پویاییهای تورم و رابطهٔ تورم و عدم اطمینان اسمی با استفاده از الگوی ARFIMA-GARCH

تیمور محمدی[*]
رضا طالبلو[**]

تاریخ دریافت: ۸۶/۱۱/۲
تاریخ پذیرش: ۸۷/۴/۳
صفحات: ۱۷۰- ۱۳۷

در این تحقیق به بررسی پویاییهای تورم و استخراج رابطه تورم و عدم اطمینان تورمی پرداخته شده تا بدین وسیله نشان داده شود که در اقتصاد ایران چه رابطه ای بین این دو متغیر وجود دارد. برای این منظور از داده های سری زمانی ماهیانه دوره زمانی ۸۳-۶۹ استفاده شده است.

[*]. دکتر تیمور محمدی؛ استادیار دانشکده اقتصاد- دانشگاه علامه طباطبایی.
E.mail: tmmohammadi@yahoo.com
[**]. رضا طالبلو؛ دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد- دانشگاه علامه طباطبایی.
E. mail: reza_talebloo@yahoo.com

در ابتدا برای اینکه تمامی آثار قابل پیش بینی را از سری تورم کسر نماییم، از مدل‌بندی سری‌های زمانی استفاده شده است. برای تعیین این مدل در وهله اول، آزمون دیکی فولر تعمیم یافته، فیلیپس پرون و KPSS انجام شده از این آزمونها نتیجه گرفتیم که درجه انباشتگی باید بین صفر و یک باشد.و بدین ترتیب فرضیه حافظه‌دار بودن سری تورم مطرح شد و نشان داده شد که سری تورم دارای درجه انباشتگی حدود ۰/۴ است و بطور کلی نتیجه گرفته شد که سری تورم اقتصاد ایران دارای حافظه بلند مدت (همبستگی بلند مدت) است و آثار هر تکانه بر این سری تا دوره‌های طولانی باقی می‌ماند.

در مرحلهٔ بعد مقادیر جزء خطا در معادلهٔ (ARFIMA) با استفاده از مدل مولفه‌ای نامتقارن GARCH مورد بررسی قرار گرفت و مشاهده شد که اثرات نامتقارن در شوک‌های تورمی وجود دارد و واکنش تورم در مواجهه با شوک‌های منفی و مثبت به یک اندازه نیست. نتایج آزمون علیت نیز نشان می‌دهد که جهت علیت دو طرفه است؛ یعنی هم عدم اطمینان بر تورم اثر می‌گذارد و هم تورم باعث عدم اطمینان می‌شود.

کلید واژه‌ها:

ایران، تورم ، عدم اطمینان تورمی ، مدل **ARFIMA**، مدل مؤلفه‌ای نامتقارن **GARCH**، آزمون **KPSS**، آزمون فرضیه حافظه بلندمدت، مدل اقتصادسنجی، شاخص **CPI**

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مقدمه

در سطح کلان، تورم بعنوان یکی از متغیرهای اصلی، نقش قابل توجهی در عملکرد اقتصادی دارد. تورم اول از همه بر وظایف پول اثر می‌گذارد، وظیفه مبادله‌ای پول را مختل می‌کند و موجب ناکارایی وظیفه ذخیرهٔ ارزش بودن پول می‌شود.

از سوی دیگر تغییرات این متغیر در اقتصاد، باعث عدم اطمینان نسبت به قیمتهای آینده شده و در نتیجه عملکرد اقتصادی را مختل می‌کند. این عدم اطمینان می‌تواند به تمامی بخشهای اقتصادی سرایت کند و سبب افزایش خود تورم و عدم اطمینان حاصل از آن شود.

نظریات بسیاری در مورد رابطه بین تورم و عدم اطمینان تورمی وجود دارد و در این میان افرادی مانند فریدمن (۱۹۷۷) چنین اظهار نموده اند که تورم بالا سبب عدم اطمینان بیشتر می‌شود و پژوهشگران دیگری مانند «هلند»[1] (۱۹۹۵) عقیده دارند که عدم اطمینان بالاتر موجب تورم می‌شود[2]. این فرضیات در قالب آزمون علیت گرنجر مورد بررسی قرار گرفته است.

اندازه‌گیری تورم از طریق تعریف آن امکان‌پذیر است؛ بدین معنی که اقتصاددانان تورم را افزایش مستمر و همه‌گیر قیمتها تعریف کرده‌اند. پس با محاسبهٔ تغییرات قیمتهای تجمیع شده می‌توان این متغیر را محاسبه نمود، ولی عدم اطمینان یک مفهوم است و یک متغیر قابل مشاهده نیست. برای کمی نمودن این مفهوم، روشهای متعددی پیشنهاد شده است[3]. در این تحقیق با استفاده از یکی از این روشها با عنوان GARCH به محاسبهٔ این مفهوم پرداخته خواهد شد.

در ادامه، تعریفی از این مفاهیم ارائه شده و سپس تأثیر این دو متغیر از دید پژوهشگران مختلف مطرح می‌شود و سپس ساختار کلی و مدل‌های مورد استفاده در این

---

1. Holand, (1995).
2. J. Golob, Does Inflation Uncertainty Increase with Inflation? Federal Reserve Bank of Kansas City, (1994).
3. R. T. Baillie, and Bollerslev, "Prediction in Dynamic Models with Time Dependent Conditional Variance", ***Journal of Econometric***, No. 52, (1992).

تحقیق ارائه خواهد شد. به منظور بررسی مانایی، سه آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته، فیلیپس پرون و KPSS انجام می‌شود. نتایج این آزمونها حاکی از این بود که سری تورم مانا نیست و همچنین دارای ریشه واحد نیز نمی‌باشد.. مدل ARFIMA[1] برازش می‌شود و انباشتگی کسری (حافظه بلندمدت) با چهار روش تخمین زده شده و مشخص خواهد شد. در مرحلهٔ بعد مقادیر جزء خطا در معادلهٔ (ARFIMA) با استفاده از مدل مؤلفه‌ای نامتقارن GARCH مورد بررسی قرار خواهد گرفت و در نهایت آزمون علیت بین تورم و عدم اطمینان اسمی انجام خواهد شد. با توجه به موضوعات عنوان شده، پرسشها و فرضیه‌هایی مطرح شود که در ادامه توضیح داده خواهد شد.

۱. آیا سری تورم دارای حافظه بلندمدت است؟ یعنی آیا درجه انباشتگی سری بین $0<d<0.5$ است؟
۲. آیا واریانس ناهمسانی سری تورم از روند ARCH پیروی می‌کند و آیا این ناهمسانی متقارن است؟
۳. آیا تغییرات تورم باعث تغییرات عدم اطمینان اسمی اقتصاد می‌شود یا بالعکس؟

در پاسخ به این پرسشها فرضیه‌های زیر مطرح است:

۱. سری تورم دارای حافظه بلندمدت است؛ یعنی پارامتر حافظه بین $0<d<0.5$ است.
۲. واریانس ناهمسانی سری تورم از روند ARCH پیروی می‌کند و شکل نامتقارن دارد.
۳. تغییرات تورم سبب تغییرات عدم اطمینان اقتصاد می‌شود.

پویاییهای تورم و کارهای انجام شده در این زمینه

در بین متغیرهای اسمی اقتصاد، تورم را می‌توان مهمترین متغیر در نظر گرفت. اصلی‌ترین و مهمترین زیان اقتصادی تورم ناشی از عدم اطمینان از نرخ آیندهٔ آن است.

نظرات و دیدگاههای مختلفی در مورد تورم و تعریف آن ارائه شده است که هر کدام از آنها تأثیر و تأثرات تورم را از دید خود مورد ملاحظه قرار داده اند. آنچه در اینجا مهم است

[1]. Autoreggresive Fractional Integrated Moving Average

اثرات تورم بر عدم اطمینان و مکانیسم باز خور در این متغیر مهم است . اقتصاددانان به روابط مختلفی بین این دو مفهوم اشاره دارند. در این راستا مطالعات بسیاری با استفاده از مدل‌های اقتصادی انجام شده است. تعدادی از پژوهشهای انجام شده رابطه بین آنها را مثبت می‌دانند و تعدادی دیگر از این مطالعات به یک رابطه منفی اشاره دارند.

فریدمن (۱۹۷۷) رابطه‌ای مثبت بین تورم و نااطمینانی تورمی پیش بینی می‌کند که بیشتر مطالعات انجام شده در طول سه دهه اخیر مؤید پیش‌بینی‌های فریدمن هستند .

بعد از مقالهٔ فریدمن (۱۹۷۷)، «فاستر»[۱] (۱۹۷۸)، «فیشر»[۲] (۱۹۸۱) و «تیلور»[۳] (۱۹۸۱) شواهد تجربی را دال بر رابطه مثبت بین تورم و نااطمینانی تورمی ارائه کردند. پژوهشگران دیگری مانند «کوکایر و ملتزر»[۴] (۱۹۸۷) و بال (۱۹۹۰) نیز این رابطه مثبت را نشان دادند.

«اونگر و زیلبر فارب»[۵] (۱۹۹۳) ادعا می‌کنند که با وجود یک سری شرایط مانند تورم یا تلاش بیشتر برای پیش بینی بهتر تورم، یک رابطهٔ منفی بین تورم و عدم اطمینان حاصل از آن بوجود می‌آید.

ماهیت پویاییهای تورم نیز از موضوعات اصلی درمباحث اقتصاد کلان و یکی از موضوعاتی است که بشدت مورد بحث قرار گرفته است. در این راستا، متون تجربی گسترده‌ای برای مستند نمودن ویژگیهای شوک‌های تورمی وجود دارد. نتایج متناقض بسیاری در این متون تجربی در مورد وجود پایداری[۶] نرخ تورم می‌توان یافت. مطالعات بسیاری چنین استدلال می‌کنند که تورم فرایندی $I(0)$ است؛ در حالیکه بسیاری از پژوهشگران شواهدی مبنی بر ریشه واحد بودن سری تورم یافته‌اند.[۷]

---

1. Foster
2. Fisher, (1981).
3. Tylor, (1981).
4. Cukierman & Meltzer, (1987).
5. Unger, Zilberfarb, (1993).
6. Persistence
7. Grier, (1998).

برخی از پژوهشگران چنین استدلال می‌کنند که تورم در طول زمان پایدار است . «برونر و هس»[1] (۱۹۹۳) تورم ایالات متحده را قبل از ۱۹۶۰ به شکل فرایند I(0) مدل سازی کردند، و پس از ۱۹۶۰ آن را به شکل فرایند I(1) مدل‌بندی کردند.

«زین و باکوس»[2] (۱۹۹۳) نشان دادند که سری تورم دارای ریشه کسری است. آنان این موضوع را به تجمیع عوامل نسبت دادند. علاوه بر این آنها نشان دادند که فرایند تفاضل کسری، توصیف‌کنندهٔ خوبی برای نرخ بهره‌های کوتاه مدت است و چنین تصور کردند که انباشتگی کسری در نرخهای بهره کوتاه مدت از سری رشد پول و تورم به آنها به ارث رسیده است.

«هسلر و والترز»[3](۱۹۹۵) در یک پژوهش نشان دادند که نرخ تورم پنج کشور صنعتی با درجات مختلفی از انباشتگی به خوبی توضیح داده می‌شود. همچنین این درجات در مرز مانایی (۰، ۰/۵) در حال نوسان هستند. «هسلر و اومز»[4] (۱۹۹۵) با استفاده از رگرسیون دوره نگاشت[5] یافته‌های پیشین را تأیید کردند.

«بوم و همکارانش»[6] (۱۹۹۹) شواهد آماری در مورد کسری بودن درجه انباشتگی تورم ارائه دادند ($0<d<1, I(d)$)، این شواهد بر هر دو شاخص CPI و WPI برای صنایع مختلف در کشورهای مختلف مبتنی بودند. بسیاری از کارهای بعدی نیز شواهد کاملاً سازگار مبنی بر وجود حافظه بلندمدت در دوره‌های مختلف برای کشور های مختلف فراهم نمودند.

بطور کلی این یافته‌ها نشان می‌دهند که تصریح مدل به شکل ARMA و ARIMA قادر به توضیح تغییرات تورم نیستند. بعلاوه باید توجه کرد که با نگاه به تورم به عنوان یک فرایند I(0) و یا I(1) تخمین مورد نظر از مانایی به سمت بالا یا پایین تورش پیدا خواهد کرد.

1. Brunner & Hess, (1993).
2. Backos & Zin, (1993).
3. Hassler& Walters, (1995).
4. Ooms &Hassler, (1995).
5. periodogram
6. Baum, (1999).

عدم اطمینان تورمی(اسمی)

عدم اطمینان تورمی اغلب به عنوان منشأ اصلی هزینه‌های تورم شناخته می‌شود؛ چرا که عدم اطمینان از سطوح آینده تورم باعث اختلال در تصمیم‌گیریهای سرمایه‌گذاری و پس‌انداز می‌شود به این دلیل که این عدم اطمینان باعث پیش‌بینی‌ناپذیری ارزش واقعی پرداختهای اسمی آینده می‌شود.

عدم اطمینان شرایطی است که در آن یا پیشامدهای ممکن که در آینده اتفاق می‌افتد مشخص نیست یا اینکه اگر این پیشامدها مشخص باشند، احتمالهای مربوط به وقوع آنها در دسترس نیست و وقتی که هر کدام یا هر دوی این موارد پیش می‌آید تصمیم‌گیری نسبت به آینده پیچیده و مشکل‌تر می‌شود و از این‌رو فضای نااطمینانی بر تصمیمات اقتصادی حاکم خواهد شد. عدم اطمینان تورمی نیز فضایی است که در آن تصمیم‌گیرندگان و عاملین اقتصادی نسبت به میزان تورم آینده که در پیش رو دارند نامطمئن هستند. عدم اطمینان تورمی یک متغیر نیست که دارای شاخص معینی باشد؛ بلکه یک مفهوم اقتصادی است که برای سنجش آن از شاخصها و جانشینهای مختلفی استفاده می‌شود.

از نظر تئوری عدم اطمینان تورمی را می‌توان به دو جزء تقسیم نمود:

۱. عدم اطمینان ناشی از تغییرات سطح عمومی قیمتها

۲. عدم اطمینان به واسطه تغییرات در سطح قیمتهای نسبی

در این رابطه تعبیر جالبی توسط اقتصاد دانان کلاسیک جدید وجود دارد که اولین بار توسط لوکاس (۱۹۷۳) ارائه شده است. جوهرهٔ مباحث لوکاس را با تمرکز بر تصمیمات عرضه بنگاه در رابطه با قیمتها و بازار کالا بخوبی می‌توان بیان کرد. عنصر کلیدی در تحلیل لوکاس مربوط به ساختار مجموعه اطلاعات موجود برای تولیدکنندگان است. فرض می‌شود در حالیکه یک بنگاه قیمت جاری خود را می‌داند، سطح عمومی قیمتها در بازار دیگر فقط با یک وقفه برای او مشخص می‌شود. هنگامی که بنگاه افزایش در قیمت جاری محصولش را تجربه می‌کند، مجبور به مشخص‌کردن این موضوع است که این تغییر در قیمت آیا: ۱. انتقال حقیقی در تقاضا را مشخص می‌کند؟ که در این صورت بنگاه باید به افزایش قیمت محصول خود نسبت به قیمتهای دیگر، با افزایش تولید واکنش عقلایی نشان بدهد. یا ۲. این تغییر

قیمت صرفاً ناشی از افزایش اسمی در تقاضای همه بازارها است که موجب افزایش عمومی در قیمتها شده و نیازی به واکنش عرضه نخواهد بود. دراینجا بنگاهها با مسئله‌ای به نام استخراج علائم مواجه هستند به این معنی که آنها باید بین تغییرات نسبی و مطلق تمایز قائل شوند. در حقیقت تغییرپذیری و واریانس بالا در سطح عمومی قیمتها استخراج علامت صحیح را برای هر تولیدکننده مشکل‌تر خواهد کرد و احتمالاً واکنش تولید و عرضه به هر تغییر پذیری و واریانس معینی در قیمتها، کوچکتر خواهد شد. به دلیل مشکلاتی ازقبیل نبود داده در زمینه عملکرد ماهانه اقتصاد، در این مقاله تنها اثر تغییر پذیری سطح عمومی قیمتها روی خود قیمتها مورد بررسی قرار می‌گیرد.

پیشینه کارهای تجربی

برای اندازه‌گیری و سنجش عدم اطمینان تورمی تا به حال از معیارها و متغیرهای جانشین مختلفی استفاده شده است. یک شیوه این است که از طریق روشهای آماری و اقتصادسنجی، متغیر نماینده‌ای برای عدم اطمینان محاسبه شود. در مطالعات اولیه در مورد نااطمینانی تورمی از تغییرات غیر شرطی برای سنجش و اندازه گیری عدم‌اطمینان تورمی استفاده کرده اند، مثلا فیشر(۱۹۸۱) از انحراف معیار متحرک تورم به عنوان جانشینی برای عدم طمینان تورمی استفاده کرده است.

«اوکان»[1] (۱۹۷۱) اولین پژوهشگری بود که سعی در یافتن ارتباطی بین نرخ تورم و نااطمینان آن کرده است. وی در مطالعات خود نوسانات تورمی را به عنوان جانشینی برای عدم اطمینان تورمی در نظر گرفته است. در سالهای بعد «کلاین»[2] (۱۹۷۶) و تیلور (۱۹۸۱) نیز در مدل‌هایشان نوسانات تورمی را جانشینی برای عدم اطمینان تورمی انتخاب کردند. اما بعدها با انتقاداتی که به هر کدام از این روشها وارد شد توانایی این جانشین ها برای توضیح دهی عدم اطمینان زیر سوال رفت.

1. Okan, (1971).
2. Klein, (1976).

بالاخره در سال ۱۹۸۲ و با ارائه مدل‌های ARCH توسط انگل، جانشین مناسبی برای عدم اطمینان تورمی بدست آمد. در این مدل‌ها از واریانس شرطی خودرگرسیون جهت جانشین برای عدم اطمینان تورمی استفاده کردند. بعد از سال ۱۹۸۲ بیشتر تحقیقاتی که در زمینه عدم اطمینان تورمی انجام شده، از واریانس شرطی خود رگرسیون به عنوان جانشینی از عدم اطمینان اسمی استفاده کرده‌اند.

انگل درسال ۱۹۸۲ مدل ARCH را برای اندازه گیری عدم اطمینان ارائه نمود[1]. پژوهشگران بسیاری از این مدل‌ها، روی داده‌های مختلفی استفاده نمودند. در این مدل‌ها بطور کلی به این نتیجه رسیدند که عدم اطمینان با استفاده از مدل‌های GARCH متغیردر طول زمان بهتر توضیح داده می‌شود. آنها اثرات شوک‌های تورمی را به صورت متقارن در نظر می‌گرفتند. بنابراین از نظر بعضی دیگر از پژوهشگران این موضوع نمی‌توانست درست باشد: زیرا اگر شوک تورمی مثبت رخ دهد و قیمتها به یک باره افزایش یابند، انتظارات به نحوی شکل می‌گیرند که باعث افزایش عدم اطمینان به مراتب بالاتری در مقایسه با شوک‌های منفی می‌شود. به همین دلیل چنین تصور شد که مدل‌های اولیه ARCH موجب نتیجه‌گیریهای نادرست می‌شود. انگل این موضوع را در سال ۱۹۹۰ با استفاده از مدل‌های نامتقارن GARCH مدل‌بندی کرد. این مدل‌ها با استفاده از یک متغیر مجازی اثرات شوک‌های منفی و مثبت را از هم متمایز می‌کند که با نام مدل‌های GARCH نامتقارن شناخته می‌شوند..

نکته مهم در رابطه با تخمین نا اطمینانی این است که باید در ابتدا یک معادله میانگین برای استخراج روند و مانا کردن سری مورد استفاده قرار گیرد. عمدهٔ کارها و پژوهشهای ذکر شده، مدل‌های پیش بینی تورم را بر اساس مدل‌های ARIMA مورد استفاده قرار دادند و بدون توجه به این موضوع که تورم می‌تواند دارای حافظه بلندمدت باشد یا نه، به طراحی مدل‌هایی همانند GARCH برای اندازه‌گیری عدم اطمینان پرداختند. در این میان بایلی و همکارانش (۱۹۹۶) از ترکیب این مدل‌ها استفاده نموده و یک مدل

[1]. R. F. Engle, "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of U. K. Inflation", ***Econometrica***, 50, (1982), pp. 987-1008.

ARFIMA-GARCH را برای توضیح پویاییهای تورم برای ده کشور استفاده کردند. آنها شواهد قوی از وجود حافظه بلند مدت با رفتار بازگشت کننده به میانگین یافتند.

همچنین «هوانگ»[1] (۲۰۰۱) مدل‌های مختلفی از ARFIMA-GARCH را برای تورم ایالات متحده تخمین زد. وی شواهدی قوی مبنی براینکه پویاییهای تورم بوسیله فرایندهای کسری[2] بهتر توضیح داده می‌شوند, ارائه نمود. وی نشان داد که این حافظه برای تورم ایالات متحده ۰/۳۳ است.

در این تحقیق نیز از مدل‌های سری زمانی خطی برای استخراج میانگین استفاده می‌شود و سپس با استفاده از این مدل‌های واریانس ناهمسان، سری عدم اطمینان ایجاد می‌شود.

روش تحقیق

یک سری زمانی، دنباله‌ای از مشاهدات یک متغیر بر حسب زمان است. در مدل‌های سری زمانی، ارزش و مقادیر آتی سری زمانی تنها بر اساس مقادیر گذشته سری پیش‌بینی می‌شود. تحلیل سری‌های زمانی مبتنی بر این فرض است که مدل مانا باشد و اگر مانا نباشد بتوان با تفاضل‌گیری آن را به مدلی مانا تبدیل نمود و بعد از انجام این کار می‌توان الگوهایی را برای هر جزء سری زمانی در نظر گرفت و این سری ها را در قالب ترکیبی از چند مدل بدست آورد.

بعد از مطالعات مهم در مورد وجود ریشه واحد و هم انباشتگی در سری‌های زمانی که از اواسط دهه ۱۹۸۰ آغاز شده بود اقتصادسنجها از وجود زیر گونه‌ها و انواع دیگری از نامانایی و پایداری تقریبی آگاه شدند که فرایند موجود در بسیاری از سری‌های زمانی مالی و اقتصادی را توجیه می‌کردند. بطوریکه امروزه مطالعات گوناگونی در مورد این نوع از فرایندها و فرایندهای با حافظه بلندمدت صورت گرفته است. هرست (۱۹۵۱) برای اولین بار به وجود فرایندهای دارای حافظه بلندمدت پی برد، معروف‌ترین و انعطاف‌پذیرترین این مدل‌ها در

[1]. Hwang, (2001).
[2]. Fractional

زمینه اقتصادسنجی، مدل خود رگرسیون میانگین متحرک انباشته جزئی (ARFIMA) نامیده می‌شود. در این مدل درجه انباشتگی کسری (d) را حافظه بلندمدت می‌نامند؛ چرا که ناظر بر ویژگیهای بلندمدت سری است. این مفهوم به تفصیل در ادامه توضیح داده می‌شود.

حافظه بلند مدت

یکی از مهمترین اهداف این تحقیق بررسی رفتار سری زمانی تورم و مانایی آن است در این راستا به بحث پیرامون همبستگیهای بلندمدت وکوتاه‌مدت اجزای سری زمانی پرداخته شده و مفهوم حافظه سری زمانی به عنوان مورد همبستگی بلند مدت مورد تاکید قرار می‌گیرد.

در ادبیات اقتصادسنجی چندین تعریف از مفهوم «حافظه بلند مدت» مطرح شده است در این قسمت تعریفهایی از این مفهوم که دارای بیشترین اهمیت است مطرح می‌شود:

۱. «مک لئود و هیپل»[1] (۱۹۷۸) حافظه بلند مدت را چنین تعریف نمودند:

فرض کنید Y_t یک سری زمانی گسسته با تابع خود همبستگی ρ_j در وقفه j باشد، فرایندی دارای حافظه بلندمدت است که مقدار عبارت زیر بی نهایت شود:

$$Y_t = \lim_{n\to\infty} \sum_{j=-n}^{n} \left|\rho_j\right| \qquad \text{رابطه (۱)}$$

در حالیکه یک فرایند ARMA خود همبستگیهایی دارد که هندسی هستند با یعنی برای مقادیر بزرگ k، $0 < m < 1$ ، $\left|\rho_k\right| \le cm^{-k}$. بنابراین این فرایند، یک فرایند با حافظه کوتاه‌مدت است.

۲. گرنجر و دنیگ (۱۹۹۶) حافظه بلندمدت را با استفاده از نمودار همبستگی تشریح نموده‌اند؛ زیرا نمودار همبستگی یعنی نموداری که خود همبستگی برآورد شده بین X_t

[1]. Mc Leod and Hipel, (1978).

و x_{t-k} را در برابر وقفه k نشان می‌دهد که وسیله‌ای مناسب برای توصیف برخی از ویژگیهای خطی یک سری زمانی منفرد در بیشتر حالتها است. یکی از معمول‌ترین نمودارهای خودهمبستگی ، نموداری است که از یک مقدار معین مثلاً $\hat{\rho} = 0.4$ بصورت خیلی آهسته و نه به صورت نمایی؛ بلکه به صورت هیپربولیکی کاهش می‌یابد. سری‌هایی که دارای چنین نمودار همبستگی باشند، دارای حافظه بلندمدت هستند؛ یعنی نمی‌توان با وقفه‌های معین و مشخص AR وMA این نوع فرایندها را تولید نمود؛ زیرا در این سری‌ها، مراتب AR و MR بی‌نهایت هستند.

۳. فرض کنید Y_t یک سری زمانی مانا با تابع خود همبستگی $\rho(k)$ باشد و $H \in (1/2,1)$ علاوه بر این فرض کنید C_ρ یک عدد مثبت باشد آنگاه اگر:

$$\lim_{K\to\infty} \rho(k) \Big/ C_\rho k^{2H-2} = 1$$

Yt دارای حافظه بلند مدت یا همبستگی بلند مدت است.

همانطور که از تعریف بر می‌آید همبستگیهای فرایند حافظه بلند مدت با نرخ هیپربوایکی میرا می‌شوند و جمع پذیر نیز نیستند. H پارامتر هارست[1] نامیده می‌شود و در بخشهای دیگر این تحقیق به جای پارامتر H از پارامتر $d = H - 1/2$ استفاده می‌شود. استفاده از پارامتر d استانداردتر است؛ زیرا برای مدل بندی سری‌های با حافظه بلند مدت به شکل ARFIMA ، بطور معمول از d استفاده می‌شود

۴. با استفاده از تابع چگالی طیفی[2] $f(\lambda)$ برای فرایند Y_t، می‌توان تعریف معادلی ازحافظه بلندمدت ارائه نمود . باید توجه داشت که رفتار بلندمدت از یک فرایند بوسیله فرکانس‌های نزدیک به صفراز دوره نگاشت[3] تعیین می‌شود؛ چرا که دوره زمانی مساوی است

[1]. Hurst
[2]. Spectral Density Function
[3]. Periodogram

با عکس فرکانس، پس ویژگی در فرکانس صفر متناظر است با آن ویژگی در دوره‌های بلندمدت وجود دارد که بعداً به این موضوع پرداخته می‌شود.

فرض کنید Y_t یک سری زمانی مانا و $H \in (1/2,1)$ باشد و همچنین C_f عددی مثبت باشد چنانکه:

$$\lim_{\lambda \to \infty} \frac{f(\lambda)}{C_f |\lambda|^{1-2H}} = 1$$

Y_t فرایند مانا با حافظه بلندمدت نامیده می‌شود، با توجه به تعاریف از حافظه بلندمدت، فرایند انباشته جزئی (فراکتالی)، فرایندهایی با حافظه بلندمدت هستند که فرایند Y_t انباشته جزئی از مرتبه d است و به شکل زیر فرمول‌بندی می‌شود:

$$(1-L)^{d_m} y_t = u_t$$

در این رابطه L اپراتور وقفه و $-0.5 \langle d_m \langle 0.5$ و u_t فرایند مانا بوده و در تمام فرکانس‌های دارای طیف ارزیابی مثبت است . حال اگر u_t انباشته از مرتبه صفر و مانای ضعیف بوده و $0 \langle d_m \langle 0.5$ فرایند y_t با توجه به تعریف دوم دارای حافظه بلند مدت بوده و خود همبستگیهایش همگی مثبت است و با نرخ هیپربولیکی نیز از بین می‌روند. به ازای $-0.5 \langle d_m \langle 0$ مجموع قدر مطلق مقادیر خودهمبستگی فرایند به یک مقدار ثابت میل کرده و بنابراین بر طبق تعریف اول دارای حافظه کوتاه مدت است .

مدل‌بندی فرایند های دارای حافظه بلند مدت

یک روش بر ای مدل‌بندی فرایندهای دارای حافظه بلندمدت استفاده از مدل‌های تعمیم یافته ARIMA است. مدل های ARIMA سیستم نامانای همگن هستند که می‌توانند به وسیله تفاضل‌گیری متوالی از مشاهدات، مانا شوند.

گرنجر و جویکس(۱۹۸۰) و هوسکینگ (۱۹۸۱) مدل اولیه ARIMA(p,d,q) را تعمیم دادند؛ بطوریکه در مدل جدید d می‌توانست هر عدد حقیقی (صحیح یا غیر صحیح) را شامل شود. آنها مدل جدید را مدل خودرگرسیون میانگین متحرک انباشته جزئی نامیدند. این مدل مهمترین و انعطاف‌پذیرترین گروه از مدل‌های دارای حافظه بلندمدت است که می‌تواند رفتار پایدار و ناپایدار تولید کند. اگر فرایند مورد نظر فقط دارای حافظه بلندمدت باشد آنگاه مدل ARFIMA(p,d,q) همان حرکت براونی کسری است.

ب) مدل ARFIMA(p,d,q) دارای شکل کلی به صورت زیر است :

$$\Phi(L)(1-L)^{d} y_t = \mu + \Theta(L)\varepsilon_t \qquad (\ )$$

در این رابطه d پارامتر تفاضل‌گیری و μ می‌تواند هر نوع تابع معین[1] از زمان باشد، L اپراتور وقفه است؛ بطوریکه $y_{t-1} = Ly_t$ چند جمله‌ای $\Phi(L)$ و $\Theta(L)$ نیز به ترتیب نشان دهندهٔ مرتبه خود رگرسیونی و میانگین متحرک است

به ازای $0<d<0.5$ با توجه به تعریف اول از فرایندهای باحافظه بلندمدت، این فرایند دارای حافظه بلندمدت است، به عبارت دیگر این فرایندها پایداری بیشتری را از خود نشان داده و تابع خود همبستگی آنها بسیار آهسته‌تر از تابع خود همبستگی ARMA , ARIMA میرا می‌شوند. به این نوع از فرایندها، فرایند نویز سیاه گویند. این فرایند به ازای $0.5<d<1$ به علت اینکه دارای واریانس محدود نیستند؛ مانا و معکوس‌پذیر نمی‌باشند. حافظه فرایند ARFIMA بشدت به مقدار عددی d و نحوه میرا شدن تابع خود همبستگی بستگی دارد. اگر$d=0.5$ باشد، آنگاه فرایند دارای نویز سفید است که این فرض بیشتر روشها برای تخمین پارامترهاست.

اگر $d=1$ باشد، فرایند نویز قهوه‌ای نامیده می‌شود که با حرکت گام تصادفی در فرایندهای گسسته منطبق است (یعنی همان ریشه واحد). اکنون برای مشخص‌تر شدن ویژگی فرایندهای دارای حافظه حالت های خاص این فرایندها را بررسی می‌نماییم.

[1]. Deterministic

تخمین پارامتر حافظه (d)

در یک مدل ARFIMA مشکل اصلی تخمین پارامتر حافظه (d) است و روشهای مختلفی نیز برای تخمین این پارامتر پیشنهاد شده است؛ برخی از این روشها عبارتند از:

تحلیل کلاسیک R/S ،تحلیل R/S تعدیل شده، روش چگالی طیفی (GPH)، روش تخمین حداکثر راستنمایی دقیق روش تخمین از طریق حداقل مربعات غیر خطی (NLS)، روش تخمین حداکثر راستنمایی تعدیل شده، تخمین نیمه پارامتریک ، روش دوره نگاشت تعدیل شده[1]، روش تخمین موجک[2]، تخمین زن حداقل مربعات تعمیم یافته (GMD). در ادامه فقط تابع چگالی طیفی توضیح داده می‌شود.

روش چگالی طیفی (GPH)

روش GPH مبتنی بر تحلیل دامنه فرکانس است. در چارچوب تحلیل طیفی و دامنه فرکانس سری‌های زمانی مشاهده شده به عنوان جمع موزونی از سری‌های پایه‌ای[3] است که الگوهای ادواری مختلفی دارند.

تکنیک رگرسیون دوره نگاشت[4] ابزاری برای تمایز بین روندهای کوتاه‌مدت و حافظه بلندمدت فراهم می‌آورد . تخمین زننده دوره نگاشت برای تخمین پارامتر حافظه، توسط «جووک پورتر و هوداک»[5] (۱۹۸۳) ارائه شد و بطور خلاصه به تخمین زن GPH معروف است. ایده روش GPH بدین طریق است که درابتدا تابع چگالی طیفی توسط دوره نگاشت تخمین زده می‌شود و سپس از تعریف سوم حافظه بلندمدت استفاده شده و از دو طرف لگاریتم گرفته می‌شود. این کار یک مدل رگرسیون خطی را ارائه می‌دهد که شیب این خط پارامتر حافظه است که باید به وسیله حداقل مربعات تخمین زده شود.[6]

---

1. Modified Log-Periodogram
2. Wavelet
3. Underlying
4. Log-Periodogram
5. Gewek / Porter –Hudak, (1983).
6. J. Geweke and S. Porter-Hudak, "The Estimation and Appicationof Long Memory Time Series Models", ***Journal of Time Series Analysis***, 4, (1983), pp. 221-238.

برای دقیق‌تر نشان دادن این روش باید در ابتدا فرایند دوره نگاشت را معرفی کرد:

$$I_X(j) = \frac{1}{2\pi N}\left|\sum_{t=1}^{N} X_t \exp\left(\frac{-it2\pi j}{N}\right)\right|^2$$

که در آن $I_x(j)$ همان دوره نگاشت برای فرایند X است .

تخمین زن پارامتر حافظه (d) به عنوان تخمین حداقل مربعات از رگرسیون خطی زیر تعریف می‌شود[1]:

$$\log I_X(\lambda_j) = \log c_f - 2d \log \lambda_j + \log \xi_j$$

که در آن λ_j نشان دهندهٔ J امین فرکانس فوریه است و ξ نیز دارای توزیع یکنواخت با میانگین $E[\log \xi_j] = -0.577$ است . همچنین باید افزود که «رابینسون»[2] (۱۹۹۵) نشان داد که تخمین زن GPH دارای توزیع نرمال مجانبی است .

اولین مزیت این روش سادگی آن در محاسبه و استنتاج است؛ یعنی بعد از اینکه تابع چگالی طیفی تعریف شد با لگاریتم گرفتن مدل خطی می‌شود و به همین دلیل و با توجه به اینکه جزء اخلال دارای توزیع یکسان است، می‌توان از توزیعهای t , z برای محاسبه مقادیر بحرانی و استنتاج آماری استفاده نمود.

مزیت دیگر روش GPH این است که هیچگونه نیازی به داشتن اطلاعات در مورد همبستگیهای کوتاه‌مدت وجود ندارد و بدون نیاز به داشتن مراتب MAوAR می‌توان بطور منفرد حافظه بلندمدت را محاسبه نمود.

[1]. Wilfred0 Palma, ***Long-Memory Time Series - Theory And Methods***, (Wiley, 2007).
[2]. Robinson, (1995).

آزمونهای ریشه واحد و مانایی

بکارگیری روشهای سنتی و معمول اقتصادسنجی در برآورد ضرایب الگو، با استفاده از داده‌های سری زمانی، بر این فرض استوار است که متغیرهای الگو مانا[1] (پایا) باشند. تشخیص وجود روند تصادفی در یک سری زمانی به سادگی از طریق آزمونهای ریشه واحد (تعمیم‌یافته) امکان‌پذیر است. سه نوع از آزمونهایی که در اینجا مورد استفاده قرار گرفته است عبارتند از:

۱. آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)، ۲. آزمون PP ، ۳. آزمون KPSS

آماره مورد نظر برای آزمون دیکی فولر تعمیم یافته به شکل زیر است:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \delta\, y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \theta_i\, \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

فیلیپس و پرون نشان دادند که اگر آماره آزمون برای آزمون $\rho = 1$ وقتی u ها به صورت همانند و مستقل از یکدیگر توزیع نشده باشند، دارای یک توزیع حدی متفاوتی خواهد بود.

فیلیپس و پرون (۱۹۹۸) به منظور آزمون ریشه واحد، برای کنترل همبستگی سریالی روش غیر پارامتریکی را پیشنهاد دادند . روش PP آزمون دیکی فولر تعمیم نیافته را با نسبت t تعدیل شده، انجام می‌دهد. به نحوی که همبستگی سریالی، توزیع مجانبی آماره tرا تحت تأثیر قرار نمی‌دهد. آماره pp به شکل زیر معرفی می‌شود:

$$\hat{t} = t_\alpha \left(\frac{\gamma_0}{f_o}\right)^{1/2} - \frac{T(f_0 - \gamma_0)(se(\hat{\alpha}))}{2 f_0^{1/2} s}$$

[1]. Stationary

که در آن $\widehat{\alpha}$ ضریب تخمین زده شده AR(1) است و t_α همان نسبت t برای α است. $se(\widehat{\alpha})$ خطای استاندارد و s خطای استاندارد رگرسیون است؛ بعلاوه γ_0 تخمین سازگاری از واریانس خطاها است. عبارت f_0 نیز تخمین زنی از چگالی طیفی مقادیر خطا در فرکانس صفر است.

در بیشتر موارد فرضیه مانایی با نامانا بودن و ریشهٔ واحد سری (خودرگرسیون بودن سری) آزمون می‌شود. اتخاذ آزمون نوع ریشه واحد (ADF) برای فرضیهٔ مانا بودن منوط به این امر است که فرضیهٔ صفر مبنی بر ریشه واحد بودن سری رد شود. بیشتر آزمونهای ریشه واحد دارای توان آزمون پایینی در برابر مانایی هستند و در نتیجه معمولاً فرضیه صفر پذیرفته می‌شود و در بیشتر موارد این رویکرد مرسوم ، مانایی سری‌ها را به اشتباه رد می‌کند. مهمترین بحث در مقابل استفاده از آزمون برای فرضیهٔ صفر مانایی این است که گفته می‌شود کنترل اندازهٔ این آماره هنگامی که این فرایند مانا است، بسیار مشکل است؛ بدین معنی که اندازهٔ آماره بزرگتر از واقع محاسبه خواهد شد.

معروف‌ترین آماره برای آزمون فرضیهٔ صفر مبنی بر مانا بودن سری آماره‌ای به نام KPSS است که توسط «کوویت کووسکی، فیلیپس، اشمیت، شین»[1] معرفی شد. آمارهٔ KPSS عبارت است از: نسبت واریانس نمونه‌ای بر واریانس بلندمدت. که این واریانس نمونه‌ای بطور متناسب ، مجموع جزئی سری مقیاس‌بندی شده است.

مدلی که برای آمارهٔ آزمون KPSS در نظر می‌گیریم، به شکل زیر است:

$$y_t = \alpha + \beta t + d\sum_{i=1}^{t} u_i + \varepsilon_t \qquad t = 1,2 \ \ldots \ T$$

که در آن u_i و ε_t هر دو کوواریانس مانا و دارای حافظ کوتاه‌مدت با میانگین صفر هستند $d \in \{0,1\}$. تحت فرضیه رقیب، بخش تصادفی y_t، عنصر گام تصادفی می‌شود($\sum u_t$) و عنصر اخلال نیز همان ε_t خواهد بود.

صورت آماره آزمون KPSS به شکل روبرو بدست می‌آید:

[1]. Kwiatkowski, Philips, Schmidt, Shin

$$S_t = \sum_{i=1}^{t} e_i$$

و خود آماره آزمون با توجه به فرضهای w_y و w_μ یا w_0 به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$w = T^{-2} \sum_{t=1}^{T} S_t^2 \Big/ \hat{\sigma}^2$$

باید توجه داشت که این آماره با فرض صفر تشکیل می‌شود .

مدل خود رگرسیون ناهمسان واریانس شرطی (ARCH) :

طی این سه دهه گذشته اقتصادسنجها و محققان پی برده اند که بعضی از فرایندها، دارای ویژگی خوشه‌بندی تغییرات هستند. اگرگفته شود که یک سری دارای تغییرات خوشه‌ای است؛ یعنی که توزیع احتمال فراوانی آنها، چولگی و کشیدکی بیشتری نسبت به توزیع نرمال دارد. اولین مدل برای توضیح وابستگی از نوع تغییرات خوشه‌ای سری‌های زمانی توسط «انگل»[1] (۱۹۸۲) مطرح شد. وی مدل خود رگرسیون ناهمسان واریانس شرطی (ARCH) را برای توجیه این نوع از وابستگیها در سری‌های زمانی مطرح کرد. «بولرسلو»[2] مدل دیگری با عنوان مدل «خود رگرسیون ناهمسان واریانس شرطی تعمیم یافته» (GARCH) را ارائه داد.

[1]. Engle, (1982).
[2]. Bollerslev, (1986).

مدل مؤلفه‌ای[1] GARCH

این مدل شامل دو مؤلفه است: یکی برای نوسانات کوتاه‌مدت و دیگری برای نوسانات بلندمدت. برای توضیح این مدل ابتدا مدل GARCH(1,1) را به شکل زیر در نظر می‌گیریم:

$$\sigma_t^2 = \varpi + \alpha\left(\varepsilon_{t-1}^2 - \varpi\right) + \beta\left(\sigma_{t-1}^2 - \varpi\right)$$

این مدل نشان می‌دهد که واریانس فرایند به میانگین ϖ برگشت می‌کند، که این ϖ در تمام زمانها ثابت است. در مقایسه؛ مدل مؤلفه‌ای اجازه می‌دهد که میانگین نوسانات، طی زمان به سطح m_t برگشت کند. این مدل را می‌توان به شکل مدل ARCH in mean نیز تعمیم داد. برای این کار باید جزء نامتقارن را به معادله گذرا اضافه کرد که با انجام این کار خواهیم داشت:

$$y_t = x_t^{'}\pi + \varepsilon_t$$

$$m_t = \omega + \rho\left(m_{t-1} - \omega\right) + \phi\left(\varepsilon_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2\right) + \theta_1 z_{1t}$$

$$\sigma_t^2 - m_t = \alpha\left(\varepsilon_{t-1}^2 - m_{t-1}\right) + \gamma\left(\varepsilon_{t-1}^2 - m_{t-1}\right)d_{t-1} + \beta\left(\sigma_{t-1}^2 - m_{t-1}\right) + \theta_2 z_{2t}$$

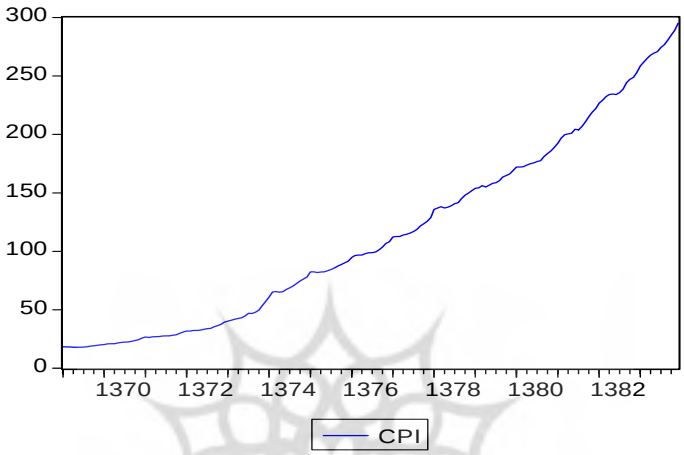
که در آن z نشان‌دهندهٔ متغیرهای برونزا و d متغیر مجازی و نشانگر شوک‌های منفی است. $\gamma > 0$ نشانگر وجود اثرات اهرمی گذرا در واریانس شرطی است.

تخمین مدل و انجام آزمون فرضیه

داده‌هایی که در این قسمت مورد استفاده قرار گرفته، مربوط به شاخص قیمت مصرف کننده است که توسط بانک مرکزی منتشر شده و داده‌های استفاده شده در این تحقیق

[1]. COMPONENT

داده‌های ماهیانه تورم برای سالهای ۱۳۶۹تا ۱۳۸۳ می‌باشد که آن نیز توسط بانک مرکزی منتشر شده است. تعداد این داده‌ها ۱۸۰ مشاهده را دربرمی‌گیرد.



برای استفاده از داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده باید آنرا به شکل تورم در آوریم فرمول استفاده شده عبارت است از: تغییرات لگاریتمی تورم ضرب در عدد۱۰۰ که در فرمول زیر مشاهده می‌کنیم:

$$\pi_t = (\log(\text{cpi}_t) - \log(cpi_{t-1}))*100$$

بررسی مانایی سری زمانی تورم

بحث مانایی یکی از مهمترین موضوعات در تحلیل سری‌های زمانی است؛ بدین معنی که قبل از انجام یک تحلیل سری زمانی باید مطمئن شد که سری مانا است یا نه؟ به دلیل اهمیت و ضرورت موضوع آماره‌های بسیاری برای آزمون مانایی ارائه شده است.

آماره KPSS به دو طریق محاسبه می‌شود یکی از طریق تابع چگالی طیفی در فرکانس صفر و دومی از طریق تخمین زن کرنل. نتایج نشان می‌دهند در سطح ۵٪ مقادیر

آمارهKPSS در درون ناحیه بحرانی قرار می‌گیرند. بنابراین فرضیه صفر مبنی بر مانایی سری رد می‌شود حتی برآورد های مبتنی بر روش چگالی طیفی نشان می‌دهند که که مانایی در سطح ۱٪ رد می‌شود. پس می‌توان قبول کرد که سری مانا نیست. با توجه به اینکه مدل، مانا نیست، برای بررسی بیشتر باید درجه انباشتگی تعیین شود. برای این کار از آماره‌های دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس پرون (PP) استفاده کردیم.

مقادیر هر دو آماره در ADF در ناحیه بحرانی قرار دارد و بنابراین فرضیه صفر مبنی بر ریشه واحد بودن در سطح معنی داری ۱٪ رد می‌شود. فرضیه ریشه واحد بودن سری تورم توسط آمارهPP نیز رد می‌شود.

برازش معادله میانگین

برای انجام پیش بینی باید در ابتدا یک رابطه تابعی استخراج نماییم. دراین مقاله قصد داریم برای معادله میانگین یکی ازمدل‌های خطی یا غیرخطی سری‌های زمانی را برازش کنیم

معادله مورد نظر یکی از مدل‌های ARIMA است؛ ولی با توجه به نتیجه‌گیریهای مربوط به ریشه واحد و مانایی ، نمی‌توان مدل های ARMA یاARIMA را انتخاب کنیم؛ زیرا در مدل ARMA فرض بر این است که مدل مانا است، ولی در مورد داده‌های تورم، آماره KPSS این فرضیه را رد نمود. این نتیجه‌گیری ما را به استفاده از مدل‌های ARFIMA هدایت می‌کند. برای انتخاب یک مدل خوب از روش باکس جنکینز عمل می‌کنیم. جدول شماره (۱) تعدادی از برازش‌ها که با توجه به نمودار همبستگی نگار[1] انجام شده است را نشان می‌دهد؛ یعنی مراتب AR وMA توسط این نمودار تصریح شده است در مورد پارامتر حافظه (d) یا همان بعد فراکتال هم باید گفت که این پارامتردر درون مدل تخمین خورده است:

[1]. CORROLOGRAM

جدول شماره ۱

	d	σ^2	AIC/T	Q(36)	نتایج معنی دار بودن ضرایب معادله میانگین
π_{T-1} ،π_{T-2} ، d	0.093	0.311	1.728	103.061 [0.000]	تمامی ضرایب معنی دار هستند
، ε_{t-1} ، ε_{t-12} ، π_{t-1} ،π_{t-12} d	0.454	0.244	1.537	42.0214 [0.071]	تمامی ضرایب معنی دار هستند
ε_{t-1} ε_{t-12} π_{t-1} π_{t-4} π_{t-12} d	0.434	0.231	1.495	40.2847 [0.0۷۹]	تمامی ضرایب معنی دار هستند
π_{t-12} d ε_{t-1} ε_{t-4} π_{t-1} π_{t-4} ε_{t-12}	0.386	0.230	1.502	41.0025 [0.073]	ضرایب ar(4) و ma(4) معنی دار نیستند

با توجه به جدول شماره (۱) مشاهده می‌شود که فقط مدل زیر دارای ضرایب معنی دار با شرایط بهتر برای برازش است :

$$(1-0.25L+0.094L^4-0.716L^{12})(1-L)^{0.43}\pi_t=(1+0.48L+0.51L^{12})\varepsilon_t$$

آماره لینگ باکس (Q) به منظور بررسی خود همبستگی خطی بین جملات خطا طراحی شده است. در مورد این مدل مقدار آماره در ناحیه بحرانی قرار گرفته و بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که این جملات خطا دارای خود همبستگی نیستند. در نتیجه مدل به درستی تصریح شده و متغیری از قلم نیفتاده است. پس این معادله باتوجه به ملاکهای باکس جنکینز به عنوان معادله میانگین پذیرفته می‌شود.

آزمون اولین فرضیه

اکنون به بررسی اولین فرضیه (حافظه بلندمدت در سری تورم وجود دارد) می‌پردازیم. برای آزمون این فرضیه از آماره والد استفاده نمودیم. نتایج این آزمون در جدول شماره (۲) نشان داده است. اول آماره d به ۳ روش شامل: ۱. حد اکثر راستنمایی ۲. راستنمایی تعدیل شده و ۳. حداقل مربعات غیر شرطی بر آورد شد و سپس آزمون والد با فرض d=0 انجام شد.

جدول شماره ۲

روش تخمین	آماره والد	
MLE	21.3486	[0.0000]
MPL	9.62111	[0.0019]
NLS	21.5353	[0.0000]

این آماره نشان می‌دهد که فرضیه d=0 در سطح معنی داری ۱٪ در هر سه روش رد می‌شود؛ پس می‌توانیم نتیجه بگیریم که سری زمانی تورم ایران دارای درجاتی از همبستگی بلندمدت (حافظه بلند مدت) است. به منظور بررسی مقدار عددی حافظه سری تورم، پارامتر d به چهار روش تخمین زده شده است و نتایج این تخمین در جدول شماره (۳) ارائه شده است:

جدول شماره ۳

روش تخمین	پارامتر حافظه	انحراف معیار حافظه
Log-periodogram	0.40000	
MLE	0.43447	0.0940
MPL	0.44236	0.1426
NLS	0.20337	0.0438

در سه روش MLE ، MPL و NLS مدل به شکل کامل تصریح شد، ولی روش NLS به عدد مشخصی همگرا نشد؛ در نتیجه یکی از متغیرها ((AR(4))حذف شد و مدل دوباره تخمین خورد و شاید به همین دلیل است که مقدار عددی پارامتری در این روش متفاوت از سایر روشها است. از سوی دیگر برای توجیه این تفاوت باید به متفاوت بودن روشها در پاسخ به حساسیتهای ناشی از روندهای قطعی یا غیرقطعی و شکستهای احتمالی در ساختار سری توجه نمود.

روش لگاریتم دوره نگاشت[1] نیازی به تصریح مدل ندارد و چون بر اساس تجزیه تغییرات و روندها است؛ به همین دلیل بطور جداگانه این روش قابل کاربرد است. مقدار تخمین d از طریق این روش ۰/۴۰ بدست آمده است. در رابطه با محاسبهٔ تخمین ها در نرم افزار OX باید اضافه کرد برای اینکه معادله ای توسط یکی از الگوریتم های تخمین محاسبه شود، در ابتدا نیاز به مقادیر شروع[2] است. نرم افزار OX مقدار اولیه برای محاسبه پارامتر d را بطور منفرد از طریق روش لگاریتم دوره نگاشت محاسبه می‌نماید .

با توجه به نتایج حاصل از تخمین مدل در جدول، مشاهده می‌شود که پارامتر حافظه در فاصله $0.20<d<0.44$ قرار دارد. پس باتوجه به اینکه $0<d<0.5$ و تعریف اول از فرایندهای حافظه بلند مدت، می‌توان نتیجه گرفت که فرضیه مربوط به وجود حافظه بلندمدت در سری‌زمانی تورم ایران درست است. بنابراین فرایند نویز سیاه بر سری تورم ایران حاکم بوده و در نتیجه اگر شوکی بر سری تورم وارد شود، درجاتی از اثرات این شوک تا زمانهای طولانی باقی خواهد ماند.

آزمون LM-ARCH

بعد از اینکه معادله میانگین تصریح شد، باید ناهمسانی واریانس مقادیر باقیمانده بررسی شود.

---

1. Log- Periodogram
2. Starting value

جدول شماره (۴) آزمون LM-ARCH را بر روی مقادیر باقی ماندهٔ حاصل از تخمین روش حداکثر راستنمایی بر مدل ARFIMA (12,d,12) نشان می‌دهد.

جدول شماره ۴

ARCH Test:

F-statistic	26.21762	Probability	0.000001
Obs*R-squared	23.07779	Probability	0.000002

با توجه به اینکه فرضیه صفر در آزمونARCH نشان‌دهندهٔ این موضوع است که سری دارای روند ARCH می‌باشد، می‌توان مشاهده نمود که مقادیر این آماره در ناحیهٔ بحرانی قرار گرفته است؛ بنابراین اثراتی از ناهمسانی واریانس مشهود است در نتیجه می‌توان از مدل‌های خانواده GARCH برای شناسایی روند های غیر خطی در واریانس استفاده نمود.

برازش مدل‌های GARCH

چندین مدل از خانواده مدل‌های خود رگرسیون ناهمسان واریانس تخمین زده شد. در بعضی آنها، مدل‌ها یا ضرایب معنی‌دار نبودند یا مدل تمامی اثرات راتوضیح نمی‌داد و یا مقادیر پسماند دارای توزیع نرمال نبودند. تنها مدلی که بهترین برازش از جملات باقیمانده را ارائه می‌داد؛ مدل مؤلفه‌ای و نامتقارن[1] GARCH است که در زیر مشاهده می‌کنیم. همچنین این مدل تمامی اجزای لازم برای تحلیل عدم اطمینان را دارا است. نتایج این مدل در جدول زیر نمایش داده شده است.

[1]. Acymptotic Component GARCH

Q = C(2) + C(3)*(Q(-1) - C(2)) + C(4)*(RESID(-1)^2 - GARCH(-1))
GARCH = Q + (C(5) +-0.3702*(RESID(-1)<0))*(RESID(-1)^2 - Q(-1)) +
C(7)*(GARCH(-1) - Q(-1))

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
	Variance Equation			
C(2)	0.107786	0.030050	3.586879	0.0003
C(3)	0.844089	0.060681	13.91031	0.0000
C(4)	0.193951	0.064479	3.007974	0.0026
C(5)	0.103437	0.032972	3.137091	0.0017
C(6)	-0.370296	0.086267	-4.292429	0.0000
C(7)	1.025867	0.003745	273.9533	0.0000
R-squared	-0.004619	Mean dependent var		0.010038
Adjusted R-squared	-0.039664	S.D. dependent var		0.481997
S.E. of regression	0.491463	Akaike info criterion		1.099655
Sum squared resid	41.54415	Schwarz criterion		1.224301
Log likelihood	-91.41909	Durbin-Watson stat		1.897524

برای بررسی پایداری جزء بلندمدت باید ضریب C(3) مورد توجه قرار گیرد همانطور که از جدول نتایج مشاهده می‌شود، مقدار عددی این ضریب 0.844 است، در نتیجه سرعت همگرایی واریانس بلند مدت به وضعیت پایداری (Seady state) به نسبت آهسته است؛ یعنی اگر بر اثر شوکی گذرا، واریانس بلند مدت از مقدار متوسط خود منحرف شود، تقریباً آهسته به میانگین همگرا خواهد شد.

اکنون به بررسی یکی از مهمترین نظریات در مورد تورم می‌پردازیم. برخی از صاحبنظران در زمینه تورم معتقدند که شوک های تورم مثبت و منفی دارای اثرات یکسان بر عدم اطمینان تورمی نیست. برای آزمون این فرضیه جزء آستانه‌ای را وارد مدل نموده‌ایم در این مدل مؤلفه‌ای اثرات نا متقارن به عنوان ضریب c(6) وارد شده است؛ بطوریکه در معادله واریانس گذرا اگر شوک وارده منفی باشد ($\varepsilon_{t-1}<0$)، آنگاه متغیر مجازی داخل مدل resid

عدد یک را به خود گرفته و در صورت وجود شوک‌های مثبت (ε_{t-1}>0)، متغیر مجازی عدد صفر را به خود می‌گیرد. ضریب این متغیر مجازی در اینجا بطور معنی‌داری از صفر متمایز است و مقدار عددی این پارامتر آستانه‌ای 0.370296- است که نشان می‌دهد شوک‌های تورمی مثبت ومنفی با بزرگی یکسان، اثرات متفاوتی را بر روی عدم اطمینان تورمی خواهد گذاشت، بنابراین بحث عدم تقارن پذیرفته می‌شود.

در ادامه به تحلیل جزءگذرا می‌پردازیم. برای آزمون اینکه آیا اجزای گذرای معادله معنی‌دار است یا نه با استفاده از آماره والد، قید c(5) +0.5 c(6) +c(7)=0 مورد آزمون قرار می‌گیرد. باید اضافه کرد که وزن ۰/۵ برای ضریب c(6) به دلیل لحاظ کردن جزء نامتقارن است. با توجه به این نتایج، نتیجه گرفته می‌شود که مدل دارای اثرات گذرا در واریانس است، به عبارت دیگر، عدم اطمینان در کوتاه مدت تغییرات شدیدی داشته است.

برای کامل شدن بحث می‌خواهیم ببینیم که آیا این سری عدم اطمینان دارای روند است؛ یعنی آیا در این مدل C GARCH درجاتی از انباشتگی مشاهده می‌شود یا نه ؟ برای بررسی ریشه واحد بودن سری عدم اطمینان، کافی است تا با استفاده از آزمون والد قید C(7) –C(4)=۱ در مدل مذکور آزمون شود.

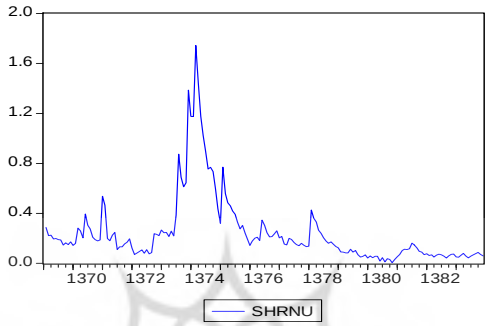
با توجه به رد فرضیه انباشته بودن، بطور ضمنی می‌توان چنین فرض کرد که سری عدم اطمینان تورمی ایران مانا است. البته بررسی دقیق‌تر این موضوع نیاز به برازش مدلی نظیر FIGARCH دارد. ولی با توجه به نتایج بدست آمده بطور ضمنی نتیجه گرفتیم که سری تورم مانا بوده و تحقیق بیشتر در این زمینه را به آینده واگذار می‌نماییم.

ایجاد سری عدم اطمینان اسمی(تورمی) برای اقتصاد ایران

همانطور که گفته شد هدف اصلی در اینجا بررسی رابطه تورم و عدم اطمینان تورمی است برای این کار، مدل واریانس ناهمسان شرطی مؤلفه‌ای نامتقارن را برازش نمودیم:

```
Q =0.1077 +0.844*(Q(-1) -0.1077) +0.1939*(RESID(-1)^2 - GARCH(-1))
GARCH = Q + (0.103+-0.37*(RESID(-1)<0))*(RESID(-1)^2 -Q(-1))
          +  1.026 *(GARCH(-1) - Q(-1))
```

این مدل سری عدم اطمینان زیر را برای ما ایجاد نمود. پس داده‌های این سری از این به بعد نماینده‌ای از عدم اطمینان تورمی اقتصاد ایران است. همانطور که مشاهده می‌شود در سالهای ۷۳و۷۴ عدم اطمینان تورمی به علت سیاستهای تعدیل گسترش یافته بود:



نمودار ۲. عدم اطمینان اسمی (تورمی) برای ایران

آزمون علیت گرنجر

در این بخش مهمترین نتیجه گیری در مورد رابطه تورم و عدم اطمینان تورمی بررسی خواهد شد. موضوع اصلی این است که جهت علیت از سوی کدام متغیر است؛ یعنی کدامیک از دو متغیر مورد نظر، باعث تغییرات دیگری می‌شود. برای بررسی این موضوع آزمون علّیت انجام می‌شود. نتایج آزمون علیت گرنجر در جدول زیر نشان داده شده است؛

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLCPI does not Granger Cause SHRNU	177	59.3602	2.5E-20
SHRNU does not Granger Cause DLCPI		3.74184	0.02566

این جدول نشان می‌دهد که جهت علیت دو طرفه است؛ یعنی در اقتصاد ایران هم تورم باعث عدم اطمینان می‌شود و هم عدم اطمینان بر تورم مؤثر است. پس در دورهٔ مورد

بررسی، فرضیه سوم مبنی بر اینکه در اقتصاد ایران تورم باعث عدم اطمینان شود را نمی توان رد کرد ؛ ولی باید اضافه نمود که در دوره مورد بررسی، تورم و عدم اطمینان تورمی رابطه دو طرفه دارند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

کمّی نمودن عدم اطمینان و بررسی رابطه این عدم اطمینان با تغییرات تورم، هدف اصلی در این پژوهش است. برای این هدف سری تورم حاصل از شاخص cpi را مورد استفاده قرار دادیم. در ابتدا برای اینکه تمامی آثار قابل پیش بینی را از سری تورم کسر نماییم، از مدل بندی سری های زمانی استفاده کردیم. برای تعیین این مدل در وهله اول، چند آزمون انجام دادیم تا نشان دهیم که تورم در اقتصاد ایران، نه مانا است و نه دارای ریشه واحد است. از این آزمونها نتیجه گرفتیم که درجه انباشتگی باید بین صفر و یک باشد. پس فرضیه حافظه‌دار بودن سری تورم را مطرح و بررسی نمودیم .

آزمون فرضیه حافظه بلند مدت در سری تورم ایران ،از طریق چهار روش تخمین، انجام شد. هر چهار روش (لگاریتم دوره نگاشت، حداکثر راستنمایی، حداقل مربعات غیر خطی و حداکثر راستنمایی تعدیل شده) نشان دادند که سری تورم دارای درجه انباشتگی حدود ۰/۴ است. با استفاده از آماره والد نیز این نتیجه تأیید شد. بطور کلی نتیجه گرفته شد که سری تورم اقتصاد ایران دارای حافظه بلند مدت (همبستگی بلند مدت) است و آثار هر تکانه بر این سری تا دوره‌های طولانی باقی می‌ماند.

برای بررسی اینکه در اقتصاد ایران عدم اطمینان در طی زمان در حال تغییر است ، آزمون LM-ARCH بر روی مقادیر پسماند حاصل از مدل ARFIMA (به عنوان معادله میانگین) انجام شد. نتایج نشان دادند که سری تورم دارای روند ARCH است و نتیجه گرفته شد که در طول زمان عدم اطمینان تورمی در حال تغییر است. برای بررسی بیشتر و تولید سری عدم اطمینان چندین مدل ناهمسانی واریانس برازش شد. نتایج نشان دادند که مدل مؤلفه‌ای نامتقارن GARCH به عنوان بهترین مدل برازش برای این داده‌ها است. در تجزیه و تحلیل این مدل دو نکته حائز اهمیت است: اول اینکه، اگر شوکی به تورم وارد شود

باعث خواهد شد که عدم اطمینان از مقدار میانگین بلند مدت خود فاصله بگیرد. نکته بعدی در رابطه با پاسخهای نامتقارن عدم‌اطمینان به شوک‌های منفی و مثبت است. در مدل برازش شده ضریب متغیر مجازی مقدار منفی به خود گرفت، که این نکته نشان‌دهندهٔ آن است که مقادیر شوک‌های مثبت، عدم اطمینان به مراتب بیشتری را در مقایسه با شوک‌های منفی ایجاد می‌کنند.

در سالهای اخیر افزایش در آمدهای نفتی بطور بالقوه دولت را ترغیب به افزایش مخارج کرده و از طرف دیگر، این امر باعث افزایش پایه پولی می‌شود که همه اینها سبب افزایش تورم خواهد شد. حال از آنجایی که به آثار این امر بر تورم و هزینه‌های آن واقف هستیم هرچه سریع‌تر باید به این روند نابسامان پایان داد.

در این پژوهش، عدم اطمینان تورمی (اسمی) با استفاده از داده های ماهانه بدست آمد و به دلیل عدم وجود سری‌زمانی ماهانه در مورد فعالیتهای اقتصاد، رابطه بین عدم اطمینان و عملکرد اقتصادی بررسی نشد. پژوهشگرانی که تمایل به تحقیق در زمینه عدم اطمینان دارند ، می‌توانند با در نظر گرفتن جانشینی برای این فعالیتها و عملکرد اقتصادی (مثل تعداد پروانه‌های صادره برای ساخت و ساز و کارخانجات ...) به بررسی این متغیرها بپردازند.

همانطور که مشاهده شد در این تحقیق وجود حافظه بلندمدت در گشتاور اول (میانگین) بررسی شد در سالهای اخیر گروهی از اقتصادسنجها نشان دادند که این احتمال وجود دارد که انباشتگی بلند مدت سری تماماً در گشتاور اول ظاهر نشود و به همین دلیل باید وجود حافظه در گشتاورهای دوم (واریانس) نیز بررسی شود. در این مقاله به این موضوع پرداخته نشد و بررسی حافظه بلند مدت در سری عدم اطمینان (FIGARCH) به تحقیقات بعدی واگذار شده است.

پی‌نوشتها:

۱. شاکری، عباس. ***ماهیت تورم در اقتصاد ایران***. تهران: دانشگاه شهید بهشتی، ۱۳۷۸.

۲. مروت، حبیب. ***آزمون روند آشوبی در شاخص سهام بورس تهران***. تهران: دانشگاه علامه طباطبایی، ۱۳۸۳.

۳. خلیلی عراقی، منصور و سوری، علی. ***راهنمای نوین اقتصاد کلان***. نشر برادران، (۱۳۸۳).

۴. ابریشمی، حمید. ***اقتصادسنجی کاربردی***. تهران: انتشارات دانشگاه تهران، ۱۳۸۱.

۵. نوفرستی، محمد. ***ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی***، نشر مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، ۱۳۷۸.

۶. مجموعه مقالات اولین همایش معرفی و کاربر مدل‌های غیر خطی پویا و محاسباتی در اقتصاد. مرکز تحقیقات اقتصاد ایران، (۱۳۸۱).

۷. پاشا، عین اله. ***فرایندهای تصادفی***. تهران: انتشارات مرکز نشر دانشگاهی، ۱۳۷۷.

8. Schelter, B., Winter Halder, M. and Timmer, J. ***A Handbook of Time-Series Analysis, Signal Processing and Dynamics***. Axademic Press., 2006.

9. Beran, J. "Maximum Likelihood Estimation of the Differencing Parameter for Invertible Short- and Long-Memory ARIMA Models"., ***Journal of the Royal Statistical Society*** *B*57, No. 4, (1995): 659 – 672.

10. Baillie, R. T. and Bollerslev. "Prediction in Dynamic Models with Time Dependent Conditional Variance"., ***Journal of Econometric***, No. 52, (1992).

11. Ball, L. "Why Does High Inflation Raise Inflation Uncertainty?"., ***Journal of Monetary Economics***, (1992).

12. Bollerslev, T. "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity"., ***Journal of Econometric***, (1986).

13. Conrad, Christian. "Dual Long Memory in Inflation Dynamics Across Contries of Euro Area and the Link between Inflation Uncertainty and Macroeconomic Performance"., ***Studies in Non Linear Dynamics & Econometrics***, Vol. 9, Issue 4, (2005).

14. Davidson, J. "When is a Time Series 1(0)? Evaluating theMemory Properties of Nonlinear Dynamic Models"., ***WorkingPaper, Cardif Business School***, (2000).

15. Dan Vlad Metes, ***Visual, Unit Root and Stationarity Tests and Their Power and Accuracy***. University of Alberta., 2005.

16. Phillips, P. C. B. and Perron, P. "Testing for a Unit Root in Time Series Regression"., ***Biometrika***, No. 75, (1988):335-346.

17. Evans, M. "Discovering the Link between Inflation Rate and Inflation Uncertainty"., ***Journal of Money,Credit and Banking***, (1991).

18. Fischer, S. "Towards an Understanding of the Costs of Inflation"., ***Working Paper***, Econpaper, (1991).

19. "Eviews 5.0 User's Guide". ***Quantitative Micro Software***, (1994-2004).

20. Engle, R. F. "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of U. K. Inflation"., ***Econometrica***, No. 50, (1982): 987-1008.

21. Edgar, Peters. ***Fractal Market Analysis***. John Wiley and Sons, New York., 1994.

22. Greene, William H. "Econometric Analysis 5th ed"., Prentice Hall., 2003.

23. Golob, J. Does Inflation Uncertainty Increase with Inflation? Federal Reserve Bank of Kansas City, 1994.

24. Geweke, J. and Porter-Hudak, S. "The estimation and Application of Long Memory Time Series Models"., ***Journal of Time Series Analysis***, No. 4, (1983): 221-238.

25. Mauro, Coli. Fontanella. "Parametric Estimation for ARFIMA Models Via Spectral Methods"., ***Statistical Methods and Applications***, Vol.4, (2005).

26. Hobijn. Bart, Philip Hans Franses, and Marius Ooms. "Generalizations of the KPSS-test for Stationarity"., ***Econometric Institute Report***, No. 9802/A, (1998).

27. Pilar Grau-Carles, "Tests of Long Memory, a Bootstrap Approach"., ***Computational Economics***, Vol. 25, No. 1-2, (2000).

28. Robinson, P. "Log-Periodogram Regression of Time Series with Long-Range Dependence"., ***Annals of Statistics***, No. 23, (1995): 1048 -1072.

29. R. T. Baillie. "Long Memory Processes and Fractional Integration in Econometrics"., ***Journal of Econometrics***, 73 5{59, (1996).

30. Sibbertsen, Philipp. "Long Memory Versus Structural Breaks"., ***Statistical Papers***, No. 45, (2004): 465-515.

31. Stock, J. H. "Unit Roots and Trend Breaks"., In R. F. England D. Me Fadden (eds) ***Handbook of Econometrics***, (1994).

32. S. R. C. Lopes/ V. A. Reisen. "A Comparison of Estimation Methods in Non-Stationary ARFIMA Processes"., ***Journal of Statistical Computation & Simulation***, (2004).

33. Livia De Giovanni. "A Non Linear Wavelet Based Estimator for Long Memory Processes"., ***Statistical Methods & Applications***, No.13, (2004).

34. D. Bond, M.J.Harison. "Testing For Long Memory and Non Linear Time Series"., ***A Demand For Money Study***, (2006).

35. Wilfred0 Palma. "Long-Memory Time Series"., ***Theory And Methods***, W Palma (Wiley, 2007).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی