فصلنامه اقتصاد کاربردی
دوره ۹، شماره ۲۹، تابستان ۱۳۹۸

تاثیر تورم شرکای تجاری ایران بر نااطمینانی تورم ایران: رهیافت مدل‌های GARCH

حسین فتحی‌زاده[۱*] ، خسرو پیرائی[۲] ، احسان اسدی[۳]

تاریخ دریافت: ۹۷/۰۷/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۹/۰۷/۲۷

چکیده:

در جوامعی که با جهان در تعامل تجاری هستند، تورم و به تبع آن نااطمینانی تورم می‌تواند تحت تاثیر عوامل خارجی مانند نوسانات نرخ ارز و تورم در کشورهای طرف مبادله قرار گیرد. این آثار در کشورهای مورد تحریم و پرنوسان اهمیت بیشتری دارد، زیرا می‌توانند به عنوان یک بار اضافی برای کشور محسوب شوند. هدف از این پژوهش، بررسی تاثیر تورم بزرگترین شرکای تجاری ایران، که بر اساس آمار گمرک جمهوری اسلامی شامل امارات متحده عربی، چین، آلمان، ترکیه و کره جنوبی می‌باشند، بر نااطمینانی تورم ایران طی دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۸ است. به منظور اندازه‌گیری نااطمینانی تورم ایران از واریانس شرطی جملات پسماند در معادله نرخ تورم استفاده شد. برآورد واریانس شرطی با استفاده از مدل‌های واریانس ناهمسانی خودرگرسیونی شرطی تعمیم یافته (GARCH) انجام گرفت و مدل GARCH نمایی (EGARCH) بر اساس آماره‌های خطای پیش‌بینی، به عنوان کاراترین مدل برگزیده شد. در نهایت، رابطه علیت بین تورم ایران و شرکای تجاری آن با واریانس شرطی نرخ تورم ایران با استفاده از آزمون علیت گرنجر مورد آزمون قرار گرفت. نتایج نشان می‌دهد که یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از تورم ایران به سمت نااطمینانی تورم وجود دارد. همچنین تورم کشورهای چین و ترکیه، علیت گرنجری نااطمینانی تورم در ایران شناخته شدند.

طبقه‌بندی JEL: E31، F13، F14

کلید واژه: تورم وارداتی، نااطمینانی تورم، مدل‌های GARCH، شرکای تجاری، تحریم

[۱] * عضو هیأت علمی گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، واحد سیرجان، دانشگاه آزاد اسلامی، سیرجان، ایران (نویسنده مسئول: hfathe@gmail.com)

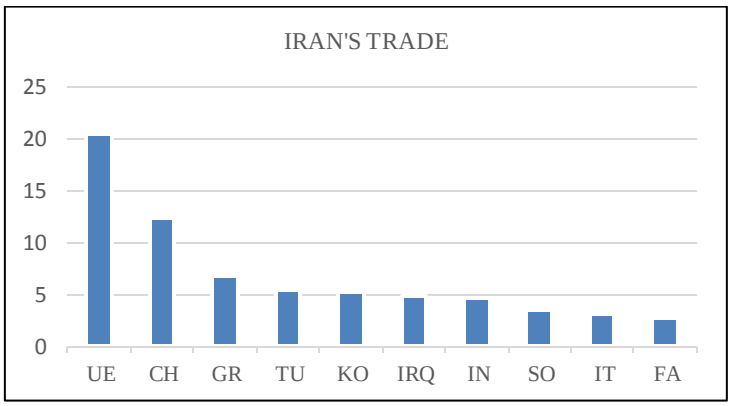
[۲] دانشیار علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران. kh.piraee@gmail.com

[۳] دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران. easadi_63@yahoo.com

[۱] عضو هیأت علمی گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، واحد سیرجان، دانشگاه آزاد اسلامی، سیرجان، ایران (نویسنده مسئول: hfathe@gmail.com
[۲] دانشیار علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران. kh.piraee@gmail.com
[۳] دانش آموخته دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران. easadi_63@yahoo.com

۱. مقدمه

به موازات ادغام بازارهای بین‌المللی و گسترش پدیده جهانی شدن، روابط تجاری بین کشورها توسعه چشمگیری یافته است. به همین واسطه، در سال‌های اخیر بررسی آثار جهانی شدن بر روی متغیرهای اقتصادی در داخل کشورها توجه بسیاری از اقتصاددانان را به خود جلب کرده است. نمودار (۱) ده کشوری که بیشترین حجم تجارت با ایران را در طول دو دهه اخیر داشته‌اند، نمایش می‌دهد. بیش از ۵۰ درصد کل حجم تجارت ایران به ترتیب با پنج کشور امارات متحده عربی، چین، آلمان، ترکیه و کره جنوبی بوده است.



نمودار ۱: درصد حجم تجارت ایران با ۱۰ شریک تجاری

منبع: گمرک جمهوری اسلامی ایران

از طرفی، تحریم‌های اقتصادی غرب علیه کشور از ویژگی‌هایی است که اقتصاد ایران پس از انقلاب اسلامی تا کنون با آن مواجه بوده است. از آنجا که به‌طور معمول اقتصادها در شرایط تحریم متلاطم می‌شوند، تحمل مشکلات اقتصادی سایر کشورها، نظیر رشد سطح قیمت‌های آنها، بار مضاعفی برای اقتصاد تحت تحریم محسوب می‌شود. در دهه اخیر، با تشدید تحریم-های اقتصادی علیه ایران، از قدرت انتخاب شرکای تجاری صادراتی و وارداتی ایران بسیار کاسته شده و مبادلات تجاری ایران عمدتاً به سوی کشورهایی خاص و به صورت تجارت غیرمستقیم برای عبور از تحریم‌ها سوق داده شده است. به عبارت دیگر، بخش عمده‌ای از واردات ایران به صورت غیرمستقیم و نه از مبدأ اصلی طرف تجاری خود انجام شده است. به عنوان مثال کشورهای اروپایی مانند آلمان، فرانسه و ایتالیا که در اوایل دهه ۱۳۸۰، با اختصاص نزدیک به یک سوم از حجم کل صادرات و واردات ایران، بزرگترین شرکای تجاری ایران محسوب می‌شدند، پس از سال ۲۰۰۵ جایگاه خود را به عنوان شرکای تجاری اصلی ایران به تدریج از دست داده‌اند و کشورهای آسیایی نظیر امارات متحده عربی در زمره اصلی‌ترین شرکای تجاری حال حاضر ایران قرار گرفته‌اند (گمرک جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۹۷). حال آنکه بخش عمده‌ای از کالاهای وارداتی ایران از امارات متحده عربی ساخت و محصول نهایی آن نبوده است. علاوه بر این، در دوره تحریم‌ها کشورهای دیگری نظیر ترکیه در زمره شرکای تجاری اصلی ایران قرار گرفتند که از پایداری و ثبات اقتصادی لازم در مقایسه با شرکای قبلی برخوردار نبوده‌اند.

درجریان مبادلات تجاری بین یک کشور با سایر کشورها متغیرهای زیادی در اقتصاد آن کشور متأثر می شوند، از جمله این تاثیرات می‌توان به تاثیر جهانی شدن بر تورم داخلی اشاره کرد. تورم داخلی ممکن است به واسطه افزایش رقابت‌پذیری بازار کالا و خدمات در بازار بین‌المللی کاهش پیدا کند و یا به واسطه افزایش وابستگی به واردات از کشورهای دیگر، نسبت به انتقال تورم از خارج به داخل آسیب پذیر گردد. در هر دو حالت افزایش حجم مبادلات تجاری چه از طریق صادرات و چه از طریق واردات، روی نرخ تورم داخلی

یک کشور تاثیر گذار است (فیلاردو[1]، ۱۹۹۸). به طور کلی تورم داخلی از دو کانال تحت تاثیر تورم وارداتی قرار می‌گیرد. کانال اول مربوط به نوسان یا تغییرات نرخ ارز است و کانال دوم مربوط به تورم در شرکای تجاری است. از طرف دیگر تئوری‌ها و تجارب فراوانی وجود دارد که نشان می‌دهند، تورم کشورها منجر به نااطمینانی تورم در آن‌ها می‌شود. اولین بار فریدمن[2] (۱۹۷۷) و بال[3] (۱۹۹۲)، بر رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم تأکید کردند. اهمیت این موضوع تا جایی است که اغلب اقتصاددانان معتقدند، مهم‌ترین زیان اقتصادی ناشی از تورم از کانال ایجاد انتظارات تورمی یا نااطمینانی تورمی است. عدم اطمینان از نرخ-های آیندهٔ تورم، تصمیم‌گیری عوامل اقتصادی در خصوص میزان مصرف، سرمایه‌گذاری و پس‌انداز را تحت تأثیر قرار می‌دهد و باعث اختلال در فعالیت‌های اقتصادی می‌شود (کونتونیکاس[4]، ۲۰۰۴). از آنجایی که تورم وارداتی می‌تواند سهمی از نرخ تورم در هر کشور را به خود اختصاص دهد، پس از این طریق می‌تواند بر میزان نااطمینانی تورم آن کشور نیز تاثیر بگذارد. بر این اساس پژوهش حاضر در راستای پاسخ‌گویی به سه پرسش ذیل بنا شده است:

اول، آیا تورم در ایران علت نااطمینانی تورم است و یا این رابطه در جهت عکس قرار دارد؟ دوم، آیا تحریم-های اقتصادی غرب علیه ایران از محل تاثیر تورم شرکای تجاری (تورم وارداتی) بر نااطمینانی تورم در ایران اثر معناداری دارد؟ سوم، آیا در شرایط عدم وجود هر گونه تحریم اقتصادی، انتخاب شرکای تجاری ایران مناسب است؟

در راستای پاسخ‌دهی به این پرسش‌ها، در پژوهش حاضر رابطه انتظارات تورمی ناشی از نااطمینانی در ایران با نرخ تورم داخلی و همچنین تورم بزرگترین شرکای تجاری کشور (در جمع صادرات و واردات) مورد بررسی قرار خواهد گرفت. برمبنای اطلاعات گمرک جمهوری اسلامی ایران، کشورهای نمونه بر اساس میزان مبادلات تجاری شامل امارات متحده عربی، چین، آلمان، ترکیه و کره جنوبی بوده‌اند. به این منظور از یک روش دو مرحله‌ای اقتصادسنجی سری‌های زمانی در بازه زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۸ استفاده می‌شود. در مرحله اول، با استفاده از تخمین واریانس شرطی معادله میانگین نرخ تورم ایران بر اساس مدل‌های خانواده GARCH یک شاخص برای نااطمینانی تورم ایران تعیین می‌شود. در مرحله دوم، با استفاده از آزمون علیت گرنجر، رابطه نرخ تورم داخلی و نرخ تورم شرکای تجاری با نااطمینانی تورم کشور آزمون می‌شود. با این وجود اولاً، می‌توان یکی از هزینه‌های تحریم‌های اقتصادی علیه ایران را شناسایی کرد. ثانیاً، می‌توان سیاست‌هایی را در مورد انتخاب شرکای تجاری کشور در شرایط غیر تحریم پیشنهاد نمود. مابقی این پژوهش به صورت زیر سازماندهی شده است:

در بخش دوم، مبانی نظری ارائه می‌شود. در بخش سوم، مطالعات تجربی آمده است. در بخش چهارم، روش‌شناسی پژوهش در چارچوب روش‌های اقتصادسنجی سری‌های زمانی تدوین شده است. در بخش پنجم، داده‌های پژوهش معرفی شده و خلاصه‌ای از آمار توصیفی آنها بررسی می‌شود. در بخش ششم، مانایی متغیرها بررسی می‌شود. در بخش هفتم، نااطمینانی تورم در ایران با استفاده از مدل‌های GARCH استخراج شده است. در بخش هشتم، رابطه نااطمینانی تورم با تورم داخلی و تورم وارداتی بر اساس آزمون علیت گرنجر براورد خواهد شد. در بخش آخر، نتایج , پیشنهادات ارائه می‌شود.

۲. مبانی نظری

۲-۱. تورم وارداتی

تورم وضعیتی است که طی آن سطح عمومی قیمت‌ها، بطور مداوم و در طول زمان افزایش می‌یابد. تورم می‌تواند ناشی از فشار تقاضا، فشار هزینه و دلایل ساختاری رخ دهد. بروز فشارهای ناشی از فزونی تقاضای کل بر عرضه کل، بر سطح عمومی قیمت‌ها تاثیر می‌گذارد و سبب ایجاد تورم می‌شود. این نوع تورم می‌تواند از طریق سیاست‌های پولی نامناسب و یا از طریق انتظارات تورمی پدید آید. انتظارات تورمی زمانی شکل می‌گیرد که کارگزاران اقتصادی، انتظار افزایش سطح عمومی قیمت‌ها در آینده را دارند و برای

جلوگیری از تحمل هزینه‌های بالاتر در آینده، تقاضای آتی را به حال تبدیل می‌کنند. این افزایش تقاضای کاذب سبب افزایش تقاضای کل (و حتی کاهش عرضه کل) و ایجاد تورم می‌گردد. میزان اثرگذاری عوامل طرف تقاضا بر سطح قیمت‌ها، به شیب منحنی عرضه کل بستگی دارد. هر چقدر منحنی عرضه کل به حالت عمودی نزدیکتر باشد، تاثیر عوامل طرف تقاضا بر سطح قیمت‌ها شدیدتر خواهد بود. در سمت عرضه اقتصاد نیز، عواملی مانند رشد سطح دستمزدها، افزایش قیمت مواد اولیه و افزایش هزینه کالاهای سرمایه‌ای سبب افزایش هزینه‌های تولید و کاهش عرضه کل در اقتصاد خواهد شد. درنتیجه، واکنش بنگاه‌ها برای جلوگیری از کاهش سود و افزایش تقاضای کل به دلیل کاهش میزان کالا و خدمات عرضه شده توسط بنگاه‌ها، زمینه افزایش قیمت‌ها را به وجود می‌آورد. برخی از عوامل تورم ناشی از فشار هزینه نظیر سطح دستمزدها به مسائل داخلی کشورها بستگی دارد و برخی از این عوامل مثل قیمت نهاده‌های تولید خارجی در کنترل کامل اقتصاد یک کشور نیست. افزون بر این، بخش عمده‌ای از کالاهای مصرفی داخلی را نیز کالاهای خارجی تشکیل می‌دهند. به این ترتیب در جوامعی که با جهان خارج در تعامل تجاری هستند، تورم داخلی تحت تاثیر عوامل مؤثر بر تجارت مانند نرخ ارز و نرخ تورم در کشورهای طرف مبادله نیز قرار می‌گیرد. در همین راستا، گروهی از اقتصاددانان معتقدند که بخش بزرگی از تورم داخلی کشورها ناشی از افزایش قیمت کالاهای وارداتی است. جونیور[۵] (۲۰۰۷)، استالز[۶] (۲۰۰۸) و راج و همکاران (۲۰۰۸) از این دسته‌اند. هرچقدر وابستگی تجاری بین دو طرف مبادله بیشتر باشد، انتقال تورم نیز با شدت بیشتری روی می‌دهد. لذا انتخاب کشورهایی با ثبات قیمت‌های داخلی و نرخ‌های پایین تورم، درکنار تنظیم حجم مبادلات تجاری و سیاست‌های صحیح ارزی، می‌تواند در به حداقل رساندن میزان تورم وارداتی در خلال مبادلات تجاری با کشورهای جهان مؤثر باشد (فیلکه[۷]، ۱۹۷۶).

در یک کشور صادرکننده مانند B، با افزایش صادرات، درآمد ملی افزایش می‌یابد. این افزایش درآمد، از طرفی موجب افزایش تقاضای داخلی می‌شود و از طرف دیگر، افزایش تولید سبب افزایش تقاضا برای نیروی کار و به تبع آن بالا رفتن سطح دستمزدهای دریافتی خواهد شد. این امر موجب کاهش عرضه کل، به دنبال بالا رفتن هزینه‌های تولید گشته و در نتیجه زمینه افزایش مضاعف قیمت‌ها در کشور صادرکننده B و به تبع آن افزایش قیمت‌های وارداتی در کشور واردکننده A از کشور B را به وجود می‌آورد. در کشور واردکننده A، افزایش قیمت کالاهای وارداتی از کشور B، از یک طرف به صورت مستقیم سبب افزایش قیمت کالاهای مصرفی می‌گردد و از طرف دیگر از طریق افزایش قیمت کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای، سبب بالا رفتن هزینه‌های تولید و کاهش عرضه کل در کشور A و افزایش قیمت‌های تعادلی و ایجاد تورم می‌شود. این افزایش تورم در کشور A مجدداً می‌تواند از طریق صادرات به سایر کشورها از جمله B منتقل شود و این حرکت بازخوردی بین دو کشور ادامه پیدا کند. بنابراین شدت و ضعف انتقال تورم از کشور B به A تنها بر اساس میزان صادرات کشور B به A تعیین نمی‌شود، بلکه میزان صادرات کشور A به کشور B نیز می‌تواند در انتقال تورم از B به A موثر باشد (فیلکه، ۱۹۷۶). نرخ‌های بالای تورمی در کشور B همچنین می‌تواند از طریق عوامل روانی، منجر به شکل‌گیری انتظارات افزایش قیمت‌های آتی وارداتی در کشور A گردیده و باعث شود عوامل اقتصادی در کشور A، تقاضای آتی خود را تبدیل به حال نمایند. نتیجتاً تقاضای کل خارجی در کشور A افزایش یافته و قیمت‌های تعادلی در این کشور افزایش شدیدتری می‌یابد و نرخ‌های تورمی بالاتری ایجاد می‌شود (دیمیتریس، ۲۰۱۲). علاوه بر این، افزایش تقاضای وارداتی در کشور A، منجر به بالا رفتن تقاضا برای ارز خارجی و درنتیجه افزایش نرخ ارز خواهد بود. این افزایش نرخ ارز نیز می‌تواند منجر به افزایش مضاعف سطح قیمت‌ها و ایجاد تورم در کشور وارد کننده A گردد (گوپینات و ریگوبون[۸]، ۲۰۰۸). فیلکه (۱۹۷۶)، ارتباط میان تورم کشورها را در قالب رابطه زیر نشان داد:

$$\dot{P}_A = \frac{X_{AB}+M_{AB}}{X_A+M_A}\dot{P}_B + \frac{X_{AC}+M_{AC}}{X_A+M_A}\dot{P}_C + \cdots + \frac{X_{AN}+M_{AN}}{X_A+M_A}\dot{P}_N \quad (۱)$$

به طوری که $\dot{P}_A$ نرخ واقعی تورم انتقالی در کشور A، $\dot{P}_B$ نرخ واقعی تورم انتقالی در کشور B، X_{AB} ارزش کل صادرات از کشور A به کشور B، M_{AB} ارزش کل واردات کشور A از کشور B، X_A ارزش کل صادرات کشور A و M_A ارزش کل واردات کشور A می‌باشند. بر اساس رابطه ۱ مقدار انتقال تورم از کشور B به کشور A یا ($\frac{X_{AB}+M_{AB}}{X_A+M_A}\dot{P}_B$)، به دو عامل تورم در کشور B یا $\dot{P}_B$ و میزان وابستگی تجاری کشور A به کشور B یا $\frac{X_{AB}+M_{AB}}{X_A+M_A}$ بستگی دارد. در این رابطه اشاره مستقیمی به نرخ ارز در کشور A به عنوان یک عامل مهم در تعیین شاخص قیمت کالاهای وارداتی و صادراتی نشده است. اما از آنجا که M و X ارزش کل کالاهای وارداتی و صادراتی می‌باشند، متغیر نرخ ارز نیز به نوعی در این رابطه لحاظ شده است. همچنین با فرض این که نرخ ارز مبادلاتی برای اکثر شرکای تجاری کشور A، نظیر کشورهای B و C یکسان در نظر گرفته می‌شود، لذا این متغیر ثابت در نظر گرفته شده است. در یک بررسی دیگر، گلدبرگ و کنتر[۹] (۱۹۹۷) ، رابطه بین تورم کشورها را به صورت مدل زیر نشان دادند:

$$\Delta P_{tAB} = \alpha_0 + \gamma\,\Delta e_{tAB} + \delta\,\Delta C^*_{tB} + \psi\,\Delta d_{tA} + \varepsilon_t \quad (۲)$$

به طوری که ΔP_{tAB} درصد تغییر درشاخص قیمت واردات کشور واردکننده A از کشور صادرکننده B (برحسب واحد پول کشور A) یا به عبارت دیگر نرخ تورم انتقالی از کشور B به کشور A، Δe_{tAB} درصد تغییر در نرخ ارز رایج کشور B (یا هر ارز مبادله‌ای دیگر) در کشور A، ΔC^*_{tB} درصد تغییر در شاخص قیمت کالاهای وارداتی از کشور B (برحسب واحد پول کشور B) و Δd_{tA} درصد تغییر در عواملی مثل درآمد ملی، عوامل روانی، رقابت‌پذیری، تعرفه‌های گمرکی و ... که سبب تغییر تقاضای کل در کشور واردکننده A می‌شوند. گوپینات و ریگوبون (۲۰۰۸) نیز در مدلی با متغیرهای توضیحی تقریباً مشابه با مدل گلدبرگ و کنتر (۱۹۹۷) رابطه بین تورم میان دو کشور را نشان دادند. با این تفاوت که به جای درصد تغییر در شاخص قیمت کالاهای وارداتی از کشور صادرکننده (ΔC^*_{tB})، از درصد تغییر در شاخص کل قیمت مصرف کننده یا به عبارتی نرخ تورم در کشور صادرکننده (π_{tB}) استفاده نمودند. در این مدل، سه عامل در تعیین شدت انتقال تورم از یک کشور به کشور دیگر تاثیر گذارند که عبارتند از:

۱- تغییرات نرخ ارز خارجی در کشور وارد کننده: بر اساس مبانی نظری اقتصاد، نرخ حقیقی ارز رابطه‌ای مستقیم با نرخ تورم انتقالی دارد. بنابراین افزایش نرخ اسمی ارز به اندازه نرخ تورم داخلی کشور مبدأ، تاثیری بر تورم انتقالی آن کشور ندارد.

۲- نرخ تورم: در کشور صادرکننده این عامل رابطه مستقیم با نرخ تورم انتقالی دارد.

۳- سایر عوامل تاثیرگذار بر مقدار تقاضای کل: به عنوان مثال درآمد ملی از طریق افزایش در میزان واردات، رابطه مستقیمی با نرخ تورم انتقالی دارد. تعرفه‌های گمرکی نیز با کاهش میزان واردات، رابطه‌ای معکوسی با نرخ تورم انتقالی دارند. عامل دیگری که در این گروه قرار می‌گیرد، عوامل روانی است که بسته به شرایط موجود می‌تواند رابطه‌ای مستقیم یا معکوس با نرخ تورم انتقالی داشته باشد. این مدل نیز از لحاظ نادیده گرفتن ارزش مبادلات تجاری بین دو کشور و یا به عبارت بهتر وابستگی تجاری کشور A به کشور B به عنوان یک عامل موثر در تعیین شدت و ضعف انتقال تورم دارای نارسایی می‌باشد.

چنان که مشخص است، عمده تحقیقات انجام شده در این حوزه دارای نقاط قوت و ضعف می‌باشند. مطالعات متعدد نشان می‌دهد که هنوز اتفاق نظری در جهان مبنی بر آثار دقیق تورم وارداتی وجود ندارد و معمولاً مطالعات تجربی نقش و تاثیر انتقال تورم از یک کشور را بر تورم کشور دیگر مشخص می‌کنند. در ایران نیز مطالعات فراوانی پیرامون تورم صورت گرفته است، اما تحقیقی که در آن رابطه تورم وارداتی بر تورم کشور

و به دنبال آن نااطمینانی تورم را بررسی نماید، انجام نشده است. از این رو، در این تحقیق به تبعیت از فیلکه (۱۹۷۶) با تصور اینکه تورم وارداتی می‌تواند سهمی از کل نرخ تورم کشور را تشکیل دهد، تاثیر تورم بزرگ-ترین شرکای تجاری ایران بر نااطمینانی تورمی کشور، با فرض یکسان بودن نرخ ارز برای مبادله با این کشورها بررسی می‌شود.

۲-۲. رابطه تورم با نااطمینانی تورم

نااطمینانی تورمی شرایطی است که در آن پیش‌بینی قیمت‌ها دشوار می‌باشد و افکار عمومی نمی‌دانند که تورم در آینده افزایش خواهد یافت یا کاهش می‌یابد. تصادفی بودن نوسان‌ها، اطلاعات ناقص عاملین اقتصادی از ساختار بازار و دگرگونی‌های غیرقابل پیش‌بینی در رژیم‌های سیاستی، سبب ایجاد نااطمینانی تورمی در نرخ‌های آتی تورم می‌شوند. با این وجود حتی درصورتی که امکان شناسایی و تشخیص تغییرات ایجاد شده در رژیم‌های سیاستی برای عاملین اقتصادی فراهم باشد، باز هم نمی‌توان نااطمینانی تورم را به طور کامل از بین برد، زیرا براساس مبانی تئوریک، نااطمینانی تورم با سطح تورم افزایش می‌یابد (کونتونیکاس، ۲۰۰۴).

گولوب[10] (۱۹۹۴) تأثیر نااطمینانی تورم بر اقتصاد را به دو اثر تقسیم می‌کند: اول این که نااطمینانی تورمی منجر به اتخاذ تصمیم‌هایی از سوی تولیدکننده‌ها و مصرف کننده‌ها می‌شود که اگر چنین وضعیتی وجود نمی‌داشت، تصمیم‌های دیگری می‌گرفتند. تحلیل‌گرها این آثار را به آینده‌نگری[11] عاملین اقتصادی نسبت می‌دهند. دوم این که آثاری نیز وجود دارند که بعد از اینکه تصمیم‌های تولیدکننده‌ها و مصرف کننده‌ها اتخاذ گردید، به وقوع می‌پیوندند. به عبارت دیگر، این آثار زمانی رخ می‌دهند که تورم واقعی، متفاوت از تورم انتظاری باشد. این آثار به اثرهای گذشته‌نگری[12] عاملین اقتصادی معروف هستند. اثرات آینده‌نگری موجب می‌شود تا نااطمینانی تورم از سه طریق آیندهٔ اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد. اول این که نااطمینانی تورم از طریق نرخ بهره بلند مدت بر بازارهای مالی تأثیر می‌گذارد. در شرایط نااطمینانی تورمی، بازده اسمی وام‌های بلندمدت با مخاطره بیشتری همراه خواهد شد. در نتیجه سرمایه‌گذاران بازده انتظاری بیشتری را طلب خواهند کرد. بازده انتظاری بیشتر به این معناست که نرخ بهرهٔ بلند مدت افزایش یافته و در نتیجه موجب کاهش سرمایه‌گذاری ملی خواهد شد. دوم این که نااطمینانی تورم منجر به ایجاد نااطمینانی دربارهٔ سایر متغیرهای اقتصادی از جمله نرخ بهره، دستمزدها و نرخ‌های مالیات شده و موجب ایجاد اختلال در اتخاذ تصمیمات اقتصادی از سوی تولیدکننده‌ها و در نتیجه کاهش فعالیت‌های اقتصادی می‌گردد. سوم این که نااطمینانی تورمی، تولیدکننده‌ها را به هزینه کردن منابع مالی برای اجتناب از مخاطره‌های مرتبط با آن تشویق می‌کند. این امر باعث می‌شود تا منابع مالی بنگاه‌ها از اهداف تولید دور شود. در اثرات مربوط به گذشته‌نگری، هنگامی که تورم واقعی از تورم انتظاری متفاوت باشد، منجر به انتقال منابع مالی بین بنگاه‌های اقتصادی خواهد شد، اما از آنجا که در انتقال ثروت، یک فرد برنده و یک فرد بازنده می‌شود، اندازه‌گیری اثرهای گذشته‌نگری خیلی دشوار است (ابراهیمی و سوری، ۱۳۸۵).

درچند دهه اخیر رابطهٔ بین تورم و نااطمینانی تورم مورد مطالعه بسیاری از اقتصاددان‌ها قرار گرفته است. بارنت و همکاران[13] (۲۰۱۸) رابطه بین تورم و ناطمینانی تورم را بر اساس مطالعات تجربی به صورت جدول زیر نشان می‌دهند:

جدول ۱: رابطه تئوریک بین تورم و نااطمینانی تورم

علامت رابطه / رابطه علیت	(+)	(-)
تورم علیت نااطمینانی تورم است.	فریدمن (۱۹۷۷) بال (۱۹۹۲)	پورگرامی و ماسکوس (۱۹۸۷) اونگار و زیلبرفارب (۱۹۹۳)
نااطمینانی تورم علیت تورم است.	کوکرمن و ملتزر (۱۹۸۶)	هالند (۱۹۹۵)

فریدمن (۱۹۷۷) و بال (۱۹۹۲)، فرضیهٔ وجود رابطهٔ مثبت بین تورم و نااطمینانی تورم را مطرح کردند. فریدمن معتقد است افزایش نرخ تورم ممکن است منجر به بروز واکنش‌های نامنظم و انفعالی توسط مقام‌های پولی شده و در نتیجه منجر به افزایش نااطمینانی می‌گردد. در موقعیت تورمی تصمیم گیرندگان سیاسی و پولی کشور با فشار افکار عمومی و رأی دهنده‌ها برای تثبیت قیمت‌ها و کاهش تورم مواجه‌اند. از طرفی برقراری سیاست‌های انقباضی و ضدتورمی تبعات رکوردی و کاهش رشد اقتصادی را به همراه خواهد داشت. این موضوع، پیش‌بینی واکنش‌های احتمالی مقامات پولی در مقابله با تورم را برای افراد جامعه و بنگاه‌های اقتصادی دشوار خواهد کرد. این امر سبب ایجاد عدم اطمینان در خصوص نرخ‌های آتی تورم و شدت یافتن این نااطمینانی خواهد شد. این فرضیه در اقتصاد به (فرضیهٔ فریدمن- بال) مشهور شده است (کونتونیکاس، ۲۰۰۴). مطالعات فوستر[۱۴] (۱۹۷۸)، فیشر[۱۵] (۱۹۸۱)، تیلور[۱۶] (۱۹۸۱)، برونر و هس[۱۷] (۱۹۹۳)، و فونتاس و همکاران[۱۸] (۲۰۰۰) نیز دلالت‌هایی بر وجود رابطهٔ مثبت بین تورم و نااطمینانی تورم ارائه کردند (فرزین‌وش و عباسی، ۱۳۸۵).

در مقابل این طیف، گروهی از محققین قرار دارند که معتقدند، افزایش در نرخ تورم منجر به کاهش نااطمینانی تورم خواهد شد. پورگرامی و ماسکوس[۱۹] (۱۹۸۷) و همچنین اونگار و زیلبرفارب[۲۰] (۱۹۹۳) از این دسته‌اند. به باور ایشان، وقتی تورم افزایش پیدا می‌کند، بنگاه‌های اقتصادی تلاش بیشتری را برای هماهنگی با تورم آتی به کار می‌گیرند و در واقع قبل از واقعیت یافتن نرخ‌های آیندهٔ تورم، دور اندیشی‌های لازم را برای هماهنگی با تورم انجام داده و آن را پیش‌بینی می‌کنند. در نتیجه نااطمینانی تورم در این وضعیت کاهش پیدا خواهد کرد (عربی[۲۱]، ۲۰۱۰). بر خلاف این دو گروه، کوکرمن و ملتزر[۲۲] (۱۹۸۶) معتقدند رابطهٔ علّی از جهت مخالف است و افزایش نااطمینانی تورم، علت افزایش سطح تورم است. به عقیدهٔ آن‌ها هرچند بانک مرکزی علاقه‌ای به ایجاد تورم ندارد، اما در وضعیت‌هایی مانند رکود اقتصادی ممکن است به افزایش اشتغال اهمیت بیشتری نسبت به زیان‌های ناشی از رشد نقدینگی بدهد. بنابراین، در موقعیتی که افزایش در نااطمینانی تورم باعث دشوار شدن پیش‌بینی تصمیم‌های پولی بانک مرکزی برای جامعه شده است و احتمال اثر بخشی سیاست‌های پولی انبساطی بیشتر است، انگیزهٔ مناسبی برای بانک مرکزی بوجود می‌آید تا با انجام سیاست‌های پولی فرصت طلبانه اقدام به ایجاد خود خواستهٔ نوسان‌های تورمی به منظور تحریک رشد اقتصادی کشور بنماید. در نهایت هالند[۲۳] (۱۹۹۵) فرضیه‌ای برخلاف فرضیهٔ کوکرمن و ملتزر مطرح می‌کند. به باور وی زمانی که بروز تورم سبب افزایش نااطمینانی تورم می‌شود، مقامات پولی تلاش خواهند کرد تا با به کارگیری سیاست‌های انقباضی و تثبیت قیمت‌ها، زیان‌های ایجاد شده از مسیر نااطمینانی تورم را به حداقل برسانند. بنابراین نااطمینانی تورم سبب کاهش نرخ تورم در دوره‌های آتی خواهد شد.

چنانکه در این قسمت مشاهده می‌شود، رابطه علیتی بین تورم و نااطمینانی تورم نیز از الگوی خاصی از اقتصاد کلان پیروی نمی‌کند و محققین بر اساس فروض و آزمون‌های تجربی در مورد آن قضاوت می‌کنند.

۳. مطالعات تجربی

مطالعات تجربی مرتبط با پژوهش حاضر را می‌توان در سه گروه دسته‌بندی نمود:

گروه اول مربوط به مطالعاتی است که رابطه بین تورم داخلی و نااطمینانی تورم را بررسی کردند. گروه دوم را مطالعاتی تشکیل می‌دهند که بر تاثیر تورم وارداتی بر تورم داخلی تاکید کرده‌اند. گروه سوم نیز مطالعاتی هستند که رابطه تورم وارداتی را با نااطمینانی تورم بررسی کردند. در جدول (۲) مطالعات تجربی به صورت خلاصه آمده است:

جدول ۲: خلاصه پیشینه پژوهش

پژوهشگر(ان)	سال	کشور	نتیجه
بارنت و همکارن	۲۰۱۸	ایالات متحده	تورم علیت نااطمینانی تورم است و آن را افزایش می‌دهد.
فریدمن	۱۹۷۷	ایالات متحده	تورم علیت نااطمینانی تورم است و آن را افزایش می‌دهد.
اونگار و زیلبرفارب	۱۹۹۳	ایالات متحده	تورم علیت نااطمینانی تورم است و آن را کاهش می‌دهد.
کوکرمن و ملتزر	۱۹۸۶	ایالات متحده	نااطمینانی تورم علیت تورم است و آن را افزایش می‌دهد.
هالند	۱۹۹۵	ایالات متحده	نااطمینانی تورم علیت تورم است و آن را کاهش می‌دهد.
استالز[۲۴]	۲۰۰۸	سوئیس	تورم وارداتی بر تورم داخلی تاثیر مثبت و معنادار دارد.
جونیور[۲۵]	۲۰۰۷	کانادا سوئد انگلیس کره جنوبی	تورم وارداتی از کانال نرخ ارز بر تورم داخلی کشورهای سوئد و کره جنوبی تاثیر معنادار دارد در حالی که در کشورهای کانادا و انگلیس رابطه معنادار مشاهده نشد.
سکین[۲۶]	۲۰۰۶	ایالات متحده ژاپن آلمان انگلیس فرانسه ایتالیا	نرخ ارز موجب کاهش تورم وارداتی می شود و از این کانال بر کاهش نرخ تورم داخلی این کشورها مؤثر است.
دوما[۲۷]	۲۰۰۸	سریلانکا	تورم وارداتی بر تورم داخلی تاثیر مثبت و معنادار دارد.
راج و همکاران	۲۰۰۸	هندوستان	تورم وارداتی بر تورم داخلی تاثیر مثبت و معنادار دارد. همچنین تورم وارداتی از کشورهای درحال توسعه به طور معناداری بیشتر از کشورهای توسعه یافته صنعتی است.
دیمیتریس	۲۰۱۲	یونان	تورم کشورهای آلمان و آمریکا علیت گرنجری نااطمینانی تورم در یونان است.

۴. روش‌شناسی تحقیق

در پژوهش حاضر از یک روش دو مرحله‌ای اقتصادسنجی سری‌های زمانی در بازه زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۸ استفاده می‌شود. در مرحله اول، با استفاده از تخمین واریانس شرطی معادله میانگین نرخ تورم ایران بر اساس مدل‌های خانواده GARCH یک شاخص برای نااطمینانی تورم ایران تعیین می‌شود و مدل بهینه بر اساس شاخص‌های پیش‌بینی انتخاب می‌شود. در مرحله دوم، با استفاده از آزمون علیت گرنجر، رابطه نرخ تورم داخلی و نرخ تورم شرکای تجاری با نااطمینانی تورم کشور آزمون می‌شود.

الگوی GARCH به تبعیت از بولرسلو (۱۹۸۶) به شکل رابطه (۳) تعریف می‌شود:

$$VAR(\varepsilon_t) = H_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i {\varepsilon^2}_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \beta_j H_{t-j} \quad (۳)$$
$$\alpha_0 > 0 \ , \ \alpha_i \geq 0 \ , \ \beta_j \geq 0$$

در رابطه (۳) مثبت و معنی‌دار بودن ضریب α_i به آن معنا است که واریانس شرطی (H_t) نسبت به نوسان‌های دوره‌های قبلی حساس بوده و به سرعت به تحرک‌های بازار واکنش نشان می‌دهد. همچنین مقدار مثبت و معنی‌دار ضریب β_j نشان دهنده نامیرا بودن نااطمینانی تورم است. به این معنا که نااطمینانی تورم در طول زمان دارای تداوم بوده و از یک دوره به دوره بعدی منتقل می شود. به عبارتی دیگر به مدتی نسبتاً طولانی جهت تغییر نیاز دارد. یکی از ایرادهای اساسی وارد بر مدل GARCH آن است که نوسان‌های مثبت و منفی با اندازه (ε_t) برابر، اثر یکسانی بر H_t دارند. ولی در واقعیت، عاملین اقتصادی به خبرهای خوب و بد واکنش متفاوت نشان می‌دهند. بنابراین، برای این که بتوان اثر نوسان‌های منفی و مثبت را از یکدیگر تفکیک کرد، از دو مدل نامتقارن استفاده شده است. یکی از مدل‌ها، تحت عنوان مدل GARCH آستانه‌ای

(TGARCH)[۲۸] توسط گلستن و همکاران[۲۹] (۱۹۹۳) به شرح زیر معرفی گردید:

$$H_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \varepsilon^2{}_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \beta_j H_{t-j} + \sum_{k=1}^{r} \gamma_k \varepsilon^2{}_{t-k} d_{t-k} \quad (۴)$$

در مدل فوق اگر ضریب γ منفی باشد، نشان دهندهٔ این است که نوسان‌های منفی و مثبت تورم با بزرگی یکسان، اثرهای متفاوتی را بر نااطمینانی تورم خواهند گذاشت. یعنی در کوتاه مدت نوسان‌های مثبت بیشتر از نوسان‌های منفی بر نااطمینانی تورم تأثیر می‌گذارند. واضح است که اثر نوسان‌های منفی بر نااطمینانی برابر $\sum_{i=1}^{p} \alpha_i - \gamma$ و اثر نوسان‌های مثبت برابر $\sum_{i=1}^{p} \alpha_i + \gamma$ خواهد بود (انگل، ۲۰۰۱).

مدل دیگری که توسط نلسون[۳۰] (۱۹۹۱) ارائه شد، مدل GARCH نمایی (EGARCH)[۳۱] است. این مدل همانند مدل TGARCH، امکان بررسی مجزای آثار نامتقارن نوسان‌های مثبت و منفی تورم را فراهم می‌آورد و به صورت زیر ارائه شده است:

$$log(H_t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i log\left(\frac{|\varepsilon_{t-i}|}{\sqrt{H_{t-j}}}\right) + \sum_{j=1}^{q} \beta_j \log(H_{t-j}) + \sum_{k=1}^{r} \gamma_k \, log\left(\frac{|\varepsilon_{t-k}|}{\sqrt{H_{t-k}}}\right) \quad (۵)$$

از آنجا که در این مدل، معادلهٔ واریانس به شکل لگاریتمی بیان شده است، محدودیت مدل GARCH مبنی بر مثبت بودن همهٔ ضریب‌ها در آن برطرف شده و الزامی به قید غیر منفی بودن ضرایب در آن وجود ندارد. در رابطه (۵) اگر ضریب $log(\frac{|\varepsilon_{t-k}|}{\sqrt{H_{t-k}}}) > 0$ باشد، اثر نوسان‌های مثبت بر لگاریتم واریانس شرطی برابر $\alpha + \gamma$ و اگر $log(\frac{|\varepsilon_{t-k}|}{\sqrt{H_{t-k}}}) < 0$ باشد، اثر نوسان‌های منفی بر لگاریتم واریانس شرطی برابر $\alpha - \gamma$ خواهد بود (دیمیتریس[۳۲]، ۲۰۱۲).

آخرین مدل معرفی شده در این تحقیق، مدل GARCH مؤلفه‌ای (CGARCH)[۳۳] است. این مدل خاص که توسط انگل و لی[۳۴] (۱۹۹۳) ارائه شده است، نااطمینانی را به دو مؤلفه (جزء) کوتاه مدت و بلند مدت تفکیک می‌کند و به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$H_t - q_t = \alpha(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \beta(H_{t-1} - q_{t-1}) \quad (۶)$$

$$q_t = \omega + \rho(q_{t-1} - \omega) + \varphi(\varepsilon_{t-1}^2 - H_{t-1})$$

درمعادلهٔ اول، مؤلفهٔ کوتاه مدت یا موقتی در نااطمینانی به صورت $(H_t - q_t)$ تعریف می‌شود. در کوتاه مدت $(H_t - q_t)$ به سمت صفر همگرا می‌شود. درمعادلهٔ دوم، مؤلفهٔ بلندمدت نااطمینانی با q_t تعریف می‌شود و به سمت عدد ثابت ω میل می‌نماید (انگل، ۲۰۰۱).

پس از براورد مدل‌های مختلف GARCH عملکرد پیش‌بینی آنها ارزیابی شده و بدین ترتیب مناسب‌ترین مدل برای براورد نااطمینانی تورم ایران انتخاب می‌گردد. آماره‌های خطای پیش‌بینی که برای ارزیابی عملکرد پیش‌بینی مورد استفاده قرار خواهند گرفت، شامل معیار ریشه میانگین مربعات خطا (RMSE)[۳۵] ، میانگین قدرمطلق خطا (MAE)[۳۶] و میانگین درصد قدرمطلق خطا (MAPE)[۳۷] می‌باشند.

در نهایت، رابطهٔ علّی بین نرخ تورم ایران و تورم هر یک از شرکای تجاری کشور با واریانس شرطی نرخ تورم ایران H_t به عنوان متغیر نااطمینانی تورم ایران با استفاده از آزمون علّیت گرنجر مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۵. داده‌ها

داده‌های پژوهش شامل سری‌های زمانی سالانه نرخ تورم بر اساس شاخص قیمت مصرف کننده (CPI)[۳۸] مربوط به کشور ایران و شرکای تجاری ایران شامل امارات متحده عربی، چین، آلمان، ترکیه و کره جنوبی طی دوره زمانی ۱۹۸۰-۲۰۱۸ هستند که از وبسایت صندوق بین المللی پول[۳۹] دریافت شده‌اند. در جدول (۳) خلاصه‌ای از آمار توصیفی مربوط به تورم کشورهای نمونه آمده است.

کشور ترکیه بالاترین میانگین نرخ تورم و بیشترین نوسانات تورمی را در طول دوره تحت بررسی داشته است، در حالی که کشور آلمان کمترین میانگین نرخ تورم و پایین‌ترین دامنه تغییرات را در بین سایر شرکای تجاری اصلی ایران داشته است. میانگین نرخ تورم ترکیه در دوره تحت بررسی بیش از ۴۱ درصد و میانگین نرخ

تورم کشور آلمان در همین دوره حدود ۲ درصد بوده است. لازم به ذکر است که کشور ترکیه نیز پس از انجام اصلاحات گسترده در حوزه سیاست‌گذاری پولی موفق به مهار تورم از سال ۲۰۰۳ به بعد شد، به طوری که تورم این کشور پس از این سال، همواره کمتر از نرخ تورم ایران بوده است. بالاترین نرخ‌های ثبت شده از تورم برای هر کشور به ترتیب برای ترکیه حدود ۱۱۱ درصد در سال ۱۹۸۰، ایران حدود ۴۹ درصد در سال ۱۹۹۵، کره جنوبی حدود ۲۹ درصد در سال ۱۹۸۰، چین ۲۴ درصد در سال ۱۹۹۴، امارات متحده عربی حدود ۱۲ درصد در سال ۲۰۰۸ و برای آلمان حدود ۶ درصد در سال ۱۹۸۱ ثبت شده است. در مقابل کمترین نرخ ثبت شده از تورم برای ایران حدود ۵ درصد و مربوط به سال ۱۹۸۵ است. نکته قابل توجه اینکه کشورهای آلمان و چین به ترتیب در سال‌های ۱۹۸۶ و ۱۹۹۸ نرخ‌های منفی را برای تورم ثبت کرده‌اند. دو ستون آخر از جدول (۳) نیز دامنه تغییرات و انحراف معیار مربوط به نرخ تورم کشورهای تحت بررسی را در طول زمان نشان می‌دهند. بالا بودن این اعداد نشان از بی ثباتی قیمت‌ها و پایین بودن این اعداد حکایت از ثبات قیمت‌ها در کشور مورد نظر داشته است. بر این اساس کشور ترکیه بی‌ثبات‌ترین و کشور آلمان باثبات‌ترین شریک ایران محسوب می‌شوند.

جدول ۳: آمار توصیفی داده‌های نرخ تورم در ایران و شرکای تجاری

متغیر	میانگین	کمترین	بیشترین	دامنه تغییرات	انحراف معیار
IIR	۱۹/۵۰۰	۴/۴۰۰	۴۹/۳۰	۴۴/۹۰	۸/۸۸۶
IUE	۴/۰۷۹	۰/۶۰۰	۱۲/۳۰	۱۱/۷۰	۲/۹۵۶
ICH	۴/۹۸۶	-۱/۴۰۰	۲۴/۱۰۰	۲۵/۵۰۰	۵/۹۱۶
IGR	۲/۱۱۲	-۰/۱۲۵	۶/۳۲۴	۶/۴۴۹	۱/۵۱۰
ITU	۴۱/۰۱۷	۶/۲۵۱	۱۱۰/۶۳۸	۱۰۴/۳۸۷	۳۱/۴۸۹
IKO	۴/۸۵۸	۰/۷۲۲	۲۸/۶۹۷	۲۷/۹۷۵	۵/۲۸۵

منبع: یافته‌های پژوهش

توضیحات: نمادهای IIR، IUE، ICH، IGR، ITU و IKO به ترتیب بیانگر نرخ تورم کشورهای ایران، امارات متحده عربی، چین، آلمان، ترکیه و کره جنوبی می‌باشند.

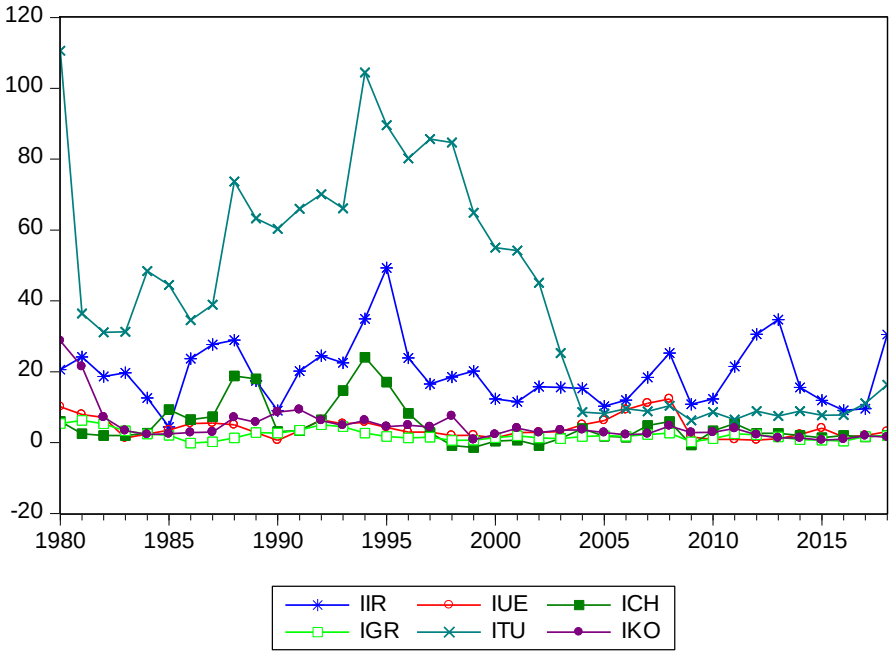
همچنین نمودار (۲) روند حرکت نرخ تورم را در فاصله سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۸ برای کشورهای تحت بررسی نشان می‌دهد. چنانکه در این نمودار مشخص است، نوسانات نرخ تورم در کشورهای ایران و ترکیه بسیار بالا است. در مقابل ثبات قیمت‌ها در دو کشور آلمان و کره جنوبی در طول زمان مشهود است. علاوه بر این، چنان که در این نمودار مشهود است، برخلاف کشور ایران، تمامی ۵ کشور شریک عمده تجاری ایران درطی یک دهه گذشته موفق به کاهش و تثبیت تورم خود در نرخ های کمتر از ۱۰ درصد شده‌اند، هر چند که نرخ تورم در کشور ترکیه مجدداً در سال‌های ۲۰۱۷ و ۲۰۱۸ دو رقمی شده است.

۶. آزمون ریشه واحد

ساکن بودن هر سری از داده‌ها به این مفهوم است که میانگین، واریانس و کواریانس سری تابعی از زمان نباشد. در صورتی که این موضوع صادق نباشد، یک رگرسیون کاذب یا ساختگی از براورد معادله رگرسیونی به وجود می‌آید. در تحقیق حاضر با توجه به ویژگی‌های سری‌های زمانی از روش دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) جهت آزمون ساکن‌پذیری داده‌ها استفاده شده است. فرضیه صفر در این آزمون دلالت بر وجود ریشه واحد و غیر ساکن بودن سری زمانی خواهد داشت. نتایج این آزمون در جدول (۴) آمده است:

توضیحات: نمادهای IIR، IUE، ICH، IGR، ITU و IKO به ترتیب بیانگر نرخ تورم کشورهای ایران، امارات متحده عربی، چین، آلمان، ترکیه و کره جنوبی می‌باشند. همچنین H نماد نااطمینانی تورم ایران است.

مطابق با نتایج جدول (۴) کلیه متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق در سطح ساکن بوده‌اند، لذا براوردهای انجام شده در قسمت‌های بعدی از رگرسیون‌های کاذب حاصل نمی‌شوند.



نمودار ۲: نرخ تورم ایران و شرکای تجاری طی بازه زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۸

منبع: صندوق بین‌المللی پول

جدول ۴: آزمون ریشه واحد به روش دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF)

متغیر	آماره دیکی –فولر تعمیم یافته	احتمال فرضیه صفر	نتیجه
IIR	-۴/۵۷۳	۰/۰۰۰۸	ساکن در سطح
IUE	-۳/۲۷۸	۰/۰۲۳	ساکن در سطح
ICH	-۳/۴۸۵	۰/۰۱۴	ساکن در سطح
IGR	-۲/۰۶۱	۰/۰۳۹	ساکن در سطح
ITU	-۲/۲۱۰	۰/۰۲۷	ساکن در سطح
IKO	-۳/۱۲۴	۰/۰۰۲	ساکن در سطح
H	-۵/۶۶۸	۰/۰۰۰	ساکن در سطح

منبع: یافته‌های پژوهش

۷. برآورد نااطمینانی تورم در ایران

در این تحقیق از واریانس شرطی جملات اخلال در معادله میانگین نرخ تورم ایران که با استفاده از مدل منتخب از مدل‌های خانواده GARCH استخراج می‌شود، به عنوان متغیر جانشین برای نااطمینانی تورم ایران استفاده شده است. نتایج براورد مدل‌های مذکور در جدول (۵) آمده است

بر اساس نتایج مندرج در جدول (۵)، درمدل GARCH، α_1، ضریب مربوط به ε_{t-1}^2، منفی شده است، لذا محدودیت غیر منفی بودن ضرایب در مدل GARCH حاصل نشده است. همچنین با توجه به اینکه در مدل TGARCH معناداری برخی از ضرایب حاصل نشده است، لذا انتظار می‌رود، قدرت پیش‌بینی این مدل پایین باشد. معناداری β_1 ضریب مربوط به H_{t-1} در سطح اطمینان ۹۰ درصد، حکایت از نامیرا بودن نااطمینانی تورم در مدل EGARCH دارد، یعنی نااطمینانی تورم در ایران از یک دوره به دوره بعدی منتقل می‌شود. علاوه بر این، معنی‌دار بودن γ_1 ضریب مربوط به عدم تقارن در مدل EGARCH، نامتقارن بودن اثر شوک‌های مثبت و منفی تورم بر نااطمینانی تورم را تایید می‌کند. در مدل CGARCH نیز، ضریب ρ مربوط به متغیر $q_{t-1} - \omega$، دارای علامت مثبت، مقدار عددی بالا و از لحاظ آماری معنی‌دار است. این بدان معنا است که شوک‌های تورمی اثری فزاینده و قوی بر نااطمینانی بلند مدت تورم در ایران دارند. همچنین عدم معنی‌داری φ ضریب مربوط به $\varepsilon_{t-1}^2 - H_{t-1}$، بیانگر میرا بودن نااطمینانی تورم ایران در بلندمدت است.

جدول ۵: تخمین واریانس شرطی نرخ تورم ایران با استفاده از مدل‌های خانواده GARCH

ضرایب	GARCH	EGARCH	TGARCH	CGARCH
α_0	۱/۲۹۵ (۰/۷۸۵)	۲/۲۸۳ (۰/۰۳۱)	۱۴/۰۴۹ (۰/۳۴۷)	-
α_1	-۰/۴۲۱ (۰/۰۹۸)	-۱/۰۳۲ (۰/۰۲۱)	-۰/۰۸۷ (۰/۳۰۸)	۰/۲۲۷ (۰/۵۹۵)
β_1	۱/۵۴۲ (۰/۰۰۰)	۰/۴۳۹ (۰/۰۷۹)	-۰/۳۹۷ (۰/۰۴۴)	۰/۳۲۷ (۰/۰۷۷)
γ_1	-	۰/۶۱۷ (۰/۰۰۳)	۱/۰۳۰ (۰/۰۰۰)	-
ω	-	-	-	۵۲/۵۵۴ (۰/۰۰۰)
ρ	-	-	-	۰/۷۴۲ (۰/۰۰۰)
φ	-	-	-	-۰/۲۷۴ (۰/۵۵۹)

منبع: یافته‌های پژوهش

در ادامه با استفاده از مقادیر پیش‌بینی شده و واقعی واریانس شرطی، معیارهای ارزیابی عملکرد پیش‌بینی برای مدل‌های GARCH محاسبه شده و نتایج آن در جدول (۶) ارائه شده است:

جدول ۶: آماره‌های ارزیابی عملکرد پیش‌بینی الگوهای GARCH

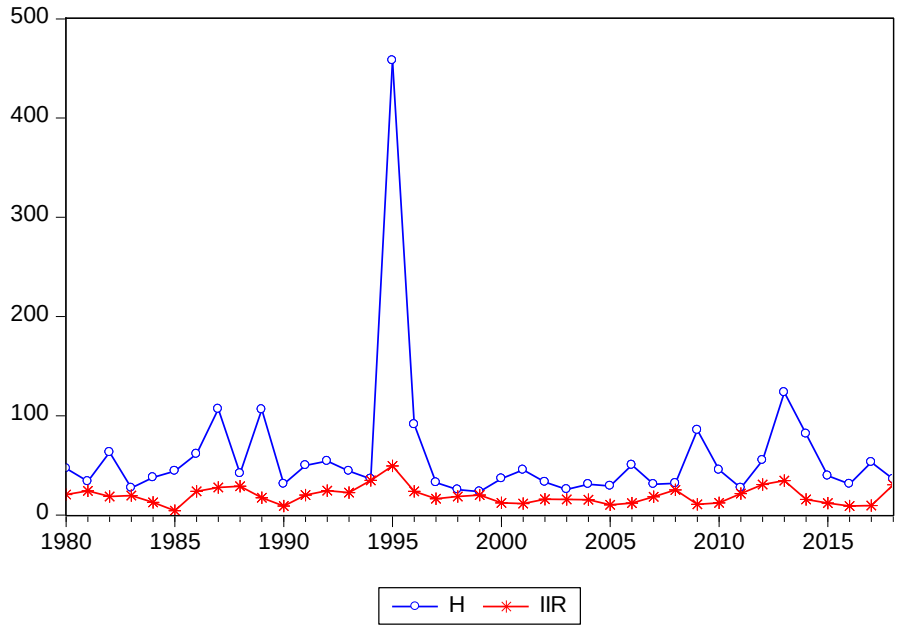
آماره خطای پیش‌بینی	GARCH	EGARCH	TGARCH	CGARCH
RMSE	۷/۵۸۲	۶/۸۸۲	۷/۷۸۱	۷/۵۶۲
MAE	۶/۴۳۱	۵/۹۲۴	۶/۸۹۷	۶/۲۹۱
MAPE	۴۴/۲۹۶	۳۳/۷۷۱	۴۷/۴۸۰	۳۸/۳۹۴

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به آماره‌های خطای پیش‌بینی شده، مدل EGARCH نسبت به سایر مدل‌ها، دارای کمترین مقدار آماره RMSE، MAE و MAPE می‌باشد. از این رو می‌توان گفت، الگویEGARCH نسبت به سایر الگوها

دارای بیشترین قابلیت و کمترین خطا در پیش‌بینی واریانس شرطی نرخ تورم می‌باشد. با این وجود و با توجه به معناداری ضرایب در مدل EGARCH و همچنین غیر الزامی بودن به قید غیر منفی بودن ضرایب در آن، مدل EGARCH به عنوان مناسب‌ترین مدل جهت برآورد و استخراج متغیر واریانس شرطی تورم در ایران برگزیده می‌شود.

در ادامه، واریانس شرطی نرخ تورم ایران که با استفاده از مدل EGARCH برآورده شده است، در کنار نرخ تورم ایران در نمودار (۳) مقایسه می‌شود. با مشاهده نرخ تورم ایران (IIR_t) و نااطمینانی تورم ایران (H_t) در طول زمان به وضوح اثر نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی تورمی بر نااطمینانی تورم که در هر دو الگوی نامتقارن EGARCH و TGARCH تایید شده بود را می‌توان مشاهده کرد. به این معنا که شوک‌های مثبت تورمی نسبت به شوک‌های منفی با اندازه تقریباً یکسان، اثر فزاینده بزرگتری بر نااطمینانی تورم دارند. برای نمونه، در سال ۱۹۹۵، همزمان با شوک مثبت تورمی از ۳۵ درصد به ۴۹ درصد، مقدار واریانس شرطی نرخ تورم (نااطمینانی تورم) با افزایش ۴۲۲ واحدی روبرو می‌شود. در مقابل، شوک منفی تورمی سال ۲۰۰۹ از ۲۵ به ۱۰ درصد تنها با ۵۲ واحد افزایش در واریانس شرطی نرخ تورم همراه بوده است. نکته قابل ذکر دیگر اینکه در فاصله سال‌هایی مانند (۱۹۸۵-۱۹۸۱)، (۲۰۰۵-۱۹۹۷) و (۲۰۱۷-۲۰۱۴)، که نرخ تورم روندی آرام را پیموده است، مقدار واریانس شرطی به عنوان متغیر نااطمینانی تورم کاهش چشمگیری داشته است. این نتایج به خوبی نشان می‌دهد که بالا بودن نرخ تورم الزاماً توام با بالا بودن نااطمینانی تورم نیست، بلکه نااطمینانی تورم نتیجه وقوع شوک‌های تورمی است و حتی تثبیت نرخ‌های بالای تورمی نیز می‌تواند منجر به کاهش مقدار نااطمینانی تورم (H_t) گردد.



نمودار ۳: مقایسه نرخ تورم با نااطمینانی تورم در ایران

منبع: یافته‌های پژوهش

۸ . بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم

در این بخش، ابتدا رابطه علیت بین دو سری زمانی تورم ایران (IIR_t) و واریانس شرطی نرخ تورم (H_t)، که بااستفاده از الگوی EGARCH به عنوان متغیر نااطمینانی تورم در ایران براورد شد، با استفاده از آزمون علیت گرنجر مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج این آزمون در جدول (۷) آمده است:

جدول ۷: بررسی رابطه علیت گرنجر بین تورم و نااطمینانی تورم در ایران

فرضیه صفر	آماره F	احتمال
تورم، عامل گرنجری نااطمینانی تورم نیست *	۷/۸۴۲	۰/۰۰۲
نااطمینانی تورم، عامل گرنجری تورم نیست	۱/۴۲۶	۰/۳۳۱

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج جدول (۷)، در ایران یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از سمت تورم به نااطمینانی تورم وجود دارد. این نتیجه بر نظریه فریدمن – بال مبنی بر اینکه تورم سبب افزایش نااطمینانی تورم می‌شود، منطبق است. بر اساس این نظریه، نرخ‌های بالای تورمی، پیش‌بینی سیاست‌های مقامات پولی در برابر تورم را برای عوامل اقتصادی کشور دشوار می‌سازد و منجر به ایجاد عدم اطمینان نسبت به نرخ‌های آتی تورم و شدت یافتن نااطمینانی خواهد شد. همچنین بر اساس نتایج جدول (۷)، درایران نااطمینانی تورم علیت گرنجری نرخ تورم نیست.

در ادامه نیز، با استفاده از آزمون علیت گرنجر رابطه علیت بین تورم کشورهای شریک تجاری ایران به صورت جداگانه با واریانس شرطی نرخ تورم به عنوان متغیر نااطمینانی تورم بررسی می‌شود. نتایج براوردهای مذکور در جدول (۸) آمده است:

جدول ۸: بررسی رابطه علیت گرنجر بین تورم شرکای تجاری ایران با نااطمینانی تورم در ایران

فرضیه صفر	آماره F	احتمال
تورم کشور امارات، علیت گرنجری نااطمینانی تورم ایران نیست	۰/۱۵۵	۰/۸۹۱
تورم کشور چین، علیت گرنجری نااطمینانی تورم ایران نیست *	۱۱/۷۴۱	۰/۰۰۰
تورم کشور آلمان، علیت گرنجری نااطمینانی تورم ایران نیست	۱/۷۴۵	۰/۲۴۳
تورم کشور ترکیه، علیت گرنجری نااطمینانی تورم ایران نیست *	۵/۵۹۱	۰/۰۰۷
تورم کشور کره جنوبی، علیت گرنجری نااطمینانی تورم ایران نیست	۰/۸۹۳	۰/۵۰۴

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج آزمون علیت گرنجر در جدول (۸) یک رابطه علیت یک طرفه از سوی تورم کشورهای چین و ترکیه به نااطمینانی تورم در ایران وجود دارد و تورم کشورهای امارات متحده عربی، کره جنوبی و آلمان نمی تواند علت گرنجری نااطمینانی تورم در ایران باشد.

۹. بحث و نتیجه گیری

بر اساس مبانی نظری مطرح شده، تورم در یک کشور می‌تواند در جریان مبادلات تجاری به کشوری دیگر وارد شده و از طریق بالابردن نرخ تورم کشور مقصد، بر نااطمینانی تورم آن تاثیر گذارد. در مورد کشور ایران به واسطه وجود رابطه علیت از سمت تورم به نااطمینانی تورم، انتقال تورم از هر کشوری به ایران باعث بالارفتن نااطمینانی تورم می‌شود. بر اساس مبانی نظری اصلی‌ترین عوامل موثر بر شدت انتقال تورم شامل نرخ تورم در کشور مبدأ، میزان وابستگی تجاری یا به عبارت دیگر میزان مبادلات تجاری بین دو کشور و نرخ ارز می‌باشد. باتوجه به اینکه اکثر مبادلات تجاری بین المللی ایران با استفاده از دلار آمریکا انجام می‌شود، این عامل (نرخ ارز) برای تجارت ایران با تمامی کشورهای مورد بررسی یکسان درنظر گرفته شد. بنابراین عمده عوامل ایجاد تفاوت در شدت انتقال تورم از شرکای تجاری به ایران شامل نرخ تورم هرکشور و میزان مبادلات تجاری با آن کشور می‌باشد. به این منظور بزرگترین شرکای تجاری ایران به لحاظ حجم مبادلات در نظر گرفته شدند و تاثیر تورم آنها بر نااطمینانی تورم کشور در بازه زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۸ براورد شد. مطابق با نتایج این پژوهش، تورم کشور امارات متحده عربی علیرغم داشتن بیشترین حجم مبادلات تجاری، تاثیری بر نااطمینانی تورم ایران نداشته است. زیرا بیشترین صادرات امارات متحده عربی به ایران به صورت مبادله غیرمستقیم کالاهای صادراتی سایر کشورهای جهان

می‌باشد. بنابراین نرخ تورم داخلی این کشور تاثیر چندانی بر نرخ تورم و نااطمینانی تورم ایران نخواهد گذاشت. در مقابل، علیرغم اینکه میزان مبادلات تجاری اسمی ایران با چین در دوره تحقیق کمتر از امارات بوده، اما با احتساب کالاهای چینی که از طریق امارات وارد ایران می‌شوند، می‌توان به نوعی کشور چین را صاحب بیشترین مبادلات تجاری با ایران دانست. بنابراین کوچکترین تغییری در نرخ تورم این کشور می‌تواند تاثیر زیادی بر سطح قیمت‌های ایران داشته باشد. از این رو، حتی با وجود میانگین تورم پایین این کشور، به دلیل حجم بسیار بالای مبادلات تجاری، چین یکی از مهمترین مبدأهای انتقال تورم در بین شرکای تجاری ایران بوده است. برخلاف کشور چین، شاید بتوان مهم‌ترین عامل در انتقال تورم از ترکیه به ایران را میانگین بالای نرخ تورم و نیز تکانه‌های شدید تورمی در این کشور دانست. از این‌رو، با توجه به اینکه ارزش تجارت ایران با ترکیه بیش از پنج درصد از کل ارزش مبادلات تجاری ایران را تشکیل می‌دهد، نوسانات تورمی این کشور باعث افزایش تورم و در پی آن نااطمینانی تورم در ایران می‌شود. کشورهای کره جنوبی و آلمان نیز به واسطه ثبات در قیمت‌های داخلی و میانگین پایین نرخ تورم، تاثیر معناداری در افزایش تورم و نااطمینانی تورم در ایران نداشته‌اند.

در پاسخ به سه پرسش مطرح شده در این پژوهش نشان داده شد که اولاً، نرخ تورم در ایران علیت نااطمینانی تورم است. ثانیاً، تورم کشورهای چین و ترکیه نیز به عنوان علیت نااطمینانی تورم در ایران شناسایی شد و براین اساس یکی از پیامدهای تحریم‌ها یعنی عدم قدرت کافی در انتخاب شرکای تجاری تعیین گردید که در نتیجه آن نوسانات پولی این دسته از کشورها به عنوان یک بار مضاعف بر اقتصاد ایران تحمیل می‌شود. در نهایت، نشان داده شد که تورم در کشورهای باثباتی نظیر آلمان علیت نااطمینانی تورم در ایران نیست.

با توجه به مجموعه اطلاعات و نتایج حاصل شده از این پژوهش، پیشنهاد می‌شود که مبادلات تجاری ایران با کشورهای دیگر به گونه‌ای باشد که در شرایط تحریمی که اقتصاد ایران با نااطمینانی و نوسانات شدید در سطح قیمت‌ها مواجه است، با تشدید شرایط بد از سوی سایر کشورها مواجه نشود. مشروط به عدم وجود هرگونه تحریم که کشور در انتخاب شریک تجاری آزاد است، پیشنهاد به کاهش و یا بازنگری واردات کشور از کشورهایی نظیر چین و ترکیه و انتخاب شرکای تجاری جدید مثل آلمان و کره جنوبی که از ثبات اقتصادی بالاتری برخوردار هستند، می‌گردد.

منابع و مآخذ

ابراهیمی، محسن و سوری، علی. (۱۳۸۵). رابطهٔ بین تورم و نااطمینانی تورم در ایران، *مجلهٔ دانش و توسعه*، ۱۸، ص ۱۲۶-۱۱۱.

فرزین وش، اسدالله و عباسی، موسی. (۱۳۸۵). بررسی ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورم در ایران با استفاده از مدل‌های گارچ و حالت- فضا، *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۷۴، ص ۷۵-۲۵.

Arabi, K. A. M. (2010). Association between Inflation and its Uncertainty. *Journal of Business Studies Quarterly*, 2(1), 36-51.

Ball, L. (1992). Why Does Higher Inflation Raise Inflation Uncertainty? .*Journal of Monetary Economics*, 2, 371-378.

Barnett, W., Ftiti, Z., & Jawadi, F. (2018). The Causal Relationships between Inflation and Inflation Uncertainty.

Bollerslev, T. 1986. "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity". *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.

Cuckierman, A. & Meltzer, A. (1986). A theory of Ambiguity, Credibility and Inflation under Discretion and Asymmetric Information. *Econometrica*, 54, 1099-1128.

Dimitris, K. (2012). Modeling Inflation Uncertainty: Evidence from Four European Countries and the US Economy. *International Journal of Economic Researches*, 3, 22-32.

Duma, N. (2008). *Pass-through of external shocks to inflation in Sri Lanka*. International Monetary Fund.

Engle, R. F. (1982). Autoregressive Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of UK. Inflation, *Econometrica*, 50(4), 987-1008.

Fieleke, N. S. (1976). The Worldwide Inflation. *New England Economic Review*, 25-57.

Filardo, A. J. (1998). New Evidence on the Output Cost of Fighting Inflation. *Federal*

Kontonikas, A. (2004). Inflation and Inflation Uncertainty in the United Kingdom, Evidence GARCH Modeling. *Economic Modeling*, 21, 525-543.

Nelson, D. B. (1991). Conditional Heteroscedasticity in Asset Return. A new Approach. *Econometrica*, 59, 347-370.

Nogueira Junior, R. P. (2007). Inflation targeting and exchange rate pass-through. *Economia Aplicada*, *11*(2), 189-208.

Raj, J., Dhal, S., & Jain, R. (2008). *Imported inflation: The evidence from India*. Reserve Bank of India.

Sekine, T. (2006). Time-varying exchange rate pass-through: experiences of some industrial countries.

Stulz, J. (2007). Exchange rate pass-through in Switzerland: Evidence from vector autoregressions. *Swiss National Bank Economic Studies*, (4).

Reserve Bank of Kansas City Economic Review, 3rd quarter, 33-61.

Friedman, M. (1977). Nobel Lecture: Inflation and Unemployment. *Journal of Political Economy*, 85,451-472.

Glosten, L. & Jaganathan, R. & Rankle, D. (1993). On The Relation between the Expected Value and the Volatility of the Normal Excess Return on Stocks. *Journal of finance*, 48(5), 1779-1801.

Goldberg, P. K. & Knetter, M. M. (1997). Good Prices and Exchange Rates: What Have We Learned? .*Journal of Economic Literature*, 35(3), 1243-1272.

Golob, J. F. (1994). Does Inflation Uncertainty Increase with Inflation? *Economic Review*, 16(3), 27-38.Gopinath, G. & Rigobon, R. (2008). Sticky Borders. *Quarterly Journal of Econometrics*, 123(2), 531-575.

Gujurati, D. N. (2004). *Basic Econometrics*. 4 th Edition, McGraw-Hill.

Holland, S. (1995). Inflation and Uncertainty: Test for Temporal Ordering. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27, 827-837.

The Impact of Inflation in Iran's Trade Partners on Inflation Uncertainty in Iran: GARCH Models Approach

Hossein Fathizadeh[1*], Khosrow Piraiee[2], Ehsan Asadi[3]

Abstract

In societies that have international trade interactions, inflation and inflation uncertainty can be affected by external factors such as exchange rate volatility and inflation in trading partners. These effects are most important in the sanctioned countries with high fluctuations. The aim of this study is to investigate the impact of inflation in Iran's top trading partners (i.e. United Arabic Emirates, China, Germany, Turkey and South Korea, based on the latest statistics provided by the Islamic Republic of Iran Customs Administration (IRICA)) on inflation uncertainty in Iran during the period from 1981 to 2018. In order to measure inflation uncertainty in Iran, conditional variance of residuals was used in the equation of inflation rate. Using Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH) models, conditional variance was estimated, and the Exponential GARCH (EGARCH) model was chosen as the most efficient one based on prediction error statistics. Finally, the causality relationship between Iran and its trading partners' inflation and conditional variance of inflation in Iran was investigated using the Granger causality test. The results show that there is a unilateral causality relationship from Iran's inflation to inflation uncertainty. Furthermore, inflation rates of China and Turkey were identified as Granger causality in Iran's inflation uncertainty.

JEL classification: E31, F13, F14

Key words: Imported inflation, Inflation uncertainty, GARCH models, Trade partners, Sanction

[1] * Department of Economics, Faculty of Humanities, Sirjan Branch, Islamic Azad University, Sirjan, Iran. (Corresponding Author, hfathe@gmail.com)

[2] Department of Economic, Faculty of Economic and Management, Shiraz Branch, Islamic Azad University, kh.piraee@gmail.com

[3] Department of Economic, Faculty of Economic and Management, Shiraz Branch, Islamic Azad University, easadi_63@yahoo.com

[1] Filardo
[2] Friedman
[3] Ball
[4] Kontonikas
[5] Junior
[6] Stulz
[7] Fieleke
[8] Gopinath and Rigobon
[9] Goldberg and Knetter
[10] Golob
[11] Ex-ante
[12] ex-post
[13] Barnett et al.
[14] Foster
[15] Fischer
[16] Taylor
[17] Bruner and Hess
[18] Fountas et al.
[19] Maskous
[20] Ungar and Zilberfarb
[21] Arabi
[22] Cuckierman and Meltzer
[23] Holland
[24] Stulz
[25] Junior
[26] Sekine
[27] Duma
[28] Threshold GARCH
[29] Glosten et al.
[30] Nelson
[31] Exponential GARCH
[32] Dimitris
[33] Component GARCH
[34] Engle and Lee
[35] Root Mean Squared Error
[36] Mean Absolute Error
[37] Mean Absolute Percent Error
[38] Consumer Price Index
[39] International Monetary Fund