



پژوهشنامه‌ی اقتصاد کلان

علمی - پژوهشی

سال نهم، شماره‌ی ۱۸، نیمه‌ی دوم ۱۳۹۳

اثر نااطمینانی تورمی بر تورم و رشد ارزش افزوده‌ی

بخش صنعت در اقتصاد ایران

(با استفاده از مدل GARCH دومتغیره)

اسدالله فرزین‌وش*

فاطمه لبافی فریز**

تاریخ پذیرش: ۹۱/۴/۴

تاریخ دریافت: ۸۹/۱۲/۸

چکیده:

در این مقاله به دنبال بررسی اثر نااطمینانی تورمی بر تورم و رشد ارزش افزوده‌ی بخش صنعت در اقتصاد ایران هستیم. در این زمینه دو فرضیه مطرح است: ۱. در اقتصاد ایران با افزایش نااطمینانی تورمی، تورم افزایش می‌یابد (نظریه‌ی کوکرمین - ملترز)؛ ۲. در بخش صنعت اقتصاد ایران، با افزایش نااطمینانی تورمی، رشد ارزش افزوده‌ی بخش صنعت کاهش می‌یابد. (نظریه‌ی فریدمن) برای بررسی این دو فرضیه، در ابتدا جانشینی برای نااطمینانی تورمی با استفاده از روش GARCH دو متغیره به دست آمده است. در این روش معادلات میانگین بهینه تورم و رشد ارزش افزوده‌ی بخش صنعت به‌طور همزمان و با تصریح BEEK تخمین زده شده و از واریانس شرطی حاصله به‌عنوان جانشینی برای نااطمینانی تورمی و نااطمینانی رشد ارزش افزوده‌ی بخش صنعت استفاده شده است سپس آزمون علیت انگل گرنجر بین متغیرها انجام گرفته است. این بررسی نشان می‌دهد که فرضیه کوکرمین - ملترز مبنی بر اثر مثبت نااطمینانی تورمی بر تورم در اقتصاد ایران پذیرفته می‌شود و فرضیه فریدمن مبنی بر اثر منفی نااطمینانی تورمی بر رشد ارزش افزوده‌ی بخش صنعت رد می‌شود.

واژه‌های کلیدی: تورم، نااطمینانی تورمی، ارزش افزوده‌ی صنعت، GARCH

دومتغیره، BEEK

طبقه‌بندی JEL: E31, E39, C39, C39, L11

* نویسنده‌ی مسئول - دانشیار اقتصاد دانشگاه تهران (Email: farzinv@ut.ac.ir)

** کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه تهران (Email: labafi2020@gmail.com)

۱-مقدمه

تورم هزینه‌های زیادی را به جامعه تحمیل می‌کند. یکی از مهم‌ترین هزینه‌های تورم، نااطمینانی تورمی است. در واقع عدم اطمینان در مورد سیاست پولی در مواجهه با تورم بالا به‌عنوان نااطمینانی تورمی گفته می‌شود. براین اساس از یکسواگر سیاست پولی انقباضی اجرا نشود، کارایی سیستم قیمت‌ها در مورد تخصیص منابع کاهش می‌یابد (تورم هنگامی که در مقابل کارایی اقتصادی قرار می‌گیرد پیامدهای خارجی منفی به اقتصاد تحمیل می‌کند) و از سوی دیگر اگر سیاست پولی انقباضی اجرا شود، تولید کاهش یافته و اقتصاد وارد دوره‌ی رکود می‌شود. (با اجرای سیاست پولی انقباضی، حجم پول کاهش یافته و در بازار پول با کسری عرضه پول مواجه می‌شویم در نتیجه نرخ بهره افزایش یافته و سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد این امر موجب کاهش تولید می‌شود). (شد، چن و زوی^۱، ۲۰۰۸)

در این زمینه فریدمن در سخنرانی نوبل خود بیان داشت که نااطمینانی تورمی موجب کاهش رشد تولید می‌شود. براین اساس با توجه به اینکه اقتصاد ایران همواره از تورم مزمن در رنج بوده و چون یکی از بخش‌های مهم اقتصادی، بخش صنعت است، ضرورت بررسی اثر نااطمینانی تورمی بر رشد ارزش افزوده‌ی بخش صنعت در اقتصاد ایران از اهمیت بسیاری برخوردار است. لذا این مقاله به بررسی اثر این متغیر بر رشد ارزش افزوده‌ی بخش صنعت در اقتصاد ایران پرداخته است.

از سوی دیگر براساس نظریه کوکرمن - ملترز نااطمینانی تورمی خود موجب افزایش تورم می‌شود و بنابراین با توجه به هزینه‌هایی که تورم بر جامعه - چه از لحاظ اقتصادی و یا اجتماعی - تحمیل می‌کند؛ بررسی این مساله که آیا نااطمینانی تورمی بر نرخ تورم در اقتصاد ایران تأثیر می‌گذارد بسیار حائز اهمیت است که در این مقاله این نظریه نیز مورد بررسی قرار گرفته است.

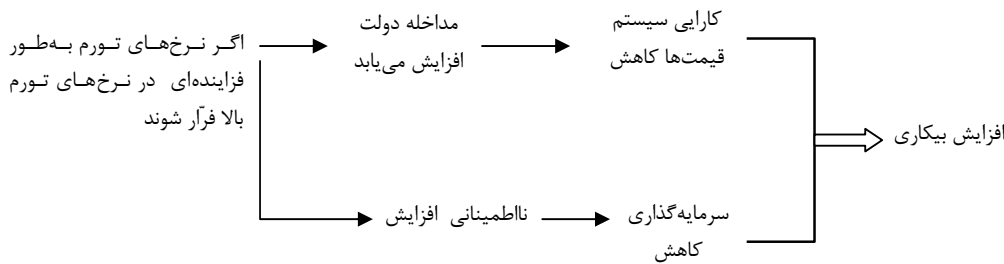
در مقاله حاضر برای به‌دست آوردن نااطمینانی تورمی از روش برآوردی GARCH دو متغیره استفاده شده است در صورتی که در تحقیقاتی که تا کنون در اقتصاد ایران در مورد رابطه‌ی تورم و نااطمینانی تورمی و بالعکس صورت گرفته برای به‌دست آوردن نااطمینانی تورمی از روش برآوردی GARCH یک متغیره استفاده شده است. لذا

^۱ Shed , chen & Xie

تفاوت مقاله حاضر با تحقیقات گذشته در این است که ۱. در این مقاله از روش GARCH دو متغیره - که با روش تخمین سیستمی صورت می‌گیرد - برای برآورد نااطمینانی تورمی استفاده شده است. ۲. تحقیقات گذشته در اقتصاد ایران رابطه‌ی نااطمینانی تورمی و رشد تولید ناخالص ملی را مورد بررسی قرار داده اند ولی در این مقاله با توجه به اهمیت و وضعیت بخش صنعت در اقتصاد ایران رابطه‌ی نااطمینانی تورمی و رشد ارزش افزوده‌ی بخش صنعت بررسی شده است.

۲- اثر نااطمینانی تورمی بر رشد تولید:

فریدمن (۱۹۷۷) چارچوب را برای این که چگونه تورم بر نااطمینانی تورمی و سپس نااطمینانی تورمی بر رشد تولید اثر می‌گذارد، ایجاد کرد. فریدمن در سخنرانی نوبل خود توصیفی در مورد وجود منحنی فیلیپس با شیب مثبت برای یک دوره‌ی چند ساله ارائه نمود که سازگار با منحنی فیلیپس بلندمدت عمودی در سطح نرخ بیکاری طبیعی است. فریدمن وجود رابطه‌ی مثبت بین تورم، بیکاری را اینگونه توجیه می‌کند. هرگاه نرخ‌های تورم به‌طور مداوم افزایش یابند، به‌طور فزاینده‌ای فرار می‌شوند، در این شرایط گرایش دولت به مداخله بیشتر در فرایند تعیین قیمت از طریق اعمال کنترل قیمت و دستمزد بیشتر شده که این امر کارایی سیستم قیمت را کاهش داده و منجر به افزایش بیکاری می‌شود. از طرفی افزایش احتمال دخالت دولت، منجر به افزایش نااطمینانی در مورد سیاست‌های آتی دولت می‌شود و با افزایش نااطمینانی، بنگاه‌ها سرمایه‌گذاری‌هایشان را کاهش می‌دهند و در نتیجه تولید کاهش یافته و بیکاری افزایش می‌یابد. (اسنودن، برایان ۱۳۸۳) پس می‌توان به‌طور خلاصه نوشت:



نمودار شماره ی یک - تحلیل فریدمن با اثر تورم بر نااطمینانی تورم و رشد تولید

برخلاف فریدمن، داستی و سارت معتقدند که افزایش نااطمینانی تورم می‌تواند منجر به افزایش رشد اقتصادی شود. آنها در مقاله‌شان ارتباط تئوریزه شده بین تورم، تغییرات تورمی و رشد اقتصادی را در یک مدل رشد پولی ساده بررسی می‌کنند. در مدل آنها پول از طریق یک الزام پرداخت نقدی از پیش^۱ معرفی می‌شود. آنها در مقاله خود نشان می‌دهند که با افزایش تغییرپذیری عرضه پول، تغییرپذیری تورم افزایش یافته و بنابراین بازدهی تقاضای واقعی پول کاهش می‌یابد. در نتیجه مصرف کاهش و پس‌اندازهای احتیاطی افزایش خواهند یافت. پس در دوره‌ای که نااطمینانی افزایش یافته است پس‌انداز افزایش و هنگامیکه نااطمینانی کاهش می‌یابد، پس‌اندازهای دوره‌ی قبل برای سرمایه‌گذاری استفاده می‌شود و در نتیجه رشد تولید ناخالص داخلی افزایش می‌یابد. داستی و سارت در مقاله‌شان نشان دادند که تورم اثرات نامطلوبی در بلندمدت بر تولید دارد ولی در کوتاه‌مدت منجر به افزایش تولید می‌شود. (داستی و سارت، ۲۰۰۲)

بعد از ارائه این نظریه توسط فریدمن، بسیاری از اقتصاددانان این نظریه را در کشورهای مختلف مورد بررسی قرار دادند که در قسمت پیشینه تحقیق به آن‌ها اشاره می‌شود.

۳- اثر نااطمینانی تورمی بر تورم:

در نظریه ای که کوکرمین - ملتزر (۱۹۸۶) ارائه دادند، افزایش نااطمینانی تورمی منجر به تورم بالاتری می‌شود. آنها برای دولت تابع هدفی را در نظر می‌گیرند که این تابع هدف، ترجیحات دولت را به‌عنوان موجودیت سیاسی خلاصه می‌کند. مبنی بر اینکه دولت درباره‌ی حمایت عمومی نگران است و مایل است بر سر قدرت بماند و از طرفی فرض می‌کنند که ماندن دولت بر سر قدرت به سطح فعالیت‌های اقتصادی و تورم بستگی دارد و دولت از تورم بیزار است. در هر دوره‌ی سیاستگذار نرخ رشد پولی را انتخاب می‌کند که تابع هدفش را حداکثر کند.

کوکرمین - ملتزر فرض می‌کنند که مردم انتظاراتشان را در مورد نرخ جاری رشد پولی براساس انتظارات عقلایی و با استفاده از اطلاعات گذشته نرخ رشد پولی شکل می‌دهند.

¹ Cash-in-advance

² Dotsey & Sarte

از نظر آنها، سیاستگذار از نحوه‌ی شکل‌گیری انتظارات مردم درباره‌ی نرخ رشد پولی آینده باخبر است و همچنین سیاستگذار نسبت به عموم مردم، درباره‌ی زمان تغییرات دارای اطلاعات بیشتری است. دولت، نرخ رشد پولی را به‌وسیله‌ی مقایسه‌ی فایده‌هایش با هزینه‌هایش، که تورم بالاتر است، تعیین می‌کند. (کوکرمن - ملتزر^۱، ۱۹۸۶)

براین اساس همانگونه که در قسمت قبل مطرح شد اگرچه دولت از تورم بیزار است اما همچنین سعی می‌کند که اقتصاد را با تورم ناگهانی تحریک کند. فقدان یک مکانیسم تخصیص، یک زمینه تورمی را در تعادل ایجاد می‌کند. در مدل کوکرمن - ملتزر تابع هدف سیاستگذار و عرضه پول به‌عنوان متغیرهای تصادفی پردازش می‌شوند. بنابراین عموم مردم در زمان مشاهده تورم بالا، مشکل نتیجه‌گیری (استنباط) دارند.

کوکرمن - ملتزر در مدلشان نشان دادند که افزایش در نااطمینانی تورمی، نرخ تورم متوسط بهینه را به‌وسیله افزایش در انگیزه سیاستگذار برای خلق تورم ناگهانی، افزایش می‌دهد. در واقع جهت‌علیت در نظریه کوکرمن - ملتزر برخلاف نظریه فریدمن [با افزایش تورم، نااطمینانی تورمی افزایش می‌یابد] است مبنی بر اینکه با افزایش نااطمینانی تورمی، تورم افزایش می‌یابد. (گریر، کوین^۲ ۲۰۰۰)

برخلاف کوکرمن - ملتزر، هلند معتقد است که افزایش نااطمینانی تورمی منجر به کاهش تورم می‌شود. از نظر هلند مقامات پولی انگیزه‌ای برای تحریک اقتصاد از طریق خلق پول خارق‌العاده ندارند بلکه انگیزه آنها، ایجاد ثبات اقتصادی می‌باشد که به فرضیه «بانک مرکزی تثبیت‌کننده» معروف است. او بر این عقیده است که با افزایش تورم در نتیجه نااطمینانی تورمی، مقامات پولی بر آن می‌شوند که برای حذف نااطمینانی تورمی و اثرات منفی آن، کنترل بیشتری بر رشد عرضه پول وارد کنند. (هلند، استون^۳ ۱۹۹۵)

بعد از ارائه این نظریه توسط کوکرمن - ملتزر، بسیاری از اقتصاددانان این نظریه را در کشورهای مختلف مورد بررسی قرار دادند که در قسمت پیشینه‌ی تحقیق به آن‌ها اشاره می‌شود.

¹ Cukierman & Meltzer

² Grier, Kevin

³ Holand, A, Steven

۴- مروری بر تحقیقات پیشین:

در این قسمت از مقاله به تحقیقاتی که رابطه ی نااطمینانی تورمی با تورم و رشد تولید را در ایران و سایر کشورها مورد بررسی قرار داده اند، به صورت مجزا اشاره می کنیم.

۴-۱ رابطه ی نااطمینانی تورمی با تورم و رشد تولید در سایر کشورها:

نینیدیس و ساوا رابطه بین تورم و نااطمینانی تورمی را در کشورهای اتحادیه ی اروپا بررسی و برای این منظور از داده های ماهانه CPI استفاده کردند. آنان نااطمینانی را با استفاده از روش GARCH-M به دست آوردند و به این نتیجه رسیدند که نااطمینانی تورمی بر تورم در کشورهای اتحادیه اروپا اثر ندارد. (نینیدیس و ساوا،^۱ ۲۰۱۱)

بهار و مالیک اثرات نااطمینانی تورمی و نااطمینانی رشد تولید را بر تورم و رشد تولید در ایالات متحده ی آمریکا برای دوره ی ۱۹۵۷-۲۰۰۷ بررسی کردند. آن ها برای محاسبه ی نااطمینانی ها از روش bivariate EGARCH-M استفاده کرده و در نهایت آزمون علیت گرنجر را انجام دادند. بررسی آن ها نشان داد که نااطمینانی تورمی اثر مثبت و معنی داری بر تورم و اثر منفی معنی داری بر رشد تولید دارد. (بهار و مالیک،^۲ ۲۰۱۰)

فونتاس رابطه ی نااطمینانی تورم، تورم و رشد تولید را با استفاده از داده های سالانه کشورهای صنعتی (پانل) بررسی کرد و نتایج زیر را به دست آورد: ۱. اثر مثبت نااطمینانی تورمی بر تورم ۲. اثرات متفاوت در مورد علیت تورم و نااطمینانی تورمی ۳. شواهد قوی مبنی بر عدم اثر زیان بار نااطمینانی تورمی بر رشد تولید. (فونتاس،^۳ ۲۰۱۰)

جیران یاکول - آپیلا رابطه بین تورم و نااطمینانی تورمی را در پنج کشور اس.ان در دوره ۱۲:۲۰۰۷-۱۹۷۰:۰۱ مورد بررسی قرار دادند. آنان (۱ و ۱) AR(P)-EGARCH را برای محاسبه ی نااطمینانی تورمی بکار بردند. سپس آزمون انگل گرنجر را برای بررسی رابطه ی علی بین متغیرها بکار بردند و نتایج زیر را به دست آوردند. ۱- اثر تورم بر نااطمینانی تورم در پنج کشور مورد تایید قرار می گیرد. ۲- نااطمینانی تورمی اثر مثبت بر تورم در هر پنج کشوری گذارد. (جیران یاکول - آپیلا،^۴ ۲۰۱۰)

¹ Neanidis & Savva

² Bhar & Mallik

³ Fontas

⁴ Jiranyakul, Opiela

برومنت، یاکلین و ییلدریم به دنبال بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورمی در آمریکا و در دوره ۲۰۰۶-۱۹۷۶ می‌باشند. اما تحقیق آنها با تحقیقات مشابه دارای این تمایز می‌باشد که در تحقیقات مشابه عمدتاً از روش‌های مختلف GARCH استفاده می‌شود ولی آنها در تحقیق خود از روش SV^۱ استفاده می‌کنند. مدل‌های SV به یک عنصر تصادفی در سری زمانی این اجازه را می‌دهند که یک فرآیند واریانس شرطی ایجاد کنند. نویسندگان این مقاله در نهایت به این نتیجه می‌رسند که افزایش نااطمینانی تورمی منجر به افزایش تورم می‌شود که تأییدی بر نظریه کوکرمن - ملترز (۱۹۸۶) می‌باشد. (برومنت، یاکلین و ییلدریم^۲، ۲۰۰۹)

دورنتون در مقاله خود به دنبال بررسی فرضیه فریدمن در مورد رابطه بین تورم و نااطمینانی تورمی در کشور آرژانتین و با استفاده از داده‌های سالانه در دوره ۲۰۰۵-۱۸۱۰ می‌باشد. نویسنده این مقاله برای ارائه یک جایگزین برای نااطمینانی تورمی، از مدل GARCH استفاده می‌کند. دورنتون در تحقیق خود به این نتیجه می‌رسد که نااطمینانی تورمی بالا در ارتباط مستقیم و مثبت با تورم می‌باشد. (دورنتون^۳، ۲۰۰۸)

چن، شن و زوی به دنبال بررسی دو فرضیه زیر در چهار کشور شرق آسیا (تایوان، هنگ کنگ، سنگاپور و کره‌ی جنوبی) هستند و همچنین بررسی می‌کنند که رابطه‌ی خطی یا غیرخطی بین تورم و نااطمینانی تورمی وجود دارد. ۱- فرضیه فریدمن: تورم تأثیر مثبت بر نااطمینانی تورمی دارد. ۲- فرضیه کوکرمن - ملترز: نااطمینانی تورمی بر تورم اثر مثبت دارد. آنها برای بررسی رابطه‌ی بین تورم و نااطمینانی تورمی از یک مدل غیرخطی انعطاف‌پذیر استفاده کردند که در مقاله همیلتون (۲۰۰۱) عنوان شده است. نتایج این تحقیق به شرح زیر است: ۱- فرضیه فریدمن مبنی بر رابطه‌ی خطی بین نااطمینانی تورمی و تورم در هر چهار کشور رد می‌شود. اما اگر رابطه‌ی غیرخطی را در نظر بگیریم در تایوان، سنگاپور و کره‌ی جنوبی فرضیه فریدمن پذیرفته می‌شود. ۲- با در نظر گرفتن رابطه‌ی غیرخطی، فرضیه کوکرمن - ملترز در هر چهار کشور تأیید

¹ Stochastic Volatility

² Berument, Yalcin & Yildirim

³ Thornton

می‌شود. در کشورهای هنگ کنگ، سنگاپور و کره ی جنوبی شیب الگو مثبت است ولی در کشور تایوان یک الگوی غیر خطی است. (چن، شن و زوی^۱ ۲۰۰۸)

هوانگ با استفاده از داده‌های ماهانه نرخ رشد واقعی و تورم ایالات متحده از ژانویه ۱۹۴۷ تا مارس ۲۰۰۵ به بررسی علیت بیت تورم و رشد واقعی پرداخت. مدل وی یک مدل (۱،۱) VARMA(۲،۲)-ML-GARCH Assymetric است. نتیجه این تحقیق به شرح زیر است: فرضیه فریدمن با قدرت رد نمی‌شود یعنی دوره‌هایی با نوسانات بالای تورم احتمالاً با افزایش نوسانات رشد واقعی همراه خواهد بود. عکس این رابطه نیز صحیح است اما همانند اثر تورم بر رشد واقعی قوی نیست. (هوانگ^۲، ۲۰۰۷)

ویلسون به دنبال بررسی رابطه بین تورم و ناطمینانی تورمی با رشد اقتصادی در کشور ژاپن در دوره ی ۱۹۷۵:۰۴ تا ۲۰۰۲:۳ می‌باشد. ویلسون برای بررسی اثرات متفاوت شوک‌های مثبت و منفی از یک مدل Biv-GARCH-M استفاده می‌کند. نتایج مدل ویلسون بدین قرار است: در معادله میانگین شرطی تورم، نتایج حاصله از پیش‌بینی کوکرمین - ملترز (۱۹۸۶) حمایت می‌کند. در معادله میانگین شرطی رشد تولید، شواهدی در حمایت از فرضیه فریدمن (۱۹۷۷) به دست می‌آید. (ویلسون^۳، ۲۰۰۶)

رابین گریر و کوین گریر در مقاله خود به دنبال بررسی اثرات واقعی تورم و ناطمینانی تورمی در کشور مکزیک در دوره ی ۲۰۰۱:۱۲ - ۱۹۷۲:۰۱ هستند. در ابتدا برای محاسبه ی ناطمینانی تورمی و حقیقی از مدل GARCH چند متغیره^۴ استفاده کردند که نتایج زیر به دست آمد: ۱- رشد تولید اثر مثبت معناداری بر تورم دارد البته تا زمانی که وقفه‌های قیمت نفت در معادله رشد تولید به‌طور معنی‌داری در ارتباط با تورم نباشد. ۲- اثر ناطمینانی تورمی بر میانگین و رشد تولید صفر است و تورم اثر ناطمینانی ندارد. در مرحله بعد نویسندگان این مقاله مدل چندگانه GARCH-M چند متغیره را برای محاسبه ی ناطمینانی‌ها استفاده کردند. در این قسمت به این نتایج رسیدند: ۱- اثر ناطمینانی تورمی بر رشد تولید منفی و در سطح یک درصد معنی‌دار است که تأییدی بر نظریه اوکان - فریدمن می‌باشد. ۲- سطح بالای تورم، ناطمینانی تورمی را به وجود

¹ chen, shen & Xie

² Hwang

³ Wilson

⁴ Multivariate GARCH

اثر نااطمینانی تورمی بر تورم و رشد ارزش افزوده‌ی بخش صنعت... ۱۰۹.....

می‌آورد و اثر خالص متوسط تورم بر رشد تولید در مکزیک منفی است. (گریر، رابین و گریر، کوین^۱، ۲۰۰۶)

کونرال و کاراناسوس به دنبال بررسی رابطه‌ی احتمالی بین تورم و نااطمینانی اسمی با استفاده از داده‌های ماهانه تورم در آمریکا، ژاپن و انگلیس هستند و همچنین تعدادی از تئوری‌های اقتصادی را نیز آزمون می‌کنند. مدل مورد استفاده آن‌ها FIGARCH-ARFIMA^۲ می‌باشد. نویسندگان این مقاله در نهایت نتایج زیر را برشمردند: ۱- در همه کشورهای مورد بررسی، تورم به‌طور معنی‌داری، نااطمینانی تورمی ایجاد می‌کند (فرضیه فریدمن). ۲- افزایش نااطمینانی اسمی، بر تورم در ژاپن و انگلیس اثر می‌گذارد ولی این اثر با روش یکسانی نمی‌باشد. ۳- نتایج برای کشور ژاپن، فرضیه کوکرمن - ملتزر را تأیید می‌کند ولی در مورد انگلیس نتایج مبهم و در مورد کشور آمریکا هیچ اثری ندارد. (کونرال و کاراناسوس^۳، ۲۰۰۵)

رودریگو ویل با استفاده از داده‌های تعدیل شده فصلی CPI و PPI و تولیدات صنعتی برزیل به دنبال بررسی ۱- فرضیه کوکرمن - ملتزر: رابطه‌ی مثبت بین نااطمینانی تورمی و تورم؛ ۲- آثار منفی بین نااطمینانی تورمی و رشد تولید یعنی فرضیه‌ی فریدمن هستند. برای بررسی این فرضیه‌ها از یک مدل Biv-GARCH-M با تصریح BEEK استفاده می‌کند. با استفاده از داده‌های CPI رابطه‌ی منفی و معناداری بین نااطمینانی تورمی و رشد تولید حاصل می‌شود. (رودریگو ویل^۴، ۲۰۰۵)

اپرجیس در مقاله‌ی خود رابطه‌ی بین تورم، رشد تولید و بی‌ثباتی تورمی را در یک پانل شامل کشورهای عضو گروه G7 در دوره ۲۰۰۰-۱۹۶۰ بررسی می‌کند. مدلی را که برای فرآیند متوسط تورم در نظر می‌گیرند یک مدل ECVAR است و تولید هم با همین سیستم مدل‌بندی می‌شود. آن‌ها با مشاهدات قوی به‌دست آوردند که ۱- تورم بر روی نااطمینانی تورمی اثر می‌گذارد (تأیید فرضیه‌ی فریدمن)؛ ۲- نااطمینانی تورمی، تأثیر مثبت بر تورم دارد (تأیید فرضیه‌ی کوکرمن - ملتزر) (البته با این شرط که مجموع وقفه‌های ضرایب نااطمینانی تورمی مثبت باشد)؛ ۳- نااطمینانی تورمی اثر منفی بر رشد

^۱ Grier, R, Grier, K

^۲ ARFIMA-Fractionally integrated GARCH

^۳ Conral & KaraNasos

^۴ Vale, S. R

تولید دارد و فرضیه ی فریدمن در این زمینه تأیید می شود؛ ۴- رشد تولید، نااطمینانی تورمی را در یک رابطه ی مثبت از طریق اثر منحنی فیلیپس کوتاه مدت، تحت تأثیر قرار می دهد. (اِپرِجیس^۱، ۲۰۰۴)

کونتونیکاس به دنبال بررسی رابطه ی بین تورم و نااطمینانی تورمی و اثر هدف گیری تورم بر اقتصاد انگلستان در دوره ی ۲۰۰۲-۱۹۷۲ است. مدل مورد استفاده ی انواع مدل های GARCH-M با واریانس شرطی بهبود داده شده توسط وقفه های تورم است. در نهایت به این نتیجه می رسد: ۱- در تمام مدل های متقارن، نامتقارن (۱،۱) GARCH و MGARCH برای نااطمینانی تورمی، یک رابطه ی مثبت بین تورم و نااطمینانی تورمی وجود دارد (فرضیه فریدمن - بال). (کونتونیکاس^۲، ۲۰۰۴) وو، چن و لی به دنبال بررسی اثرات منابع مختلف نااطمینانی تورمی بر فعالیت های حقیقی اقتصاد (GDP حقیقی) هستند. مدل کیم^۳ (۱۹۹۳) را برای محاسبه ی منابع مختلف نااطمینانی تورمی و سپس تأثیرش بر GDP حقیقی بکار بردند. در نهایت به این نتیجه رسیدند که: ۱- نااطمینانی که از تغییر ضرایب رگرسیون به دست می آید، بر GDP حقیقی اثر منفی دارد ۲- نااطمینانی که از ناهمسانی در جملات اختلال حاصل می شود، بر GDP حقیقی اثر بی اهمیتی دارد. (وو، چن و لی^۴، ۲۰۰۳)

فونتاس و دیگران با استفاده از مدل Biv-GARCH به دنبال بررسی رابطه و علیت بین تورم و نااطمینانی اسمی و رشد تولید و نااطمینانی واقعی (رشد تولید) در کشور ژاپن هستند. بعد از انجام آزمون علیت گرنجر فونتاس و دیگران به شواهد قوی در حمایت از اینکه افزایش تورم نااطمینانی تورمی را افزایش می دهد، دست می یابند که تأییدی است بر پیش بینی فریدمن - بال است. آنها به این نتیجه رسیدند که نااطمینانی تورمی به طور معنی داری رشد واقعی تولید و تورم متوسط را کاهش می دهد که حمایتی از فرضیه های فریدمن است. (فونتاس و دیگران^۵، ۲۰۰۲)

¹ Apergis

² Kontonikas

³ KIM

⁴ Wu , Chen & Lee

⁵ Fountas & etal

فونتاس رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم را در کشور انگلیس برای یک دوره‌ی طولانی (۱۹۹۸-۱۸۸۵) مورد بررسی قرار می‌دهد و مدل (۱,۱) GARCH را برای محاسبه‌ی نااطمینانی تورمی مورد استفاده قرار می‌دهد. این محقق در انتهای مقاله خود به این نتیجه می‌رسد که فرضیه فریدمن - بال در کشور انگلیس تأیید می‌شود یعنی دوره‌های تورمی بالاتر به نااطمینانی تورمی بالاتری منتج می‌شوند. (فونتاس^۱، ۲۰۰۱)

پری و گریر با استفاده مدل GARCH-M چهار فرضیه را درباره‌ی اثر نااطمینانی اسمی، حقیقی بر نرخ متوسط تورم و رشد تولید در آمریکا از سال ۱۹۴۸ تا ۱۹۹۶ مورد آزمون قرار دادند. پری و گریر برای تخمین نااطمینانی اسمی و واقعی از مدل (۱,۱) GARCH استفاده کردند. نتایج مدل آنها به شرح زیر است: ۱- آنها هیچ مدرکی مبنی بر اینکه نااطمینانی تورمی بالا یا نااطمینانی رشد تولید بالا، متوسط نرخ تورم را افزایش می‌دهد، پیدا نکردند. ۲- برای این ایده که افزایش نااطمینانی رشد تولید با نرخ رشد واقعی بالاتر در ارتباط است مدرکی پیدا نکردند. ۳- نظریه فریدمن مبنی بر اینکه افزایش نااطمینانی تورمی، رشد تولید واقعی را کاهش می‌دهد، تأیید شد. (پری و گریر^۲، ۲۰۰۰)

۴-۲ رابطه‌ی نااطمینانی تورمی با تورم و رشد تولید در ایران

صمیمی و موتمنی، رابطه‌ی تورم و نااطمینانی تورمی را با استفاده از داده‌های ماهانه تورم در دوره‌ی ۲۰۰۸-۱۹۹۰ در اقتصاد ایران بررسی کردند. آنها برای محاسبه‌ی نااطمینانی تورمی از روش EGARCH استفاده کردند و به این نتیجه رسیدند که تورم بالاتر منجر به نااطمینانی تورمی بالاتر می‌شود ولی عکس رابطه معنی‌دار نیست. (صمیمی و موتمنی، ۲۰۰۹)

حیدری و بشیری، با استفاده از داده‌های ماهانه و برای دوره‌ی ۲۰۰۷-۱۹۷۹ و روش M-GARCH-M رابطه تورم و نااطمینانی تورمی را در اقتصاد ایران بررسی کردند. آنها در بررسی‌هایشان به این نتیجه رسیدند که تورم علت نااطمینانی تورمی می‌باشد و تورم بالاتر در ارتباط با تغییرات تورم بالاتر است. (حیدری و بشیری، ۲۰۰۹)

¹ Fountas

² Greir & Perry

مهرآرا و مجاب، با استفاده از مدل سازی واریانس شرطی و آزمون علیت گرنجر به بررسی عوامل تاثیرگذار بر نااطمینانی اسمی و حقیقی و تاثیر این دو نااطمینانی بر رشد اقتصادی در ایران پرداخته و به این نتیجه دست یافته اند که افزایش تورم و کاهش درآمدهای نفتی می‌توانند علت افزایش نااطمینانی تورم باشند. همچنین یافته‌های آنان نشان می‌دهد که نوسانات تورم و تولید بر تولید اثرات منفی نداشته است. (مهرآرا و مجاب، ۱۳۸۸)

فرزین وش وعباسی، بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورمی در ایران با استفاده از مدل‌های GARCH و حالت - فضا می‌پردازد. . برای حالت کوتاه‌مدت با استفاده از یک (۱,۱) TARCH نااطمینانی تورمی را محاسبه می‌کند و برای حالت بلندمدت از مدل‌های حالت- فضا استفاده می‌کند. عباسی در تحقیق خود به نتایج زیر اشاره کرده است: ۱- در مدل کوتاه‌مدت به یک رابطه مثبت بین تورم و نااطمینانی تورمی رسیده است. ۲- در روند بلندمدت، رابطه‌ی بین تورم و نااطمینانی تورمی بیشتر و قوی‌تر از روند کوتاه‌مدت است. (فرزین وش و عباسی، ۱۳۸۴)

۵- اندازه‌گیری نااطمینانی تورم در مدل‌های اقتصادی:

بعد از این که فریدمن نظریه‌ی خود را در مورد اثر تورم بر نااطمینانی تورمی و نهایتاً اثر منفی نااطمینانی تورمی بر رشد تولید بیان داشت، محققان بسیاری سعی در آزمون این نظریه داشتند. این امر در صورتی تحقق پیدا می‌کرد که متغیر جانشینی برای نااطمینانی تورمی در نظر گرفته شود. اوکان^۱ اولین کسی بود که سعی در بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورمی داشت. او واریانس تورم را در طول زمان به‌عنوان جانشینی برای نااطمینانی تورمی در نظر گرفت. لوگ، ولیت^۲ (۱۹۷۶)، پراکندگی مقطعی تورم را در یک نقطه از زمان، جانشین نااطمینانی تورمی در نظر گرفتند. این ابزارها، پیش‌بینی نااطمینانی تورمی آینده را اندازه‌گیری نمی‌کردند.

¹ Okun

² Logue & willett

کلین^۱ (۱۹۷۷) انحراف استاندارد نرخ تورم را برای محاسبه‌ی میانگین‌های شرطی و واریانس‌های شرطی استفاده کرد. بر طبق تئوری بال^۲ (۱۹۹۲) و کوکرمین - ملتزر^۳ (1986) نااطمینانی تورمی، واریانس جزء غیرقابل پیش‌بینی تورم است.

انگل^۴ (1983) یک مدل اتورگرسیو واریانس ناهمسانی شرطی^۵ (ARCH) را برای محاسبه‌ی میانگین و واریانس شرطی تورم به کار برد. در مدل‌های ARCH، واریانس شرطی تورم به‌عنوان یک تابع خطی از مجذور خطاهای پیش‌بینی گذشته و حال در نظر گرفته می‌شود.

بالرسلو^۶ (1986) توانست الگوی اولیه ارائه شده توسط انگل را توسعه دهد. او یک مدل ARCH تعمیم یافته را که اصطلاحاً GARCH نامیده می‌شود برای محاسبه‌ی نااطمینانی تورمی به کار برد. در مدل GARCH، واریانس شرطی به‌گونه‌ای محاسبه می‌شود که شامل واریانس‌های گذشته هم باشد.

انگل، لیلین و رابینز^۷ (۱۹۸۷) چارچوب اصلی مدل ARCH را به نحوی تغییر دادند که امکان وابسته بودن میانگین یک دنباله به واریانس شرطی آن دنباله فراهم آید. این گروه از مدل‌ها که مدل‌های مبتنی بر وجود الگوی ARCH در میانگین هستند، ARCH-M نام دارند. در مدل ساده GARCH یا GARCH متقارن، واکنش نااطمینانی به شوک‌های مثبت و منفی متقارن است. واکنش متقارن نااطمینانی در واقع یک محدودیت است که توسط فرضیه بال - فریدمن هم تأیید نمی‌شود. چندین مدل نامتقارن GARCH محدودیت کمتری را روی رفتار نااطمینانی اعمال می‌کنند.

مدل PGARCH^۸ به‌وسیله دل و دیگران^۹ (2005) برای محاسبه‌ی نااطمینانی به کار کار برده شد. زاکیویان^{۱۰} (1994) نااطمینانی را به‌وسیله مدل TGARCH^{۱۱} محاسبه

¹ Kline

² Ball

³ Cukierman and Meltzer

⁴ Engle

⁵ Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

⁶ Bollerslev

⁷ Engle, Lilien & Robins

⁸ Power GARCH

⁹ Daal & etal

¹⁰ Zakoian

¹¹ Threshod GARCH

کرد و فونتاس، یوآیندیس و کاراناسوس^۱ (2005) و ویلسون^۲ (2006) از روش EGARCH^۳ برای محاسبه نااطمینانی استفاده کردند. (اندرس ۱۳۸۶ و جیران یاکول - آپیل (2010)

۶- تصریح و تخمین مدل:

۶-۱ معرفی مدل

مدل مورد بررسی به صورت زیر است:

$$\begin{aligned} \pi_t &= \phi_{\pi_0} + \sum \phi_{\pi_{\pi,i}} \pi_{t-i} + \sum \phi_{\pi_{glva,i}} glva_{t-i} + \varepsilon_{\pi_{\pi}} \\ glva_t &= \phi_{glva_0} + \sum \phi_{glva_{\pi,i}} \pi_{t-i} + \sum \phi_{glva_{glva,i}} glva_{t-i} + \varepsilon_{glva_{\pi}} \\ H_t &= C'C + \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^q A_{ki} \varepsilon_{t-i} \varepsilon'_{t-i} A_{ki} + \sum_{k=1}^K B'_{kj} H_{t-j} B_{kj} \end{aligned}$$

در این مقاله ابتدا بهترین معادلات میانگین (معادلات میانگین بهینه) تورم π و رشد ارزش افزوده ی بخش صنعت $glva$ را برای آزمون اثرات ARCH به دست می آوریم. (معادله اول معادله تورم و معادله دوم معادله رشد ارزش افزوده ی بخش صنعت است). پس از بررسی اثرات ARCH در معادلات مزبور، این معادلات را (معادله اول و دوم) به طور همزمان به صورت Bivariate-GARCH با تصریح BEEK^۴ تخمین می زنیم. در نتیجه این تخمین ماتریس واریانس-کوواریانس H حاصل می شود (معادله سوم) که می توان با استفاده از آن جانشینی برای نااطمینانی تورمی و نااطمینانی رشد ارزش افزوده ی بخش صنعت به دست آورد و در واقع از واریانس شرطی حاصله به عنوان جانشین نااطمینانی تورمی و نااطمینانی رشد ارزش افزوده استفاده می کنیم .

در معادله H : B و A ماتریس های پارامترهای مدل هستند.

C یک ماتریس پایین مثلثی است.

همچنین فرض می شود ε دارای توزیع نرمال با میانگین O و ماتریس واریانس - کوواریانس H می باشد

$$(\varepsilon_t | \Omega_{t-1}) \sim N(O, H_t) \leftarrow H_t$$

¹ Fountas, Ioannidis & Karanasos

² Wilson

³ Exponential GARCH

⁴ Baba, Engel, Kraft & Kroner

$\Omega_{t-1} \leftarrow$ بردار اطلاعات دوره $t-1$

برای حالت دو متغیره یعنی $(1,1)$ Bivariate-GARCH [p=1,q=1] داریم:

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11} & 0 \\ C_{21} & C_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} C_{11} & C_{21} \\ 0 & C_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}' + \begin{bmatrix} \varepsilon_{\pi_{t-1}}^2 & \varepsilon_{\pi_{t-1}} \varepsilon_{glva_{t-1}} \\ \varepsilon_{glva_{t-1}} \varepsilon_{\pi_{t-1}} & \varepsilon_{glva_{t-1}}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}$$

در نهایت آزمون علیت گرنجر را بین متغیرهای مورد نظر انجام می‌دهیم.

۲-۶ معرفی داده‌ها:

متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق، تورم و رشد ارزش افزوده‌ی بخش صنعت می‌باشد که برای محاسبه‌ی تورم از شاخص بهای مصرف کننده (CPI)^۱ استفاده کردیم که نحوه‌ی محاسبه‌ی آن به صورت زیر می‌باشد:

$$\pi_t = (\ln CPI_t - \ln CPI_{t-1}) \times 100$$

برای محاسبه‌ی رشد ارزش افزوده‌ی بخش صنعت از داده‌های ارزش افزوده‌ی بخش صنعت (va)^۲ به قیمت سال پایه ۱۳۷۶ استفاده شده است که نحوه‌ی محاسبه‌ی آن به صورت زیر می‌باشد:

$$glva_t = (\ln va_t - \ln va_{t-1}) \times 100$$

لازم به ذکر است که داده‌های مورد استفاده فصلی بوده و برگرفته از داده‌های آماری بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران است.^۳ دوره مورد بررسی در این تحقیق ۱۳۸۷:۲-۱۳۶۹:۱ است.

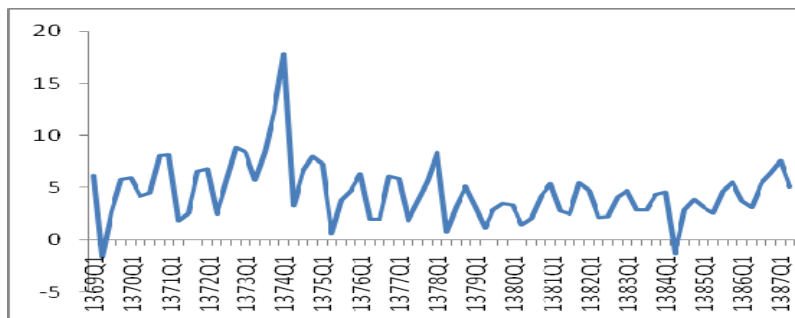
^۱ consumer price index

^۲ ddedvalue a

^۳ www.cbi.ir

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

۴ قابل ذکر است که طبق آخرین بررسی مورخ ۱۳۹۰/۰۷/۲۵ آخرین داده‌های فصلی در دسترس در سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران مربوط به فصل تابستان سال ۱۳۸۷ است.



شکل شماره ی یک - روند نرخ تورم در اقتصاد ایران (۱۳۶۹:۱-۱۳۸۷:۲)

شکل ۱ مربوط به روند نرخ تورم در اقتصاد ایران در دوره ۱۳۶۹:۱-۱۳۸۷:۲ می باشد که روند تورم بیانگر وجود اثرات ARCH در این متغیر می باشد. همان طور که می توان در شکل ۱ مشاهده کرد نوسانات تورم طی سال های ۱۳۷۳-۱۳۷۵ نسبت به سال های ۱۳۷۰-۱۳۷۳ بیشتر است. سپس نوسانات تا حدود بسیاری کاهش می یابد، که تمامی این مشاهدات حاکی از وجود ناهمسانی واریانس شرطی خود همبسته یا همان اثرات ARCH است.

۳-۶ بررسی مانایی متغیرها

برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون فیلیپس- پرون استفاده شده که براساس این آزمون هر دو متغیر تورم و رشد ارزش افزوده ی بخش صنعت فاقد ریشه واحد بوده و مانا هستند.

۴-۶ تخمین مدل

در ابتدا برای هر کدام از متغیرها بهترین معادله میانگین به صورت جداگانه تخمین زده می شود.

۱-۴-۶ برآورد بهترین مدل معادله میانگین تورم

در این مرحله، ابتدا با استفاده از معیار شوارز^۱ مقدار بهینه وقفه تورم را تعیین می کنیم برای این منظور در ابتدا با استفاده از نرم افزار eviews7 مدل VAR برای تورم تخمین می زنیم و با استفاده از گزینه lag length criteria مقادیر آماره شوارز رادر

^۱ schwarz information criterion

وقفه‌های مختلف به دست می‌آوریم. در نهایت وقفه ای که دارای کمترین مقدار آماره شوارز باشد، وقفه بهینه است که نتایج آن در جدول ۱ آمده است.

جدول شماره ۱ - تعیین مقدار وقفه بهینه تورم

وقفه	معیار شوارز SC
۰	۵.۰۰
۱	۴.۹۴
۲	۴.۹۹
۳	۴.۸۹
۴	۴.۶۸
۵	*۴.۶۳
۶	۴.۶۴
۷	۴.۶۹

بر اساس معیار شوارز وقفه بهینه تورم، پنج می‌باشد. سپس با در نظر گرفتن وقفه بهینه پنج برای تورم، مدل‌های مختلفی را برای معادله میانگین تورم با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده‌ایم که به شرح زیر هستند: [لازم به ذکر است که مدل‌های ارائه شده در جدول ۲ مدل‌هایی هستند که فاقد ضرایب بی معنا می‌باشند] [وقفه‌های متغیر رشد ارزش افزوده‌ی بخش صنعت هم در مدل‌های مختلف وارد شده ولی ضرایب این وقفه‌ها بی معنا بودند و در نتیجه در جدول ۲ لحاظ نشدند]

جدول شماره ۲ - مدل‌های برآوردی معادله میانگین تورم

$\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_{t-1} + \varepsilon_t$	مدل ۱
$\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-2} + \varepsilon_t$	مدل ۲
$\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-2} + \alpha_3 \pi_{t-3} + \varepsilon_t$	مدل ۳
$\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-4} + \alpha_3 \pi_{t-5} + \varepsilon_t$	مدل ۴

از میان مدل‌های برآوردی برای معادله میانگین تورم مدلی انتخاب شد که دارای کمترین مقدار معیار شوارز باشد که نتایج آن در جدول ۳ آمده است.

جدول شماره ی سه - تعیین بهترین مدل برآوردی معادله میانگین تورم

مدل	AIC ^۱	SIC
مدل ۱	۴.۸۸	۴.۹۴
مدل ۲	۴.۸۹	۴.۹۹
مدل ۳	۴.۷۶	۴.۸۹
مدل ۴	۴.۴۰	۴.۵۳*

* بهترین مدل

مدل ۴ دارای کمترین مقدار شوارتز است

بعد از انتخاب بهترین مدل برای معادله میانگین تورم باید آزمون‌های خوبی برازش را بر روی این مدل انجام دهیم.

الف) آزمون عدم وجود خودهمبستگی بین پسماندها:

برای بررسی وجود یا عدم وجود خودهمبستگی بین جملات اخلاص از آزمون بریوش - گودفری^۲ استفاده کرده‌ایم. فرض صفر آزمون بریوش - گودفری مبنی بر اینکه خودهمبستگی سریالی وجود ندارد، پذیرفته می‌شود و مدل مربوط به میانگین تورم فاقد خودهمبستگی می‌باشد.

ب) آزمون ضریب لاگرانژ جهت بررسی وجود اثرات ARCH در معادله تورم: در این مرحله از تحقیق، مدل بهینه برآوردی برای معادله میانگین تورم را از نظر وجود اثرات ARCH بررسی می‌کنیم. برای این منظور از آزمون ضریب لاگرانژ استفاده می‌کنیم. همان‌طور که از نتایج جدول فوق می‌توان دریافت، فرض صفر مبنی بر عدم وجود اثرات ARCH رد می‌شود بنابراین معادله میانگین تورم دارای اثرات ARCH است.

۶-۴-۲ برآورد بهترین مدل معادله میانگین ارزش افزوده‌ی بخش صنعت

در ابتدا با استفاده از معیار شوارتز مقدار بهینه وقفه رشد ارزش افزوده‌ی بخش صنعت را تعیین می‌کنیم که براساس معیار شوارتز، وقفه بهینه رشد ارزش افزوده‌ی بخش صنعت، هفت می‌باشد که نتایج آن در جدول ۴ آمده است.

^۱ akaike information criterion

^۲ Breusch – Godfrey Serial Correlation LM Test

جدول شماره ی چهار - تعیین مقدار وقفه بهینه رشد ارزش افزوده‌ی بخش صنعت

وقفه	معیار شوارز SC
۰	۷.۹۱
۱	۷.۸۴
۲	۷.۶۷
۳	۷.۰۷
۴	۶.۳۷
۵	۶.۴۰
۶	۶.۴۰
۷	*۶.۱۳

سپس با در نظر گرفتن وقفه بهینه هفت برای رشد ارزش افزوده‌ی بخش صنعت، مدل‌های مختلفی را برای معادله میانگین رشد ارزش افزوده‌ی بخش صنعت با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده‌ایم که نتایج زیر به دست آمده است: [در جدول ۵ مدل‌هایی آورده شده است که فاقد ضریب بی معنی است] [وقفه‌های تورم نیز در مدل‌های مختلف به معادله میانگین رشد ارزش افزوده‌ی بخش صنعت اضافه شده است ولی ضرایب آن بی معنی بود]

جدول شماره ی پنج - مدل‌های برآوردی معادله میانگین رشد ارزش افزوده‌ی بخش

صنعت

$gLva = C_0 + C_1gLva_{t-1} + \varepsilon_t$	مدل ۱
$gLva = C_0 + C_1gLva_{t-1} + C_2gLva_{t-2} + \varepsilon_t$	مدل ۲
$gLva = C_0 + C_1gLva_{t-1} + C_2gLva_{t-2} + C_3gLva_{t-3} + \varepsilon_t$	مدل ۳
$gLva = C_0 + C_1gLva_{t-1} + C_2gLva_{t-2} + C_3gLva_{t-3} + C_4gLva_{t-4} + \varepsilon_t$	مدل ۴
$gLva = C_0 + C_1gLva_{t-1} + C_2gLva_{t-2} + C_3gLva_{t-4} + C_4gLva_{t-7} + \varepsilon_t$	مدل ۵
$gLva = C_0 + C_1gLva_{t-1} + C_2gLva_{t-4} + C_3gLva_{t-6} + C_4gLva_{t-7} + \varepsilon_t$	مدل ۶

از میان مدل‌های برآوردی برای معادله میانگین رشد ارزش افزوده‌ی بخش صنعت مدلی انتخاب شد که دارای کمترین مقدار شوارز باشد که نتایج آن در جدول ۶ آمده است:
جدول شماره ی شش - تعیین بهترین مدل برآوردی معادله میانگین رشد ارزش

افزوده‌ی بخش صنعت

مدل	AIC	SIC
مدل ۱	۷.۸۴	۷.۹۰
مدل ۲	۷.۶۷	۷.۷۶
مدل ۳	۷.۰۷	۷.۱۹
مدل ۴	۶.۳۷	۶.۵۳
مدل ۵	۶.۱۶	۶.۳۱
مدل ۶	۶.۰۹	۶.۲۵*

* بهترین مدل

مدل ۶ دارای کمترین مقدار شوارز است. در مرحله بعد باید آزمونهای خوبی برازش را بر روی این مدل انجام دهیم.

الف) آزمون عدم وجود خودهمبستگی بین پسماندها:

از آزمون بریوش - گودفری برای آزمون عدم وجود خودهمبستگی بین پسماندها استفاده کردیم. فرض صفر در سطح ۵ درصد پذیرفته می‌شود، پس معادله مربوط به میانگین رشد ارزش افزوده‌ی بخش صنعت، فاقد خودهمبستگی سریالی می‌باشد.

ب) آزمون ضریب لاگرانژ جهت بررسی وجود اثرات ARCH در معادله رشد ارزش افزوده‌ی بخش صنعت:

نتایج این آزمون نشان می‌دهد که در هر ۲ وقفه، فرض صفر رد شده، بنابراین معادله رشد ارزش افزوده‌ی بخش صنعت دارای اثرات ARCH می‌باشد.

۶-۴-۳ برآورد دو متغیره بهترین مدل معادله میانگین و واریانس شرطی تورم و رشد ارزش افزوده‌ی بخش صنعت:

معادلات بهینه به دست آمده برای میانگین تورم و میانگین رشد ارزش افزوده‌ی بخش صنعت در بخش‌های ۶-۴-۱ و ۶-۴-۲، با بکارگیری برآورد حداکثر درست‌نمایی و با استفاده از الگوریتم marquent و با استفاده از روش GARCH به طور همزمان مورد برآورد قرار گرفتند.

اثر نااطمینانی تورمی بر تورم و رشد ارزش افزوده‌ی بخش صنعت.....۱۲۱

با تصریح‌های مختلف (تصریح‌های BEEK و VEC و CCC) برای معادله واریانس شرطی مدل و اعمال محدودیت‌های متفاوت بر آن، بهترین مدل انتخابی با کمترین مقدار معیار شوارز به صورت یک مدل (1,0) BIV-GARCH انتخاب، که با تصریح BEEK تخمین زده شد که نتایج حاصله در جدول ۷ ارائه شده است

جدول شماره ۷ هفت - برآورد مدل (1,0) Biv-GARCH تورم و رشد ارزش

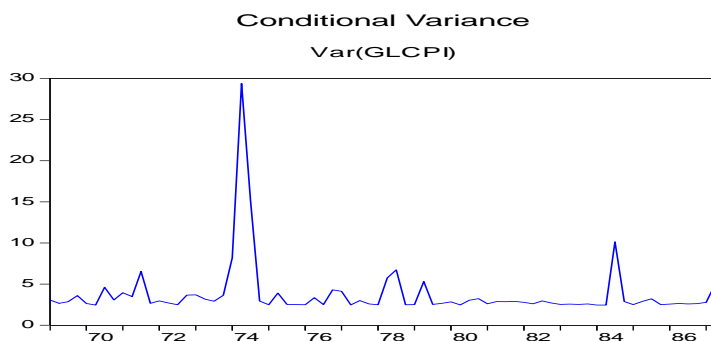
افزوده‌ی بخش صنعت

معادله میانگین تورم	$\pi_t = 1.99 + 0.46\pi_{t-1} + 0.48\pi_{t-4} - 0.38\pi_{t-5} + \varepsilon_t$ <p style="text-align: center;">(3.68) (3.49) (7.17) (-2.80)</p>
معادله میانگین رشد ارزش افزوده‌ی بخش صنعت	$glva = 3.47 - 0.39glva_{t-1} + 0.59glva_{t-4} - 0.32glva_{t-6} - 0.37glva_{t-7} + \varepsilon_t$ <p style="text-align: center;">(4.71) (-4.97) (8.78) (-3.91) (-6.17)</p>
ماتریس H_t	$H_t = \begin{bmatrix} 2.44 & 0 \\ 0 & 15.08 \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} 2.44 & 0 \\ 0 & 15.08 \end{bmatrix} +$ $\begin{bmatrix} 0.54 & 0 \\ 0 & -0.58 \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \varepsilon_{\pi_{t-1}}^2 & \varepsilon_{\pi_{t-1}} \varepsilon_{glva_{t-1}} \\ \varepsilon_{glva_{t-1}} \varepsilon_{\pi_{t-1}} & \varepsilon_{glva_{t-1}}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.54 & 0 \\ 0 & -0.58 \end{bmatrix}$ <p style="text-align: center;">(4.68) (4.68) (-2.73) (-2.73)</p>

همانطور که مشاهده می‌شود ضرایب معادله میانگین تورم و معادله میانگین رشد ارزش افزوده‌ی بخش صنعت در سطح ۵ درصد معنی دار است و ضرایب ماتریس واریانس-کوواریانس H نیز معنی دار است که با استفاده از مقادیر ε_{glva} و ε_{π} که حاصل از تخمین معادلات میانگین تورم و میانگین رشد ارزش افزوده‌ی بخش صنعت به طور همزمان با استفاده از تصریح BEEK است، می‌توان واریانس شرطی تورم را به دست آورد.

در این مرحله آزمون عدم وجود خودهمبستگی بین باقیمانده‌ها را انجام می‌دهیم که فرض صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی در تمام وقفه‌ها پذیرفته می‌شود.

در این مرحله از واریانس شرطی تورم می‌توان به‌عنوان جانشین برای نااطمینانی تورمی استفاده کرد.



شکل شماره ی دو - نااطمینانی تورمی (واریانس شرطی تورم)

شکل ۲ واریانس شرطی تورم را نشان می‌دهد که به‌عنوان جانشینی برای نااطمینانی تورمی استفاده شده است. در نهایت آزمون علیت گرنجر را بین متغیرهای تورم، نااطمینانی تورمی و رشد ارزش افزوده‌ی بخش صنعت انجام می‌دهیم. قبل از آزمون علیت در ابتدا وقفه بهینه بین دو متغیر مورد نظر را به دست می‌آوریم که نتایج در جدول ۸ آورده شده است:

جدول شماره ی هشت - تعیین وقفه بهینه بین متغیرها

متغیرها	وقفه بهینه
تورم و نااطمینانی تورمی	۴
رشد ارزش افزوده‌ی بخش صنعت و نااطمینانی تورمی	۴

آزمون علیت گرنجر را در وقفه بهینه بین متغیرها انجام دادیم که نتایج آن در جدول ۹ آمده است:

جدول شماره ی نه - نتایج آزمون علیت انگل گرنجر

آزمون	نتیجه
تورم علت گرنجری ناطمینانی تورمی نیست	رد می‌شود
نااطمینانی تورمی علت گرنجری تورم نیست	رد می‌شود
نااطمینانی تورمی علت گرنجری رشد ارزش افزوده‌ی بخش صنعت نیست	پذیرفته می‌شود
رشد ارزش افزوده‌ی بخش صنعت علت گرنجری ناطمینانی تورمی نیست	پذیرفته می‌شود

همانطور که از نتایج جدول ۹ مشخص است فرضیه کوکرمین - ملتزر مبنی بر اثر ناطمینانی تورمی بر تورم در اقتصاد ایران تایید می‌شود. این امر را این گونه می‌توان توضیح داد که اقتصاد ایران در سال‌های پس از جنگ تحمیلی، اقتصاد ایران همواره با تورم مواجه بوده و یکی از اهداف اقتصادی مهم دولت‌ها کاهش نرخ تورم بوده است. مقامات پولی برای کاهش انتظارات تورمی عاملان اقتصادی، به طور مکرر این هدف اقتصادی خود را اعلام می‌داشتند ولی از طرفی در برخی از ادوار آنان اقدام به افزایش نرخ رشد پول به جای کاهش آن می‌کردند. این امر موجب می‌شد که سیاستگذاران به هدف اقتصادی دیگری یعنی کاهش نرخ بیکاری برسند با این وجود این دستاورد موقتی بوده است زیرا که عاملان اقتصادی زمانی که متوجه شدند که چنین اعلامی معتبر نمی‌باشد انتظارات تورمی خود را تعدیل کرده و این مساله موجب افزایش تورم شد. از سوی دیگر اعمال این چنین سیاست‌های فریبکارانه ای موجب شد که دیگر کارگزاران اقتصادی انتظارات تورمی خود را کاهش نداده و در نتیجه زمانی که سیاست‌گذاران پس از اعلام هدف کاهش نرخ تورم، اقدام به افزایش نرخ رشد پول به جای کاهش آن می‌کردند، تورم افزایش می‌یافت. بنابراین افزایش ناطمینانی تورمی در مورد نوع سیاست پولی موجب افزایش تورم می‌شود.

فرضیه فریدمن در مورد اثر ناطمینانی تورمی بر رشد تولید در بخش صنعت اقتصاد ایران مورد تایید قرار نمی‌گیرد. در ضمن فرضیه فریدمن - بال در مورد اثر تورم بر ناطمینانی تورمی در اقتصاد ایران مورد تایید قرار می‌گیرد.

۵- نتیجه گیری و پیشنهادات:

اقتصاد ایران در سه دهه ی گذشته همواره با مشکل تورم روبه رو بوده است؛ در نتیجه همواره کشور از زیان های ناشی از تورم در رنج بوده است. تورم علاوه بر اینکه موجب کاهش قدرت خرید مردم می شود، هزینه ی مهم تری را از جانب نااطمینانی تورمی بر کشور تحمیل می کند. فریدمن در سال ۱۹۷۷ نظریه ی خود را مبنی بر اینکه با افزایش تورم، نااطمینانی تورمی افزایش می یابد و نااطمینانی تورمی اثر منفی بر رشد تولید دارد را ارائه کرد. کوکرم - ملتزر در سال ۱۹۸۶ این نظریه را ارائه کردند که نااطمینانی تورمی، تورم را افزایش می دهد. با توجه به اهمیت بررسی این نظریه ها در اقتصاد ایران، این مقاله درصدد بررسی نظریه ی فریدمن [نااطمینانی تورمی ← رشد تولید] و نظریه کوکرم - ملتزر [نااطمینانی تورمی ← تورم] در اقتصاد ایران و در بخش صنعت بوده است. برای بررسی نظریه های مطرح شده باید در ابتدا نااطمینانی تورمی به دست می آمد. برای به دست آوردن نااطمینانی تورمی از GARCH دو متغیره استفاده شده و واریانس شرطی متغیر تورم به عنوان جانشینی برای نااطمینانی تورمی بکار گرفته شده است. در نهایت آزمون علیت گرنجر برای بررسی رابطه بین متغیرهای مورد نظر انجام گرفته که نتایج پژوهش حاضر حاکی از آن است که نظریه ی کوکرم - ملتزر در اقتصاد ایران پذیرفته شده ولی نظریه ی فریدمن در بخش صنعت اقتصاد ایران رد می شود.

در راستای این پژوهش می توان اثر نااطمینانی تورمی را بر بخش های دیگر اقتصاد مانند بخش خدمات مورد بررسی قرار داد یا از روش های دیگری برای محاسبه ی نااطمینانی تورمی استفاده کرد.

منابع و مأخذ

- Apergis, Nicholas. (2004); "Inflation, Output Growth, Volatility and Causality: Evidence from panel Data and the G7 countries"; **Economics letters** 83, 185-191.
- Bhar Ramprasad , Girijasankar Mallik. (2010); "Inflation, Inflation Uncertainty and Output Growth in the USA"; **Physica A** 389 (2010) 5503-5510

- Berument ,Hakan Yeliz Yalcin, Julide Yildirim. (2009); "The Effect Of Inflation Uncertainty on Inflation: Stochastic Volatility in Mean Model Within Daynamic Framework", **Economic modeling** 26, 1201-1207.
- Chen, Shed & Xie. (2008); "Evidence of a Nonlinear Relationship Between Inflation and Inflation Uncertainty: The Case of the Four Little Dragons"; **Journal of policy modeling** 30, 363-376
- Conral, Cand KaraNasos, M. (2005); "On The Inflation - Uncertainty Hypothesis In The USA, Japan and the UK", **Japan and the world Economy** 17, 327-343.
- Dotsey, Michael and Starte, Pierre Daniel. (2000); "Inflation Uncertainty and Growth in A Cash-In-Advance Economy", **Journal of Monetary Economics** 45, 631-655.
- Enders Walter.(2006); Applied Econometrics Times Series, Mahdi Sadeqi & said Shavalpour, **Imam Sadeq University**, (Persian)
- Farzinvash Asadollah & Abbasi Mousa.(2005); The Relationship Between Inflation and Inflation Uncertainty in Iran Using GARCH Models State- Space, **Economic researches**, No.74, (Persian)
- Fountas ,Stilianos .(2010); "Inflation, Inflation Uncertainty and Growth: Are They Related? ";**Economic modelling** 27 896–899
- Fountas, s. and karanasos M. and kim J. , (2002), "Inflation and output growth uncertainty and their relationship with Inflation and output growth", **Economics letters** 75, 293-301.
- Fountas, Stilianos. (2001); "The relationship between inflation and inflation uncertainty in the UK: 1885-1998", **Economics letters** 74, 77-83.
- Greir B. and J. Perry, (2000); "The effects of real and nominal uncertainty and output growth: some GARCH-M Evidence", **Journal of applied econometrics** 15, 45-58.
- Grier, Robin and Grier, Kevin B. (2006); "on the real effects of inflation and inflation uncertainty in Mexico", **Journal of Development Economics** 80, 478-500.
- Heidari . Hassan, Sahar Bashiri .(2010) ; "Inflation and Inflation Uncertainty in Iran: An Application of GARCH-in-Mean Model with FIML Method of Estimation";**International Journal of Business and Development Studies** Vol. 2, No. 1, (2010) pp.131-146

- Holland A.S. (1988); "Indexation and the effect of inflation uncertainty on real GNP", **Journal of Business** 61, 473-484.
- Hwang. Y (2007), "Causley between inflation and real growth", **Economics letters** 94, 146-153.
- Jafari Samimi.Ahmad, Motameni.Mani , (200۹); "Inflation and Inflation Uncertainty in Iran";Australian **Journal of Basic and Applied Sciences** , 3(3): 2935-2938
- Jiranyakul ,Komain, Timothy P. Opiela (2010), "Inflation and inflation uncertainty in the ASEAN economies", **Journal of Asian Economics** 21, 105-112.
- Kontonikas, A. (2004); "inflation and inflation uncertainty in the United Kingdom, evidence from GARCH Modelling", **Economic Modeling** 21, 525-543
- Lee, K., Ni, S. (1995); "Inflation uncertainty and real economic activities", **Applied Economics letters** 2, 460-462.
- Mehrara Mohsen & Mojab Ramin, (2008) "The relationship between inflation and inflation uncertainty, output and output uncertainty in Iran economy, **Money and Economy**, (Persian)
- Neanidis .Kyriakos C. , Christos S. Savva.(2011) ; "Nominal uncertainty and inflation: The role of European Union membership";**Economics Letters** 112 (2011) 26–30
- Shyn-wei chen, Chung-Hua shen, Zixiong Xie, (2008); "Evidence of a nonlinear relationship between inflation and inflation uncertainty: The case of the four little dragons", **Journal of policy Modeling** 30, 363-376.
- Snowden, brian. Havard, vane. Wyncarczyk, pete.(2003) " A Modern Guide to Macroeconomics", Mansor khalili Eraghi & Ali Souri, **Bardaran Publisher**, (Persian)
- Thornton, John. (2008); "Inflation and Inflation Uncertainty in Argentina, 1810-2005", **Economics letters** 98, 247-252.
- Vale, S. R. (2005); "Inflation, Growth and Real and Nominal Uncertainty: Some Bivariate Garch – in – mean Evidence For Brazil", **RBE** 59 (1), 127-145.
- Wilson, B. (2006), "The Links Between Inflation, Inflation Uncertainty and Output Growth: New time Series Evidence From Japan", **Journal of macroeconomics** 28, 609-620.
- Wu and Chen and Lee. (2003); "Sources of Inflation Uncertainty and Real Economic Activity", **Journal of Macroeconomic** 25, 397-409.
- www.cbi.ir