پژوهشنامه اقتصاد و کسب و کار
شاپا: ۸۳۹۶-۲۰۰۸
سال سوم ، شماره اول، (صفحه ۱ تا ۹)، زمستان ۱۳۹۱

مقایسهٔ رابطهٔ میان تورم و نااطمینانی تورم در ایران و سه عضو اوپک

الهام فرنقی*[۱]؛ دکتر اورانوس پریور[۲]؛ دکترحمیدتوفیقی[۳]

چکیده

در این تحقیق، با بهره‌گیری از مدل‌سازی واریانس شرطی و آزمون علیت گرنجر، رابطهٔ میان تورم و نااطمینانی تورم در ایران و سه کشور نفتی دیگر که از اعضای اوپک هستند، بررسی و مقایسه شده است. برای این منظور، از داده‌های فصلی سری شاخص قیمت مصرف‌کننده برای سال‌های ۱۹۸۵ تا ۲۰۰۹ استفاده شده است. نتایج به‌دست‌آمده حاکی از شواهد محکمی است که نشان می‌دهد در تمامی این کشورها تورم بالاتر به افزایش نااطمینانی تورم منجر می‌شود. ولی در جهت عکس تنها در ایران و ونزوئلا شواهدی دال بر رابطهٔ علی از نااطمینانی تورم به تورم یافت می‌شود.

کلیدواژه‌ها: تورم، نااطمینانی تورم، ایران، الجزایر، عربستان، ونزوئلا، مدل گارچ‌نمایی.

Comparing the Relationship between Inflation and Inflation Uncertainty in Iran and Three OPEC Members

Elham Farnaghi; Oranus Parivar , Ph.D.; Hamid Tofighi , Ph.D.

Abstract

By employing conditional variance modeling and Granger causality test, we specified and compared the linkage between inflation and inflation uncertainty in Iran and three other OPEC members. To achieve this purpose we used consumer price index quarterly data for the years 1985-2009. The results suggest strong evidence that shows that in all these countries the increase in inflation leads to increase in inflation uncertainty. But in reverse, only in Iran and Venezuela, a causal relationship from inflation uncertainty to inflation can be found.

Keywords: inflation, inflation uncertainty, Iran, Algeria, Saudi Arabia, Venezuela, EGARCH Model.

Archive of SID

۱ .کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه آزاداسلامی ـ واحد تهران جنوب
۲. استادیار و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاداسلامی ـ واحد تهران جنوب
۳. استادیار و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاداسلامی ـ واحد تهران جنوب
* پست الکترونیکی نویسنده مسئول: efarnaghi66@gmail.com

).ir

مقدمه

رابطهٔ بین تورم و نااطمینانی تورم همواره موضوع جذاب و بحث‌برانگیزی برای اقتصاددانان بوده است. تورم ازجمله پدیده-های مضری است که اکثر کشورها در مقاطعی از تاریخشان با آن مواجه بوده‌اند و هستند. یکی از آسیب‌های تورم، نااطمینانی درخصوص نرخ های آتی آن است که هزینه های زیادی را بر جامعه تحمیل می کند. نااطمینانی دربارهٔ سطوح آتی تورم، انحراف درمورد تصمیمات پس انداز و سرمایه گذاری را درپی دارد و این انحرافات، اثراتی منفی بر کارآیی، تخصیص منابع و سطوح فعالیت های اقتصادی خواهند گذاشت. نااطمینانی تورمی، جزءِ غیرقابل پیش‌بینی تورم است. عاملان اقتصادی ممکن است هزینه‌های مربوط به جزءِ قابل پیش‌بینی تورم را با تصمیمات و عملکرد خود کاهش دهند و یا از بین ببرند ولی نااطمینانی تورم، جزءِ غیر قابل پیش‌بینی است که به عدم امکان تصمیم‌گیری دقیق و صحیح عاملان اقتصادی منجر می‌شود و درنهایت فعالیت‌های اقتصادی حقیقی آنها را کاهش می‌دهد.

درمورد بررسی رابطهٔ بین تورم و نااطمینانی تورم، مطالعات زیادی انجام گرفته است که در آنها محققان به نتایج مختلفی دربارهٔ وجود یا نبودِ رابطهٔ میان این دو متغیر و نیز چگونگی این رابطه رسیده‌اند. همچنین اقتصاددانان فرضیات متفاوتی در این زمینه مطرح کرده‌اند. در این مطالعه، این روابط در ایران و سه کشور نفتی دیگر بررسی و مقایسه شده است. با این هدف، ابتدا تعریفی از نااطمینانی تورم و مطالبی درخصوص پیشینهٔ موضوع موجود به‌ترتیب در بخش‌های ۲ و ۳ مطرح می‌شود. در ادامه، در بخش۴، چند مطالعهٔ داخلی و خارجی مرور می‌شود، سپس روش پژوهش در بخش ۵ و متغیرها و مدل مورد استفاده در بخش۶ معرفی می‌شوند و درنهایت در بخش‌های ۷، ۸ و ۹، روش برآورد نااطمینانی تورم برای دورهٔ مورد مطالعه، سپس آزمون فرضیات و سرانجام نتایج آنها بیان می‌شود.

نااطمینانی تورم

داگلاس هابارد[1]، نااطمینانی را به‌صورت زیر تعریف می‌کند: نااطمینانی، حالتی است که دانش فرد یا افراد محدود است و توضیح کامل حالت و یا نتیجه‌ای که به‌دست آمده است یا می‌آید، ممکن نیست (توکلیان،۱۳۸۷).

نااطمینانی تورمی نیز فضایی است که در آن، تصمیم گیرنده‌ها و عاملان اقتصادی، از میزان تورمی که در آینده با آن روبه‌رو خواهند شد، نامطمئن هستند (عباسی، ۱۳۸۴). ریشهٔ نااطمینانی درمورد نرخ‌های آتی تورم، در خطای اندازه‌گیری سری تورم نیست بلکه به خطای پیش‌بینی تورم برای دوره‌های بعدی مربوط می‌شود.

پیشینهٔ موضوع

نظرهای موجود در زمینهٔ رابطهٔ تورم و نااطمینانی تورم را در چهار فرضیه مطرح‌شده می‌توان خلاصه کرد:

فرضیهٔ اول: افزایش تورم به افزایش در نااطمینانی تورم منجر می‌شود.

در این باره، اولین بار اوکان[2] (۱۹۷۱) سعی کرد بین تورم و نااطمینانی تورم ارتباطی پیدا کند؛ که به رابطه‌ای مثبت از تورم به نوسانات آن رسید. فریدمن[3] (۱۹۷۷) با نظری مشابه عقیده دارد که دولت‌ها در دورانی که با تورم بالا روبه‌رو هستند، با سیاست‌های انقباضی می‌کوشند تورم را کاهش دهند. این اصلاحات، نوساناتی در نرخ‌های تورم به‌وجود می‌آورد که خود به نااطمینانی تورم بالاتر منجر می‌شود. بال (۱۹۹۲) نیز معتقد است سیاستگذاران دو دسته‌اند: دستهٔ اول سیاست‌هایی را دنبال می‌کنند که تورم درپی دارد، و دستهٔ دوم سیاست‌های کنترل تورم را درپیش می‌گیرند. حال، درصورتی‌که تورم در دورهٔ جاری بالا باشد، سؤال اساسی این خواهد بود که در دورهٔ بعد کدام دسته از سیاستگذاران روی کار خواهند آمد. او با فرمول‌بندی نظرهای فریدمن نشان می‌دهد که تورم بالاتر به نااطمینانی از سیاست‌های آینده منجر می‌شود و از این رو نااطمینانی تورم را افزایش می‌دهد.

فرضیهٔ دوم: افزایش تورم به کاهش در نااطمینانی تورم منجر می‌شود.

در این زمینه، پورگرامی و ماسکوس[4] (۱۹۸۷) این مسئله را مطرح می‌کنند که بنگاه‌های اقتصادی طی دورانی که تورم بالا است، ممکن است منابع بیشتری را برای پیش‌بینی تورم اختصاص دهند و بنابراین نااطمینانی تورم ممکن است با افزایش در نرخ تورم کاهش یابد.

فرضیهٔ سوم: افزایش در نااطمینانی تورم به افزایش تورم منجر می‌شود.

در فرضیه‌ای که کوکرمن و ملتزر[5] (۱۹۸۶) مطرح کردند، جهت علیت، خلاف فرضیات قبل است. براساس تحلیل آنها، افزایش نااطمینانی تورم این انگیزه را در سیاستگذاران به‌وجود می‌آورد که با ایجاد یک شوک تورمی، رشد تولید را تحریک کنند، چراکه در این شرایط، اثر شوک‌های تورمی روی تولید

1. Douglas Hubbard
2. Okun
3. Fridman
4. Pourgerami and Maskus.
5. Cukierman and Meltzer

Archive of SID

بیشتر است.

فرضیهٔ چهارم: افزایش در نااطمینانی تورم به کاهش تورم منجر می‌شود.

هلند[1] (۱۹۹۵) عقیده دارد در شرایطی که بانک مرکزی استقلال داشته باشد و در بخش سیاستگذاری انگیزهٔ ثبات وجود داشته باشد، چنانچه نااطمینانی تورم بالا باشد، مقامات پولی ممکن است سیاست‌های پولی انقباضی را به‌کار ببندند تا تورم و نیز نااطمینانی تورم را کاهش دهند و بنابراین هزینه‌های رفاهی مربوط را محو کنند. درنتیجه، هلند نظری خلاف نظر کوکرمن و ملتزر دارد؛ یعنی به رابطهٔ علی منفی از نااطمینانی تورم به تورم معتقد است.

تاریخچهٔ پژوهش

نخستین مطالعات درمورد نااطمینانی تورم، به اوایل دههٔ ۱۹۷۰ برمی‌گردد. اوکان (۱۹۷۱)، اولین پژوهشگری بود که سعی کرد بین نرخ تورم و نااطمینانی تورم ارتباطی پیدا کند. وی در مطالعات خود، نوسانات تورمی را جانشینی برای نااطمینانی تورم درنظر گرفته و رابطهٔ بین نرخ تورم و نوسانات تورمی را مورد آزمون قرار داده است (خیابانی، ۱۳۷۵). اوکان ارتباط میان نرخ متوسط تورم و تغییرات تورم را در ۱۷ کشور عضو OECD برای دورهٔ زمانی ۱۹۶۸–۱۹۵۱ بررسی کرد و دریافت که بین نرخ تورم و نوسانات آن ارتباط مثبتی وجود دارد.

بولرسلو[2] (۱۹۸۶) در مطالعهٔ خود با استفاده از شاخص ضمنی GNP برای داده‌های فصلی ۱۹۸۴–۱۹۴۸، ابتدا یک مدل خودبازگشت برای شاخص ضمنی GNP و سپس یک مدل ARCH[3] تعمیم یافته (GARCH)[4] پیش‌بینی کرد و دریافت که نااطمینانی تورم با حذف اثرات روند، رابطهٔ مثبتی با تورم دارد.

فونتس و دیگران[5] (۲۰۰۲)، در مطالعهٔ خود، از شاخص تولیدات صنعتی ژاپن، IPI و شاخص قیمت تولیدکننده PPI به‌ترتیب برای سطح محصول و سطح قیمت در دورهٔ زمانی ۱۹۹۹–۱۹۶۱ بهره گرفتند. آنها بااستفاده از یک مدل Biv-GARCH[6]، به یک رابطهٔ علی دوطرفه بین متوسط نرخ تورم و نرخ رشد تولید از یک سو و نااطمینانی اسمی و حقیقی از سوی دیگر رسیدند. آنها دریافتند که با افزایش تورم نااطمینانی، تورم افزایش می‌یابد و افزایش نااطمینانی تورم نیز به‌طور معنی داری رشد تولید و تورم متوسط را کاهش می‌دهد. اما شواهدی برای پذیرش فرضیهٔ منحنی فیلیپس کوتاه‌مدت مبنی بر رابطهٔ بین تورم و رشد و نیز فرضیهٔ تیلور مبنی بر رابطهٔ میان نااطمینانی اسمی و حقیقی به‌دست نیاوردند.

اپرجیس[7] (۲۰۰۳)، در مطالعهٔ خود، از داده‌های ماهانهٔ شاخص کل تولیدات صنعتی و شاخص قیمت کشورهای گروه ۷ در فاصلهٔ سال‌های ۲۰۰۰–۱۹۶۰ استفاده کرده است. وی همچنین با بهره‌گیری از یک سیستم خودبازگشت تصحیح خطای برداری(ECVAR)، مدل میانگین مناسب را برای سری تورم پیش‌بینی کرد و با استفاده از آن مدل، واریانس شرطی این سری را براساس تصریح GARCH(1,1) مدل-سازی کرده است. سپس برای وقفه‌های ۴ و ۶ بین نااطمینانی تورم، تورم و رشد اقتصادی، آزمون علیت گرنجر انجام شده است که نتایج مطالعهٔ او نشان می‌دهد تورم، علت نااطمینانی تورم است و برعکس، و این رابطه مثبت است (تأیید فرضیهٔ فریدمن ـ بال و کوکرمن و ملتزر).

کونتونیکاس[8] (۲۰۰۴) بااستفاده از داده‌های ماهانه و فصلی شاخص قیمت مصرف‌کنندهٔ (CPI) کشور انگلستان برای دورهٔ ۲۰۰۳–۱۹۷۲ و با بهره‌گیری از تکنیک‌های مختلف مدل‌های GARCH و GARCH-M[9]، اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت نااطمینانی را بررسی کرده است. وی در این کار تحقیقی، با استفاده از مدل‌های گارچ مؤلفه‌ای[10]، اثرات را به دو بخش موقت و دائم تجزیه کرده است تا اثرات بلندمدت نااطمینانی تورم را هرچه بیشتر بررسی کند. وی همچنین برای بحث متقارن و نامتقارن بودن از مدل‌های گارچ آستانه‌ای[11] ، رابطهٔ مثبتی را بین تورم گذشته و نااطمینانی آینده نشان می‌دهد که در راستای علیت فریدمن ـ بال است (عباسی، ۱۳۸۴).

برومنت و دنیسر[12] (۲۰۰۵)، پژوهش خود را براساس داده‌های ماهانهٔ سری CPI از ۱۹۵۷ تا ۲۰۰۱ برای کشورهای گروه ۷ انجام داده‌اند. روشی که برومنت و دینسر در مطالعهٔ خود از آن استفاده کرده‌اند، «حداکثر درست‌نمایی اطلاعات کامل همراه با وقفهٔ زمانی» براساس تصریح مدل GARCH و Component GARCH است؛ که در آن، از وقفه‌های تورم و نااطمینانی تورم به‌ترتیب در تصریح مدل نااطمینانی تورم و تورم استفاده شده

1. Holland
2. Bollerslev
3. واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو (Autoregressive Conditional Heteroskedastisity)
4. واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو تعمیم¬یافته (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastisity)
5. Fountes, Karanasos and Kim
6. Bivariate GARCH
7. Apergis
8. Kontonikas
9. GARCH in the mean
10. Component GARCH
11. Threshold GARCH(TGARCH)
12. Brumnet and Denicer

Archive of SID

www.SID.ir

است. در مدل تورم، ضریب نااطمینانی تورم نشان‌دهندهٔ علیت از نااطمینانی تورم به تورم است و در مدل نااطمینانی تورم، ضریب تورم نشانگر علیت از تورم به نااطمینانی تورم است. آنها برای تصریح ذکرشده، از آزمون علیت گرنجر استفاده کردند و پس از طی مراحل فوق به این نتیجه رسیدند که تورم علیت گرنجر نااطمینانی تورم در تمامی اعضای گروه ۷ است؛ و این، فرضیهٔ فریدمن ـ بال را تأیید می‌کند. باوجود اینکه نااطمینانی تورم (براساس علیت گرنجر) در کانادا، فرانسه، انگلستان، امریکا و ژاپن علت تورم است، افزایش در نااطمینانی تورم، در ۴ کشور اول تورم را کاهش می‌دهد ولی در ژاپن تورم را افزایش می‌دهد.

در مطالعات داخلی نیز خیابانی (۱۳۷۵)، در پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد خود، با تحلیل رابطهٔ میان تورم و نااطمینانی تورم در ایران برای دورهٔ ۱۳۶۰-۱۳۷۴ به رابطه‌ای مثبت میان تورم و نااطمینانی تورم رسیده است.

فرزین وش و عباسی(۱۳۸۴)، ارتباط کوتاه مدت و بلندمدت تورم و نااطمینانی تورم را بررسی کرده‌اند. آنها در پژوهش خود، ابتدا مدل GARCH(1,1) و سپس مدل TGARCH(1,1) برای داده‌های ماهانهٔ شاخص قیمت مصرف‌کننده برای دورهٔ ۱۳۴۰:۱-۱۳۸۲:۱۲ پیش‌بینی، و در مرحلهٔ بعد، با استفاده از مدل‌های حالت ـ فضا، به محاسبهٔ نااطمینانی تورم در بلندمدت اقدام کرده‌اند. نتایج به‌دست‌آمده در مطالعهٔ آنها نشان می‌دهدکه در کوتاه‌مدت بین تورم و نااطمینانی تورم رابطه وجود دارد ولی در بلندمدت رابطهٔ معنی‌داری بین این دو نیست. همچنین در کوتاه مدت، شوک‌های تورمی منفی کمتر از شوک‌های تورمی مثبت برروی نااطمینانی تورم تأثیر داشته‌اند.

طالبلو (۱۳۸۵) در مطالعه برروی رابطهٔ میان تورم و نااطمینانی تورم در ایران، پس از رسیدن به شواهدی دال بر حافظه‌داربودن سری تورم و اینکه درجهٔ انباشتگی سری تورم بین صفر و یک و برابر با ۰/۴ است، مدل ARFIMA را برای سری تورم تخمین زد؛ سپس با به‌کارگیری مدل GARCH مؤلفه‌ای نامتقارن و آزمون علیت گرنجر، برای دورهٔ ۱۳۸۳-۱۳۶۹، به وجود رابطه‌ای دوطرفه میان این دو متغیر و لذا به تأثیر متقابل نااطمینانی تورم و تورم برهم رسید. همچنین به این نتیجه دست یافت که شوک‌های تورمی، اثرات نامتقارنی بر نااطمینانی تورم دارند و مقادیر شوک‌های مثبت، نااطمینانی به‌مراتب بیشتری را در مقایسه با شوک‌های منفی ایجاد می‌کنند.

بشیری (۱۳۸۶)، در پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد خود، از داده-های تعدیل شدهٔ ماهیانهٔ شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶، برای محاسبهٔ نرخ تورم و نااطمینانی تورم و بررسی رابطهٔ میان این دو متغیر استفاده کرده است. در این پژوهش، وجود شکست ساختاری در داده‌های ماهیانهٔ تورم ایران آزمون شده است؛ که نتیجهٔ به‌دست آمده، نبودِ معنی‌داری شکست ساختاری را نشان می‌دهد. نااطمینانی تورم، از تصریح مدل GARCH به‌دست آمده است. همچنین آزمون علیت گرنجر انجام‌شده در مرحلهٔ بعد در این پژوهش، علیت یک‌طرفه از تورم به نااطمینانی تورم را به‌اثبات می‌رساند که در راستای فرضیهٔ فریدمن ـ بال است. به‌علاوه، نتایج حاصل از تخمین M-GARCH-M[1] که با روش حداکثر راست نمایی با اطلاعات کامل (FIML2)[2] به‌دست آمده است، نتایج آزمون علیت گرنجر را تأیید می‌کند.

مهرآرا و مجاب(۱۳۸۹)، با استفاده از داده‌های سالانهٔ شاخص قیمت مصرف‌کننده به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ برای سال های ۱۳۳۸تا ۱۳۸۶ و دو تصریح B-GARCH-CCC[3] و B-EGARCH-CCC، به این نتیجه رسیدند که افزایش تورم علت افزایش نااطمینانی و کاهش تورم علت کاهش نااطمینانی تورم است؛ که این نتیجه، فرضیهٔ فریدمن را تأیید می‌کند.

روش پژوهش

روش اقتصادسنجی استفاده‌شده برای محاسبهٔ نااطمینانی تورم، مدل گارچ‌نمایی (EGARCH)[4]، از خانوادهٔ مدل‌های «ناهمسانی واریانس شرطی»، است. در این روش، ابتدا از روی داده‌های فصلی سری تورم در بازهٔ زمانی ۱۹۸۵:۱-۲۰۰۹:۴ برای کشورهای ایران، عربستان، الجزایر و ونزوئلا، سری نااطمینانی تورم در هر کشور محاسبه می‌شود و در گام بعد، با بهره‌گیری از آزمون علیت گرنجر روابط علی موجود بررسی می‌شود. این پژوهش، از نوع مقایسه ای ـ تحلیلی است.

معرفی متغیرها

در این پژوهش، از داده‌های فصلی«شاخص قیمت مصرف‌کننده» (CPI) برای سال پایهٔ ۲۰۰۵ جهت محاسبهٔ نرخ تورم استفاده شده است. نرخ تورم با توجه به آمارهای مذکور، برای هر یک از کشورها از رابطهٔ ۱ به‌دست آمده است:

$$INF_{it} = D(\log(CPI_{it})) \qquad (۱)$$

مطابق نتایج ارائه‌شده در جدول ۱ برای آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته این سری در هر چهار کشور برای حالت با روند و بدون روند ایستا است.

1. Multivariate GARCH in the Mean
2. Full Information Maximum Liklihood
3. Bivariate-GARCH-Constant Conditional Correlation
4. Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastisity

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱. نتایج آزمون ریشهٔ واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته

کشور	سری تورم		
	با عرض از مبدأ و بدون روند	با عرض از مبدأ و با روند	بدون عرض از مبدأ و بدون روند
الجزایر	-۳/۱۶۳۱**	-۳/۷۰۷۸**	-۲/۲۵۶۳**
ایران	-۳/۱۰۵۸**	-۳/۵۶۰۳**	-۳/۳۳۳۹*
عربستان	-۶/۶۴۹۱*	-۷/۰۷۷۹*	-۶/۲۲۲۸*
ونزوئلا	-۴/۴۰۷۹*	-۴/۶۳۹۴*	-۲/۱۵۶۰**

اعداد جدول مربوط به آمارهٔ آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته برای فرض صفر وجود ریشهٔ واحد در سری مربوط است. برای تعیین وقفه‌های مورد نیاز در آزمون دیکی فولر از آمارهٔ شوارتز استفاده شده است. در این جدول، علامت‌های *، **، *** به‌ترتیب به سطوح معناداری ۱٪ ، ۵٪ و ۱۰٪ اشاره دارد. (منبع: یافته های پژوهش).

برآورد نااطمینانی تورم

پس از محاسبهٔ سری تورم از رابطهٔ ۱، برای برآورد سری نااطمینانی تورم، ابتدا باید مدلی مناسب برای سری تورم تخمین زده شود. به منظور تعیین معادلهٔ میانگین[1] مناسب، از نمودار «همبستگی‌نگار»[2] سری تورم استفاده شده است؛ سپس از میان مدل‌های میانگین تخمین زده‌شده، مدلی که کمترین میزان آمارهٔ «آکائیک»[3] و «شوارتز»[4] را داشت، انتخاب شد؛ که نتایج آن، در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲. بهترین تصریح انتخابی برای مدل میانگین شرطی

نام کشور	بهترین مدل میانگین	آکائیک	شوارتز
الجزایر	ARMA(۴،۲)	-۴/۸۵۹	-۴/۶۹۷۶
ایران	ARMA(۳،۲)	-۴/۷۶۳۴	-۴/۶۰۳۱
عربستان	ARMA(۰،۶)	-۶/۳۶۴۲	-۶/۱۸۰۷
ونزوئلا	ARMA(۱،۰)	-۳/۸۶۶۷	-۳/۸۱۴

منبع: یافته‌های پژوهش.

در ادامهٔ بحث انتخاب مدل میانگین شرطی مناسب، وجود ناهمسانی واریانس در پسماند مدل‌های تصریح شده آزمون می‌شود. برای این منظور، از آزمون «ضریب لاگرانژ» که انگل در سال ۱۹۸۲ معرفی کرده است، استفاده می‌شود. در نرم‌افزار Eviews6 که در این پژوهش به‌کار رفته، این آزمون تحت عنوان ARCH در خانوادهٔ آزمون‌های ناهمسانی[5] مشخص شده است.

جدول ۳ .نتایج آزمون ARCH-LM برای وجود اثرات آرچ

کشور \ وقفه	۱	۲	۴	۶	۸	۱۰	۱۲
الجزایر	۱/۱۲۹	۳/۸۳۵	۲/۳۵۴	۲/۰۷۷	۱/۶۱۱	۱/۶۵۷	۲/۱۸۹
	(۰/۲۹۱)	(۰/۰۲۵)	(۰/۰۶۰)	(۰/۰۶۵)	(۰/۱۳۵)	(۰/۱۰۷)	(۰/۰۲۱)
ایران	۱۴/۷۱	۷/۲۰۲	۳/۷۰۵	۲/۳۸	۱/۸۹۱	۱/۵۲۰	۱/۲۲۹
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۸)	(۰/۰۳۶)	(۰/۰۷۳)	(۰/۱۴۹)	(۰/۲۸۱)
عربستان	۴/۰۰۶	۱/۹۶۴	۱/۰۱۴	۲/۰۶۸	۱/۴۶۹	۱/۲۵۱	۱/۰۳۸
	(۰/۰۴۸)	(۰/۱۴۶)	(۰/۴۰۴)	(۰/۰۶۵)	(۰/۱۸۱)	(۰/۲۷۳)	(۰/۴۲۴)
ونزوئلا	۵/۴۷۴	۱۳/۷۸۰	۱۲/۴۹	۹/۸۴۳	۷/۳۵۶	۵/۹۳۵	۵/۰۸۴۴
	(۰/۰۲۱)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)

عددهای سطر اول به آمارهٔ آزمون مربوط است و عددهای داخل پرانتز سطح معنی‌داری آن را نشان می‌دهد. مربع‌های رنگ‌شده نشان‌دهندهٔ طول وقفه‌هایی است که در آن اثر آرچ وجود دارد. (منبع: یافته‌های پژوهش)

1. Mean equation
2. correlogram
3. Akaike criteria
4. Schwarz criterion
5. Heteroskedastisity

Archive of SID

با توجه به آمارهٔ F و TR^2 در این آزمون و سطوح احتمال مربوط درخصوص وجود یا نبودِ اثرات آرچ در وقفه‌های انتخابی نتیجه‌گیری می‌شود[1]؛ و درصورت رد فرضیهٔ H_0 مبتنی بر وجود همسانی واریانس، وجود اثرات آرچ در وقفهٔ مربوط اثبات می‌شود. این آزمون برای ۱۲ وقفه انجام شده که برای نمونه، نتایج مربوط به آمارهٔ این آزمون برای پسماند معادلات میانگین انتخاب‌شده در هر یک ا٠ز کشورها در چند وقفه در جدول ۳ ارائه شده است. مربع‌های رنگ‌شده در این جدول نشان‌دهندهٔ طول وقفه‌هایی است که در آن، معادلات میانگین اثرات آرچ دارند.

پس از انتخاب بهترین مدل میانگین برای هر یک از کشورها و طی مراحل قبل، بهترین مدل واریانس شرطی این کشورها تخمین زده شده است. در میان انواع مختلف تصریح مدل واریانس شرطی، مدل «واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو تعمیم یافتهٔ نمایی» (EGARCH) نتایج بهتری برای کشورهای منتخب داشته است. تصریح این مدل در رابطهٔ ۲ آمده است؛ که در آن h_t، واریانس شرطی سری تورم و ε_t جزءِ اخلال است. در این مدل، به‌جای استفاده از ε_{t-1}^2، از مقدار استانداردشدهٔ آن که حاصل تقسیم ε_{t-1} بر $h_{t-1}^{0.5}$ است، استفاده می‌شود.

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1\left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{0.5}}\right) + \sum_{j=1}^{q}\lambda_1\left|\frac{\varepsilon_{j-1}}{h_{j-1}^{0.5}}\right| + \sum_{i=1}^{p}\beta_i \ln(h_{t-i}) \qquad (۲)$$

از این مدل برای به‌دست‌آوردن واریانس و انحراف معیار شرطی به‌عنوان شاخصی برای نا اطمینانی تورم در هر یک از کشورها استفاده شده است. حالت‌های مختلفی از مدل EGARCH برای سری تورم در هر کشور تخمین زده شده و نتایج بهترین تخمین انتخابی از تصریح مذکور، براساس معیار آکائیک و شوارتز و نیز نرمال‌بودن توزیع پسماندها برای هرکشور، در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول٤. نتایج تخمین تصریح انتخابی EGARCH

ضریب / کشور	α_0	λ_1	λ_2	λ_3	α_1	β_1	β_2	β_3
الجزایر	−۰/۳۱	−۰/۶۰	۰/۲۱	–	۰/۴۲	۰/۱ (۰/۰۰)	۰/۸۳	–
ایران	−۹/۳۳	۰/۲۸	۰/۹۱	–	۰/۳۰	–	–	–
عربستان	−۷/۳۲	۰/۸۱	–	–	۰/۷۹	۰/۳۲	–	–
ونزوئلا	−۵/۷۴	۱/۰۸	۱/۳۴	۰/۷۳	۰/۳۶	−۰/۰۳	−۰/۱۹	۰/۸

اعداد سطر اول به ضریب تخمین‌زده‌شده برای ضرایب پارامترها مربوط است و اعداد سطر دوم در داخل پرانتز سطح معنی‌داری ضرایب را نشان می‌دهد.
منبع: یافته‌های پژوهش

بررسی روابط میان تورم و نااطمینانی تورم

برای بررسی روابط میان تورم و نااطمینانی آن در چهار کشور مذکور، از آزمون علیت گرنجر استفاده می‌شود و ۲ فرضیهٔ زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

– تورم، علت نااطمینانی تورم نیست؛

–نااطمینانی تورم، علت تورم نیست.

نتایج این آزمون برای وقفه‌های ۱ تا ۴ در جدول‌های ۵ و ۶ گزارش شده و طول وقفهٔ بهینه از مدل VAR برآوردشده به‌دست آمده است. براساس نتایج گزارش‌شده در جدول ۵، فرضیهٔ فریدمن (۱۹۷۷) و بال(۱۹۹۲) مبنی بر اینکه افزایش در تورم به افزایش در نااطمینانی تورم می‌انجامد، برای همهٔ وقفه‌ها و برای هر چهار کشور تأیید می‌شود.

۱. در این آزمون، مجذور پسماندهای مدل میانگین مورد بررسی، برروی میانگین وزنی وقفه‌های آن پسماندها برآورد می‌شود و سپس از حاصل‌ضرب تعداد مشاهدات(T) در ضریب تعیین(R^2) این معادله، آمارهٔ این آزمون به‌دست می‌آید. چنانچه TR^2 به‌اندازهٔ کافی بزرگ باشد، می‌توان نتیجه گرفت اثرات آرچ وجود دارد.(اندرس، ۱۳۸۹)

Archive of SID
www.SID.ir

جدول ۵. نتایج مربوط به بررسی رابطه علی از تورم به نااطمینانی تورم

کشور	طول وقفه				وقفه بهینه
	۱	۲	۳	۴	
ایران	(+)۴/۵۶۵۱۶۲ ۰/۰۳۲۶	(+)۵/۹۲۶۹۱ ۰/۰۶۱۰	(+)۲۰/۱۴۸۵۴ ۰/۰۰۰۲	(+)۲۴/۹۰۱۶۰ ۰/۰۰۰۲	۴
عربستان	(+)۵۹/۴۲۷۹۵ ۰/۰۰۰۰	(+) ۶۱/۷۰۱۴۰ ۰/۰۰۰۰	(+) ۵۹/۹۵۲۱۳ ۰/۰۰۰	(+)۶۴/۱۹۳۶۲ ۰,۰۰۰۰	۱
الجزایر	(+)۳۱,۷۲۵۰۹ ۰,۰۰۰۰	(+)۳۸,۸۸۹۱۸ ۰,۰۰۰۰	(+)۴۰/۴۰۵۲۹ ۰/۰۰۰۰	(+)۵۰,۴۰۹۸۰ ۰/۰۰۰۰	۴
ونزوئلا	(+)۷,۷۰۳۴۱۸ ۰/۰۰۵۵	(+)۱۱,۱۸۸۴۶ ۰/۰۰۳۷	(+)۱۱/۲۰۸۵۴ ۰/۰۱۰۷	(+)۱۴/۵۳۲۲۵ ۰/۰۰۵۸	۴

اعداد سطر اول مربوط به آمارهٔ chi-square برای آزمون علیت گرنجر میان دو متغیر است و علامت (+) و (-) کنار اعداد مربوط به علامت مجموع ضرایب متغیر مورد نظر (علت) در معادلهٔ تخمین‌زده‌شده، درصورت معناداری آمارهٔ chi-square است. همچنین اعداد سطر دوم، سطح اهمیت نهایی برای وجودنداشتن رابطهٔ علیت گرنجر است. (منبع: یافته‌های پژوهش.)

جدول ٦. نتایج مربوط به بررسی رابطهٔ علی از نااطمینانی تورم به تورم

کشور	طول وقفه				وقفه بهینه
	۱	۲	۳	۴	
ایران	(+)۴/۲۳۵۳۰۳ ۰/۰۳۹۶	(+)۶/۷۲۶۷۶۷ ۰/۰۳۴۶	(+)۸/۳۲۶۴۴۴ ۰/۰۳۹۷	۵/۲۲۵۳۲۹ ۰/۲۶۴۹	۴
عربستان	۰/۵۵۸۱۰۱ ۰/۴۵۵۰	۱/۶۸۷۶۲۷ ۰/۴۳۰۱	۲/۳۷۷۸۷۴ ۰/۴۹۷۸	۱/۸۰۷۲۴۹ ۰/۷۷۱۲	۱
الجزایر	۰/۷۵۲۴۷۱ ۰/۳۸۵۷	(+)۱۳/۴۶۷۲۶ ۰/۰۰۱۲	۵/۶۲۷۵۴۲ ۰/۱۳۱۲	۷/۶۳۵۲۰۸ ۰/۱۰۵۹	۴
ونزوئلا	۰/۵۱۸۴۱۲ ۰/۴۷۱۵	۲/۰۵۶۸۳۴ ۰/۳۵۷۶	(+)۱۱/۶۳۵۵۹ ۰/۰۰۸۷	(+)۱۶/۲۴۶۷۹ ۰/۰۰۲۷	۴

مراجعه شود به زیرنویس جدول ۵.

در جدول ۶، نتایج آزمون علیت گرنجر برای فرض صفر نبودِ رابطهٔ علی از نااطمینانی تورم به تورم ارائه شده است؛ که براساس آن، فرض صفر این آزمون در دو کشور عربستان و الجزایر با شواهد کافی تأیید می‌شود. در ایران، شواهد حاکی از رد فرض صفر و وجود رابطهٔ علی مثبت از نااطمینانی تورم به تورم است؛ هرچندکه این نتیجه در وقفهٔ بهینه به‌دست نیامده است. در ونزوئلا، در دو وقفهٔ ۳ و۴، فرض صفر رد می‌شود؛ به این مفهوم که یک رابطهٔ علی مثبت از نااطمینانی تورم به تورم وجود دارد که این نتیجه در وقفهٔ بهینه یعنی وقفهٔ ۴ نیز به‌دست آمده است.

نتیجه‌گیری

در این مطالعه، از داده‌های تعدیل‌شدهٔ فصلی سری CPI برای استخراج نرخ تورم در بازهٔ مورد بررسی استفاده شده است. براساس نتایج به‌دست‌آمده در ۴ کشور مورد بررسی، واریانس نرخ تورم ثابت نیست؛ بنابراین، از مدل های واریانس ناهمسان خودرگرسیو جهت مدل سازی سری نااطمینانی تورم استفاده شده که بهترین مدل ازجهت نرمال‌بودن توزیع پسماندها و توضیح تمامی اثرات آرچ مدل گارچ‌نمایی است. براساس آزمون علیت گرنجر برای دو متغیر تورم و نااطمینانی تورم در هر یک از این چهار

Archive of SID

www.SID.ir

کشور، یک رابطهٔ علی مثبت از تورم به نااطمینانی تورم به‌دست آمده که مؤید فرضیهٔ فریدمن ـ بال است؛ اما در جهت عکس، تنها در ایران و ونزوئلا شواهدی یافت می‌شود که نشان می‌دهد افزایش در نااطمینانی تورم به افزایش در تورم می‌انجامد. در سایر موارد، فرضیهٔ کوکرمن و ملتزر را نمی‌توان پذیرفت؛ به این مفهوم که رابطهٔ معنی‌داری یافت نشده است.

کتابنامه

ابراهیمی، محسن؛ سوری، علی. ۱۳۸۵. «رابطهٔ بین تورم و نااطمینانی تورمی در ایران»، مجلهٔ دانش و توسعه، ش ۱۸، ص ۱۱۱–۱۲۶.

اندرس، والتر. ۱۳۸۹. اقتصادسنجی سری های زمانی با رویکرد کاربردی. ترجمهٔ مهدی صادقی و سعید شوال‌پور. ج ۱. ج ۲. تهران: دانشگاه امام صادق(ع).

بشیری، سحر. ۱۳۸۵. تورم و نااطمینانی تورم در ایران(پایان نامهٔ کارشناسی ارشد اقتصاد)، دانشگاه الزهرا(س)، دانشکدهٔ علوم اجتماعی و اقتصاد.

توکلیان، حسین. شهریور ۱۳۸۷. بررسی علیت بین تورم، رشد تولید، نااطمینانی تورم و نااطمینانی رشد تولید (مورد ایران)(پایان نامهٔ کارشناسی ارشد اقتصاد)، دانشگاه تهران، دانشکدهٔ اقتصاد.

خیابانی، ناصر. ۱۳۷۵. بررسی رابطهٔ بین نااطمینانی تورمی و تورم در ایران(پایان نامهٔ کارشناسی ارشد اقتصاد)، دانشگاه تهران، دانشکدهٔ اقتصاد.

دهمرده، نظر؛ صفدری، مهدی؛ پورشهابی، فرشید. تابستان ۱۳۸۸. «مدل‌سازی نااطمینانی تورم در اقتصاد ایران»، فصلنامهٔ پژوهش‌ها و سیاست های اقتصادی، سال هفدهم، ش ۵۰، ص ۹۲–۷۷.

صالحی، محمدعلی. ۱۳۸۳. تأثیر نااطمینانی تورم بر رشد اقتصادی در ایران(پایان نامهٔ کارشناسی ارشد)، دانشگاه آزاد اسلامی ـ واحد علوم و تحقیقات، دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد.

طالبلو، رضا. ۱۳۸۵. پویایی های تورم و آثار تورم بر نااطمینانی اسمی با استفاده از الگوهای GARCH (پایان نامهٔ کارشناسی ارشد اقتصاد)، دانشگاه علامه طباطبایی، دانشکدهٔ اقتصاد.

عباسی، موسی. تیر ۱۳۸۴. بررسی رابطهٔ بین تورم و نااطمینانی تورمی در ایران با استفاده از مدل های GARCH و حالت ـ فضا (پایان نامهٔ کارشناسی ارشد اقتصاد)، دانشگاه تهران، دانشکدهٔ اقتصاد.

فرزین وش، اسدالله؛ عباسی، موسی. ۱۳۸۴. «بررسی رابطهٔ بین تورم و نااطمینانی تورمی در ایران با استفاده از مدل¬های GARCH و حالت ـ فضا»، مجلهٔ تحقیقات اقتصادی، ش ۷۴، ص ۷۵–۵۵ .

فیضی ینگجه، سلیمان. بهار ۱۳۸۹. بررسی تأثیر نااطمینانی تورم و نااطمینانی رشد اقتصادی بر رشد اقتصادی در ایران (مشاهداتی برپایهٔ مدل های GARCH (پایان‌نامهٔ دکتری اقتصاد)، دانشگاه علامه طباطبایی، دانشکدهٔ اقتصاد.

محمدی، تیمور؛ طالبلو، رضا. بهار ۱۳۸۹. «پویایی های تورم و رابطهٔ تورم و نااطمینان اسمی با استفاده از الگوی RFIMA-GARCH»، مجلهٔ پژوهش های اقتصادی، سال دهم، ش اول، ص۱۶۹–۱۳۷ .

مهرآرا، محسن؛ مجاب، رامین. زمستان ۱۳۸۹. «ارتباط میان تورم، نااطمینانی تورم، تولید و نااطمینانی تولید در اقتصاد ایران»، فصلنامهٔ پول و اقتصاد، ش۲، ص۳۰–۲.

Apergis, N. 2004. "Inflation, Output Growth, Volatility and Causality: Evidence from Panel Data and the G7 Countries", Economics Letters 83, 185-191.

Apergis, N. 2005. Inflation Uncertainty and Growth: Evidence from Panel Data. Blackwell Publishing Ltd/University of Adelaide and Flinders University (p. 186-197.(

Asteriou, D. and G. Hall, S. 2007. Applied Time Series Econometrics: A Modern Approach Using Eviews and Microfit. Revised Edition

Ball, L. January 1990. "Why Does High Inflation Raise Inflation Uncertainty?", Working Paper No. 3224, Natiol Bureau of Economic Research ,1050 Massachusetts Avenue, Cambridge, MA 02138.

Berumenta, H. and Dincera, N. 2005. "Inflation and Inflation Uncertainty in the G-7 Countries", Physica A 348, 371-379.

Bhar, R. and Mallik, G. 2010. "Inflation, Inflation Uncertainty and Output Growth in the USA", Physica A 389, 5503-5510.

Bollerslev, T. 1990. "Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model", Review of Economics and Statistics 72, 498-505.

Brunner, A. 1993. "Comment on Inflation Regimes and the Sources of Inflation Uncertainty", Journal of Money, Credit, and Banking 25, 512-514.

Crawford, A. and Kasumovich, M. August 1996. "Does Inflation Uncertainty Vary with the Level of Inflation?", Bank of Canada, Ottawa Ontario Canada K1A 0G9.

Cukierman, A. and Meltzer, A. 1986. "A Theory of Ambiguity, Credibility, and Inflation under Discretion and Asymmetric Information", Econometrica 54, 1099-1128.

Dotsey, M. and Sarte, P. 2000. "Infation Uncertainty and Growth in a Cash-in Advance Economy", Journal of Monetary Economics 45, 631-655.

Fountas, S.; Karanasos, M.; and Kim, J. 2002. "Inflation and Output Growth Uncertainty and Their Relationship with Inflation and Output Growth", Economics Letters, 75, 293–301.

Archive of SID

www.SID.ir

Fountas, S. 2010. "Inflation, Inflation Uncertainty and Growth: Are They Related?", Economic Modelling 27, 896-899.

Friedman, M. Jun 1977 . "Nobel Lecture: Inflation and Unemployment", The Journal of Political Economy 85, 451-472

Fountas, S. and Karanasos, M. 2007. "Inflation, Output Growth, and Nominal and Real Uncertainty: Empirical Evidence for the G7", Journal of International Money and Finance, 26, 22-250

Golob, J. E. 1994. "Does Inflation Uncertainty Increase with Inflation?", Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review 79, 27-38.

Grier, K. and Perry, M. 1998. "On Inflation and Inflation Uncertainty in the G7 Countries", Journal of International Money and Finance 17, 671-689.

Grier, R. and Grier, K. 2006. "On the Real Effects of Inflation and Inflation Uncertainty in Mexico", Journal of Development Economics 80, 478-500.

Hasanov, Mubariz and Omay, Tolga. July 2010. "The Relationship between Inflation, Output Growth, and Their Uncertainties: Evidence from Selected CEE Countries", MPRA Paper No.23764.

Holland, S. 1995. "Inflation and Uncertainty: Tests for Temporal Ordering", Journal of Money, Credit, and Banking 27, 827-837.

Jiranyakul, K. and Opiela, T. 2010. "Inflation and Inflation Uncertainty in the ASEAN-5 Economies", Journal of Asian Economics 21, 105-112.

Okun, A. 1971. The Mirage of Steady Inflation. Brooking Institute and Papers on Economic Activity.

Pindyck, R. 1991. "Irreversibility, Uncertainty, and Investment", Journal of Economic Literature 29, 1110-1148.

Pourgerami, A. and Maskus, K. 1987. "The Effects of Inflation on the Predictability of Price Changes in Latin America: Some Estimates and Policy Implications", World Development 15, 287-290.

.

Archive of SID

www.SID.ir