شود:

$$h_{i,t+1} = \omega_i + \sum_{p=1}^{pi} \alpha_{i,p} \varepsilon_{i,t+1-p}^2 + \sum_{q=1}^{Qi} \beta_{i,q} h_{i,t-p} \quad (8)$$

برای تأیید غیرمنفی بودن و ایستایی، برخی محدودیت‌ها باید در نظر گرفته شود. این تخمین‌های واریانس تک‌متغیره سپس برای استانداردسازی تغییرات متغیر با میانگین صفر استفاده می‌شوند.

$$\alpha_{i,p} > 0, \beta_{i,q} > 0, \text{ and } \sum_{p=1}^{pi} \alpha_{i,p} \varepsilon_{i,t+1-p}^2 + \sum_{q=1}^{Qi} \beta_{i,q} h_{i,t-p} < 1 \quad (9)$$

در مرحله‌ی دوم، تغییرات متغیر با میانگین صفر استاندارد شده به صورت GARCH(m,n) چند

متغیره برای نشان‌دادن ماتریس همبستگی متغیر با زمان در نظر گرفته می‌شود:

$$R_t = \left( \text{diag}(Q_t) \right)^{-1/2} Q_t \left( \text{diag}(Q_t) \right)^{-1/2} \quad (10)$$

به طوری که:

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta) \bar{Q} + \alpha \mu_{t-1} \mu'_{t-1} + \beta Q_{t-1} \quad (11)$$

$Q_t$  نشان‌دهنده‌ی ماتریس تعریف شده مثبت متقابن  $(k \times k)$  با  $\bar{Q}$  ماتریس واریانس غیرشرطی  $(k \times k)$  از  $\mu_{it}$  است و  $\alpha$  و  $\beta$  پارامترهای اسکالر غیرمنفی هستند که  $\alpha + \beta < 1$  را برآورده می‌سازند.

که

$$\left( \text{diag}(Q_t) \right)^{-1/2} = \text{diag} \left( 1 / \sqrt{q_{ii,t}} \dots 1 / \sqrt{q_{nn,t}} \right) \quad (12)$$

درنهایت، ضریب همبستگی شرطی،  $\rho_{i,i}$ ، برای دو متغیر،  $i$  و  $j$ ، به صورت معادله‌ی زیر بیان شده است:

$$\rho_{i,j} = q_{ij} / \sqrt{q_{ii,t} q_{jj,t}} \quad i, j = 1, 2, \dots, n, \text{ and } i \neq j \quad (13)$$

$$\rho_{12,t} = \frac{(1-\alpha-\beta)\bar{q}_{12} + \alpha\mu_{1,t-1}\mu_{2,t-1} + \beta q_{12,t-1}}{\sqrt{[(1-\alpha-\beta)\bar{q}_{11} + \alpha\mu_{1,t-1}^2 + \beta q_{11,t-1}]}\sqrt{[(1-\alpha-\beta)\bar{q}_{22} + \alpha\mu_{2,t-1}^2 + \beta q_{22,t-1}]}} \quad (14)$$

همان گونه که انگل (۲۰۰۲) و انگل و شپارد (۲۰۰۱) نشان داده اند، الگوی DCC را می توان با استفاده از یک روش دو مرحله ای برای حداکثرسازیتابع لگاریتم درستنمایی تخمین زد.  $\theta$  نشان دهنده پارامترهای  $R_t$  و  $\Phi$  پارامترهای  $D_t$  است، آنگاه تابع لگاریتم درستنمایی به صورت زیر است:

$$I_t(\Theta, \Phi) = \left[ -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (n \log(2\pi) + \log|D_t|^2 + \epsilon_t' D^{-2} \epsilon_t) \right] + \left[ -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\log(2\pi) + \log|R_t| + \mu_t' R_t^{-1} \mu_t - \mu_t' \mu_t) \right] \quad (15)$$

قسمت اول تابع درستنمایی در معادله (۱۵) نوسان است، که مجموع درستنمایی GARCH تک متغیره است. تابع لگاریتم درستنمایی می تواند در مرحله ای اول روی پارامتر  $D_t$  تخمین شده شود؛ سپس، همبستگی جزئی تابع درستنمایی در مرحله ای دوم (قسمت دوم معادله (۱۵)) می تواند با تخمین ضرایب همبستگی حداکثر شود.

برای فرضیه‌ی ثبات همبستگی شرطی، آزمون زیر درنظر گرفته می‌شود که فرضیه‌ی صفر آن بیان‌کننده ثبات همبستگی و فرضیه‌ی مقابله آن پویا بودن همبستگی شرطی است.

$$H_0: R_t = \bar{R} \Rightarrow CCC \text{ Model} \quad (16)$$

$$vech^u(R_t) = vech^u(\bar{R}) + \beta_1 vech^u(R_{t-1}) + \beta_2 vech^u(R_{t-2}) + \dots + \beta_p vech^u(R_{t-p})$$

ابتدا الگوی GARCH تک متغیره و پسماندهای استاندارد شده برای هر سری زمانی برآورد می‌شود. سپس، همبستگی میان پسماندها برآورد شده و با استفاده از تجزیه‌ی مجدد ریشه‌ی متقاضن<sup>۱</sup> ماتریس همبستگی ( $R$ )، بردار پسماندهای تک متغیره استانداردسازی می‌شود. تحت فرضیه‌ی صفر ثابت بودن همبستگی، پسماندها باید دارای توزیع یکنواخت و یکسان باشند (انگل و شپارد، ۲۰۰۱).

#### ۴-۳. بررسی رابطه‌ی علیت

گرنجر<sup>۲</sup> (۱۹۶۹) روشی را برای بررسی این که آیا تغییرات در یک متغیر عامل تغییر در متغیر دیگری است یا خیر، ارائه کرده است. اگر ارزش جاری متغیر  $Y$  را توان با مقادیر گذشته متغیر  $X$  و درنظر گرفتن سایر اطلاعات مرتبط که شامل مقادیر گذشته متغیر  $Y$  است پیش‌بینی کرد، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که متغیر  $X$  علیت گرنجری متغیر  $Y$  است. به طور مشابه، اگر مقادیر جاری متغیر  $X$

1. Symmetric Square Root Decomposition  
2. Granger

با درنظر گرفتن مقادیر گذشته‌ی متغیر  $Y$  و مقادیر گذشته‌ی متغیر  $X$  قابل پیش‌بینی باشد، متغیر  $Y$  علیت گرنجری متغیر  $X$  است: (گجراتی<sup>۱</sup>، ۲۰۰۹):

$$\begin{aligned} Y_t &= a_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-1} + \sum_{j=1}^m \beta_j X_{t-1} + u_{1t} \\ X_t &= a_0 + \sum_{i=1}^m \lambda_i X_{t-1} + \sum_{j=1}^m \delta_j X_{t-1} + u_{2t} \end{aligned} \quad (17)$$

$X$  و  $Y$  متغیرهای مانا هستند،  $m$  تعداد وقفه برای متغیر  $X$  و متغیر  $Y$ ، درحالی‌که  $u_{1t}$  و  $u_{2t}$  جملات خطای تصادفی هستند.

## ۵. داده‌ها و نتایج تجربی

### ۵-۱. معرفی داده‌ها

در این مطالعه از داده‌های ماهانه شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی (GEPU)، ارزش صادرات غیرنفتی (EX) و واردات (IM) ایران به قیمت ثابت ۲۰۱۰ (میلیون دلار) و نرخ ارز حقیقی (RER)، برای بازه زمانی فروردین ۱۳۸۳ تا اسفند ۱۳۹۸ استفاده شده است. شاخص نااطمینانی اقتصادی از وبسایت نااطمینانی سیاست اقتصادی<sup>۲</sup> به دست آمده است. داده‌های صادرات، واردات و نرخ ارز از گزیده آمارهای اقتصادی بانک مرکزی به دست آمده است. جدول شماره (۱) آمارهای توصیفی متغیرهای شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی، نرخ ارز حقیقی، ارزش واردات (میلیون دلار) و ارزش صادرات غیرنفتی ایران (میلیون دلار) به صورت خلاصه نشان می‌دهد. قابل ذکر است، داده‌های متغیرها به صورت لگاریتمی مورد استفاده قرار گرفته است.

1. Gujarati

2. <http://www.policyuncertainty.com>

### جدول ۱: آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد استفاده در الگو

آماره‌های توصیفی	لگاریتم شاخص ناطمنانی سیاست اقتصادی جهانی GEPU	لگاریتم نرخ ارز حقیقی RER	لگاریتم واردات ایران IMP	لگاریتم صادرات ایران EX
میانگین	۱۳۱/۳۸۹	۴۳۸۱۲/۵۷	۴۰۸۲/۹۳۸	۲۵۵۰/۳۲۸
میانه	۱۲۰/۷۸۸	۳۹۶۳۹/۸۷	۳۹۵۶/۵۰۰	۲۶۱۹/۰۰۰
انحراف معیار	۵۸/۱۴۲	۱۴۶۲۶/۲۹	۱۰۲۴/۱۲۹	۱۳۲۳/۶۰۷
ضریب چولگی	۱/۰۰۹	۱/۸۶۲	۰/۴۸۱	۰/۴۳۶
ضریب کشیدگی	۳/۸۶۸	۶/۴۶۴	۳/۴۴۵	۳/۱۹۰
Jarque-Bera	۳۸/۶۷۷۷	۲۰۷/۰۶۲۴	۸/۹۹۷	۶/۳۷۸
سطح معنی داری	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۱۱	۰/۰۴۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

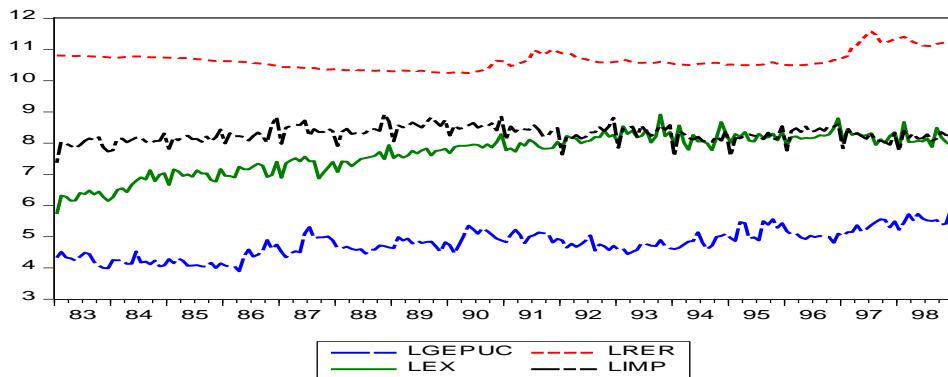
براساس اطلاعات این جدول طی دوره‌ی موردمطالعه، بررسی ضریب چولگی<sup>۱</sup> و کشیدگی<sup>۲</sup> سری متغیرهای موردنظر تفاوت فاحش از توزیع نرمال را نشان می‌دهد؛ همچنین، نتیجه‌ی آماره‌ی آزمون جارک-برا<sup>۳</sup> برای هر چهار متغیر نیز تأییدی بر این مطلب بوده، بهطوری که فرضیه‌ی صفر نرمال بودن توزیع در هر چهار متغیر در سطح معناداری ۵ درصد رد شده است. مقادیر ضریب چولگی مثبت نشان از عدم تقارن در توزیع سری‌های موردمطالعه‌ی دارد و دنباله‌ی راست بلندتری نسبت به دنباله‌ی چپ دارد. براساس مقادیر ضریب کشیدگی محاسبه شده نیز توزیع‌های موردنظر اوج بلندتری نسبت به توزیع نرمال دارد و دارای دنباله‌ی پهن در دنباله‌های توزیع خود هستند.

نمودار (۱)، روند سری زمانی متغیرهای لگاریتم شاخص ناطمنانی سیاست اقتصادی جهانی (LGEPU)، لگاریتم نرخ ارز حقیقی (LRER)، لگاریتم صادرات غیرنفتی ایران (LEX) و لگاریتم واردات ایران (LIMP) را نشان می‌دهد. از آنجاکه شاخص GEPU طی دوره‌ی موردنظر بررسی افزایش نوسان داشته است، افزایش این ناطمنانی ممکن است باعث نوسان نرخ ارز و صادرات و واردات کالا و خدمات شود. با توجه به نمودار طی دوره‌ی ۱۳۹۸-۱۳۸۱ لگاریتم صادرات غیرنفتی و واردات ایران دارای نوسان بوده و این نوسان در برخی سال‌ها بیشتر است؛ همچنین، روند صعودی صادرات غیرنفتی از سال ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۳ کاملاً مشهود است. لگاریتم نرخ ارز حقیقی تا پایان سال ۱۳۹۶ روند تقریباً ثابتی داشته و از آنجا به بعد افزایش نوسان داشته است.

1. Skewness Coefficient

2. Kurtosis Coefficient

3. Jarque-Bera



نمودار ۱: روند سری زمانی متغیرهای تحقیق

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

## ۵-۲. آزمون داده‌ها

برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته<sup>۱</sup> استفاده شده است. نتایج آزمون ریشه‌ی واحد نشان می‌دهد تمامی متغیرها در سطح ناپایا بوده و با یکبار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند (جدول ۲).

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه‌ی واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)

وضعیت مانایی	آماره آزمون در تفاضل مرتبه اول متغیرها	آماره آزمون در سطح متغیرها*	متغیر
I(1)	-۱۲/۹۳۱ (۰/۰۰۰)	-۲/۵۴۱ (۰/۱۰۷)	LIEX
I(1)	-۴/۳۹۵ (۰/۰۰۰)	-۲/۷۳۵ (۰/۰۷)	LIIMP
I(1)	-۸/۸۰۱ (۰/۰۰۰)	-۱/۲۱۹ (۰/۶۶۶)	LRER
I(1)	-۱۲/۴۷۳ (۰/۰۰۰)	-۱/۹۱۰ (۰/۳۲۷)	LGEPU

\* مقدار بحرانی در سطح ۹۵ درصد ۲/۸۷۴۸ است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

در این مطالعه در ابتدا با استفاده از توابع خودهمبستگی<sup>۲</sup> و توابع خودهمبستگی جزئی<sup>۳</sup>، معیار آکائیک<sup>۴</sup> و شوارتز-بیزین<sup>۵</sup>، تعداد جملات خودگرسیون و تعداد جملات میانگین متحرک برای تخمین

- 
1. Augmented Dickey Fuller (ADF)
  2. Autocorrelation Function (ACF)
  3. Partial Autocorrelation Function (PACF)
  4. Akaike Criterion
  5. Schwarz's Bayesian criterion

معادله‌ی میانگین و تعیین فرایند متغیر لگاریتم صادرات، لگاریتم واردات و لگاریتم نرخ ارز حقیقی به منظور استفاده از آن برای برآورد و محاسبه‌ی نوسان‌های آن، تعیین شدند. براساس نتایج معیارهای یادشده در بین حالت‌های گوناگون، به ترتیب برای متغیر لگاریتم صادرات، لگاریتم واردات و لگاریتم نرخ ارز حقیقی فرایندهای ARIMA(1,4)، ARIMA(1,3) و ARIMA(2,2) به عنوان بهترین ARIMA(2,2) به عنوان بهترین حالت لحاظ شده است. نتایج تخمین الگوی ARIMA برای متغیرهای مذکور در جدول شماره‌ی (۳) نشان داده شده است؛ همان‌طور که مشاهده می‌شود تمامی پارامترها در سطح ۰/۰۵ معنی‌دار هستند.

جدول ۳: نتایج تخمین الگوی ARIMA برای متغیرهای لگاریتم صادرات، لگاریتم واردات و لگاریتم نرخ ارز حقیقی

تخمین الگو ARIMA برای لگاریتم صادرات		
سطح معنی‌داری	ضریب	متغیر
۰/۰۱۱	۰/۰۱۰	C
۰/۰۰۰	۰/۰۳۸	AR(1)
۰/۰۰۰	۰/۲۳۴	MA(1)
۰/۰۰۰	-۰/۷۲۲	MA(2)
۰/۰۰۰	۰/۰۴۳	MA(3)

R-squared : ۰/۴۱۲ F-statistic: ۲۵/۹۳۹ Prob (F-statistic): ۰/۰۰۰ AIC: -۰/۳۵۰

تخمین الگو ARIMA برای لگاریتم واردات		
سطح معنی‌داری	ضریب	متغیر
۰/۰۰۰	۲/۱۰۸	C
۰/۰۰۰	۰/۹۴۷	AR(1)
۰/۰۰۰	-۰/۹۴۲	MA(1)
۰/۰۳۲	۰/۲۲۷	MA(2)
۰/۰۰۰	۰/۷۳۳	MA(3)
۰/۰۰۰	۰/۷۰۴	MA(4)

R-squared : ۰/۳۴۵ F-statistic: ۱۶/۲۴۹ Prob (F-statistic): ۰/۰۰۰ AIC: -۴/۴۴۳

تخمین الگو ARIMA برای لگاریتم نرخ ارز حقیقی		
سطح معنی‌داری	ضریب	متغیر
۰/۰۰۰	۲/۱۱۲	C
۰/۰۰۰	-۰/۶۸۶	AR(1)
۰/۰۰۴	۰/۲۴۷	AR(2)
۰/۰۰۱	۰/۶۸۶	MA(1)
۰/۰۰۰	۰/۵۵۵	MA(2)

R-squared : ۰/۲۰۸ F-statistic: ۹/۷۶۶ Prob (F-statistic): ۰/۰۰۰ AIC: -۳/۲۷۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

به منظور بررسی وجود ناهمسانی واریانس در اجزای اخلال معادله میانگین، که دلیلی بر وجود اثر ARCH است، از آزمون ضریب لاگرانژ<sup>۱</sup> (ARCH-LM) استفاده شده است. با توجه به نتایج مندرج در جدول شماره‌ی (۴) فرض صفر مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس در بین جملات اخلال در سطح معنی‌داری ۵ درصد طبق دو آماره رد می‌شود؛ بنابراین وجود ناهمسانی واریانس در بین جملات اخلال به اثبات می‌رسد، که این موضوع ضرورت استفاده از الگوهای خانواده ARCH را فراهم می‌سازد.

با توجه به تأیید وجود اثرات ARCH و همچنین با استفاده از معیار آکائیک و شوارتز-بیزین، الگوهای متفاوت گارج موربررسی قرار گرفت و درنهایت بهترین الگو برای بررسی بی‌ثباتی متغیرهای صادرات غیرنفتی، واردات و نرخ ارز الگوی GARCH(1,1) بهدست آمده است. در ادامه، الگوی DCC-GARCH به منظور بررسی همبستگی پویای شرطی میان متغیر شاخص ناطمینانی سیاست اقتصادی جهانی و متغیرهای بی‌ثباتی بهدست آمده از الگوهای گارج برآورد می‌شود.

جدول ۴: نتایج آزمون ناهمسانی واریانس (Heteroskedasticity Test: ARCH)

متغیر	نوع آماره	آماره محاسباتی	سطح معنی‌داری
LIEX	F-statistic	۲/۰۰۲	۰/۰۴۸
	Obs*R-squared	۱۵/۴۲۹	۰/۰۵
LIMP	F-statistic	۶/۵۸۵	۰/۰۰۰۰
	Obs*R-squared	۵۷/۸۱۵	۰/۰۰۰۰
LRER	F-statistic	۱۰/۳۹۷	۰/۰۰۱
	Obs*R-squared	۹/۹۵۷	۰/۰۰۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

### ۵-۳. نتایج الگوی DCC-GARCH

همان‌گونه که در بخش روش تحقیق بیان شد، تخمین الگوی همبستگی شرطی پویا در دو مرحله صورت می‌گیرد؛ در مرحله‌ی اول، یک الگو از نوع GARCH برای واریانس شرطی انتخاب شده و سپس ماتریس همبستگی شرطی براساس واریانس شرطی بهدست می‌آید.

با توجه به معناداری ضرایب و معیارهای شوارتز-بیزین و آکائیک، معادله میانگین برای الگوی فرایند ARIMA(2,2) و برای معادله واریانس فرایند GARCH(1,1) انتخاب و برآورد شده است. نتایج تخمین الگوی DCC-GARCH در جدول (۵) آمده است. نتایج تخمین الگو حاکی از این است

1. Lagrange Multiplier test

که پارامترهای  $\alpha$  و  $\beta$  غیرمنفی بوده و به صورت قابل توجهی متفاوت از صفر و معنادار هستند و شرط  $\alpha+\beta<1$  نیز تأمین شده است؛ همچنین نتایج آزمون ثبات همبستگی با استفاده از آزمون انگل و شپارد (۲۰۰۱) بیان کننده‌ی رد فرضیه‌ی صفر مبنی بر ثابت بودن همبستگی شرطی طی زمان است. در نتیجه باید از الگویی استفاده نمود که همبستگی شرطی را در طی زمان متغیر در نظر می‌گیرد.

جدول ۵: نتایج تخمین الگوی DCC و آزمون ثبات همبستگی

	IIMP	IEX	RER	DCC-GARCH
ARCH ( $\alpha$ )	.۰/۰۵۰ (.۰/۰۰۰)	.۰/۴۳۳ (.۰/۰۰۷)	.۰/۸۲۱ (.۰/۰۰۰)	$\alpha = 0.021$ (0.0000)
GARCH ( $\beta$ )	.۰/۹۰۰ (.۰/۰۰۰)	.۰/۵۶۵ (.۰/۰۰۰)	.۰/۱۷۷ (.۰/۰۱۰)	$= 0.712$ (0.0000)
P-value(0.0001) Engle and Sheppard (2001) Test for Dynamic Correlation: 17.0812				

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

با مشبت بودن پارامتر  $\alpha$ ، به دنبال بروز یک شوک در سری متغیرها افزایش در همبستگی شرطی برای دوره‌ی بعدی را می‌توان انتظار داشت. پارامتر  $\beta$  بیان کننده‌ی اثر همبستگی شرطی دوره‌ی قبل بر دوره‌ی جاری است؛ هرچه این پارامتر بزرگ‌تر و به عدد یک نزدیک‌تر باشد، انتظار می‌رود که برای هر چفت همبستگی‌های محاسبه شده، همبستگی‌های شرطی دوره‌ی جاری نزدیک به همبستگی شرطی دوره‌ی قبل باشد.

در ادامه از آزمون لجانگ-باکس<sup>۱</sup> چندمتغیره‌ی هاسکینگ<sup>۲</sup> (۱۹۸۰a, ۱۹۸۱b) و لی-مک‌لوئد<sup>۳</sup> (۱۹۸۱) جهت آزمون وجود و یا عدم وجود همبستگی پیاپی روی پسماندهای استاندارد شده و مربعات سری‌های زمانی متغیرها استفاده می‌شود. فرض  $H_0$  به ترتیب برای آزمون خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی بیانگر آن است که اگر مقدار احتمال کمتر و یا برابر با  $\alpha\%$  (در اینجا ۵٪) باشد، خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی در پسماندها وجود ندارد (تسی<sup>۴</sup>, ۲۰۱۰).

- 
1. Ljung-Box Test
  2. Hosking
  3. Li & Mcleoad
  4. Tsay

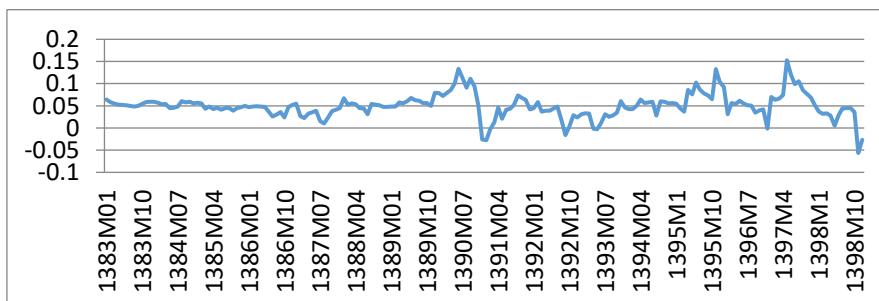
جدول ۶: نتایج آزمون‌های خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی

P-values	$Q^2$	P-values	$Q$	آماره
(۰/۱۲۷)	۹۲/۳۵۳	(۰/۱۸۲)	۸۶/۹۹۷	Hosking(5)
(۰/۹۴۸)	۱۳۰/۱۶۲	(۰/۰۵۱)	۱۸۵/۷۹۸	Hosking(10)
(۰/۱۳۱)	۹۲/۰۵۹	(۰/۱۸۲)	۸۶/۹۷۴	Li-Mcleod(5)
(۰/۹۳۷)	۱۳۱/۶۸۲	(۰/۰۵۵)	۱۸۵/۱۰۸	Li-Mcleod(10)

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

مقدار احتمال مربوط به آزمون‌های هاسکینگ و لی و مکلوئد روی پسماندهای استاندارد شده بزرگ‌تر از  $0.05$  است، و فرض  $H_0$  رد نمی‌شود؛ بنابراین خودهمبستگی در پسماندها وجود ندارد. همچنین چون مقدار احتمال مربوط به آزمون‌های ذکر شده روی پسماندهای استاندارد شده، بزرگ‌تر از  $0.05$  است، فرض  $H_0$  رد نمی‌شود و بنابراین واریانس ناهمسانی در پسماندها نیز وجود ندارد و الگوی واریانس مناسب است.

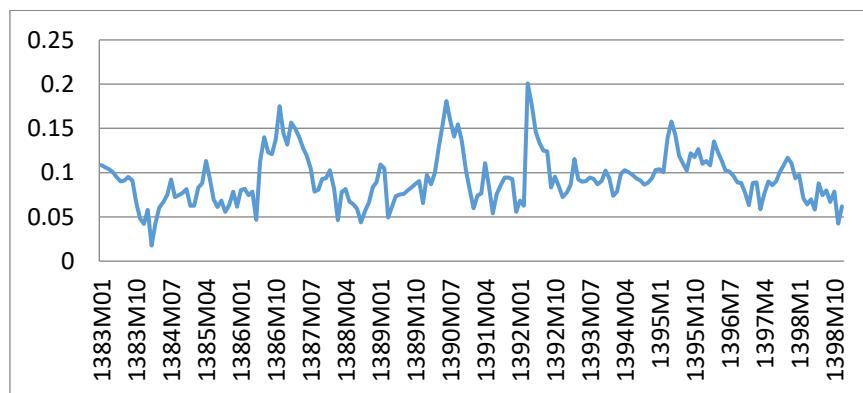
غالباً از نمودار همبستگی‌های شرطی برآورد شده بین متغیرها برای تفسیر نتایج برآورد الگوی DCC-GARCH استفاده می‌شود. نمودار شماره‌های (۲) تا (۴) روند همبستگی شرطی پویا بین متغیرهای لگاریتم شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی، لگاریتم نوسان نرخ ارز حقیقی، لگاریتم نوسان صادرات و لگاریتم واردات ایران، را نشان می‌دهد.



نمودار ۲: همبستگی شرطی پویا بین شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی و نوسان نرخ ارز حقیقی

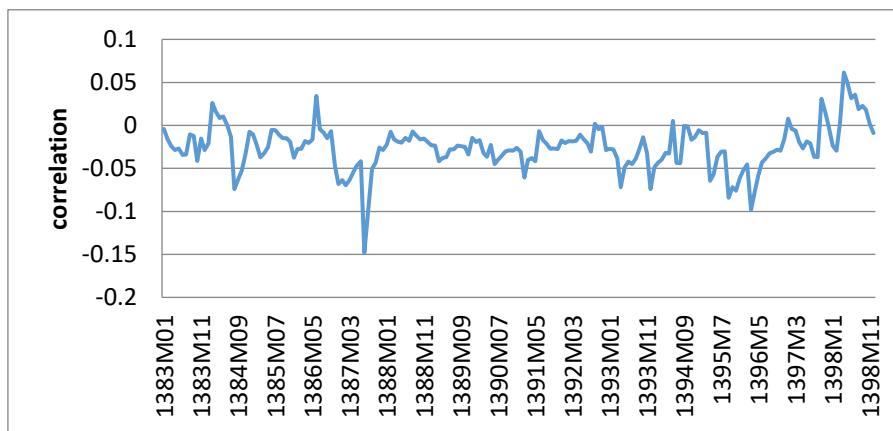
همبستگی شرطی پویا بین شاخص GEPU و نوسان نرخ ارز حقیقی نوسان زیادی دارد و دامنه نوسان آن از صفر تا  $0.15$  در حال افزایش است؛ همان‌طور که مشاهده می‌شود تا پایان سال ۱۳۸۹ تقریباً روند بدون نوسان و مثبتی داشته است و در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ به ترتیب یک شوک مثبت و منفی در روند همبستگی را دربر دارد و بعد از آن نوسانات بیشتری رخ می‌دهد. همبستگی شرطی میان شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی با نرخ ارز حقیقی به جز موارد اندکی، مثبت است؛ به طوری که، بیشترین میزان همبستگی شرطی پویا در سال ۱۳۹۷ و با مقدار  $0.15$  و پایین‌ترین آن در

سال ۱۳۹۱ با مقدار تقریباً  $10/0\%$  است. ناظمینانی سیاست اقتصاد جهانی، بر روابط تجاری و قیمت کالاهای استراتژیک مانند قیمت نفت اثر گذاشت و در نتیجه باعث تغییرات نرخ ارز می‌شود. با افزایش ناظمینانی و افزایش نرخ ارز، و افزایش تقاضا در بازار ارز نوسانات این بازار افزایش یافته و با گذشت زمان به دلیل کمبود عرضه ارز ممکن است عوامل اقتصادی به سمت سایر بازارها جذب شوند و همبستگی از مثبت به منفی تغییر کند.



نمودار ۳: همبستگی شرطی پویا بین شاخص ناظمینانی سیاست اقتصادی جهانی و نوسان واردات ایران

همبستگی شرطی پویا بین شاخص GEPU و نوسان واردات ایران در بازه‌ی  $0/0\% \text{ تا } 0/2\%$  در حال تغییر بوده و برای کل بازه‌ی موردمطالعه همواره مثبت بوده است. همبستگی شرطی پویا تا پایان سال ۱۳۸۵ بین  $0/0\% \text{ تا } 0/1\%$  (بسیار کم) در نوسان بوده و بعد از آن با یک شوک، همبستگی آن‌ها تا سال ۱۳۸۷ بین  $0/0\% \text{ تا } 0/15\%$  نوسان داشته و مجدداً روند قبلی را تا اواسط سال ۱۳۹۰ طی می‌کند. روند همبستگی شرطی پویا در ابتدای سال ۱۳۹۳ به اوج خود می‌رسد و سپس تا پایان دوره‌ی بررسی روند تقریباً کاهشی دارد. با افزایش ناظمینانی سیاست اقتصادی جهانی و تأثیر آن بر اقتصاد ایران و همچنین داشتن تصویری مبهم از آینده، دامنه‌ی نوسان جریان واردات افزایش می‌یابد. دلیل ارتباط مثبت نوسان واردات و شاخص ناظمینانی سیاست اقتصادی با توجه به مبانی نظری، افزایش هزینه‌های مورد انتظار خانواده‌ها و شرکت‌ها برای واردات است؛ همچنین، افزایش ناظمینانی، کاهش احتیاطی مصرف و سرمایه‌گذاری و کاهش متعاقب واردات و نوسان بیشتر را دربر دارد.



نمودار ۴: همبستگی شرطی پویا بین شاخص ناطمینانی سیاست اقتصادی جهانی و نوسان صادرات غیرنفتی

همبستگی شرطی پویا بین شاخص GEPU و نوسان صادرات غیرنفتی ایران منفی است؛ اما دامنه‌ی نوسانات آن، به جز چند مورد در ابتدا و انتهای بازه زمانی، کم و در محدوده‌ی صفر تا منفی ۰/۰۵ است. مشابه با مطالعه‌ی اسماللود (۲۰۱۹) ناطمینانی به طور منفی با نوسان صادرات مرتبط است و به اثر پیش‌بینی ناطمینانی بر کاهش پیش‌بینی نشده‌ی صادرات دلالت می‌کند.

تأثیر ناطمینانی بر مؤلفه‌های تجارت به توضیح کانال‌های اقتصادی که از طریق آن عدم اطمینان سیاست بر تجارت تأثیر می‌گذارد، کمک می‌کند. براساس مبانی نظری ناطمینانی سیاست اقتصاد جهانی ممکن است به افزایش هزینه‌های معاملاتی، نوسان نرخ ارز، کاهش سرمایه‌گذاری و تولید و درنتیجه کاهش صادرات بیانجامد؛ و یا به دلیل رفتار احتیاطی و اطمینان از کسب منابع مالی برای آینده، به افزایش صادرات بیانجامد (بیلی و همکاران، ۲۰۲۰). با توجه به این مسائل و ارتباط منفی بین نوسان ناطمینانی سیاست اقتصادی جهانی و صادرات در ایران، می‌توان سه دلیل را مطرح کرد؛ اول، این‌که ناطمینانی سیاست جهانی صادرات ایران را از کانال‌های مشخص شده در مبانی نظری تحت تأثیر قرار نمی‌دهد. دوم، این‌که دو کانال توضیح داده شده در بالا همزمان بر صادرات اثر گذاشته و نوسان کمتری در صادرات ایجاد می‌کنند. سوم، براساس مطالعه‌ی ژانگ و همکاران (۲۰۱۸)، احتمال دارد صادرات به جای متغیرهای سیاست اقتصادی بیشتر تحت تأثیر عوامل سیاسی قرار گیرد و این برای صادرات ایران نیز ممکن است صدق کند. از جنبه‌ی دیگر، در صورت کاهش ناطمینانی جهانی صادرات نوسان زیادی خواهد داشت. در این حالت بیشتر کانالی که باعث افزایش صادرات است فعال می‌شود و می‌توان با برنامه‌ریزی صحیح در این شرایط موقعیت صادرات بیشتر را فراهم کرد.

#### ۵-۴. نتایج آزمون علیت گرنجری

استنباط رابطه‌ی علی بین عدم اطمینان سیاست اقتصادی جهانی و تجارت دشوار است و باید مورد بررسی قرار گیرد؛ زیرا اعمال سیاست پاسخ به شرایط اقتصادی است و معمولاً آینده‌نگر است. برای بررسی رابطه‌ی علیت گرنجری بین شاخص ناطمنانی جهانی و صادرات و واردات ایران از یک الگوی خودتوضیح برداری به روش تودا-یاماموتو از آزمون والد استفاده می‌شود. نتایج این آزمون در جدول شماره‌ی (۷) بیانگر وجود رابطه‌ی علی یک‌طرفه از شاخص ناطمنانی سیاست اقتصادی جهانی به صادرات غیرنفتی و واردات ایران است؛ همچنین نبود رابطه‌ی علی یک‌طرفه از شاخص ناطمنانی سیاست اقتصادی جهانی به نرخ ارز حقیقی نشان از این دارد که این متغیر در تعیین نرخ ارز حقیقی مؤثر نیست و تعیین نرخ ارز حقیقی در کشور تحت سایر عوامل مؤثر دیگر قرار می‌گیرد.

جدول ۷: نتایج آزمون علیت گرنجری

نتیجه‌گیری	مقدار آماره $\chi^2$	متغیر تأثیرگذار	متغیر وابسته
$GEPU \rightarrow EX$	۸/۸۴۹ (۰/۰۳۱)	GEPU	EX
$GEPU \rightarrow IM$	۱۶/۷۰ (۰/۰۰۰)	GEPU	IM
$GEPU \leftrightarrow RER$	۱/۸۲۴ (۰/۰۶۹)	GEPU	RER

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

#### نتیجه‌گیری

بررسی پویایی روابط میان ناطمنانی و متغیرهای دارای اهمیت سیستمی در اقتصاد کلان، بعد از بحران مالی اخیر و نیز تغییر سیاست اقتصادها در روابط تجاری، موردنوجه محققان و نهادهای بین‌المللی قرار گرفته است. با توجه به اهمیت ناطمنانی سیاست جهانی بر متغیرهای کلان اقتصادی شناخت نحوی اثرگذاری ناطمنانی ضروری بهنظر می‌رسد. هدف این مطالعه بررسی تأثیر ناطمنانی سیاست‌های اقتصادی جهانی بر نوسان تجارت در ایران و بهطورکلی بر نرخ ارز، صادرات، و واردات است. در این‌راستا، اثر شاخص ناطمنانی سیاست اقتصاد جهانی بر نوسانات مؤلفه‌های تجارت در ایران در چارچوب الگوی همبستگی پویای شرطی در طی بازه‌ی زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۳ بررسی شده است. کاربرد این نتایج شناخت نقش ناطمنانی جهانی در تعیین عوامل اثرگذار بر تجارت است.

براساس نتایج به‌دست‌آمده، انتقال نوسان از شاخص ناطمنانی سیاست جهانی به تجارت ایران می‌تواند ناشی از اثرات همبستگی شرطی باشد. پویایی همبستگی صادرات و واردات با شاخص ناطمنانی سیاست اقتصاد جهانی نشان می‌دهد که ناطمنانی سیاست جهانی، نوسان صادرات و واردات را تحت الشعاع قرار داده است. ناطمنانی سیاست اقتصاد جهانی می‌تواند آثار منفی و مثبتی بر

نرخ ارز و تجارت داشته باشد؛ اگرچه عوامل بروزنزا، مثل ناظمینانی سیاست اقتصاد جهانی بر متغیرهای تجارت اثرگذار است، سایر عوامل نیز مانند تورم و... می‌تواند بر ریسک تجاری اثر گذارد؛ مخصوصاً برای کشورهایی که تجارت به طور منفی تحت تأثیر قرار می‌گیرد و یا نوسانات اثر کمتری در قابلیت پیش‌بینی تجارت دارد. نتایج این تحقیق، رابطه‌ی منفی معنی‌دار آماری، ولی کوچک بین ناظمینانی سیاست اقتصاد جهانی و نوسان صادرات، و رابطه‌ی مثبت بین ناظمینانی سیاست اقتصاد جهانی و واردات را نشان می‌دهد؛ یعنی با افزایش ناظمینانی سیاست اقتصادی جهانی، صادرات نوسان کمتر و واردات نوسان بیشتری نشان می‌دهد.

نتایج این مقاله نشان می‌دهد که نوسان سیاست اقتصادی جهانی ممکن است آثار متفاوتی بر تجارت ایران با سایر کشورها داشته باشد. اگر بنگاه‌های مختلف با تأمین مالی متفاوت، نیاز به صادرات به بازارهای مختلف و یا واردات داشته باشند، منطقی است که نوسانات سیاست اقتصادی باید تأثیر متفاوتی در تصمیمات تجارت بین‌الملل آن‌ها بگذارد، و فعالیت‌های اقتصادی نیز درنهایت دستخوش تغییرات خواهد شد. براساس نتایج تحقیق، با وجود نوسان نرخ ارز، صادرات کمتر تحت تأثیر ناظمینانی قرار می‌گیرد، ولی نوسان واردات بیشتر بوده و این بر نوسان فعالیت‌های وابسته به واردات و درآمد ملی اثر خواهد گذاشت. به‌طورکلی، این موضوع که کدام عامل جهانی یا داخلی اجتماعی، سیاسی و یا اقتصادی غالب باعث تغییرات همبستگی در طول زمان می‌شود، در تصمیم‌گیری صحیح و مناسب سیاست‌گذاران متناسب با تغییر شرایط مفید خواهد بود. با توجه به تأثیر ناظمینانی سیاست اقتصاد جهانی بر تجارت، سیاست‌گذاران باید تأثیرگذاری تحولات اقتصاد جهانی بر اقتصاد داخلی را در تصمیمات خود مدنظر قرار دهند و به ساختار همبستگی میان بازارهای داخلی و شرایط جهانی توجه کنند. در این‌راستا، باید برنامه‌های حمایتی لازم از فعالیت‌هایی که بیشتر تحت تأثیر تحولات جهانی قرار می‌گیرند، تنظیم شود. برای مطالعات بعدی تحقیقات بیشتر روی اثرگذاری ناظمینانی سیاست اقتصادی بر تجارت ایران با شرکای تجاری هم قابل بررسی خواهد بود.

### سپاس و قدردانی

این مقاله برگرفته از طرح پژوهشی با عنوان: «بررسی اثر ناظمینانی سیاست اقتصاد جهانی بر تجارت در ایران» مصوب شورای پژوهشی دانشگاه بزرگمهر قائنات بهشماره‌ی ابلاغیه‌ی ۳۹۱۹۰ است. بدین‌وسیله از حمایت مالی دانشگاه بزرگمهر قائنات از این پژوهش، تقدیر و تشکر می‌نماییم.

## منابع

- ابریشمی، حمید، کمیجانی، اکبر، مهرآرا، محسن و نوری، مهدی. (۱۳۹۶). «معرفی نماگرهای نوین نوسانات نرخ ارز بر مبنای مدل ترکیبی Wavelet-GARCH»، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۵ (۸۴)، ۲۵-۱۹۱.
- ابوالحسن‌بیگی، هانا و مهدوی، ابوالقاسم. (۱۳۹۸). «رابطه نرخ ارز با تراز تجاری ایران تحت شرایط ناطمینانی (رویکرد غیرخطی)»، *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۳۲(۸)، ۱-۱۷.
- ابونوری، اسماعیل، خانلی‌پور، امیر و عباسی، جعفر. (۱۳۸۸). «اثر اخبار بر نوسانات نرخ ارز در ایران: کاربردی از خانواده ARCH». *پژوهشنامه بازرگانی*، ۵۰(۱۳)، ۱۰۱-۱۰۰.
- الیاس‌پور، بهنام؛ احمدی شادمهری، محمدطاهر؛ طفیلی‌پور، محمدرضا و فلاحی، محمدعلی. (۱۳۹۷). «تأثیر ناطمینانی نرخ ارز بر تراز تجاری ایران: رهیافت الگوی تلاطم تصادفی نامتقارن»، *پژوهشنامه بازرگانی*، ۸۸، ۲۵۵-۲۰۷.
- آشنا، مليحه و لعل خضری، حمید. (۱۳۹۹). «همبستگی پویای شاخص ناطمینانی سیاست اقتصادی جهانی با نوسان بازارهای سهام، ارز و سکه در ایران: کاربرد الگوی M-GARCH DCC»، *مدل‌سازی اقتصادسنجی*، ۵(۲)، ۱۷۲-۱۴۷.
- اندرس، والتر. (۱۳۸۶). *اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی، شوالپور، سعید و صادقی، مهدی*، جلد اول، چاپ دوم، دانشگاه امام صادق(ع).
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۹۸-۱۳۸۳). گزیده آمارهای اقتصادی [https://cbi.ir/simplelist/LatestEconomicData\\_fa.aspx](https://cbi.ir/simplelist/LatestEconomicData_fa.aspx)
- پیش‌بها، اسماعیل؛ رحیمی، جلال؛ دشتی، قادر و قهرمانزاده، محمد. (۱۳۹۴). «بررسی آثار ناپایداری و نوسانات تجاری کشاورزی بر رشد بخش کشاورزی در ایران»، *تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران*، ۴۶(۲)، ۵۹۹-۳۱۰.
- جعفری صمیمی، احمد؛ منفرد، سیده‌مریم و حیدرزاده، نگین. (۱۳۹۳). «تأثیر ناطمینانی نرخ ارز بر واردات ایران»، *پژوهشنامه بازرگانی*، ۷۲-۱، ۷۲-۲۴.
- خرسروی، مهدی و محسنی، رضا. (۱۳۹۳). «بررسی اثر ناطمینانی نرخ ارز بر تراز تجاری بخش کشاورزی ایران (کاربرد الگوهای GARCH, EGARCH, TGARCH)»، *اقتصاد کشاورزی*، ۲۸(۲)، ۶۹-۶۹.
- حیدرپور، افшин، پورشهابی، فرشید. (۱۳۹۱). «تبیین آثار ناطمینانی اقتصادی بر متغیرهای کلان اقتصاد (مطالعه موردی: ایران)»، *فصلنامه مجلس و راهبرد*، ۷۱، ۱۴۸-۱۲۵.
- فرهادی، علیرضا. (۱۳۸۳). «بررسی آثار تجارت خارجی بر رشد اقتصادی ایران»، *فصلنامه برنامه‌بریزی و بودجه*، ۹(۱)، ۵۸-۲۷.
- کازرونی، علیرضا؛ حسن‌نژاد دانشمند، الناز و منبی، امید. (۱۳۹۳). «بررسی اثر نوسانات ارزی بر الگوی صادراتی ایران (رهیافت غیرخطی مارکوف بیئیچینگ)»، *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۰(۳)، ۲۱۹-۲۴۶.
- محمدی، حسین؛ محمدی، مرتضی و سخی، فاطمه. (۱۳۹۷). «بررسی اثر ناطمینانی نرخ ارز واقعی بر تجارت خارجی محصولات کشاورزی در ایران»، *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۱۰(۱)، ۲۱-۴۰.

ناقلی، شکوفه و مراح، مجید. (۱۳۹۶). «اثر نهادهای سیاسی بر صادرات ایران به شرکای مهم تجاری در الگوهای مختلف کالایی»، *فصلنامه علمی نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۳(۴)، ۵۹-۹۰.

هراتی، جواد؛ بهزاد امین، مهدی، و کهرمازه، سانا. (۱۳۹۴). «عوامل مؤثر بر صادرات ایران (کاربرد الگوی جاذبه)»، *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۶(۲۱)، ۲۹-۴۶.

هیتی، رضا؛ شجری، هوشنگ، و صمدی، سعید. (۱۳۹۵). «اندازه‌گیری ناطمینانی در اقتصاد کلان»، *فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی*، ۲۸، ۲۵۰-۲۲۳.

- Abrishami, H., Komijani, A., Mehrara, M., and Nouri, M. (2018), "Introduction of New Indicators of Exchange Rate Volatility Based on the Hybrid Model of Wavelet-GARCH". *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 25 (84), 191-224.
- Abolhasanbeigi, H., and Mahdavi, A. (2020), "The Effect of Exchange Rate on Iranian Trade Balance under Uncertainty". *Quarterly Journal of Applied Economics Studies*, 8(32), 1-17.
- Abunouri, E., Khanalipour, A., and Abbasi, J. (2009). "The Effect of News on Exchange Rate Volatility in Iran: An Application of ARCH Models". *Iranian Journal of Trade Studies Quarterly*, 13(50), 101-120
- Andreasson, P., Bekiros, S., Nguyen, D. K., and Uddin, G. S. (2016). "Impact of Speculation and Economic Uncertainty on Commodity Markets". *International Review of Financial Analysis*, 43, 115-127.
- Ashena, M., and Lalkhezri, H. (2020). "The Dynamic Correlation of Global Economic Policy Uncertainty Index with Stock, Exchange Rate and Gold Markets in Iran: Application of M-GARCH and DCC Spproach". *Journal of Econometric Modelling*, 5(2), 147-172.
- Baker, S.R., Bloom, N., and Davis, S.J. (2016). "Measuring Economic Policy Uncertainty". *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593–1636.
- Baley, I., Laura, V., a and Michael, W. (2020). "Can Global Uncertainty Promote International Trade". *Journal of International Economics*, 126, 103347.
- Baum, C.F., & Caglayan, M. (2010). "On the Sensitivity of the Volume and Volatility of Bilateral Trade Flows to Exchange Rate Uncertainty". *Journal of International Money and Finance*, 29(1), 79–93.
- Bennett, F., Lederman, D., Pienknagura, S., and Rojas, D. (2016). "The Volatility of International Trade Flows in the 21st Century: Whose Fault Is It Anyway?". *Policy Research Working Paper*; No. 7781. World Bank,
- Bollerslev, T. (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.
- Brownlees, C., and Gallo, M. (2010). "Comparison of Volatility Measures: a Risk Management Perspective". *Journal of Financial Econometric*, 8(1): 29–56.
- Byrne, J.P., and Davis, E.P. (2005). "Investment and Uncertainty in G7". *Review of World Economics*, 141(1), 1–32.
- Caldara, D., Iacoviello, M., and Molligo, P. (2019). "The Economic Effects of Trade Policy Uncertainty". *Journal of Monetary Economics*, 109(3), 38-59.

- Central bank of the Islamic Republic of Iran. (2004-2017). Selected Economic Indicators. [https://cbi.ir/simplelist/LatestEconomicData\\_fa.aspx](https://cbi.ir/simplelist/LatestEconomicData_fa.aspx)
- Chittedi, K. R. (2015). "Financial Crisis and Contagion Effect to Indian Stock Market: DCC-GARCH Analysis". *Global Business Review*, 16(1), 50-60.
- Constantinescu, C., A. Mattoo, and M. Ruta. (2017). "Trade Developments in 2016: Policy Uncertainty Weighs on World Trade". Washington, DC: World Bank.
- Constantinescu, C., Mattoo, A., and Ruta, M. (2020). "Policy Uncertainty, Trade and Global Value Chains: Some Facts, Many Questions". *Review of Industrial Organization*, 57(2), 285–308.
- Crowley, M., Song, H., and Meng, N. (2018). "Tariff Scares: Trade policy uncertainty and foreign market entry by Chinese firms". *Journal of International Economics*, 114(3), 96-115.
- Davis, S.J. (2016). An Index of Global Economic Policy Uncertainty. Becker Friedman Institute for Research in Economics, Working Paper, No. 2016-24. Available at: SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2852531>.
- De Grauwe, P. (1988). "Exchange Rate Variability and the Slowdown in Growth of International Trade". *IMF Economic Review*, 35(1), 63–84 (1988).
- Elyaspour, B., Ahmadi Shadmehri, M, T., and Lotfalipour, M. (2018). "The Effect of Exchange Rate Uncertainty on the Trade Balance of Iran: The Asymmetric Stochastic Volatility Model". *Iranian Journal of Trade Studies Quarterly*, 22(88), 207-255.
- Enders, W. (2007), "Applied Econometrics Times Series", Shavvalpour, S., and Sadeghi, M., Volume 1, 2<sup>nd</sup> Edition.
- Engle, R.F. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates for the Variance of United Kingdom Inflation". *Econometrica*, 50(4), 987-1007.
- Engle, R.F., and Sheppard, K. (2001). "Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH". NBER Working Paper, 8554.
- Engle, R. (2002). "Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models". *Journal of Business & Economic Statistics*, 20, 339–350
- Ferraro, D., Rogoff, K., and Rossi, B. (2015). "Can Oil Prices Forecast Exchange Rates? An Empirical Analysis of the Relationship between Commodity Prices and Exchange Rates". *Journal of International Money and Finance*, 54(3): 116–141.
- Farhady, A. (2004). "A Survey of Foreign Trade Effects on Iran's Economic Growth". *The Journal of Planning and Budgeting*, 9(1), 27-58
- Gujarati, D.N. (2009). *Basic Econometrics*. New York: McGraw Hill.
- Granger, C.W.J. (1969). "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods". *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Greenland, A., Ion, M., Lopresti, J. (2019). "Exports, investment and policy uncertainty". *Canadian Journal of Economics*, 52 (3), 1248–1288
- Handley, K. (2014). "Exporting under Trade Policy Uncertainty: Theory and Evidence". *Journal of International Economics*, 94 (1), 50-66

- Handley, K., and Limao, N. (2015). "Trade and Investment under Policy Uncertainty: Theory and Firm Evidence". *American Economic Journal: Economic Policy*, 7 (4), 189-222.
- Handley, K., and Limao, N. (2017). "Policy Uncertainty, Trade, and Welfare: Theory and Evidence for China and the United States". *American Economic Review*, 107 (9): 2731-83.
- Hansen, P., and Lunde, X. (2005). "A Forecast Comparison of volatility models: does anything beat a GARCH (1,1)". *Journal of Applied Econometrics*, 20(7): 873-889.
- Harati, J., Behrad-Amin, and M., Kahrzeh, S. (2015). "A Study of the Factors Affecting Iran's Export (Gravity Model Application)". *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, 6(21), 46-29.
- Heibati, R., Shajari, H., and Samadi, S. (2016). "Measuring Uncertainty in Macroeconomics". *Juornal of Monetary and Banking Research*, 9(28), 223-250.
- Heydarpour, A., and Pourshahabi, F. (2012). "Explaining the Effects of Economic Uncertainty on Macroeconomic Variables (Case Study: Iran)". *Majlis and Rahbord*, 19(71), 125-148.
- Hooper, P., and Kohlhagen, S.W. (1978). "The Effect of Exchange Rate Uncertainty on the Prices and Volume of International Trade". *Journal of International Economics*, 8(4), 483-511.
- Hosking, J. (1980). "The Multivariate Portmanteau Statistic". *Journal of the American Statistical Association*, 75(371), 602-608
- Hosking, J. (1981a). "Equivalent Forms of the Multivariate Portmanteau Statistic". *Journal of the Royal Statistical Society B* 43, 261–262.
- Hosking, J. (1981b). "Lagrange-Tests of Multivariate Time Series Models". *Journal of the Royal Statistical Society B* 43, 219–230.
- Iyke, B.N., and Ho, S.Y. (2017). "Exchange rate Uncertainty and Domestic Investment in Ghana", *Cogent Economics & Finance*, 5(1), 1362157. DOI: 10.1080/23322039.2017.1362157.
- Jafarisamimi, A., Monfared, S, M., and Heydarzadeh, N. (2014). "The Impact of Exchange Rate Uncertainty on Import in Iran". *Iranian Journal of Trade Studies*, 18(72), 1-23.
- Kazerooni, A., Hasannezhad, E., and Maniee, O. (2014). "The Effects of Exchange Rate Fluctuations on the Exports Patterns of Iran". *Quarterly Journal of Applied Economics Studies*, 3 (10), 219-246.
- Khosravi, M., and Mohseni, R. (2014). The Effect of Exchange Rate Uncertainty on Agricultural Trade Balance (An Application of GARCH, EGARCH and TGARCH Model). *Agricultural Economics*, 8(2), 69-86.
- Kido, Y. (2016). "On the Link between the US Economic Policy Uncertainty and Exchange Rates". *Economics Letters*, 144(3), 49–52.
- Koren, M., and Tenreyro, S. (2007). "Volatility and Development". *Quarterly Journal of Economics*, 122(1): 243 – 87.
- Krol, R. (2014). "Economic Policy Uncertainty and Exchange Rate Volatility". *International Finance*, 17(2), 241–256.

- Li, T., Ma, F., Zhang, X., and Zhang, Y. (2019). "Economic Policy Uncertainty and the Chinese Stock Market volatility: Novel Evidence". *Economic Modelling*, 87(3), 24-33.
- Li Mcleod, A. (1981). "Distribution of the Residual Autocorrelation in Multivariatr ARMA Time Series Models". *Journal of the Royal Statistical Society*, 43(2), 231-239.
- Loayza, N. V., Rancie`re R., Serven, L., and Ventura, J. (2007). "Macroeconomic Volatility and Welfare in Developing Countries: An Introduction". *The World Bank Economic Review*, 21(3), 343-357.
- Mallick, S. K., and Sousa, R. M. (2013). "Commodity Prices, Inflationary Pressures, and Monetary Policy: Evidence from BRICS Economies". *Open Economies Review*, 24(4), 677-694.
- Mohammadi, H., Mohammadi, M., and Sakhi, F. (2018). "The Effects of Exchange Rate Volatility on Foreign Agricultural Trade in Iran". *Agricultural Economics Research*, 10(37), 21-40.
- Nagheli, S., and Maddah, M. (2017). "The Effect of Political Institutions on Iranian Export to Major Trading Partners in Different Commodities Groups". *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 4(3), 59-90.
- Nodari, G. (2014). "Financial Regulation Policy Uncertainty and Credit Spreads in the US". *Journal of Macroeconomics*, 41(3), 122-132.
- Pilbeam, K., and Langeland, K.N. (2015). "Forecasting Exchange Rate Volatility: GARCH Models Versus Implied Volatility Forecasts". *International Economics and Economic Policy*, 12(1), 127-142.
- Pishbahar, E., Rahimi, J., Dashti, Gh., and Ghahremanzadeh, M. (2015). "The Effects of Agricultural Rrade Instability and Volatility on Growth of Agricultural Sector in Iran". *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 46(2), 299-310.
- Rossi, B., and Inoue, A. (2012). "Out-of-Sample Forecast Tests Robust to the Choice of Window Size". *Journal of Business & Economic Statistics*, 30(3), 432-453.
- Rajwani, Sh., and Kumar, D. (2016). "Asymmetric Dynamic Conditional Correlation: A Study of Asian Markets". *Global Business Review*, 17(6), 1339-1356.
- Smallwood, AD. (2019). "Analyzing Exchange rate Uncertainty and Bilateral Export Growth in China: A Multivariate GARCH-based Approach". *Economic Modelling*, 82(3), 332-344.
- Tam, P.S. (2018). "Global Trade Flows and Economic Policy Uncertainty". *Applied Economics*, 50, 34-35.
- Tsay, R. (2010). "Analysis of Financial Time Series. Wiley Series in Probability and Statistic". 3<sup>rd</sup> Edition.
- Zhang, D., Lei, L., Ji, Q., and Kutan, A.M. (2018). "Economic Policy Uncertainty in the US and China and their Impact on the Global Markets". *Economic Modelling*, 79(3), 47-56.

- Yang, Z., and Zhou, Y. (2016). "Quantitative Easing and Volatility Spillovers Across Countries and Asset Classes". *Management Science*, 63(2), 333-354.

**Dynamic Correlation of Exchange Rate, Export and Import Volatility with  
The Global Economic Policy Uncertainty Index  
(Application of M-GARRCH and DCC Approach)**

Ashena, M.<sup>1\*</sup>, La'l Khezri, H.<sup>2</sup>

**Abstract**

Given the interaction of countries at the global level, the dynamics of international markets can affect the domestic economy of countries. Changes in economic conditions and related uncertainties in different economies of the world affect trade relations and foreign trade variables. In this study, the effect of global economic policy uncertainty on the volatility of export, import and exchange rate variables in Iran has been investigated using monthly data for the period April 2004 to March 2017. The correlation of the mentioned variables in Iran has been investigated using the dynamic conditional correlation model of GARCH (DCC-GARCH). The results obtained from the model show that the use of dynamic conditional correlation model is more appropriate than the fixed conditional correlation model. According to the research results, volatility in global economic policy have a significant effect on volatility of exports, imports and real exchange rates. The results of this article show that fluctuations in global economic policy may have different effects on Iran's trade with other countries. If different firms with different financing need to export or import, then it is acceptable that economic policy fluctuations should have a different impact on their international trade decisions, and ultimately economic activity will be subject to change. Given the impact of global economic policy uncertainty on trade, policymakers must consider the impact of global economic developments on the domestic economy in their decisions, and pay attention to the structure of the correlation between domestic markets and global conditions. In this regard, the necessary support programs should be set for activities that are most affected by global developments.

**Keywords:** Global Economic Policy Uncertainty, Trade, Exchange Rate, Dynamic Conditional Correlation Model, Iran.

**JEL Classification:** E30, F31, F36, G11

---

1. Assistant Professor of Economics, Faculty of Humanities, Bozorgmehr University of Qaenat, Qaen, South Khorasan, Iran      **Email:** Ashena@buqaen.ac.ir

2. Assistant Professor of Economics, Faculty of Humanities, Bozorgmehr University of Qaenat, Qaen, South Khorasan, Iran      **Email:** h.lalkhezri@buqaen.ac.ir