

بررسی اثرات نامتقارن نااطمینانی بر عملکرد اقتصاد کلان در ایران: مشاهداتی بر پایه مدل VARMA, MVGARCH-M

سید کمال صادقی^۱

حامد عبدالملکی^۲

الهام وفائی^۳

چکیده

اثرات نااطمینانی اقتصاد کلان اعم از اسمی (تورم) و حقیقی (رشد تولید) بر عملکرد و کارایی اقتصاد از جمله موضوعات مهم و پیچیده می باشد. هزینه های تورم بالا و نااطمینانی تورم اثرات نامطلوب و جبران ناپذیری را بر پیکره اقتصاد و رفاه جامعه وارد می سازد. جدای از روند تورم در طول زمان، نااطمینانی تورم نیز ممکن است رشد تولید را تحت تاثیر قرار دهد. همانند نااطمینانی تورم، نااطمینانی رشد تولید نیز می تواند اثرات مثبت و یا منفی بر رشد و تورم داشته باشد. این تحقیق به بررسی اثر رابطه بین تورم، نااطمینانی تورم، تولید و نااطمینانی تولید در ایران با استفاده از داده های فصلی ۴:۱۳۹۰-۱:۱۳۶۹ می پردازد. مدل مورد استفاده در این پژوهش، مدل نامتقارن VARMA, MVGARCH-M و روش برآورد شبه حداکثر راستنمایی (QML) می باشد. نتایج حاکی از آن است که نااطمینانی رشد تولید اثر منفی و معناداری بر رشد تولید و اثر مثبت و معناداری بر تورم داشته است. از سوی دیگر نااطمینانی تورم اثر مثبت و معناداری بر تورم طی دوره مورد بررسی داشته است اما اثر آن بر رشد تولید معنادار نبوده است. همچنین، نتایج نشان می دهد که ماتریس واریانس-کوارینانس شرطی تورم و رشد تولید، نامتقارن و غیر قطری می باشد.

واژگان کلیدی: نااطمینانی تورم، نااطمینانی رشد، نامتقارن، ایران، مدل VARMA, MV-GARCH.

Keywords: Inflation Uncertainty, Output Growth Uncertainty, Asymmetric, Iran, VARMA, MVGARCH-M Model.

JEL Classifications: C22, C52, E31, E52.

^۱. دانشیار دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز

^۲. دانشجوی دوره دکتری اقتصاد دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول)

۱- مقدمه

یکی از معیارهای مهم برای سنجش عملکرد کلان کشورها، هدف‌گذاری تورم و تولید آن‌ها می‌باشد. در نظام هدف‌گذاری تورم، تورم پایین و باثبات به عنوان هدف اصلی سیاست پولی به صورت صریح و مستقیم هدف‌گذاری می‌شود و پیش‌بینی تورم و سایر متغیرهای اقتصاد کلان، به مثابه یک علامت راهنما برای سیاست‌گذار است که پیش‌بینی فشارهای تورم را مشخص نماید. رشد تولید نیز به عنوان یکی از مهم‌ترین شاخص‌های عملکردی اقتصاد کلان مطرح است، چنان‌که میزان تولید و درآمد سرانه را می‌توان به عنوان معیاری برای سنجش رفاه جوامع در نظر گرفت (یداله زاده طبری و برادران شرکاء، ۱۳۸۹). در این راستا، رابطه‌ی میان نااطمینانی اقتصاد کلان اعم از اسمی (تورم) و حقیقی (رشد تولید) با تورم و رشد تولید و همچنین بررسی آثار آن بر عملکرد و کارایی اقتصاد، به‌عنوان یکی از بنیادی‌ترین موضوعات تجربی مورد بحث، در اقتصاد کلان مطرح بوده است.

نااطمینانی به وضعیتی اشاره دارد که در آن وضعیت احتمال وقوع حوادث آتی را نمی‌توان مشخص ساخت. چنانچه تغییرات آتی در متغیرهای اقتصادی از مجموع تغییرات پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده تشکیل شده باشد، آنگاه نااطمینانی یک متغیر اقتصادی شامل تغییرات غیر قابل پیش‌بینی آن متغیر خواهد بود. از این رو نااطمینانی اقتصادی را می‌توان به عدم توانایی عاملان اقتصادی در پیش‌بینی نتایج دقیق خود تعبیر کرد (غلامی و کمیجانی، ۱۳۸۹). با وجود نااطمینانی، برآورد هزینه‌ها و درآمدهای آتی فعالیت‌ها غیر شفاف شده و این امر می‌تواند اثرات نامطلوبی بر تخصیص منابع و کارایی فعالیت‌های اقتصادی داشته باشد.

تورم از جمله پدیده‌های زیانبار اقتصادی است که در نرخ‌های بالای خود هزینه‌های اقتصادی و اجتماعی زیادی بر جامعه تحمیل می‌کند. به عقیده گالوب^۱ یکی از مهم‌ترین هزینه‌های تورم، نااطمینانی تورم است که موجب سایه‌افکنی بر تصمیمات عاملان اقتصادی شده و کاهش رفاه آنها را به همراه دارد؛ زیرا آن‌ها بدون نااطمینانی قادر خواهند بود تصمیمات بهتری اتخاذ نمایند. وی معتقد است نااطمینانی تورم دو اثر به دنبال دارد. نخست آنکه نااطمینانی موجب می‌گردد عاملان اقتصادی تصمیماتی متفاوت با آنچه که انتظار داشته‌اند، اتخاذ نمایند. آن‌ها این تصمیمات را با توجه به تورم پیش‌بینی شده اتخاذ می‌نمایند (اثرات ex-ante). نوع دوم (اثرات ex-post) مربوط به جریان پس از اخذ تصمیم است و هنگامی به وقوع می‌پیوندد که تورم واقعی با تورم پیش‌بینی

۱. Golob

شده متفاوت باشد (فرزین‌وش و عباسی، ۱۳۸۵).

فریدمن^۱ (۱۹۷۷) بیان می‌کند که افزایش نااطمینانی تورم، تابع اطلاعات تغییرات قیمت‌ها را کاهش داده و موجب به تعویق انداختن قراردادهای دراز مدت می‌گردد، لذا تولید کمتری نسبت به حالت بدون نااطمینانی صورت می‌پذیرد. از این رو به طور بالقوه رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. وی همچنین استدلال می‌کند که همبستگی مثبت بین سطح تورم و نااطمینانی آن، در شرایطی با تورم بالا در نهایت منجر به نااطمینانی بیشتر در تورم می‌گردد (فریدمن، ۱۹۷۷). این نااطمینانی موجب از بین رفتن اثربخشی مکانیسم قیمت‌ها در تخصیص بهینه منابع شده و در نتیجه ناکارآمدی اقتصادی و کاهش رشد اقتصادی را در پی خواهد داشت. علاوه بر آن، نااطمینانی تورم با تحت تاثیر قرار دادن نرخ بهره، بر تخصیص موقتی منابع نیز اثرگذار است. همچنین افزایش تورم ممکن است یک واکنش سیاستی نامنظم از سوی مقامات پولی را به همراه داشته باشد و بنابراین منجر به نااطمینانی بیشتری در خصوص میزان نرخ تورم آتی شود (بردین و فونتاس، ۲۰۰۹).

این مقاله، به بررسی اثر نوسانات متغیرهای تورم و رشد تولید بر نرخ متوسط این متغیرها می‌پردازد. شیوه متداول اکثریت مطالعات داخلی انجام شده در این زمینه استفاده از مدل‌های تک متغیره و یا مدل‌های چند متغیره کوواریانس - محدود بوده است. در مدل‌های تک متغیره همان‌طور که از نامشان پیدا است امکان بررسی و مطالعه‌ی بیش از یک سری زمانی امکان‌پذیر نمی‌باشد و مدل‌های چند متغیره کوواریانس - محدود نیز به دلیل عدم لحاظ اثرات سرریز تغییرات پیش‌بینی نشده هر یک از سری‌ها بر دیگری، ممکن است خطای تصریح را تشدید نمایند (کرانر و ان جی^۲، ۱۹۹۸). از این رو می‌بایست از تصریحی استفاده کرد که قابلیت سرایت نااطمینانی از یک سری به سری دیگر و بالعکس را به طور همزمان، در خود لحاظ نماید. ویژگی تحقیق حاضر استفاده از رویکردی است که به وسیله آن معادلات مربوط به تورم و رشد تولید، به همراه نااطمینانی این متغیرها به طور همزمان برآورد می‌شود. این امر مستلزم آن است که مدل‌سازی انجام گرفته جهت برآورد ماتریس واریانس - کوواریانس شرطی، غیر قطری باشد. تمایز دیگر تحقیق حاضر، گنجانیدن مولفه‌ی عدم تقارن در ساختار ماتریس واریانس - کوواریانس شرطی برای تورم و رشد تولید می‌باشد، بدین معنا که پسماندهای مثبت و منفی متغیرهای تورم و رشد تولید (با قدر مطلق یکسان) آیا به یک میزان بر نااطمینانی متغیرهای فوق اثر گذار هستند؟

1. Friedman (1977)

2. Kroner and Ng (1998)

این مقاله به شکل زیر سازمان‌دهی شده است: پس از مقدمه، بخش دوم به مبانی نظری تحقیق می‌پردازد. در بخش سوم پیشینه‌ی تحقیق در قالب مطالعات داخلی و خارجی مرور می‌شود. بخش چهارم به معرفی مدل و روش برآورد می‌پردازد. در بخش پنجم داده‌ها و یافته‌های تجربی تحقیق بیان می‌شود و در نهایت بخش ششم به نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۲- مبانی نظری

ادبیات اقتصادی، روابط قابل پیش‌بینی میان نااطمینانی اسمی (تورم) و حقیقی (رشد تولید) و اثرات آن بر تورم و رشد تولید را در قالب فرضیه‌های متعددی ارائه می‌نماید. در این بخش چهار فرضیه اقتصادی که در بخش یافته‌های تجربی مورد آزمون قرار می‌گیرند، شرح داده می‌شود:

۲-۱- اثر نااطمینانی رشد تولید بر متوسط رشد تولید

در حالی که مدل‌های مرسوم ادوار تجاری فرض می‌کنند که این دو متغیر مستقل از یکدیگرند، اما برخی تئوری‌ها بر وجود ارتباط مثبت بین این متغیرها و برخی دیگر بر وجود ارتباط منفی میان آنها، دلالت دارند. ادبیات سرمایه‌گذاری برگشت‌ناپذیر^۱ و ارزش مورد انتظار اختیار معامله^۲، یک رابطه منفی را میان نااطمینانی رشد و مقدار متوسط این متغیر پیش‌بینی می‌کند. در این مدل‌ها افزایش نااطمینانی در رابطه با سودهای آتی، ارزش انتظار را افزایش داده و در نتیجه تاخیر در سرمایه‌گذاری و کاهش رشد را موجب می‌شود (گری، هنری و اولکلنز^۳، ۲۰۰۱). از سوی دیگر مطالعه بلک^۴ (۱۹۸۷) حاکی از ارتباط مثبت میان بی‌ثباتی^۵ رشد و متوسط رشد می‌باشد. وی استدلال می‌کند انتخاب‌های تکنولوژی به عنوان عاملی برای تسریع رشد از میان فهرستی از احتمالات صورت می‌پذیرد که در آن فهرست همبستگی مثبت میان متوسط نرخ بازدهی و بازدهی بی‌ثباتی برقرار است. استدلال دیگری که در جهت رابطه مثبت میان نااطمینانی رشد و متوسط رشد ارائه می‌شود، تئوری پس‌انداز احتیاطی است که بیان می‌کند افزایش ریسک موجب افزایش پس‌انداز مطلوب و از این رو افزایش سرمایه‌گذاری و رشد خواهد شد.

1. Irreversible Investment

2. Option Value of Waiting

3. Grier, Henry and Olekalns (2001)

4. Black (1987)

5. Volatility

۲-۲- اثر ناطمینانی تورم بر رشد تولید

مشابه مورد ناطمینانی رشد تولید بر رشد تولید، مدل‌های استاندارد اقتصاد کلان، رشد تولید را مستقل از واریانس شرطی تورم در نظر می‌گیرند، با این حال اگر افزایش ناطمینانی تورم، ریسک سودهای آتی را افزایش دهد آنگاه بر مبنای ادبیات سرمایه‌گذاری برگشت ناپذیر، افزایش ناطمینانی تورم موجب به تعویق انداختن سرمایه‌گذاری و کاهش رشد اقتصادی خواهد شد. این ایده که افزایش ناطمینانی تورم منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌گردد، به اوکان^۱ (۱۹۷۱) و فریدمن (۱۹۷۷) نسبت داده می‌شود. دوتسی و سارت^۲ رابطه‌ی بین ناطمینانی تورم و رشد تولید را در قالب یک مدل ساده پولی با لحاظ پس‌انداز احتیاطی و معیار ریسک‌گریزی مدل‌سازی نمودند. آنها نشان دادند افزایش ناطمینانی تورم می‌تواند اثر مثبتی بر رشد تولید داشته باشد. بر اساس استدلال آنان افزایش تغییرپذیری رشد پول و در نتیجه تورم باعث می‌شود که بازگشت به توازن پول نامطمئن‌تر شده و این مساله منجر به کاهش تقاضا برای مانده‌های واقعی پول و مصرف می‌شود. کاهش مصرف، موجب افزایش پس‌انداز احتیاطی شده و افزایش پس‌انداز، افزایش سرمایه‌گذاری و رشد تولید را به دنبال خواهد داشت (دوتسی و سارت، ۲۰۰۰).

۲-۳- اثر ناطمینانی تورم بر تورم

فرضیه سوم اثرات ناطمینانی تورم را بر روی تورم مورد توجه قرار می‌دهد. این اثرات به وسیله‌ی برخی از مدل‌های اقتصاد سیاسی سیاست پولی، مورد بررسی قرار گرفته است. کوکرمن و ملترز^۳ (۱۹۸۶) و کوکرمن (۱۹۹۲) نشان دادند چنانچه فرآیند عرضه‌ی پول دارای مولفه‌ی تصادفی باشد و تابع هدف سیاست‌گذاران از نظر مردم نامشخص باشد، این امر افزایش ناطمینانی در خصوص فرآیند عرضه‌ی پول را به همراه خواهد داشت. آنگاه سیاست‌گذاران در مواجهه با افزایش ناطمینانی در روند عرضه پول به وسیله‌ی بالا بردن متوسط سطح تورم واکنش نشان خواهند داد. از این رو در مدل‌های آنها افزایش ناطمینانی تورم در نهایت منجر به افزایش متوسط سطح تورم خواهد شد. در طرف مقابل، هلند^۴ (۱۹۹۵) معتقد است هنگامی که مقامات پولی با ناطمینانی تورم مواجه می‌شوند، به منظور تثبیت اقتصادی و کاهش اثرات زیانبار رفاهی ناشی از ناطمینانی تورم، اقدام به اعمال سیاست پولی انقباضی می‌نمایند که نتیجه آن کاهش تورم است.

1. Okun (1971)

2. Dotsey and Sarte

3. Cukierman and Meltzer (1986)

4. Holland (1995)

۲-۴- اثر نااطمینانی رشد تولید بر تورم

اثر نااطمینانی رشد تولید بر تورم توسط دوراکس^۱ (۱۹۸۹) مورد آزمون قرار گرفت. وی با تعمیم مدل بارو-گوردون^۲ به وسیله معرفی درجه شاخص‌گذاری در قراردادهای دستمزد به صورت درون‌زا، فرض می‌کند که تابع عرضه‌ی پول دارای جزء تصادفی بوده و بانک مرکزی تمایلی به افزایش تورم نداشته اما در عین حال خواهان افزایش رشد تولید است. وی نشان می‌دهد افزایش برون‌زا در شوک‌های واقعی غیر قابل پیش‌بینی موجب می‌شود که نیروی کار درجه شاخص‌گذاری قراردادهای خود را بر حسب تورم کاهش دهد. کاهش درجه شاخص‌گذاری قراردادهای برای بانک مرکزی بدان معنا است که می‌توان از تورم به عنوان ابزاری موثر در جهت افزایش محصول استفاده کرد و نهایتاً در تعادل، متوسط سطح تورم افزایش خواهد یافت. از این رو مدل دوراکس پیش‌بینی می‌کند که افزایش نااطمینانی واقعی (رشد تولید)، متوسط سطح تورم را افزایش خواهد داد (گریر، هنری و اولکلنز، ۲۰۰۱). کوکرمین و گرلاچ^۳ (۲۰۰۳) نشان دادند چنانچه هدف سیاست‌گذاران رسیدن به نرخ از بیکاری به میزان بیکاری طبیعی باشد آنگاه با افزایش نااطمینانی رشد تولید، تورم افزایش می‌یابد. عمده‌ی فرضیه‌های موجود در ادبیات اقتصاد کلان در زمینه اثر گذاری نااطمینانی تورم و رشد تولید بر متغیرهای تورم و رشد تولید در جدول ۱ خلاصه شده است.

جدول (۱): فرضیه‌های موجود در زمینه نااطمینانی اقتصاد کلان

اثر	فرضیات قابل آزمون
صفر	مدل‌های ادوار تجاری
منفی	کینز (۱۹۳۶)، برنانکه (۱۹۸۳)، وودفورد (۱۹۹۰)، پندیک (۱۹۹۱)، رمی و رمی (۱۹۹۱)
مثبت	بلک (۱۹۸۷)، بلک بون (۱۹۹۹)
منفی	فریدمن (۱۹۷۷)
مثبت	دوتسی و سارت (۲۰۰۰)
مثبت	دوراکس (۱۹۸۹)، کوکرمین-گرلاچ (۲۰۰۳)
منفی	اثر تیلور ^۴ و کوکرمین-ملترز (۱۹۸۶)
مثبت	کوکرمین-ملترز (۱۹۸۶)
منفی	هلند (۱۹۹۵)

منبع: بردین و فونتاس (۲۰۰۵)

۱. Deveraux (1989)

۲. Barro-Gordon Model

۳. Cukierman and Gerlach (2003)

۴. در ادبیات اقتصادی ارتباط منفی میان نااطمینانی تورم و نااطمینانی رشد به عنوان اثر تیلور (Taylor Effect) شناخته می‌شود.

۳- پیشینه تحقیق

ادبیات تجربی در خصوص رابطه‌ی تورم و رشد اقتصادی را می‌توان با توجه به نتایج تحقیقات پژوهشگران به چندین بخش تقسیم کرد. هر چند که به نظر می‌رسد بخش عمده‌ای از این تحقیقات به دنبال تاثیر منفی تورم بر رشد اقتصادی می‌باشند، مطالعات متعددی وجود دارد که در آنها اقتصاددانان به روابط مثبت، منفی و یا عدم رابطه بین تورم و رشد دست یافته‌اند. اما آنچه که مسلم است، هزینه‌های تورم بالا و نااطمینانی تورم اثرات نامطلوب و جبران‌ناپذیری را بر پیکره‌ی اقتصاد و رفاه جامعه وارد می‌سازد. جدای از روند تورم در طول زمان، نااطمینانی تورم نیز ممکن است رشد تولید را تحت تاثیر قرار دهد. در واقع همانند تورم، نااطمینانی آن نیز می‌تواند اثرات مثبت و یا منفی بر رشد داشته باشد. خلاصه‌ی نتایج حاصل از برخی مطالعات انجام شده در جداول ۲ و ۳ آورده شده است.

جدول (۲): مطالعات تجربی صورت گرفته در خارج از کشور

مطالعه- کشور	روش تحقیق- دوره زمانی- متغیرها	یافته‌ها
گریر و همکاران (۲۰۰۴) امریکا	مدل VARMA, GARCH-M ۱۹۴۷ تا ۲۰۰۰ (فصلی) تورم، نااطمینانی تورم، رشد تولید و نااطمینانی رشد تولید	افزایش نااطمینانی رشد تولید، موجب افزایش رشد تولید و کاهش متوسط نرخ تورم می‌شود. ولیکن افزایش نااطمینانی تورم موجب کاهش نرخ تورم و کاهش رشد تولید می‌گردد.
گریر و گریر (۲۰۰۶) مکزیک	مدل GARCH-M تعمیم یافته ۱۹۷۲ تا ۲۰۰۱ (ماهانه) تورم، نااطمینانی تورم و رشد تولید	نااطمینانی تورم اثر منفی و معناداری بر رشد تولید داشته است در حالی که مقادیر با وقفه‌ی تورم اثر منفی مستقیم بر رشد تولید نداشته است.
فونتاس و کاراتاسوس (۲۰۰۷) G7	مدل GARCH تک متغیره ۱۹۵۷ تا ۲۰۰۰ (ماهانه) تورم، نااطمینانی تورم، رشد تولید	نااطمینانی در خصوص نرخ تورم لزوماً موجب کاهش رشد اقتصادی نمی‌شود و شواهد کافی مبنی بر اینکه نااطمینانی تولید منجر به افزایش تورم می‌گردد، وجود ندارد.
جبرائیل کول و اوپیلا (۲۰۱۰) کشورهای آسه آن-۵	مدل EGARCH ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۷ (ماهانه) تورم و نااطمینانی تورم	افزایش تورم باعث افزایش نااطمینانی تورم شده و افزایش نااطمینانی تورم، افزایش تورم را در پی خواهد داشت.
برومن و همکاران (۲۰۱۲) امریکا	مدل SVM ۱۹۷۶ تا ۲۰۰۷ (ماهانه) تورم و نااطمینانی تورم	نااطمینانی تورم موجب افزایش تورم در دوره مورد بررسی شده است.
بهار و مالیک (۲۰۱۲) استرالیا	مدل EGARCH دو متغیره بویا ۱۹۵۷ تا ۲۰۰۹ (فصلی) تورم، نااطمینانی تورم، رشد تولید و نااطمینانی تولید	افزایش نااطمینانی تورم موجب کاهش تورم و رشد تولید می‌گردد و نااطمینانی تولید اثر منفی و معناداری بر تورم داشته است.
کاراهان (۲۰۱۲) ترکیه	مدل ARMA-GARCH ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۱ (ماهانه) تورم، نااطمینانی تورم	با افزایش تورم نااطمینانی تورم افزایش می‌یابد.
نیاندیس و ساوا (۲۰۱۳) G7	مدل دو متغیره انتقال ملایم EGARCH-M ۱۹۵۷ تا ۲۰۰۹ (ماهانه) تورم، نااطمینانی تورم، رشد تولید و نااطمینانی رشد تولید	نااطمینانی در خصوص نرخ رشد تولید با متوسط نرخ‌های رشد بالاتر، در رژیم با رشد پایین مرتبط است. نااطمینانی نرخ تورم در سطوح بالا به طور عمده در رژیم با تورم بالاتر موجب کاهش نرخ رشد تولید می‌گردد.

ادامه جدول (۲): مطالعات تجربی صورت گرفته در خارج از کشور

همبستگی میان نااطمینانی اقتصاد کلان و تورم در اواخر دهه ۱۹۹۰ از منفی به مثبت تغییر می‌کند در حالی که همبستگی میان نااطمینانی و تولید همچنان منفی باقی می‌ماند.	مدل DCC-GARCH تورم، نااطمینانی تورم و رشد تولید	جونز و اولسون (۲۰۱۳)
تورم و نااطمینانی تورم موجب کاهش رشد اقتصادی گردیده است. کشورهای با نرخ‌های پایین‌تر تورم به طور بالقوه با افزایش تورم در معرض خطر مواجه با کاهش تولید هستند. همچنین نااطمینانی تولید قابل سرایت به نااطمینانی تورم می‌باشد.	مدل VARX-MGARCH-M ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۰ (ماهانه) تورم، نااطمینانی تورم و رشد تولید	هارتمن و روستل (۲۰۱۳) کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه

جدول (۳): مطالعات تجربی صورت گرفته در داخل کشور

مطالعه	روش تحقیق - دوره زمانی - متغیرها	یافته‌ها
فرزین‌وش و عباسی (۱۳۸۵)	مدل‌های GARCH و حالت - فضا ۱۳۴۰ تا ۱۳۸۲ (ماهانه) تورم و نااطمینانی تورم	ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورم در کوتاه مدت مثبت است، اما در بلند مدت هیچ ارتباطی با هم ندارند. همچنین در کوتاه مدت، شوک‌های تورمی منفی کمتر از شوک‌های تورمی مثبت، بر روی نااطمینانی تأثیر داشته‌اند.
سوری و ابراهیمی (۱۳۸۵)	مدل EGARCH و GARCH-M ۱۳۴۷ تا ۱۳۸۳ (ماهانه) تورم و نااطمینانی تورم	نااطمینانی تورم با سطوح بالاتر تورم افزایش یافته و تأثیر متقابلی بین تورم و نااطمینانی تورم طی دوره مورد بررسی وجود داشته است.
مهرآرا و مجاب (۱۳۸۸)	مدل EGARCH(2,0,1) و GARCH(2,0) ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۵ (سالانه) تورم، نااطمینانی تورم، رشد تولید و نااطمینانی رشد تولید	افزایش تورم و کاهش درآمدهای نفتی می‌تواند علت افزایش نااطمینانی تورم باشد. منشا اصلی نااطمینانی تولید در ایران، ارزش افزوده بخش نفت می‌باشد. همچنین نوسانات تورم و تولید اثر معناداری بر تولید نداشته است.
صفری و پورشهبی (۱۳۸۸)	مدل EGARCH و VECM ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۶ (سالانه) تورم، نااطمینانی تورم و رشد اقتصادی	با افزایش تورم نااطمینانی تورم افزایش یافته و این مساله کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد ایران را به همراه داشته است و نهایتاً اثر منفی بلند مدت بر نرخ رشد اقتصادی داشته است.
غلامی و کیمیجانی (۱۳۸۹)	مدل Trivariate-GARCH ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۷ (فصلی) تورم، نااطمینانی تورم، رشد سرمایه‌گذاری و رشد تولید	با افزایش تورم نااطمینانی تورم افزایش می‌یابد. افزایش نااطمینانی تورم موجب کاهش رشد سرمایه‌گذاری و رشد تولید می‌گردد.
پیرایی و دادور (۱۳۹۰)	مدل GARCH ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۶ (سالانه) تورم، نااطمینانی تورم و رشد اقتصادی	نقطه شکست ساختاری برای اقتصاد ایران در نرخ تورم ۲۰ درصد تعیین می‌شود. تأثیر تورم بر رشد در سطوح کمتر از این نرخ منفی و در نرخ‌های بالاتر افزایش می‌یابد. همچنین نااطمینانی تورم اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی داشته است.
راسخی و خانعلی‌پور (۱۳۹۱)	مدل MVGARCH ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۶ (فصلی) تورم، نااطمینانی تورم، رشد اقتصادی و نااطمینانی رشد اقتصادی	تورم علت گرنجری نااطمینانی تورم بوده و اثر مثبت بر آن دارد. رشد در جهت منفی و یکطرفه علت گرنجری نااطمینانی رشد است. افزایش نااطمینانی رشد موجب افزایش تورم خواهد شد.

مطالعات تجربی انجام شده برای کشورهای مختلف در زمینه روابط میان تورم، رشد تولید، نااطمینانی تورم و نااطمینانی رشد تولید حاکی از نتایج متفاوتی در خصوص روابط بین متغیرها می‌باشد. این مساله می‌تواند به دلیل محدوده زمانی، مکانی، نوع مدل‌های بکار گرفته شده و نحوه محاسبه شاخص نااطمینانی در هر یک از مطالعات تجربی باشد.

۴- تصریح مدل

در تجزیه و تحلیل اقتصادسنجی سری زمانی مدل‌های VARMA (p,q)^۱ با وجود آنکه از مزیت نظری در مقایسه با مدل‌های VAR ساده برخوردار هستند؛ اما به ندرت در مطالعات اقتصاد کلان کاربردی استفاده می‌شوند. یکی از دلایل عمده آن مشکلات مربوط به برآورد و پیچیدگی تصریح این گونه مدل‌ها است. مدل‌های VARMA به طور معمول نیازمند روش‌های غیر خطی جهت برآورد می‌باشند در حالی که مدل VAR را می‌توان با روش حداقل مربعات تخمین زد (دوفور و پلتیر، ۲۰۱۱).

در تحقیق حاضر به منظور بررسی ارتباط تورم، نااطمینانی تورم، رشد تولید، نااطمینانی رشد تولید و نیز تبیین اثرات نامتقارن متقابل این متغیرها بر یکدیگر از نسخه VARMA, MVGARCH-M معرفی شده توسط گریر و همکاران (۲۰۰۴) به شکل زیر استفاده می‌شود.

$$z_t = a + \sum_{i=1}^p \Gamma_i z_{t-i} + \Psi \sqrt{h_t} + \sum_{j=1}^q \Theta_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

که در آن Ω_{t-1} مجموعه اطلاعات موجود در زمان $t-1$ و H_t ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی می‌باشد. به عنوان یک مزیت رابطه (۱) معادلات مربوط به تورم و رشد تولید را به صورت همزمان برآورد کرده و همچنین انحراف معیارهای شرطی را به عنوان متغیرهای توضیحی به حساب می‌آورد. اثرات نااطمینانی بر روی تورم و رشد تولید توسط عناصر ماتریس Ψ در مدل لحاظ می‌شود. Ψ_{11} و Ψ_{21} به ترتیب بیانگر اثر نااطمینانی رشد تولید بر رشد تولید و نااطمینانی رشد تولید بر تورم می‌باشند. مقادیر مثبت و معنادار این ضرایب به ترتیب منجر به تأیید فرضیه‌های بلک و دوراکس خواهد شد. ضرایب Ψ_{12} و Ψ_{22} نیز به ترتیب اثر نااطمینانی تورم بر رشد تولید و تورم را آزمون می‌کند. مقادیر منفی و معنادار برای Ψ_{12} و مثبت و معنادار برای Ψ_{22} نیز به ترتیب منجر به تأیید فرضیه‌های فریدمن و کوکرمن-ملتزر می‌شود.

۴-۱- ساختار واریانس-کوواریانس شرطی با استفاده از مدل نامتقارن BEKK

مدل‌سازی نااطمینانی در سری‌های زمانی در قالب مدل‌های خودرگرسیون شرطی ناهمسان واریانس (ARCH) با کار انگل^۲ (۱۹۸۲) آغاز گردید. به دنبال توسعه روش انگل مطالعات

1. Vector Autoregressive Moving Average

2. Engle

متعددی به منظور اندازه گیری نااطمینانی تورم با استفاده از واریانس شرطی تورم انجام پذیرفت که اکثریت این مطالعات اثر تورم را بر روی نااطمینانی تورم مورد آزمون قرار دادند. سپس بالرسلو^۱ (۱۹۸۶) الگوی اولیه ارائه شده توسط انگل را با روشی که بر اساس آن واریانس شرطی می تواند یک فرآیند ARMA باشد، توسعه داد. تحقیقات انجام شده بر مبنای مدل های GARCH برای داده های کشور امریکا نشان داد که نااطمینانی تورم دارای اثرات رفاهی زیانباری می باشد (بردین و فونتاس، ۲۰۰۵). پس از آن تعمیم مدل های خانواده GARCH به MGARCH مورد توجه قرار گرفت. مدل سازی نااطمینانی توسط این مدل ها به معنای آن است که چنانچه خطای پیش بینی افزایش یابد، آنگاه در دوره های بعد نااطمینانی افزایش خواهد یافت.

از جمله مشکلاتی که استفاده از مدل های خانواده GARCH را با محدودیت مواجه می کند آن است که در این مدل ها نوسانات مثبت و منفی با اندازه برابر (قدر مطلق برابر) اثر یکسانی بر ماتریس کوواریانس شرطی (H_t) دارند، از این ویژگی به عنوان اثر تقارن یاد می شود؛ اما ممکن است آنچه که در عمل رخ می دهد متفاوت باشد و واکنش اقتصاد به وقایع خوب و بد یکسان نباشد. ویژگی نامتقارن بودن ماتریس کوواریانس شرطی پیش تر توسط نلسون^۲ با معرفی مدل EGARCH و همچنین مدل GJR ارائه شده توسط گلاستن، جانانان و رانکل^۳ مطرح گردید. در این مدل ها یک معادله ی نامتقارن برای بررسی واریانس متغیر مورد نظر معرفی می شود که بر طبق آن نوسانات یا پسماندهای مثبت و منفی با قدر مطلق برابر دارای آثار یکسانی نمی باشند. این مدل ها نشان می دهد که تغییرات مثبت و منفی در بازدهی ها می تواند اثرات متفاوتی بر نوسانات شرطی بر جای بگذارد و با لحاظ کردن آن می توان تأثیرات متفاوت وقایع خوب و بد را بر نوسانات شرطی (که نااطمینانی را تحت تأثیر قرار می دهد) مدل سازی کرد.

در این پژوهش به منظور لحاظ نمودن تأثیرات احتمالی نااطمینانی متغیرهای تورم و رشد تولید بر مقدار متوسط هر یک از این متغیرها در مدل VARMA، از نسخه نامتقارن مدل BEKK، ارائه شده توسط گریور و همکاران (۲۰۰۴)، به شکل زیر استفاده می شود:

$$H_t = C' C + \sum_{k=1}^g A_k' \varepsilon_{t-k} \varepsilon_{t-k}' A_k + \sum_{l=1}^f B_l' H_{t-l} B_l + D' \xi_{t-l} \xi_{t-l}' D \quad (2)$$

1. Bollerslev

2. Nelson

3. Glosten, Jagannathan and Runkle

$$C = \begin{bmatrix} C_{11} & C_{12} \\ C_{21} & C_{22} \end{bmatrix}; A = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix}; B = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix}; D = \begin{bmatrix} \delta_{11} & \delta_{12} \\ \delta_{21} & \delta_{22} \end{bmatrix};$$

$$\varepsilon_{t-1} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{Y,t-1} \\ \varepsilon_{\pi,t-1} \end{bmatrix}; \xi_t = \begin{bmatrix} \xi_{Y,t} \\ \xi_{\pi,t} \end{bmatrix}; \xi_{t-1} = \begin{bmatrix} \min\{\varepsilon_{Y,t-1}\} \\ \min\{\varepsilon_{\pi,t-1}\} \end{bmatrix}$$

که در آن C، یک ماتریس بالا مثلثی $n \times n$ مقادیر ثابت، A ماتریس $n \times n$ ضرایب ARCH برای تمامی مقادیر k، B ماتریس $n \times n$ ضرایب GARCH برای تمامی مقادیر z و D نیز ماتریس $n \times n$ واکنش‌های نامتقارن^۱ می‌باشد. ویژگی این تصریح، بکارگیری نوسانات دوره‌های گذشته (H_{t-1}) و همچنین مقادیر با وقفه‌ی $\varepsilon\varepsilon'$ و $\xi\xi'$ به منظور برآورد نوسانات جاری متغیرهای رشد تولید و تورم می‌باشد. $\xi_t = (\xi_{Y,t}, \xi_{\pi,t})'$ نیز در بر گیرنده‌ی واکنش‌های نامتقارن بالقوه می‌باشد. در این پژوهش برای معرفی مؤلفه‌ی عدم تقارن به فرآیند واریانس-کوواریانس شرطی از مفاهیم «اخبار خوب»^۲ و «اخبار بد»^۳ استفاده می‌شود، بدین صورت که آیا ممکن است اخبار بد منجر به نوسانات بزرگتری در مقایسه با اخبار خوب و یا بالعکس شود؟ بر این اساس می‌توان استدلال کرد چنانچه تورم بالاتر از حد انتظار باشد، به عنوان یک خبر بد برای اقتصاد در نظر گرفته می‌شود، لذا در این مورد اخبار بد در خصوص تورم منجر به پسماندهای مثبت در این متغیر می‌شود. در مقابل چنانچه رشد تولید کمتر از حد انتظار باشد، به عنوان یک خبر بد تلقی شده و توسط پسماندهای منفی لحاظ می‌گردد. از این رو اخبار بد در خصوص تورم به صورت $\xi_{\pi,t} = \max\{\varepsilon_{\pi,t}, 0\}$ و همچنین اخبار بد در خصوص رشد به صورت $\xi_{Y,t} = \min\{\varepsilon_{Y,t}, 0\}$ تعریف می‌شود. ماتریس واریانس-کوواریانس نسخه نامتقارن مدل BEKK قادر است تا اثرات نامتقارن و غیر قطری (تأثیر نوسانات شرطی یک متغیر بر متغیر دیگر) سری‌ها را در خود لحاظ نماید و به این ترتیب می‌توان این اثرات را مورد آزمون قرار داد. پارامترسازی^۴ مدل BEKK متضمن آن است که ماتریس H_t به ازای تمامی مقادیر ε_t ، مثبت معین باشد. از سوی دیگر این مدل شامل پارامترهای زیادی می‌باشد که مستقیماً تأثیر H_{t-1} و یا ε_{t-k} را بر روی عناصر H_t نشان می‌دهد. در این مدل اطلاعات در دوره $t-1$ قابل دسترس می‌باشد و تعیین عناصر با وقفه ماتریس واریانس - کوواریانس شرطی، متناظر با مقادیر غیر شرطی آن می‌باشد ($h_{Y,t} = \sigma_Y^2$). بنابراین مدل فوق بر روی اثر نوسانات دوره $t-1$ بر دوره t متمرکز می‌باشد (انگل و کرانه، ۱۹۹۵).

1. Asymmetric Responses

2. Good News

3. Bad News

4. Parameterization

5. Engle and Kroner (1995)

۵- داده‌ها و نتایج تجربی

متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش شامل شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی^۱ و نیز تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ پس از تعدیل فصلی طی دوره زمانی ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۹۰:۴، برگرفته از سایت بانک مرکزی می‌باشند که به شکل لگاریتمی در نظر گرفته می‌شوند. به منظور بررسی اثرات نااطمینانی تورم و رشد تولید بر تورم و رشد تولید، Y_t به عنوان لگاریتم تفاضل مرتبه اول تولید ناخالص داخلی (رشد تولید) و π_t به عنوان لگاریتم تفاضل مرتبه اول شاخص قیمت مصرف کننده (نرخ تورم) در نظر گرفته می‌شوند.

جدول ۴ خواص آماری متغیرهای Y_t و π_t و آزمون‌های مرتبط را ارائه می‌نماید. Ku و Sk آماره‌های مربوط به چولگی و کشیدگی می‌باشند. J-B آماره‌ی آزمون نرمال بودن سری‌ها می‌باشد که دارای توزیع χ^2 است. مطابق نتایج Y_t دارای چولگی چپ و کشیدگی کمتر از توزیع نرمال و π_t دارای چولگی راست و کشیدگی مزاد (در مقایسه با توزیع نرمال) است. شواهد حاصل از آزمون ریشه واحد بر اساس آماره‌های دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) و KPSS در جدول ۵ بیانگر مانایی متغیرها می‌باشد. (τ) و (μ) نیز به ترتیب بیانگر انتخاب حالت جزء روند و جزء ثابت می‌باشند.

از آنجا که وجود ریشه واحد در تفاضل مرتبه اول سری‌های اقتصادی از پشتوانه‌ی تئوریک قوی برخوردار نیست؛ لذا به منظور بررسی ایستایی متغیرهای Y_t و π_t از آزمون KPSS استفاده می‌شود (مهرآرا و مجاب، ۱۳۸۸). بر اساس این آزمون فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود ریشه واحد در سری‌ها رد نمی‌شود.

جدول (۴): آماره‌های مربوط به Y_t و π_t

متغیر	Mean	Var	Sk	Ku	J-B
Y_t	۰/۱۱۸	۰/۰۱۸	-۰/۲۳۵	۱/۳۰۲	۶/۹۵۹ (۰/۰۳۰)
π_t	۰/۴۳۶	۰/۰۷۹	۱/۴۲۸	۵/۴۲۶	۱۳۶/۲۹۹ (۰/۰۰۰)

توضیح: اعداد داخل پرانتز بیانگر سطح احتمال می‌باشند.

جدول (۵): نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	ADF(τ)	ADF(μ)	ADF	KPSS(τ)	KPSS(μ)
Y_t	-۴/۹۱۱	-۴/۹۳۲	-۳/۵۰۴	۰/۰۸۴	۰/۰۹۴
π_t	-۶/۴۶۱	-۵/۷۹۱	-۲/۲۰۶	۰/۰۹۴	۰/۳۰۰
مقدار بحرانی آماره در سطح ۵ درصد	-۳/۴۶۱	-۲/۸۹۵	-۱/۹۴۳	۰/۱۴۶	۰/۴۶۳

1. Consumer Price Index

از آنجایی که تخمین معادلات (۱) و (۲) با استفاده از روش‌های خطی امکان‌پذیر نمی‌باشد، معادلات فوق با استفاده از روش شبه حداکثر راستنمایی^۱ برآورد گردیده است. نتایج حاصل از تخمین این معادلات در جداول ۶ و ۷ ارائه شده است. به دلیل وجود پارامترهای زیاد در معادلات (۱) و (۲) که برابر با $[n + n2(p+q+1) + n(n+1)/2 + n2(f+g+1)]$ می‌باشد، وقفه بهینه در این مدل به صورتی تعیین می‌شود که همبستگی سریالی و اثرات ARCH در جملات اخلاص استاندارد شده وجود نداشته باشد، برای این منظور $p=q=2$ تعیین می‌گردد. همچنین برای اجتناب از مشکلات تصریح غلط و کاهش درجه آزادی ناشی از افزایش پارامترهای مدل فرض می‌شود $f=g=1$ است.

جدول (۶): تخمین الگوی VARMA, MVGARCH-M

$$z_t = a + \sum_{i=1}^p \Gamma_i z_{t-i} + \Psi \sqrt{h_t} + \sum_{j=1}^q \Theta_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$a = \begin{bmatrix} 0/189 \\ (0/000) \\ 0/012 \\ (0/834) \end{bmatrix}; \Gamma_1 = \begin{bmatrix} 0/609 & -0/138 \\ (0/000) & (0/000) \\ 0/359 & 0/430 \\ (0/000) & (0/000) \end{bmatrix}; \Gamma_2 = \begin{bmatrix} 0/358 & 0/031 \\ (0/000) & (0/061) \\ 0/161 & 0/223 \\ (0/000) & (0/000) \end{bmatrix}$$

$$\Theta_1 = \begin{bmatrix} 0/596 & 0/380 \\ (0/000) & (0/000) \\ 0/174 & 0/167 \\ (0/000) & (0/001) \end{bmatrix}; \Theta_2 = \begin{bmatrix} 0/365 & -0/043 \\ (0/000) & (0/000) \\ -0/212 & 0/656 \\ (0/000) & (0/000) \end{bmatrix}; \Psi = \begin{bmatrix} -0/129 & 0/063 \\ (0/000) & (0/096) \\ 1/149 & 0/673 \\ (0/000) & (0/000) \end{bmatrix}$$

توضیح: اعداد داخل پرانتز بیانگر سطح احتمال می‌باشند.

منبع: محاسبات تحقیق

اثرات نااطمینانی بر متغیرهای تورم و رشد تولید به وسیله ضرایب ماتریس Ψ مورد آزمون قرار می‌گیرد. اثر نااطمینانی رشد تولید بر رشد توسط ضریب Ψ_{11} در جدول ۶ نشان داده شده است. این ضریب معنادار و برابر $-0/129$ می‌باشد. به بیان دیگر نوسانات شرطی رشد طی سال‌های مورد مطالعه تأثیر منفی و معنی‌داری بر رشد تولید داشته است. در این راستا می‌توان اظهار داشت چنانچه نرخ رشد اقتصاد پایین باشد در سطوح پایین این نرخ، عواملان اقتصادی نسبت به آینده اقتصاد بدبین

^۱. Quasi Maximum Likelihood

شده و این مسأله در نهایت منجر به کاهش رشد خواهد شد. لذا استدلال بلک در مورد اقتصاد ایران مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. ضریب Ψ_{12} حاکی از اثر نااطمینانی تورم بر رشد می‌باشد، این ضریب مثبت و برابر ۰/۰۶۳ است. لذا فرضیه فریدمن (۱۹۷۷) مبنی بر اینکه افزایش نااطمینانی تورم منجر به اثرات منفی در رشد می‌شود، برای اقتصاد ایران رد می‌شود. همچنین استدلال دوتسی و سارت (۲۰۰۰) مبنی بر اثر مثبت نااطمینانی تورم بر رشد در سطح معناداری ۵ درصد مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. ضریب Ψ_{21} در جدول ۶ بیانگر اثر نااطمینانی رشد تولید بر تورم می‌باشد، این ضریب مثبت و برابر ۱/۱۴۹ است. در نتیجه، استدلال دوراکس (۱۹۸۹) و کوکرمین-گرلاچ (۲۰۰۳) برای اقتصاد ایران مورد تأیید آماری قرار می‌گیرد. در این خصوص می‌توان گفت با کاهش رشد و افزایش نااطمینانی در خصوص آن، احتمالاً بانک مرکزی به وسیله سیاست پولی انبساطی موجب افزایش تورم شده است. در نهایت ضریب Ψ_{22} نشان دهنده‌ی اثر نااطمینانی تورم بر تورم می‌باشد این ضریب مثبت و برابر ۰/۶۷۳ است. بدین معنا که با افزایش نااطمینانی تورم، متوسط سطح تورم افزایش می‌یابد. در حقیقت اتخاذ سیاست‌های اقتصادی که به نااطمینانی تورم دامن می‌زند موجب افزایش سطح تورم می‌شود، در نتیجه فرضیه کوکرمین و ملتزر مورد تأیید آماری قرار می‌گیرد.

در جدول ۴ آزمون‌های تشخیص برای پسماندهای استاندارد شده و توان دوم آن‌ها ارائه شده است. پسماندهای استاندارد شده هر یک از سری‌ها به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Z_{j,t} = \frac{\varepsilon_{j,t}}{\sqrt{h_{j,t}}}, \quad j=Y, \pi \quad (3)$$

نتایج جدول ۷ نشان دهنده‌ی عدم وجود همبستگی سریالی در پسماندهای استاندارد شده و مربع آنها می‌باشد؛ لذا فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی سریالی بین جملات اخلاص برای همبستگی مرتبه چهارم ($Q^2(4)$ و $Q(4)$) رد نمی‌شود. به طور مشابه استقلال خطی جملات اخلاص استاندارد شده و توان دوم آن‌ها از مرتبه دوازدهم در سطح معناداری ۰/۰۵ رد نمی‌شود. همچنین آماره‌ی آزمون J-B برای جملات اخلاص استاندارد شده نشان می‌دهد که فرضیه صفر این آزمون مبنی بر توزیع نرمال جملات اخلاص رد نمی‌شود.

جدول (۷): آزمون‌های تشخیص خطا مبتنی بر پسماندهای استاندارد شده

متغیر	mean	Var	Q(4)	Q ² (4)	Q(12)	Q ² (12)	J-B
$Z_{Y,t}$	-۰/۰۷۴	۱/۰۰۳	۴/۲۳۱ (۰/۳۷۵)	۱/۵۱۳ (۰/۸۲۴)	۱۳/۷۵۳ (۰/۳۱۶)	۱۳/۲۶۱ (۰/۳۵۰)	۱/۸۴۹ (۰/۳۹۶)
$Z_{\pi,t}$	۰/۰۸۱	۰/۹۸۵	۵/۳۸۳ (۰/۲۵۰)	۴/۷۹۷ (۰/۴۰۸)	۸/۸۵۸ (۰/۷۱۴)	۱۱/۶۵۹ (۰/۴۷۳)	۰/۰۷۷ (۰/۹۶۲)

توضیح: اعداد داخل پرانتز بیانگر سطح احتمال می‌باشند

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج جداول ۸ و ۹ حاکی از وجود واریانس ناهمسانی شرطی معناداری در نمونه مورد استفاده می‌باشد. واریانس ناهمسانی مستلزم آن است که ضرایب A_{11} ، B_{11} و D_{11} مشترکاً معنادار باشند ($A_{11}=B_{11}=D_{11}=0$). این ضرایب به صورت منفرد و مشترک معنادار می‌باشند. علاوه بر آن فرضیه قطری بودن ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی می‌تواند مورد آزمون قرار گیرد. غیر قطری بودن ماتریس واریانس-کوواریانس بدان معناست که نوسانات یک سری قابل سرایت به نوسانات سری دیگر است و مستلزم معناداری مشترک، مؤلفه‌های غیر قطری ماتریس‌های A ، B و D می‌باشد. با توجه به جدول ۶ فرضیه صفر این آزمون در سطح احتمال ۰/۰۱ درصد مبنی بر قطری بودن فرآیند کوواریانس شرطی رد شده و فرضیه مقابل پذیرفته می‌شود. معناداری ضرایب مؤلفه‌های غیر قطری ماتریس A بیانگر آن است که لحاظ کردن عناصر غیر قطری، پایداری^۱ مدل را افزایش خواهد داد. معناداری عناصر غیر قطری ماتریس‌های B و D نیز نشان دهنده‌ی اثرگذاری مربع پسماندهای هر یک از سری‌های Y_t و π_t بر واریانس شرطی یکدیگر است.

برای حصول اطمینان از این موضوع که آیا ماتریس کوواریانس شرطی دارای فرآیندی نامتقارن می‌باشد یا خیر، می‌توان فرضیه متقارن بودن ماتریس کوواریانس شرطی را مورد آزمون قرار داد. چنانچه ماتریس کوواریانس شرطی از یک فرآیند نامتقارن پیروی نماید، می‌بایست ضرایب ماتریس D مشترکاً معنادار باشند. با توجه به جداول ۸ و ۹ مؤلفه‌های ماتریس D به صورت مشترک و منفرد معنی‌دار بوده؛ لذا فرضیه صفر (متقارن بودن) رد و فرضیه مقابل مبنی بر وجود الگوی نامتقارن در فرآیند ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی پذیرفته می‌شود.

معناداری ضرایب a_{11} و d_{11} حکایت از آن دارد که رفتار متغیر رشد نشان دهنده حالت واریانس نامتقارن درونی^۲ است. بدین معنا که شوک‌های منفی رشد در مقایسه با شوک‌های مثبت به نسبت

1. Persistence

2. Own Variance Asymmetry

نااطمینانی را بیشتر افزایش می دهند. معناداری ضریب d_{22} در ماتریس D بیانگر آن است که پسماندهای مثبت تورم، نااطمینانی این متغیر را بیش از پسماندهای منفی افزایش می دهد.

جدول (۸): نتایج تخمین مدل نامتقارن BEKK

ساختار ماتریس واریانس-کوارینانس شرطی

$$H_t = C' C + \sum_{j=1}^f B_j' H_{t-1} B_j + \sum_{k=1}^g A_k' \varepsilon_{t-k} \varepsilon_{t-k}' A_k + D' \zeta_{t-1} \zeta_{t-1}' D$$

$$\varepsilon_{t-1} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{Y,t-1} \\ \varepsilon_{O,t-1} \end{bmatrix}; \zeta_{t-1} = \begin{bmatrix} \min\{\varepsilon_{Y,t-1}, 0\} \\ \min\{\varepsilon_{O,t-1}, 0\} \end{bmatrix}$$

$$C = \begin{bmatrix} 0/047 & 0/027 \\ 0/000 & 0/092 \\ & 0/049 \\ & & 0/009 \end{bmatrix}; B = \begin{bmatrix} 0/654 & 0/389 \\ 0/000 & 0/000 \\ -0/206 & 0/894 \\ 0/000 & 0/000 \end{bmatrix}; A = \begin{bmatrix} -0/460 & -0/173 \\ 0/000 & 0/046 \\ 0/127 & -0/001 \\ 0/000 & 0/0959 \end{bmatrix}; D = \begin{bmatrix} 0/780 & -0/453 \\ 0/000 & 0/000 \\ -0/294 & 0/666 \\ 0/000 & 0/000 \end{bmatrix}$$

توضیح: اعداد داخل پرانتز بیانگر سطح احتمال می باشند.

منبع: محاسبات تحقیق

جدول (۹): آزمون های فرضیه

نوع آزمون	فرضیه صفر	سطح احتمال
Diagnal VARMA	$\Gamma_{12}^1 = \Gamma_{21}^1 = \theta_{12}^1 = \theta_{21}^1 = 0$	(0/000)
عدم گارچ (No GARCH)	$a_{ij} = b_{ij} = d_{ij} = 0$	(0/000)
عدم گارچ در میانگین (No GARCH-M)	$\Psi_{ij} = 0, i, j = 1, 2$	(0/000)
عدم تقارن (No asymmetry)	$d_{i,j} = 0, i, j = 0$	(0/000)
گارچ قطری (Diagnal GARCH)	$a_{12} = a_{21} = b_{12} = b_{21} = d_{12} = d_{21} = 0$	(0/000)

منبع: محاسبات تحقیق

۵-۱- بررسی اعتبار مدل

در این بخش به منظور ارزیابی اعتبار مدل از آزمون های عیب یابی ارائه شده توسط انگل و ان جی^۱ (۱۹۹۳) و همچنین انگل و کرانر (۱۹۹۸) استفاده می شود. این آزمون ها مبتنی بر مقایسه ی بین

^۱. Engle and Ng (1993)

ماتریس حاصل ضرب متقاطع^۱ پسماندهای مدل تخمین زده شده با ماتریس کوواریانس تخمین زده شده، می‌باشد. یکی از نشانه‌های اینکه آیا مدل تخمین زده شده می‌تواند توصیف خوبی از داده‌ها فراهم آورد یا خیر، بررسی عدم وجود الگوهای سیستماتیک در فاصله عمودی بین عناصر $\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{j,t}$ و $h_{ij,t}$ می‌باشد. این فاصله توسط پسماندهای تعمیم یافته $(U_{ij,t} = \varepsilon_{i,t}\varepsilon_{j,t} - h_{ij,t}, i, j = y, \pi)$ اندازه‌گیری می‌شود. پسماندهای تعمیم یافته فاصله‌ی بین نقطه‌ای روی نمودار پراکندگی $\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{j,t}$ از نقطه‌ای متناظر روی منحنی سطح تاثیر اخبار^۲ است. چنانچه مدل به خوبی تصریح شده باشد آنگاه $E_{t-1}(U_{ij,t}) = 0$ است، بدان معنی که $U_{ij,t}$ می‌بایست با متغیرهای شناخته شده در زمان $t-1$ ناهمبسته باشد، به عبارت دیگر انتظارات غیر شرطی ماتریس کوواریانس $(\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{j,t})$ بایستی برابر با انتظار شرطی آن $(h_{ij,t})$ باشد. از این رو تعیین تصریح غلط مدل می‌تواند به وسیله بررسی همبستگی پسماندهای تعمیم یافته با متغیرهای شناخته شده در زمان $t-1$ مورد آزمون قرار گیرد (فتاحی و همکاران، ۱۳۹۳). بررسی همبستگی میان متغیرهای شناخته شده در زمان $t-1$ با پسماندهای تعمیم یافته این امکان را فراهم می‌آورد تا از تصریح صحیح مدل اطمینان حاصل شود. این متغیرها «شاخص‌های تصریح غلط»^۳ نامیده می‌شوند. شاخص‌های تصریح غلط آزمون می‌کنند که آیا می‌توان مقادیر پسماندهای تعمیم یافته را به وسیله برخی متغیرهای مشاهده شده در گذشته (که در مدل لحاظ نشده‌اند) پیش‌بینی کرد یا خیر. برای این منظور پیرو انگل و کرانر (۱۹۹۸) و شیلدز و همکاران^۴ (۲۰۰۵) دو مجموعه از عامل‌های تصریح غلط تعریف می‌شود. متغیرهای عامل مجموعه‌ی اول بر اساس علامت‌های احتمالی پسماندهای مدل، $(\varepsilon_{y,t}, \varepsilon_{\pi,t})$ به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\begin{aligned} M_I^Y &= I(\varepsilon_{y,t-1} < 0) \\ M_I^\pi &= I(\varepsilon_{\pi,t-1} < 0) \\ M_I^{-} &= I(\varepsilon_{y,t-1} < 0, \varepsilon_{\pi,t-1} < 0) \\ M_I^{+} &= I(\varepsilon_{y,t-1} < 0, \varepsilon_{\pi,t-1} > 0) \\ M_I^{+,-} &= I(\varepsilon_{y,t-1} > 0, \varepsilon_{\pi,t-1} < 0) \\ M_I^{+,+} &= I(\varepsilon_{y,t-1} > 0, \varepsilon_{\pi,t-1} > 0) \end{aligned}$$

چنانچه عبارت‌های داخل پرانتز صحیح باشد، $I(\cdot)$ مقدار یک را انتخاب خواهد کرد و در غیر این صورت مقدار آن برابر صفر خواهد بود. معناداری هر یک از متغیرهای عامل بیانگر عدم توانایی مدل در پیش‌بینی اثرات شوک‌ها به هر یک از متغیرهای Y_t و π_t است. از سوی دیگر با توجه به

1. Cross-Product Matrix

2. News Impact Curve

3. Misspecification Indicators

4. Shields

اینکه اثر احتمالی یک شوک می تواند تابعی از اندازه و علامت همان شوک و شوک های دیگر باشد، متغیرهای عامل، مجموعه دوم به صورت زیر تعریف می شوند:

$$M_2^{Y,Y} = \varepsilon_{Y,t-1}^2 I(\varepsilon_{Y,t-1} < 0)$$

$$M_2^{Y,\pi} = \varepsilon_{Y,t-1}^2 I(\varepsilon_{\pi,t-1} < 0)$$

$$M_2^{\pi,Y} = \varepsilon_{\pi,t-1}^2 I(\varepsilon_{Y,t-1} < 0)$$

$$M_2^{\pi,\pi} = \varepsilon_{\pi,t-1}^2 I(\varepsilon_{\pi,t-1} < 0)$$

همانند قبل $I(\cdot)$ ، برابر با یک خواهد شد در صورتی که استدلال ارائه شده صحیح باشد و در غیر این صورت برابر صفر خواهد شد. جدول ۱۰ آماره های آزمون پسماندهای مدل را نشان می دهد.

جدول (۱۰): آزمون های عیب یابی مبتنی بر سطح تأثیر اخبار

متغیر عامل	$U_{y,t} = \varepsilon_{y,t} - h_{y,t}$	$U_{\pi,t} = \varepsilon_{y,t} \varepsilon_{\pi,t} - h_{\pi,t}$	$U_{\pi,t} = \varepsilon_{\pi,t}^2 - h_{\pi,t}$
M_1^y	(۰/۳۲۳) - ۰/۲۸۷	(۰/۲۸۵) ۰/۳۰۰	(۰/۵۲۷) ۰/۲۵۴
M_1^π	(۰/۶۹۳) ۰/۱۱۴	(۰/۹۸۹) - ۰/۰۰۳	(۰/۸۱۰) - ۰/۰۹۶
M_1^y	(۰/۹۶۲) ۰/۰۱۵	(۰/۵۹۶) ۰/۱۷۱	(۰/۸۸۵) - ۰/۰۶۶
M_1^{π}	(۰/۶۸۳) ۰/۱۳۷	(۰/۵۸۶) - ۰/۱۷۶	(۰/۸۹۳) - ۰/۰۶۱
M_1^{y+}	(۰/۲۶۱) - ۰/۳۵۷	(۰/۵۰۸) ۰/۲۰۳	(۰/۴۰۸) ۰/۳۶۳
$M_1^{\pi+}$	(۰/۴۳۶) ۰/۲۸۰	(۰/۴۶۴) - ۰/۲۵۴	(۰/۵۲۴) - ۰/۳۱۷
$M_2^{Y,Y}$	(۰/۴۷۷) ۰/۰۹۲	(۰/۱۰۹) ۰/۲۰۰	(۰/۹۵۴) - ۰/۰۱۰
$M_2^{Y,\pi}$	(۰/۱۲۰) ۰/۲۱۵	(۰/۳۸۷) - ۰/۱۱۶	(۰/۶۶۷) ۰/۰۸۲
$M_2^{\pi,Y}$	(۰/۸۷۴) ۰/۰۱۵	(۰/۱۰۷) ۰/۱۴۶	(۰/۸۵۷) ۰/۰۲۳
$M_2^{\pi,\pi}$	(۰/۱۸۸) - ۰/۱۳۱	(۰/۴۱۸) ۰/۰۷۸	(۰/۳۷۱) - ۰/۱۲۳

منبع: نتایج تحقیق

توضیح: تمامی آزمون ها دارای توزیع $\chi^2(1)$ می باشند. اعداد داخل پرانتز بیانگر سطح معناداری است.

بر اساس نتایج، تمامی آماره های آزمون در سطح ۰/۰۵ بی معنی هستند بر این اساس می توان اظهار داشت که مدل به خوبی تصریح گردیده است و مدل ارائه شده اثرات شوک های مثبت و منفی را برای پیش بینی نوسانات، در خود لحاظ می نماید.

۶- نتیجه گیری

تحقیق حاضر به بررسی اثرات نااطمینانی تورم و رشد تولید بر متغیرهای تورم و رشد تولید برای اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۹۰:۴-۱۳۶۹:۱ پرداخته است. برای این منظور ابتدا نااطمینانی تورم و

نااطمینانی رشد توسط ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی منتج از الگوی VARMA, MVGARCH-M استخراج شده و سپس اثرات آن بر روی متغیرهای تورم و رشد تولید مورد بررسی قرار گرفت. بر اساس مبانی نظری نتایج تحقیق به شرح زیر می‌باشد:

- نااطمینانی رشد اثر منفی و معناداری بر رشد تولید داشته است. در این خصوص می‌توان چنین استدلال کرد که در نرخ‌های رشد پایین، عواملان اقتصادی نسبت به آینده اقتصاد دچار بدبینی شده و نرخ رشد پایین‌تری را برای اقتصاد پیش‌بینی می‌کنند. این مسأله باعث به وجود آمدن فضای نااطمینانی در خصوص رشد اقتصادی در میان عواملان اقتصادی شده و لذا سرمایه‌گذاری کمتری (نسبت به زمانی که نااطمینانی وجود نداشت) در اقتصاد انجام می‌شود که در نهایت کاهش رشد اقتصادی را در پی خواهد داشت. لذا رساندن رشد اقتصادی به سطحی معقول باعث کاهش نوسانات در رشد و به دنبال آن کاهش نااطمینانی رشد خواهد شد. از این رو فرضیه بلک (۱۹۸۷) برای اقتصاد ایران مورد تأیید قرار نمی‌گیرد.

- در خصوص اثر نااطمینانی تورم بر رشد تولید که به وسیله ضریب Ψ_{12} نشان داده شده است می‌توان اظهار داشت که استدلال فریدمن در خصوص اقتصاد ایران صادق نیست. همچنین مطابق دیدگاه دوتسی و سارت (۲۰۰۰) هر چند این اثر مثبت است ولی به لحاظ آماری (در سطح ۵ درصد) غیر معنادار برآورد شده است. این نتیجه‌گیری سازگار با یافته‌های راسخی و خانعلی‌پور (۱۳۹۱) در این زمینه می‌باشد.

- نااطمینانی رشد اثر مثبت و معناداری بر تورم در دوره زمانی مورد بررسی داشته است. در این زمینه می‌توان اظهار داشت با کاهش رشد و افزایش نااطمینانی در خصوص آن، احتمالاً بانک مرکزی به وسیله سیاست پولی انبساطی موجب افزایش تورم شده است. شواهد تجربی برای اقتصاد ایران حاکی از آن است که اجرای سیاست‌های پولی انبساطی و تزریق نقدینگی به جامعه، به منظور اثرگذاری بر متغیرهای حقیقی همچون تولید و اشتغال طی سالیان گذشته از اثرگذاری لازم برخوردار نبوده و آثار این سیاست‌ها در نهایت بر روی تغییر قیمت‌ها و متغیرهای اسمی اقتصاد ظاهر شده است. لذا نظریه دوراکس (۱۹۸۹) و کوکرمین و گرولاچ (۲۰۰۳) برای اقتصاد ایران مورد تأیید قرار می‌گیرد. این نتیجه‌گیری نیز سازگار با یافته‌های پیشین است.

- نااطمینانی تورم اثر مثبت و معناداری بر تورم طی دوره مورد بررسی داشته است. در نتیجه فرضیه کوکرمین و ملتزر (۱۹۸۶) مورد تأیید قرار می‌گیرد. مطابق دیدگاه آنان با افزایش نااطمینانی تورم سیاست‌گذاران اقتصادی اقدام به اجرای سیاست‌های پولی انبساطی جهت غافلگیر کردن

عوامل تولید و افزایش رشد اقتصادی حاصل از آن می‌نمایند که نتیجه آن افزایش تورم است. بنابراین مادامی که نااطمینانی تورم افزایش یابد حساسیت عاملان اقتصادی به وضعیت اقتصادی افزایش یافته و لذا سیاست‌هایی که افزایش نرخ تورم را به دنبال داشته باشد و در نتیجه نااطمینانی حاصل از آن، افزایش تورم را شتاب می‌بخشد. لذا سیاست‌گذاران اقتصادی می‌بایست در حوزه پولی و مالی با اتخاذ سیاست‌های هدف تورمی، نوسانات تورم را کاهش داده و به این ترتیب با کاهش نااطمینانی تورم هزینه‌های رفاهی تورم را حداقل نمایند.

• همچنین نتایج حاکی از آن است که ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی، غیر قطری بوده و از فرآیندی نامتقارن پیروی می‌کند. بدین معنا که نوسانات شرطی هر یک از سری‌ها قابل سرایت به دیگری است و نوسانات تورم و رشد تولید فارغ از افزایشی یا کاهشی بودن اثر یکسانی بر انحراف معیار شرطی هر یک از سری‌ها نداشته است.

منابع و مأخذ

الف) منابع و مأخذ فارسی

۱. پیرایی، خسرو. و دادور، بهاره (۱۳۹۰). "تاثیر تورم بر رشد اقتصادی ایران با تاکید بر نااطمینانی". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ۱۱(۱): ۶۷-۸۰.
۲. راسخی، سعید. و خانعلی‌پور، امیر (۱۳۹۱). "تورم، رشد، نااطمینانی تورم و رشد در ایران: کاربردی از مدل گارچ چند متغیره". پژوهشنامه اقتصاد کلان ۷(۱۳): ۱۳-۳۸.
۳. سوری، علی. و ابراهیمی، محسن (۱۳۸۵). "رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در ایران". مجله دانش و توسعه ۱۸(۱): ۱۱۱-۱۲۶.
۴. صفدری، مهدی. و پورشهبابی، فرشید (۱۳۸۸). "اثر نااطمینانی تورم بر رشد اقتصادی ایران (کاربرد مدل‌های EGARCH و VECM (۸۶-۱۳۵۰))". مجله دانش و توسعه ۱۷(۲۹): ۶۵-۸۷.
۵. غلامی، امیر. و کمیجانی، اکبر (۱۳۸۹). "رابطه بین تورم، نااطمینانی تورمی، رشد سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی در ایران". اقتصاد کاربردی ۱(۳): ۱-۲۵.
۶. فتاحی، شهرام. سهیلی، کیومرث. و عبدالملکی، حامد (۱۳۹۳). "نااطمینانی قیمت نفت و رشد اقتصادی در ایران: شواهدی از مدل نامتقارن VARMA, MVGARCH-M". فصلنامه تحقیقات و مدل‌سازی اقتصادی ۵(۱۷): ۸۶-۵۷.
۷. فرزین‌وش، اسدالله. و عباسی، موسی (۱۳۸۵). "بررسی ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی در ایران با استفاده از مدل‌های GARCH و حالت - فضا (۱۳۸۲-۱۳۴۰)". تحقیقات اقتصادی ۷۴(۲۵): ۲۵-۵۵.
۸. مهرآرا، محسن. و مجاب، رامین (۱۳۸۸). "ارتباط میان تورم، نااطمینانی تورم، تولید و نااطمینانی تولید در اقتصاد ایران". پول و اقتصاد ۱(۲): ۱-۳۰.
۹. یداله زاده طبری، ناصرعلی. و برادران شرکاء، حمیدرضا (۱۳۹۰). "اثر هدف‌گذاری تورم بر عملکرد اقتصاد کلان: تورم و رشد تولید". مجله تحقیقات اقتصادی ۹۵(۲۷۲): ۲۴۳-۲۷۲.

ب) منابع و مأخذ لاتین

1. Berument, Hakan, Yalcin, Yeliz, & Yildirim, Julide. (2009). "The Effect of Inflation Uncertainty on Inflation: Stochastic Volatility in Mean Model within a Dynamic Framework". *Economic Modelling* 26(6): 1201-1207.
2. Bhar, Ramprasad, & Mallik, Girijasankar. (2012). "Inflation, Inflation Uncertainty and Macroeconomic Performance in Australia". *Economic Analysis and Policy* 42(3): 305.

3. Black, F. (1987). *Business Cycles and Equilibrium*, New York, Basil Black well.
4. Bollerslev, T. (1986). "Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". Journal of Econometrics 31: 307-327.
5. Bredin, Donal, & Fountas, Stilianos. (2005). "Macroeconomic Uncertainty and Performance in the European Union and Implications for the Objectives of Monetary Policy". UCD working paper series.
6. Bredin, Don, & Fountas, Stilianos. (2009). "Macroeconomic Uncertainty and Performance in the European Union". Journal of International Money and Finance 28(6): 972-986.
7. Cukierman, A. (1992). *Central Bank Strategy, Credibility, and Independence*, Cambridge, MIT Press.
8. Cukierman, Alex, & Gerlach, Stefan. (2003). "The Inflation Bias Revisited: Theory and Some International Evidence". The Manchester School 71(5): 541-565.
9. Cukierman, Alex, & Meltzer, Allan H. (1986). "A theory of Ambiguity, Credibility, and Inflation under Discretion and Asymmetric Information". Econometrica: Journal of the Econometric Society: 1099-1128 .
10. Dotsey, Michael, & Sarte, Pierre Daniel (2000). "Inflation Uncertainty and Growth in a Cash-in-Advance Economy". Journal of Monetary Economics 45(3): 631-655.
11. Devereux, Michael. (1989). "A Positive Theory of Inflation and Inflation Variance". Economic Inquiry 27(1): 105-116.
12. Dufour, Jean-Marie, & Pelletier, Denis (2011). "Practical Methods for Estimating VARMA Models with a Macroeconomic Application". Working paper, NCSU working paper.
13. Engle, R. F., (1982). "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation". Econometrica 50: 987-1008.
14. Engle, Robert F, & Kroner, Kenneth F. (1995). "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH". Econometric Theory: 11(01): 122-150.
15. Engle, Robert F, & Ng, Victor K. (1993). "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility". The Journal of Finance 48(5): 1749-1778.
16. Fountas, Stilianos, & Karanasos, Menelaos. (2007). "Inflation, Output Growth, and Nominal and Real Uncertainty: Empirical Evidence for the G7". Journal of International Money and finance 26(2): 229-250 .
17. Friedman, Milton. (1977). "Nobel Lecture: Inflation and Unemployment". The Journal of Political Economy: 451-472 .
18. Glosten, Lawrence R, Jagannathan, Ravi, & Runkle, David E. (1993). "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks". The journal of finance 48(5): 1779-1801 .

19. Golob, John E. (1994). "Does Inflation Uncertainty Increase with Inflation?" . Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City 79: 27-27 .
20. Grier, Kevin B, Henry, Ólan T, Olekalns, Nilss, & Shields, Kalvinder. (2004). "The Asymmetric Effects of Uncertainty on Inflation and Output Growth". Journal of Applied Econometrics 19(5): 551-565 .
21. Grier, Kevin B, Henry, Olan, & Olekalns, Nilss. (2001). "The Effects of Uncertainty on Macroeconomic Performance: The Importance of the Conditional Covariance Model". Working paper, Department of Economics, University of Melbourne.
22. Grier, Robin, & Grier, Kevin B. (2006). "On the Real Effects of Inflation and Inflation Uncertainty in Mexico". Journal of Development Economics 80(2): 478-500 .
23. Hartmann, Matthias, & Roestel, Jan. (2013). "Inflation, Output and Uncertainty in the Era of Inflation Targeting-A Multi-Economy View on Causal Linkages". Journal of International Money and Finance .
24. Holland, A. Steven. (1995). "Inflation and Uncertainty: Tests for Temporal Ordering". Journal of Money, Credit and Banking 27(3): 827-837 .
25. Jiranyakul, Komain, & Opiela, Timothy P. (2010). "Inflation and Inflation Uncertainty in the ASEAN-5 Economies". Journal of Asian Economics 21(2): 105-112 .
26. Jones, Paul M, & Olson, Eric. (2012). "The Time-Varying Correlation between Uncertainty, Output, and Inflation: Evidence from a DCC-GARCH Model". Economics Letters: 33-37.
27. Karahan, Özcan. (2012). "The Relationship between Inflation and Inflation Uncertainty: Evidence from the Turkish Economy". Procedia Economics and Finance 1: 219-228 .
28. Kroner, KE, & Ng, Victor K. (1998). "Modeling Asymmetric Comovements of Asset Returns". Review of Financial Studies 11(4): 817-844 .
29. Neanidis, Kyriakos C, & Savva, Christos S. (2012). "Macroeconomic Uncertainty, Inflation and Growth: Regime-Dependent Effects in the G7". Journal of Macroeconomics .
30. Nelson, Daniel B. (1991). "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach". Econometrica: Journal of the Econometric Society: 347-370.
31. Okun, A. (1971). "The Mirage of Steady Inflation". Brookings Papers on Economic Activity 2: 485-498.
32. Shields, Kalvinder, Olekalns, Nilss, Henry, Ólan T, & Brooks, Chris. (2005). "Measuring the Response of Macroeconomic Uncertainty to Shocks". Review Of Economics And Statistics 87(2): 362-370.