

تورم، نااطمینانی تورمی و پراکندگی قیمت‌های نسبی در ایران

تاریخ دریافت: ۹۲/۰۹/۲۵

تاریخ تأیید: ۹۳/۰۲/۱۳

بیژن صفوی^۱

استادیار اقتصاد دانشگاه آزاد واحد تهران جنوب

مهسان محمد علیزاده^۲

کارشناس ارشد علوم اقتصادی

چکیده

در مقاله حاضر با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی به بررسی رابطه تورم و نااطمینانی تورمی با پراکندگی قیمت‌های نسبی در ایران با استفاده از اطلاعات ماهانه طی دوره ۱۳۷۰-۱۳۹۱ می‌پردازیم. در این راستا از تکنیک GARCH به منظور مدل‌سازی و محاسبه متغیر نااطمینانی تورمی استفاده شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهند که افزایش نااطمینانی تورمی باعث افزایش پراکندگی قیمت‌های نسبی می‌شود. همچنین تورم غیرمنتظره فارغ از مثبت و منفی بودن، پراکندگی قیمت‌های نسبی را به مقدار قابل توجهی افزایش می‌دهد ولی تجزیه تورم غیرمنتظره به دو جزء مثبت و منفی و در نظر گرفتن آن‌ها در معادله نشان داد که هر دو جزء در سطح بالایی معنادار می‌باشند و نمی‌توان برای تورم غیرمنتظره مثبت و منفی اثر متقارن در نظر گرفت. بنگاه‌ها در برابر تورم غیرمنتظره مثبت قیمت‌های خود را به تناوب در پاسخ به شوک‌های تورمی تغییر می‌دهند و در نتیجه قیمت‌ها جهت رسیدن به تعادل به شدت نوسان می‌یابند، از این رو تورم غیرمنتظره مثبت باعث افزایش پراکندگی قیمت‌های نسبی می‌شود. از طرف دیگر، بنگاه‌ها در برابر تورم غیرمنتظره منفی انگیزه‌ای برای تغییر قیمت کالاها ندارند، از این رو تورم غیرمنتظره منفی پراکندگی قیمت‌های نسبی را کاهش می‌دهد. همچنین طبق نتایج به دست آمده ضرایب متغیر تورم از نظر آماری در سطح بالایی معنادار می‌باشند و این بدان معناست که این متغیر، پراکندگی قیمت‌های نسبی را به طور قابل توجهی افزایش می‌دهد.

واژگان کلیدی: تورم، نااطمینانی تورمی، پراکندگی قیمت‌های نسبی، مدل واریانس ناهمسانی شرطی

خودرگرسیو تعمیم‌یافته، روش حداقل مربعات معمولی

طبقه‌بندی موضوعی: B22, E31, E60

مقدمه

تورم^۳ یکی از پدیده‌های مضر در اقتصاد است که اکثر کشورهای جهان به خصوص

1. Email: bijan.safavi@gmail.com

2. Email: m.alizadeh1390@yahoo.com

3. Inflation

«نویسنده مسئول»

کشورهای در حال توسعه در مقطعی با آن دست به گریبان بوده‌اند. تورم در ایران نیز که ریشه در سال‌های اولیه دهه ۱۳۵۰ دارد، در سال‌های اخیر با نرخ فزاینده‌ای رو به افزایش بوده و به تدریج به یکی از مهم‌ترین معضلات اقتصادی کشور مبدل شده است.

یکی از مهم‌ترین آثار زیانبار تورم، ایجاد نااطمینانی تورمی^۱ ناشی از آن است. عدم اطمینان در مورد سطح تورم آینده بر روی تصمیمات عاملین اقتصادی تأثیرگذار بوده و تصمیمات مربوط به پس‌انداز، مصرف، سرمایه‌گذاری و ... آن‌ها را با انحراف مواجه می‌سازد. نااطمینانی تورمی را به طور کامل نمی‌توان از بین برد ولی این امکان وجود دارد که هزینه‌های ناشی از نااطمینانی تورمی را بتوان از طریق اجرای سیاست‌های تثبیت قیمت حداقل کرد.

در مطالعات تجربی اخیر سعی بر این بوده است که نااطمینانی تورمی و یا پراکندگی قیمت‌ها نماینده‌ای باشند که وضعیت بی‌ثباتی کلان اقتصادی را نشان می‌دهند. در این مقاله به منظور یافتن جانشینی مناسب برای نااطمینانی تورمی، از مدل‌سازی واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو تعمیم‌یافته (GARCH)^۲ برای سری تورم استفاده شده است. همچنین مجموع مجذور انحراف تورم اجزا از تورم کل، شاخصی برای پراکندگی یا انتشار نسبی قیمت‌ها^۳ به دست می‌دهد که به نوعی شاخص بی‌ثباتی اقتصادی می‌باشد.

از این رو با توجه به مطالب ذکر شده، در این مقاله ابتدا معیاری مناسب برای نااطمینانی تورمی و پراکندگی قیمت‌های نسبی معرفی می‌شود، سپس این موضوع مورد آزمون قرار می‌گیرد که آیا با افزایش تورم و نااطمینانی تورمی، پراکندگی قیمت‌های نسبی نیز افزایش می‌یابد؟

مروری بر ادبیات موضوع

تورم وضعیتی است که سطح عمومی قیمت‌ها، به طور مداوم و به مرور زمان افزایش می‌یابد. نکته حائز اهمیت در تعریف تورم عنصر زمان و تداوم افزایش سطح عمومی قیمت‌هاست. بدین معنا که قیمت‌ها باید به صورت مداوم در طی زمان افزایش داشته باشند.

نااطمینانی به شرایطی اطلاق می‌شود که در آن شرایط، پیشامدهای ممکن که در آینده به وقوع می‌پیوندد قابل شناسایی نباشند و یا اگر این پیشامدها قابل شناسایی باشند احتمال‌های مربوط به وقوع این پیشامدها قابل دسترسی نباشند و اگر هر یک از این موارد واقع شود فضای نااطمینانی در تصمیم‌گیری‌ها شکل می‌گیرد.

1. Inflationary Uncertainty

2. Generalized Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity

3. Relative Price Dispersion

نااطمینانی در مورد تورم در آینده منجر به انحراف تصمیمات مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان در زمینه پس‌انداز، مصرف و سرمایه‌گذاری می‌شود. این انحرافات، اثرات نامناسبی بر کارایی تخصیص منابع و سطح فعالیت واقعی اقتصاد خواهد گذاشت. وجود نااطمینانی تورم، هزینه‌های عاملان اقتصادی را دوچندان می‌کند، زیرا بخشی از منابع آن‌ها صرف پیش‌بینی تورم آتی در شرایط وجود نااطمینانی در بازار خواهد شد و در واقع سود یا زیان بنگاه‌های تولیدی و خدماتی را تحت تأثیر قرار خواهد داد (پیرایی و دادور، ۱۳۹۰).

گالوب^۱ معتقد است، نااطمینانی تورمی یکی از مهم‌ترین هزینه‌های تورم محسوب می‌شود و نااطمینانی تورمی همانند ابری بر تصمیمات عاملین اقتصادی سایه افکنده و رفاه آن‌ها را کاهش می‌دهد، زیرا آن‌ها در شرایط اطمینان می‌توانند بهتر تصمیم‌گیری نمایند.

از این رو به دلیل وجود همین رابطه بین نااطمینانی تورمی با فعالیت‌های حقیقی اقتصادی به اهمیت و ضرورت تحلیل این متغیر و بررسی تأثیر آن بر متغیرهای دیگر پی می‌بریم.

دو منبع عمده وجود دارد که باعث به وجود آمدن نااطمینانی تورمی می‌شود. این منابع به ترتیب یکی به ناهمسانی واریانس جملات اخلاص و دیگری به تغییرات ناشناخته و ناخواسته در نوع رژیم تورمی مربوط می‌شود. ناهمسانی واریانس‌های جملات اخلاص تأثیر شوک‌های وارد بر مدل‌ها و فرآیندهای تورمی را در خود دارد. به عبارت دیگر می‌توان گفت که نماینده شوک‌های وارد بر روند تورمی است. این تأثیرها و شوک‌ها با استفاده از واریانس شرطی تورمی قابل اندازه‌گیری است. منبع دوم که از آن به عنوان تغییر در نوع رژیم تورمی، نااطمینانی بلندمدت و یا تغییر ضرایب مدل رگرسیونی فرآیند تورم نیز یاد می‌شود، حاصل تغییرات در رفتار بخش خصوصی، سیاست‌های اقتصادی و یا رفتار نهادها و سازمان‌های دولتی است که موجب تغییرات بنیادی و تغییر در ضرایب مدل رگرسیون فرآیند تورم می‌شود. طبق فرض انتظارات عقلایی وقتی که ساختار اقتصادی امکان تغییر داشته باشد، ضرایب موجود در مدل‌های رگرسیونی نیز نسبت به زمان متغیر خواهند بود. عاملین اقتصادی^۲ در مورد تغییرات رژیم‌های سیاستی یاد خواهند گرفت و مطابق اطلاعات جدیدشان اگر تغییر و انتقال در سیاست‌ها وجود داشته باشد رفتارها و تصمیمات خودشان را طبق همین اطلاعات جدید پایه‌ریزی خواهند کرد (فرزین‌وش و عباسی، ۱۳۸۴).

1. Golob

2. Economic Agents

تورم اغلب به عنوان مقیاسی برای بیان وضعیت کلی کلان اقتصادی می‌تواند در نظر گرفته شود، از طرفی نوسانات و انحراف اجزای غیرقابل پیش‌بینی آن می‌تواند به عنوان شاخص بی‌ثباتی و نااطمینانی وضعیت کلان اقتصاد مدنظر قرار گیرد. روش‌هایی که به طور گسترده برای کمی کردن وضعیت بی‌ثباتی کلان اقتصادی و تقریب آن مورد استفاده قرار می‌گیرد، در نهایت منجر به یافتن مقیاسی برای اندازه‌گیری نااطمینانی تورمی و جایگزینی آن به عنوان متغیر توصیف‌کننده وضعیت بی‌ثبات کلان اقتصادی است. با توجه به آنچه ذکر شد، نااطمینانی تورمی به عنوان واریانس خطای پیش‌بینی تورم تعریف شده و با الگوهای اقتصادسنجی برآورد می‌گردد (کرباسی و پیری، ۱۳۸۷). بنابراین واریانس خطای پیش‌بینی تورم را می‌توان به عنوان معیاری برای اندازه‌گیری نااطمینانی تورمی در نظر گرفت. برای محاسبه واریانس خطای پیش‌بینی تورم دو رویکرد عمده وجود دارد.

یکی شاخص‌هایی که از طریق تحقیقات میدانی به دست می‌آیند مانند شاخص لیوینگستون^۱. این شاخص به این صورت به دست می‌آید که افراد پیش‌بینی‌های مختلفی در مورد تورم انجام می‌دهند و از این پیش‌بینی‌ها برای سنجش میزان تورم و در نهایت به دست آوردن میزان نااطمینانی تورمی استفاده می‌شود.

واچتل و کارلسون^۲ (۱۹۷۷) و همچنین کیوکرمین و واچتل^۳ (۱۹۷۹) واریانس پیش‌بینی تورم را به عنوان معیاری برای نااطمینانی در نظر گرفته‌اند، این واریانس از مدل انتظارات تورمی که برحسب شاخص لیوینگستون مورد برآورد قرار گرفته به دست آمده است.

روش دوم استفاده از روش‌های آماری و اقتصادسنجی برای به دست آوردن جانشین مناسبی برای متغیر نااطمینانی تورمی می‌باشد، به این صورت که به مدل‌سازی معادله پیش‌بینی‌کننده تورم پرداخته و سپس از باقیمانده‌های این معادله برای مدل‌سازی واریانس خطاهای پیش‌بینی تورم استفاده می‌شود. مهم‌ترین موضوع در این روش، انتخاب مدلی مناسب برای پیش‌بینی تورم است.

اوکان^۴ (۱۹۷۱) اولین محققى بود که ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی را مورد بررسی قرار داده است، وی در تحقیقات خود نوسانات تورمی را به عنوان جانشین نااطمینانی تورمی در

1. Livingston
2. Wachtel & Carlson
3. Cukierman & Wachtel
4. Okun

نظر گرفته است. در پژوهش‌های نخستین از تغییرات غیرشرطی برای محاسبه ناطمینانی تورمی استفاده می‌شده است. به عنوان نمونه فیشر (۱۹۸۱) انحراف معیار متحرک تورم را به عنوان شاخص ناطمینانی تورمی استفاده کرده است. در سال ۱۹۸۲ با ارائه مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو (ARCH) توسط انگل^۱ و بعد از آن در سال ۱۹۸۶ با معرفی مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو تعمیم‌یافته (GARCH) توسط بولرسلف^۲ شاخص مناسبی برای ناطمینانی تورمی به دست آمد.

فریدمن^۳ (۱۹۷۷) در سخنرانی خود برای دریافت جایزه نوبل استدلال می‌کند که نرخ تورم بالاتر منجر به ناطمینانی بیشتر تورم می‌شود. وی همچنین معتقد است که پراکندگی قیمت‌های نسبی به طور مستقیم از طریق تورم سبب تخصیص نامطلوب منابع شده و رفاه جامعه را کاهش می‌دهد.

کیوکرمن و ملترز^۴ (۱۹۸۶) معتقدند که ناطمینانی تورمی علت تورم است و معلول آن نیست، یعنی با افزایش (کاهش) ناطمینانی تورمی، تورم در جامعه افزایش (کاهش) می‌یابد. بر اساس این دیدگاه وقتی که ناطمینانی تورمی در سطح بالایی قرار دارد، سیاستمداران می‌دانند که فعالیت‌های اقتصادی کاهش می‌یابد، لذا اعمال سیاست‌های انبساطی را در پیش می‌گیرند. در نتیجه اعمال سیاست‌های انبساطی، سطح عمومی قیمت‌ها افزایش پیدا می‌کند و به این ترتیب، ناطمینانی تورمی علت تورم در جامعه می‌شود.

بال^۵ (۱۹۹۲) معتقد است که اگر تورم جاری پایین باشد، بنگاه‌ها بر این تصورند که مقامات پولی هدف دستیابی به نرخ‌های تورم پایین را دارند، بنابراین ناطمینانی تورمی در سطح پایینی خواهد بود. حال اگر یک شوک غیرمنتظره نرخ تورم را افزایش دهد یک حالت ناطمینانی در ارتباط با سیاست پولی آتی به وجود می‌آید که سبب افزایش ناطمینانی تورمی در نرخ‌های بالاتر می‌گردد. هلند^۶ (۱۹۹۳) برخلاف بال حالتی را در نظر می‌گیرد که بنگاه‌ها در مورد سطوح قیمت ناشی از یک تغییر مشخص در حجم پول، ناطمینان هستند. ناطمینانی تورمی در مدل وی به واریانس شوک‌های پولی و غیرپولی وابسته است. این حالت منجر می‌شود که ناطمینانی تورمی در نرخ‌های تورم انتظاری بالاتر افزایش یابد.

-
1. Engle
 2. Bollerslev
 3. Friedman
 4. Cukierman & Meltzer
 5. Ball
 6. Holland

گریب و پری^۱ (۱۹۹۶) با استفاده از داده‌های ماهانه شاخص قیمت تولیدکننده امریکا یک شاخص پراکندگی قیمت نسبی غیر وزنی به دست آوردند و با استفاده از مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو تعمیم‌یافته (GARCH) نااطمینانی تورمی را برآورد کرده‌اند. آن‌ها اثر نااطمینانی تورمی را بر روی پراکندگی قیمت‌های نسبی در سیستم تک معادله بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که نااطمینانی تورمی تأثیر معناداری بر پراکندگی قیمت‌های نسبی دارد. همچنین گریب و پری (۱۹۹۸) روابط بین تورم و نااطمینانی تورمی را در کشورهای گروه هفت طی سال‌های ۱۹۹۳-۱۹۱۸ بررسی نموده‌اند. آن‌ها با استفاده از تکنیک GARCH نااطمینانی تورمی را برآورد کرده‌اند و به کمک آزمون گرنجر به بررسی علیت بین تورم و نااطمینانی تورمی پرداخته‌اند و به این نتیجه رسیده‌اند که تورم تأثیر مثبت و معناداری بر نااطمینانی تورمی دارد، اما افزایش نااطمینانی تورمی تأثیر منفی بر تورم دارد. وایتک^۲ (۲۰۰۲) با استفاده از داده‌های ماهانه شاخص قیمت تولید صنعتی کانادا به این نتیجه رسید که با افزایش تورم و نااطمینانی تورمی، پراکندگی قیمت‌های نسبی نیز افزایش می‌یابد.

تشکینی (۱۳۸۴) با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۶۹-۱۳۸۳ به بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورمی در اقتصاد ایران پرداخته است. به منظور یافتن جانشینی مناسب برای نااطمینانی تورمی از مدل GARCH (1,1) استفاده نمود و از طریق آزمون علیت گرنجر نشان داد که افزایش تورم منجر به نااطمینانی تورمی خواهد شد ولی رابطه معکوس صادق نیست.

فرزین‌وش و عباسی (۱۳۸۴) نااطمینانی تورمی کوتاه‌مدت را از طریق مدل‌های GARCH و نااطمینانی تورمی بلندمدت را از طریق مدل حالت - فضا محاسبه کرده‌اند. آن‌ها به این نتیجه رسیده‌اند که رابطه بین تورم و نااطمینانی تورمی در ایران در کوتاه‌مدت رابطه مثبت بوده اما در بلندمدت هیچ رابطه‌ای با هم ندارند. همچنین در کوتاه‌مدت شوک‌های تورمی منفی کمتر از شوک‌های تورمی مثبت بر روی نااطمینانی تأثیر داشته است، یعنی حالت عدم تقارن را به دست آورده‌اند.

ابراهیمی و سوری (۱۳۸۵) با استفاده از مدل‌های GARCH به برآورد نااطمینانی تورمی پرداخته‌اند. آن‌ها با استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره ۱۳۴۷-۱۳۸۳ نشان داده‌اند که نااطمینانی تورمی طی این دوره وجود داشته است، همچنین به رابطه دوطرفه‌ای بین تورم و

1. Grier & Perry
2. Vitek

نااطمینانی تورمی رسیده‌اند و در نهایت دریافته‌اند که بازخوردی بین تورم و نااطمینانی تورمی وجود دارد که طبق آن افزایش تورم با تأخیر یک دوره‌ای به افزایش تورم و با تأخیر دو دوره‌ای موجب افزایش نااطمینانی تورمی می‌شود و از طرف دیگر نیز نااطمینانی تورمی به تورم بالاتر و نااطمینانی بالاتر می‌انجامد.

محمدی و طالب‌لو (۱۳۸۶) با استفاده از داده‌های ماهانه دوره زمانی ۱۳۶۹-۱۳۸۳ به این نتیجه رسیدند که اثرات نامتقارن در شوک‌های تورمی وجود دارد و واکنش تورم در مواجهه با شوک‌های منفی و مثبت به یک اندازه نیست و با استفاده از آزمون علیت گرنجر این نتیجه را اثبات نمودند که جهت علیت دو طرفه است، یعنی هم عدم اطمینان بر تورم اثر می‌گذارد و هم تورم باعث عدم اطمینان می‌شود.

قلی بگلو (۱۳۸۷) پس از برآورد الگوی تورم با استفاده از سری زمانی فصلی سال‌های ۱۳۶۰-۱۳۸۵ به روش GARCH به یک رابطه مثبت بین تورم و واریانس شرطی آن به عنوان شاخص نااطمینانی تورمی رسید و نشان داد در طی دوره مورد مطالعه وی با افزایش نااطمینانی تورمی، پراکندگی قیمت‌های نسبی در بخش‌های مختلف اقتصادی نیز افزایش می‌یابد. طبق یافته‌های او تورم غیرمنتظره فارغ از مثبت و منفی بودن پراکندگی قیمت‌های نسبی را در مقایسه با سایر متغیرهای برونزا به مقدار قابل ملاحظه‌ای افزایش می‌دهد ولی در اقتصاد ایران شوک‌های مثبت و منفی تورم اثر مشابهی بر روی انحراف قیمت‌های نسبی در بخش‌های مختلف اقتصادی نداشته و فرضیه اثر متقارن تورم غیرمنتظره مثبت و منفی را مورد تأیید قرار نمی‌دهد.

دهمرد و صفدری و پورشهبابی (۱۳۸۸) با استفاده از مدل‌های GARCH به مدل‌سازی نااطمینانی تورمی در اقتصاد ایران طی دوره فروردین ۱۳۶۹ تا اسفند ۱۳۸۷ پرداخته‌اند و سپس آثار غیرمتقارن و پایدار شوک‌های تورمی بر نااطمینانی تورمی را بررسی نموده‌اند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان داد که آثار شوک‌ها نامتقارن بوده و شوک‌های قیمتی مثبت بر نااطمینانی تورمی اثر بیشتری نسبت به شوک‌های قیمتی منفی داشته است، البته آثار این شوک‌های قیمتی بر نااطمینانی تورمی دائمی نبوده ولی از درجه پایداری بالایی برخوردار بوده است.

حال با توجه به مطالعات فراوانی که در ارتباط با موضوع تورم و نااطمینانی تورمی صورت گرفته است اهمیت این مقوله در اقتصاد روشن می‌شود، همچنین به این دلیل که تورم در کشور ایران در سال‌های اخیر با نرخ نگران‌کننده‌ای در حال افزایش بوده و به تدریج به مهم‌ترین مشکل اقتصادی کشور تبدیل شده است، در این مقاله نیز سعی شده است به بررسی تأثیری که

تورم، نااطمینانی تورمی و پراکندگی قیمت‌های نسبی در ایران ۱۳۳

تورم و نااطمینانی تورمی بر پراکندگی قیمت‌های نسبی به عنوان نماینده بی‌ثباتی اقتصادی می‌گذارد پرداخته شود، با توجه به نتایج حاصل، اتخاذ سیاست‌هایی در راستای بهبود شرایط اقتصادی کشور از دید کلان ضروری به نظر می‌رسد.

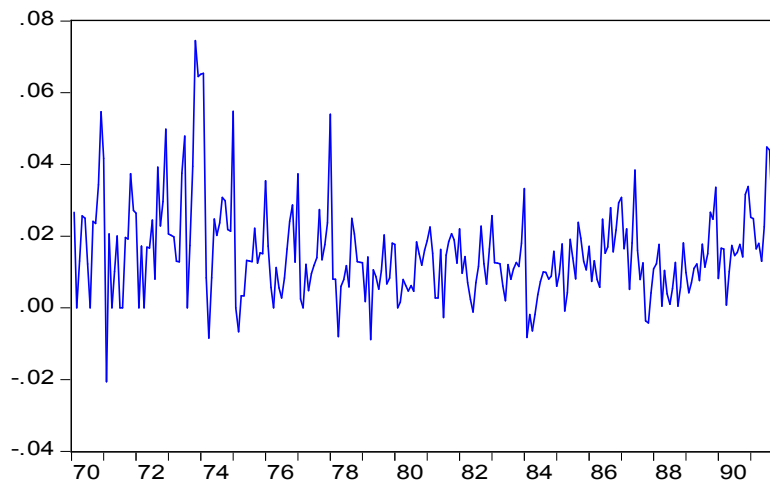
۱- روش‌شناسی، تحلیل داده‌ها و معرفی مدل

در این مقاله از داده‌های ماهانه «شاخص قیمت مصرف‌کننده»^۱ (CPI) برای سال پایه ۱۳۸۳ در بازه زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۱ جهت محاسبه نرخ تورم استفاده شده است. نرخ تورم ماهانه با توجه به آمارهای مذکور، با استفاده از فرمول زیر به دست آمده است:

$$INF_t = D(\log(CPI_t))$$

که در آن INF_t ، تورم در زمان t ؛ و CPI_t ، شاخص قیمت مصرف‌کننده در زمان t است.

INF



نمودار(۱)- نمودار سری تورم شاخص قیمت مصرف‌کننده

حال در این قسمت نرخ تورم ماهانه شاخص قیمت زیر گروه‌های دوازده‌گانه شاخص قیمت مصرف‌کننده شامل: خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها، دخانیات، پوشاک و کفش، مسکن و آب و برق و گاز و سایر سوخت‌ها، اثاث و لوازم و خدمات مورد استفاده در خانه، بهداشت و درمان، حمل و نقل، ارتباطات، تفریح و امور فرهنگی، تحصیل، رستوران و هتل، کالاها و خدمات متفرقه را از فرمول زیر محاسبه می‌کنیم:

1. Consumer Price Index

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

که در آن INF_{it} تورم زیر گروه i در زمان t و CPI_{it} شاخص قیمت زیر گروه i در زمان t است. به منظور تجزیه و تحلیل‌های توصیفی با استفاده از اطلاعات سری زمانی ماهانه دوره ۱۳۷۰-۱۳۹۱ آماره‌های مختلف زیرگروه‌های دوازده‌گانه شاخص قیمت مصرف‌کننده مورد محاسبه قرار گرفته است.

جدول (۱): متوسط تورم در گروه‌های عمده شاخص قیمت مصرف‌کننده در دوره ۱۳۷۰-۱۳۹۱

کالاها و خدمات منفرد	0.014729	0.007178	0.31087	-0.03804	0.031188
رستوران و هتل	0.016894	0.01326	0.081746	-0.01813	0.012998
تحصیل	0.016	0.001369	0.459532	-0.05239	0.048642
تفریح و امور فرهنگی	0.011	0.005427	0.097612	-0.04065	0.019978
ارتباطات	0.009094	0	0.257145	-0.07801	0.033055
حمل و نقل	0.013959	0.009159	0.141671	-0.03663	0.019971
بهداشت و درمان	0.018584	0.013129	0.175891	0	0.018962
ثاق، لوازم و خدمات مورد استفاده در خانه	0.0132	0.008987	0.109859	-0.01519	0.016714
مسکن، آب، برق، گاز و سایر سوختها	0.015158	0.012306	0.066445	-0.00311	0.012405
پوشاک و کفش	0.012915	0.00896	0.083849	-0.00233	0.013228
دخانیت	0.014896	0.006144	0.230225	-0.05716	0.035698
خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها	0.016199	0.014878	0.1046	-0.06138	0.027872
کل	0.015258	0.012995	0.074503	-0.02062	0.013339
میانگین		میانه	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار

منبع: یافته‌های پژوهش

مقادیر آماره‌های توصیفی در جدول (۱) نشان می‌دهد که در طی دوره مذکور گروه بهداشت و درمان، رستوران و هتل به ترتیب با ۱/۸۵ و ۱/۶۸ درصد تورم ماهانه دارای بیشترین رشد قیمت‌ها در بین اجزای دوازده‌گانه بوده‌اند. متوسط رشد ماهانه شاخص قیمت مصرف‌کننده معادل ۱/۵۲ درصد می‌باشد که در دامنه ۲/۰۶- و ۷/۴۵ درصد نوسان داشته و با انحراف معیاری معادل ۱/۳۳ حول متوسط ماهانه توزیع شده است.

همان‌طور که در مقدمه اشاره شد، مجموع مجذور انحراف تورم اجزا از تورم کل به پراکندگی یا انتشار نسبی قیمت‌ها موسوم است. از این رو با استفاده از این تعریف به محاسبه شاخص پراکندگی قیمت‌های نسبی می‌پردازیم. بر این اساس شاخص RPD_t در زمان t از طریق فرمول زیر به دست می‌آید:

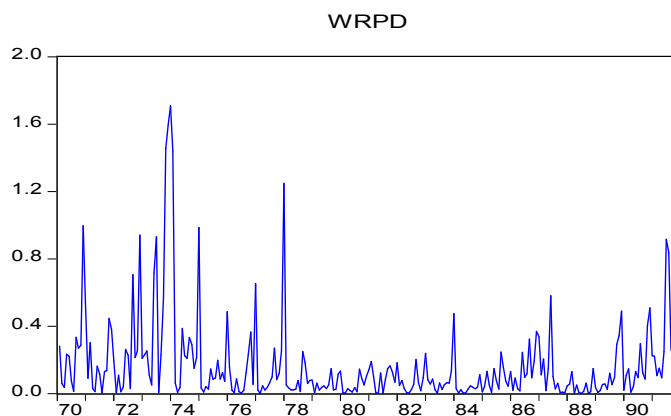
$$RPD = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (INF_{it} - \overline{INF}_t)^2$$

$$\overline{INF}_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n INF_{it}$$

در نتیجه شاخص موزون پراکندگی قیمت‌های نسبی در زمان t به شکل زیر به دست خواهد آمد:

$$WRPD_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n W_{it} (INF_{it} - \overline{INF}_t)^2$$

که در این فرمول، W_{it} ، ضریب اهمیت هر یک از زیر گروه‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده بر اساس سال پایه ۱۳۸۳ می‌باشد.



نمودار (۲) - نمودار سری پراکندگی قیمت‌های نسبی

همان‌طور که در نمودار (۲) مشاهده می‌شود، از ابتدای دوره مورد مطالعه تا اواخر سال ۱۳۷۸ پراکندگی قیمت‌های نسبی تقریباً در سطحی بالاتر بوده است، در حالی که در سال‌های بعد از شروع برنامه سوم توسعه اقتصادی و اجتماعی، پراکندگی قیمت‌های نسبی کاهش یافته و در طی این دوره از روند کاهنده برخوردار شده است، پس از آن در سال‌های اخیر مجدداً پراکندگی قیمت‌های نسبی روندی صعودی پیدا کرده است.

۳-۱- مدل سازی میانگین شرطی برای سری تورم

به منظور تعیین معادله میانگین^۱ ابتدا معادله زیر با استفاده از داده‌های ماهانه نرخ تورم شاخص قیمت مصرف کننده برای دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۱ به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد گردیده است:

$$INF_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i INF_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j e_{t-j}$$

جهت تعیین معادله میانگین مناسب از نمودار «همبستگی نگار»^۲ سری تورم استفاده شده است. سپس مدل میانگین شرطی مناسب را با توجه به ملاک‌های اطلاعاتی «آکائیک»^۳ و «شوارتز»^۴ انتخاب می‌کنیم. مدلی که دارای کمترین میزان ملاک‌های مذکور باشد مورد انتخاب قرار می‌گیرد. به منظور آزمون خودهمبستگی اجزای اخلاص، پسماند معادله میانگین را توسط آماره یانگ - باکس مورد آزمون قرار می‌دهیم که نتایج حاکی از عدم وجود خودهمبستگی می‌باشد. به این ترتیب الگوی معادله میانگین انتخاب شده برای محاسبات به عمل آمده، مشخص می‌شود. مدل انتخابی و همچنین ملاک آکائیک (AIC) و شوارتز (SBC) مربوطه در جدول (۲) آمده است.

جدول (۲): نتایج تخمین تصریح انتخابی مدل میانگین شرطی

متغیر	ضریب برآورد شده	t-statistic	احتمال	ملاحظات
C	۰/۰۱۵	۹/۱۶۳	۰/۰۰۰۰	AIC = -۶/۲۹۲ SBC = -۶/۱۹۳ F-statistic = ۲۷/۰۰۴ prob (F) = ۰/۰۰۰۰ D.W. = ۱/۸۴۸
AR (۱)	-۰/۲۷۵	-۳/۹۰۰	۰/۰۰۰۱	
AR (۱۱)	-۰/۱۳۵	-۲/۲۲۲	۰/۰۲۷۲	
AR (۱۲)	۰/۴۹۹	۹/۵۴۹	۰/۰۰۰۰	
MA (۱)	۰/۷۰۷	۸/۶۵۵	۰/۰۰۰۰	
MA (۲)	۰/۱۷۲	۳/۳۳۲	۰/۰۰۰۱	
MA (۱۱)	۰/۴۵۲	۷/۳۶۲	۰/۰۰۰۰	

منبع: یافته‌های پژوهش

۳-۲- تصریح مدل GARCH

حال به منظور بررسی وجود «اثرات آرچ» در پسماند معادله میانگین از آزمون ARCH-LM استفاده می‌شود. نتایج مربوط به آماره‌های این آزمون و همچنین سطوح معناداری آن‌ها

1. Mean Equation
2. Correlogram
3. Akaike Criterion
4. Schwarz Criterion

برای پسماند معادله انتخابی در جدول (۳) آمده است.

جدول (۳): نتایج آزمون ARCH-LM برای وجود اثرات آرچ

	وقفه ۱	وقفه ۲	وقفه ۳
آماره F	۶۶/۸۳۲ (۰/۰۰۰۰)	۳۴/۵۲۴ (۰/۰۰۰۰)	۲۹/۵۰۴ (۰/۰۰۰۰)
آماره χ^2	۵۲/۹۳۷ (۰/۰۰۰۰)	۵۴/۴۳۳ (۰/۰۰۰۰)	۶۵/۸۱۲ (۰/۰۰۰۰)

منبع: یافته‌های پژوهش

اعداد سطر اول مربوط به آماره آزمون و اعداد داخل پرانتز سطح معناداری آن را نشان می‌دهد. نتایج آزمون واریانس ناهمسانی خودرگرسیو (ARCH) نشان می‌دهد، فرضیه همسانی واریانس جملات اخلال با احتمال بالایی رد می‌شود و به این ترتیب وجود اثرات آرچ در وقفه مربوطه اثبات می‌شود.

حال، پس از انتخاب بهترین مدل میانگین در طی مراحل قبل و انجام آزمون ARCH-LM بر روی آن و اثبات وجود اثرات آرچ، به تخمین بهترین مدل واریانس شرطی پرداخته می‌شود. از تصریح مدل GARCH برای به دست آوردن واریانس شرطی به عنوان شاخصی برای ناطمینانی تورمی استفاده شده است.

نتایج مربوط به تصریح مدل GARCH در جدول (۴) آمده است.

جدول (۴): نتایج تخمین تصریح انتخابی مدل GARCH

میانگین شرطی				ملاحظات
متغیر	ضریب برآورد شده	z-statistic	احتمال	
C	۰/۰۱۳	۸/۹۳۳	۰/۰۰۰۰	F-statistic = ۱۷/۳۱۱ prob(F) = ۰/۰۰۰۰ D.W. = ۱/۸۸۳
AR (۱)	-۰/۲۴۲	-۴/۵۶۲	۰/۰۰۰۰	
AR (۱۱)	-۰/۲۰۳	-۵/۲۹۴	۰/۰۰۰۰	
AR (۱۲)	-۰/۴۹۳	۱۲/۲۹۲	۰/۰۰۰۰	
MA (۱)	۰/۶۹۰	۹/۶۱۶	۰/۰۰۰۰	
MA (۲)	۰/۱۷۵	۳/۵۷۳	۰/۰۰۰۴	
MA (۱۱)	۰/۴۷۰	۱۳/۱۰۶	۰/۰۰۰۰	
واریانس شرطی				
C	$۲/۵۹ \times ۱۰^{-۵}$	۲/۳۹۶	۰/۰۱۶۵	
e_{t-1}^2	۰/۳۱۵	۲/۹۶۷	۰/۰۰۳۰	
σ_{t-1}^2	۰/۴۲۳	۲/۸۹۹	۰/۰۰۳۷	

منبع: یافته‌های پژوهش

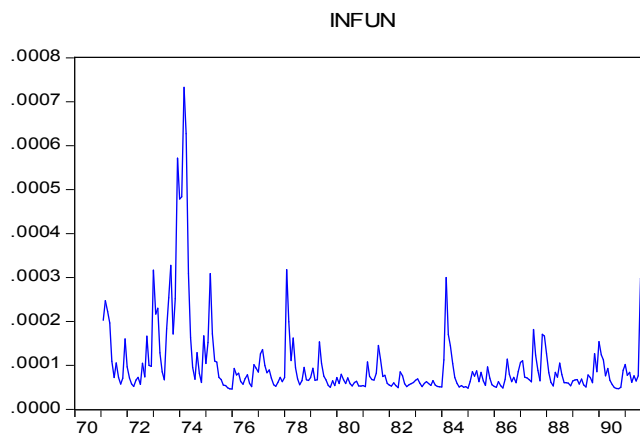
پس از تخمین مدل واریانس شرطی، آزمون ARCH-LM را یک بار دیگر انجام می‌دهیم. با توجه به نتایج مربوط به آماره‌های این آزمون و سطوح معناداری آن‌ها که در جدول (۵) آمده است، می‌توان نتیجه گرفت که اثرات آرچ در پسماندهای مدل واریانس شرطی تخمین زده شده از بین رفته است.

جدول (۵): نتایج آزمون ARCH-LM برای وجود اثرات آرچ بعد از برآورد مدل واریانس شرطی

	وقفه ۱	وقفه ۲	وقفه ۳
آماره F	۰/۰۳۱ (۰/۸۵۸۸)	۰/۰۶۸۵ (۰/۵۰۴۹)	۱/۳۹۵ (۰/۲۴۴۹)
آماره χ^2	۰/۰۳۱ (۰/۸۵۸۱)	۱/۳۷۹ (۰/۵۰۱۶)	۴/۱۸۲ (۰/۲۴۲۴)

منبع: یافته‌های پژوهش

اعداد سطر اول مربوط به آماره آزمون و اعداد داخل پرانتز سطح معناداری آن را نشان می‌دهد. سپس با استفاده از مدل واریانس شرطی تخمین زده شده سری ناطمینانی تورم را استخراج می‌نماییم، که نمودار آن به شکل زیر خواهد بود.



نمودار (۳) - نمودار سری ناطمینانی تورمی

۳-۳- برآورد مدل پراکندگی قیمت‌های نسبی

الگوهای مختلفی برای بررسی رابطه بین تورم و پراکندگی قیمت‌های نسبی به کار گرفته شده است. در این بخش از مقاله تلاش شده است با استفاده از سری‌های زمانی ماهانه در قالب الگوهای زیر اثر تورم و ناطمینانی تورمی بر پراکندگی قیمت‌های نسبی مورد آزمون قرار گیرد:

$$WRPD_t = \alpha_0 + \alpha_1 INF_t + \alpha_2 \log(INFUN_t) + |e_t| \quad (\text{الف})$$

$$WRPD_t = \alpha_0 + \alpha_1 INF_t + \alpha_2 \log(INFUN_t) + epe_t + ene_t \quad (\text{ب})$$

در معادلات فوق $WRPD_t$ ، پراکندگی قیمت‌های نسبی می‌باشد، INF_t ، بیانگر واریانس شرطی معادله تورم بوده و در معادله پراکندگی قیمت‌های نسبی اثرات نااطمینانی را لحاظ می‌نماید، INF_t ، بیانگر تورم است و مقادیر خطای معادله تورم به صورت مطلق شاخصی از تورم غیرمنتظره بوده که به تفکیک تورم غیرمنتظره مثبت epe_t و منفی ene_t به منظور آزمون فرضیه اثر متقارن در معادلات پراکندگی قیمت‌های نسبی وارد شده است. قبل از تخمین مدل مذکور به بررسی ایستایی متغیرهای لحاظ شده در مدل می‌پردازیم. یکی از مباحث مهم مطرح شده در تحلیل‌های سری زمانی، بحث ایستایی یا مانایی متغیرها می‌باشد. سری‌های زمانی، یکی از مهم‌ترین داده‌های آماری مورد استفاده در تجزیه و تحلیل تجربی است. در تحقیقات همواره چنین فرض شده که سری زمانی، مانا است و اگر این حالت وجود نداشته باشد، آزمون‌های آماری متعارفی که اساس آن‌ها بر پایه F ، t ، χ^2 و آزمون‌های مشابه بنا شده است، مورد تردید قرار می‌گیرد. قبل از انجام یک تحلیل در سری زمانی یا تخمین یک مدل باید مطمئن شد که سری مورد استفاده ایستاست. به بیان دیگر، سری مورد استفاده یک متغیر نباید روند تصادفی داشته باشد، در غیر این صورت الگوی رگرسیون به دست آمده کاذب است (فرنقی، ۱۳۹۰).

بنابراین در این قسمت به بررسی ایستایی متغیرهای استفاده شده در مدل، توسط آزمون «دیکی فولر تعمیم‌یافته» (ADF) می‌پردازیم.

جدول (۶): نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته متغیرها

	بدون عرض از مبدأ و بدون روند	با عرض از مبدأ و بدون روند	با عرض از مبدأ و بدون روند
تورم	-۹/۹۹۱ (۰/۰۰۰۰)	-۱۰/۰۹۱ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۴۲۲ (۰/۵۳۰۰)
نااطمینانی تورم	-۵/۴۱۵ (۰/۰۰۰۰)	-۵/۲۴۴ (۰/۰۰۰۱)	-۳/۴۱۶ (۰/۰۰۰۷)
پراکندگی قیمت‌های نسبی	-۸/۸۱۹ (۰/۰۰۰۰)	-۹/۰۱۶ (۰/۰۰۰۰)	-۷/۱۴۱ (۰/۰۰۰۰)
تورم غیرمنتظره مثبت	-۱۱/۸۸۱ (۰/۰۰۰۰)	-۱۱/۹۸۹ (۰/۰۰۰۰)	-۴/۷۲۵ (۰/۰۰۰۰)
تورم غیرمنتظره منفی	-۱۶/۰۵۳ (۰/۰۰۰۰)	-۱۶/۱۰۶ (۰/۰۰۰۰)	-۴/۹۰۰ (۰/۰۰۰۰)
قدرمطلق تورم غیرمنتظره	-۱۰/۷۸۹ (۰/۰۰۰۰)	-۱۱/۰۰۷ (۰/۰۰۰۰)	-۳/۲۰۹ (۰/۰۰۱۴)

منبع: یافته‌های پژوهش

اعداد سطر اول مربوط به آماره آزمون دیکی فولر تعمیم یافته و اعداد داخل پرانتز مربوط به سطح احتمال آماره آزمون برای فرضیه صفر وجود ریشه واحد در سری مربوطه است. نتایج حاصل از جدول (۶) نشان می دهد که فرضیه صفر وجود ریشه واحد در آزمون دیکی فولر تعمیم یافته با احتمال بالایی رد می شود و سری کلیه متغیرهای مدل، ایستا می باشند. حال به برآورد الگوهای (الف) و (ب) با استفاده از اطلاعات ماهانه در طی دوره زمانی ۱۳۹۱:۹ - ۱۳۷۰:۱ به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) می پردازیم.

جدول (۷): نتایج برآورد معادله پراکندگی قیمت های نسبی

	متغیر	ضریب برآورد شده	t-statistic	احتمال	ملاحظات
الگوی (الف)	C	۰/۴۱۱	۳/۸۵۲	۰/۰۰۰۱	F-Statistic= ۶۸۲/۱۱۱ Prob(F)=۰/۰۰۰۰ D.W.=۱/۷۶۳
	INF _t	۱۵/۳۱۹	۳۴/۳۳۷	۰/۰۰۰۰	
	Log(INFUN _t)	۰/۰۵۹	۵/۳۱۶	۰/۰۰۰۰	
	e	۹/۹۱۲	۱۰/۷۰۰	۰/۰۰۰۰	
الگوی (ب)	C	۰/۴۸۴	۴/۵۱۵	۰/۰۰۰۰	F-Statistic= ۵۳۳/۸۴۰ Prob(F)=۰/۰۰۰۰ D.W.=۱/۸۰۸
	INF _t	۱۳/۳۲۰	۱۷/۵۳۸	۰/۰۰۰۰	
	Log(INFUN _t)	۰/۰۶۳	۵/۸۰۷	۰/۰۰۰۰	
	epe _t	۱۳/۲۲۳	۹/۶۳۷	۰/۰۰۰۰	
	ene _t	-۷/۱۹۶	-۵/۸۰۴	۰/۰۰۰۰	

منبع: یافته های پژوهش

نتایج برآوردهای انجام شده نشان می دهند که افزایش نااطمینانی تورمی باعث افزایش پراکندگی قیمت های نسبی می شود. همچنین تورم غیرمنتظره فارغ از مثبت و منفی بودن، پراکندگی قیمت های نسبی را به مقدار قابل توجهی افزایش می دهد ولی تجزیه تورم غیرمنتظره به دو جزء مثبت و منفی و در نظر گرفتن آن ها در معادله نشان داد که هر دو جزء در سطح بالایی معنادار می باشند و نمی توان برای تورم غیرمنتظره مثبت و منفی اثر متقارن در نظر گرفت. بنگاه ها در برابر تورم غیرمنتظره مثبت قیمت های خود را به تناوب در پاسخ به شوک های تورمی تغییر می دهند و در نتیجه قیمت ها به منظور رسیدن به تعادل به شدت نوسان می یابند، از این رو تورم غیرمنتظره مثبت باعث افزایش پراکندگی قیمت های نسبی می شود. از طرف دیگر، بنگاه ها در برابر تورم غیرمنتظره منفی انگیزه ای برای تغییر قیمت کالاها ندارند، از این رو تورم غیرمنتظره منفی پراکندگی قیمت های نسبی را کاهش می دهد. همچنین طبق نتایج به دست آمده ضرایب

متغیر تورم از نظر آماری در سطح بالایی معنادار می‌باشند و این بدان معناست که تورم، پراکندگی قیمت‌های نسبی را به طور قابل توجهی افزایش می‌دهد.

نتیجه‌گیری

با توجه به اینکه تورم و تغییرات آن تأثیر بسیار مهمی بر رشد و توسعه اقتصادی دارد، بسیاری از مطالعات صورت گرفته در علم اقتصاد به نوعی بر روی این موضوع متمرکز شده‌اند. مهم‌ترین زیان اقتصادی ناشی از تورم، عدم اطمینان از مقدار آن در دوره‌های آتی است. نااطمینانی تورمی به عنوان یکی از هزینه‌های مهم تورم به حساب می‌آید. نااطمینانی درباره نرخ تورم آینده حالت نااطمینانی و بی‌ثباتی در قیمت‌ها را به وجود می‌آورد و از این کانال، مداوم سبب تغییرات در تصمیمات اقتصادی می‌شود.

در اقتصاد ایران تغییرپذیری و یا ناپایداری در سیاست‌های مختلف اقتصادی در طی سال‌های مختلف با ایجاد تغییرات ناگهانی در تورم، نااطمینانی تورمی را افزایش داده است. در نهایت با افزایش نااطمینانی، فعالان اقتصادی به خصوص بنگاه‌های تولیدی و خدماتی در تصمیمات قیمت‌گذاری اقتصادی حساس شده و قیمت کالاها و خدمات خود را به دفعات بیشتری تغییر می‌دهند.

در این مقاله بررسی آماره‌های توصیفی شاخص قیمت مصرف‌کننده و دوازده گروه عمده آن طی دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۱ نشان داد که در طی دوره مذکور گروه بهداشت و درمان، رستوران و هتل به ترتیب با ۱/۸۵ و ۱/۶۸ درصد تورم ماهانه دارای بیشترین رشد قیمت‌ها در بین اجزای دوازده‌گانه بوده‌اند. متوسط رشد ماهانه شاخص قیمت مصرف‌کننده معادل ۱/۵۲ درصد می‌باشد که در دامنه ۲/۰۶- و ۷/۴۵ درصد نوسان داشته و با انحراف معیاری معادل ۱/۳۳ در حول متوسط ماهانه توزیع شده است.

میزان شاخص پراکندگی قیمت‌های نسبی از ابتدای دوره مورد مطالعه تا اواخر سال ۱۳۷۸ تقریباً در سطحی بالاتر بوده است، در حالی که در سال‌های بعد از برنامه سوم توسعه اقتصادی و اجتماعی، پراکندگی قیمت‌های نسبی کاهش یافته و در طی این دوره از روند کاهنده برخوردار شده است، پس از آن در سال‌های اخیر مجدداً پراکندگی قیمت‌های نسبی روندی صعودی پیدا کرده است.

در بخش بعد با توجه به نتایج برآزش شده معادلات پراکندگی قیمت‌های نسبی مشاهده شد که افزایش نااطمینانی تورمی باعث افزایش پراکندگی قیمت‌های نسبی می‌شود. همچنین تورم

غیرمنتظره فارغ از مثبت و منفی بودن، پراکندگی قیمت‌های نسبی را به مقدار قابل توجهی افزایش می‌دهد ولی تجزیه تورم غیرمنتظره به دو جزء مثبت و منفی و در نظر گرفتن آن‌ها در معادله نشان داد که هر دو جزء در سطح بالایی معنادار می‌باشند و نمی‌توان برای تورم غیرمنتظره مثبت و منفی اثر متقارن در نظر گرفت. بنگاه‌ها در برابر تورم غیرمنتظره مثبت قیمت‌های خود را به تناوب در پاسخ به شوک‌های تورمی تغییر می‌دهند و در نتیجه قیمت‌ها به منظور رسیدن به تعادل به شدت نوسان می‌یابند، از این رو تورم غیرمنتظره مثبت باعث افزایش پراکندگی قیمت‌های نسبی می‌شود. از طرف دیگر، بنگاه‌ها در برابر تورم غیرمنتظره منفی انگیزه‌ای برای تغییر قیمت کالاها ندارند، از این رو تورم غیرمنتظره منفی پراکندگی قیمت‌های نسبی را کاهش می‌دهد. همچنین طبق نتایج به دست آمده ضرایب متغیر تورم از نظر آماری در سطح بالایی معنادار می‌باشند و این بدان معناست که این متغیر، پراکندگی قیمت‌های نسبی را به طور قابل توجهی افزایش می‌دهد.

بنابراین، با توجه به تأثیر معنادار تورم و نااطمینانی تورمی بر پراکندگی قیمت‌های نسبی در ایران باید در وهله اول راهکارهای مهار تورم در کشور را پیدا نمود. در کشورهای در حال توسعه تورم معلول عدم توازن‌های ساختاری و کشش‌ناپذیری عرضه در بخش‌های کلیدی اقتصاد می‌باشد، در این کشورها و از جمله در ایران ریشه‌های تورم در ساختار اقتصادی جامعه نهفته است؛ چرا که ساختارهای اقتصادی - اجتماعی در جریان رشد، تنگناهای اقتصادی می‌آفرینند، این تنگناها باعث می‌شوند تولید در سطحی پایین‌تر از اشتغال کامل محدود گردد، بنابراین تورم در ایران از عواملی ساختاری مایه می‌گیرد و ناگزیر درمانی ساختاری دارد. تنها با کوششی هوشمندانه برای ساختاریابی مجدد اقتصاد ایران و با توجه به امکانات و نیازهاست که می‌توان به مهار کردن تورم امیدوار بود. همچنین سیاست‌های پولی همچون افزایش حجم پول باید معتدل و متناسب با افزایش میزان تولیدات باشد. به منظور ایجاد تحرک در بخش تولید، تنگناهای موجود در بخش تولید و عرضه کالاها و خدمات را باید برطرف نمود، به این صورت که اصلاح قوانین در همه حوزه‌های مرتبط با تولید صورت گیرد. همچنین با جذب سرمایه بخش خصوصی در افزایش تولید، مسیر تورم را به سوی روندی کاهشی هدایت نمود. سیاستمداران باید از دادن وعده وعیدهای غیراقتصادی و اعمال سیاست‌های تورم برانگیز خودداری کنند و با جذب و هدایت نقدینگی سرگردان در سطح جامعه از میزان تورم‌زا بودن آن بکاهند.

منابع

الف - فارسی

۱. ابراهیمی، محسن؛ سوری، علی؛ «رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در ایران»، مجله دانش و توسعه، ۱۳۸۵، شماره ۱۸.
۲. اخباری، محمد؛ «استخراج پهنای نااطمینانی پیش‌بینی تورم»، مجموعه پژوهش‌های اقتصادی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۸۸، شماره ۳۱.
۳. پیرایی، خسرو؛ دادور، بهاره؛ «تأثیر تورم بر رشد اقتصادی در ایران با تأکید بر نااطمینانی»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۱۳۹۰، شماره ۱.
۴. تشکینی، احمد؛ «آیا نااطمینانی تورمی با سطح تورم تغییر می‌کند؟»، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۸۴، شماره ۷۳.
۵. دهمرده، نظر؛ صفدری، مهدی؛ پورشهبانی، فرشید؛ «مدل‌سازی نااطمینانی تورم در اقتصاد ایران»، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۱۳۸۸، شماره ۵۰.
۶. شاکری، عباس؛ «نظریه‌ها و سیاست‌های اقتصاد کلان»، جلد دوم، تهران، انتشارات پارس نویسا، چاپ اول، ۱۳۸۷.
۷. طیب‌نیا، علی؛ «تئوری‌های تورم بانگاهی به فرآیند تورم در ایران»، تهران، انتشارات جهاد دانشگاهی دانشگاه تهران، ۱۳۷۴.
۸. فرزین‌وش، اسدالله؛ عباسی، موسی؛ «بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورمی در ایران با استفاده از مدل‌های GARCH و حالت - فضا»، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۸۴، شماره ۷۴.
۹. فرنقی، الهام؛ تبیین رابطه میان تورم، نااطمینانی تورم و رشد تولید، پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب، دانشکده حقوق، علوم سیاسی و اقتصادی، ۱۳۹۰.
۱۰. قلی‌بگلو، محمدرضا؛ (۱۳۸۷)، «نااطمینانی تورم و پراکندگی قیمت‌های نسبی در ایران»، مجله روند، ۱۳۸۷، شماره ۵۴ و ۵۵.
۱۱. کتابی، احمد؛ «تورم، ماهیت، علل، آثار و راه‌های مقابله با آن»، تهران، انتشارات اقبال، ۱۳۶۰.
۱۲. کرباسی، علیرضا؛ پیری، مهدی؛ «رابطه بین سطح قیمت محصولات کشاورزی و نااطمینانی تورمی در ایران»، فصلنامه پژوهش‌نامه بازرگانی، ۱۳۸۷، شماره ۴۷.
۱۳. محمدی، تیمور؛ طالب‌لو، رضا؛ (۱۳۸۶)، «پویایی‌های تورم و رابطه تورم و نااطمینانی اسمی با استفاده از الگوی ARFIMA-GARCH»، مجله پژوهش‌های اقتصادی، ۱۳۸۶، شماره ۱.

۱۴. مهرآرا، محسن؛ مجاب، رامین؛ «ارتباط میان تورم و نااطمینانی تورم، تولید و نااطمینانی تولید در اقتصاد ایران»، فصلنامه پول و اقتصاد، ۱۳۸۹، شماره ۲.
۱۵. گزارش شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره آمارهای اقتصادی، سالهای مختلف.

ب - لاتین

16. Ball, L. & Romer, D; 1993, "**Inflation and the Informativeness of Prices**" National Bureau of Economic Research Working
17. Cukierman, A; 1983, "**Relative Price Variability and Inflation: A Survey and Further Results**" in Variability in Employment, Prices and Money, Edited by K. Brunner and A. Meltzer, Amsterdam, Elsevier Science Publishers.
18. Cukierman & Meltzer; 1986, "**A Theory of Ambiguity Credibility and Inflation under Discretion and Asymmetric Information**", *Econometrica* 54.
19. Cukierman & Wachtel; 1979, "**Differential Inflationary Expectations and the Variability of the Rate of Inflation**", *American Economic Review*.
20. Friedman, M; 1977, "**Nobel Lecture: Inflation and Unemployment**" *Journal of Political Economy* 85.
21. Golob, J.E; 1994, "**Does Inflation Uncertainty Increase with Inflation?**", *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review* 79.
22. Grier, K.B. & Perry, M.J; 1996, "**Inflation, Inflation Uncertainty, and Relative Price Dispersion: Evidence from Bivariate GARCH-M Models**" *Journal of Monetary Economics* 38.
23. Grier, K. & Perry, M; 1998, "**Inflation and Inflation Uncertainty in the G7 Countries**", *Journal of International Money and Finance* 17.
24. Hercowitz, Zvi; 1981, "**Money and the Dispersion of Relative Prices**", *Journal of Political Economy* 89(2).
25. Holland, S; 1995, "**Inflation and Uncertainty: Tests for Temporal Ordering**", *Journal of Money, Credit and Banking* 27.
26. Parks, R.W; 1978, "**Inflation and Relative Price Variability**", *Journal of Political Economy* 86(1).
27. Vitek, F; 2002, "**An Empirical Analysis of Dynamic Interrelationships among Inflation, Inflation Uncertainty, Relative Price Dispersion, and Output Growth**", *Bank of Canada Working*.

پیوست‌ها

جدول مربوط به بهترین تخمین ازمدل میانگین شرطی برای سری تورم

Dependent Variable: INF
 Method: Least Squares
 Date: 09/04/13 Time: 18:59
 Sample (adjusted): 1371M02 1391M09
 Included observations: 248 after adjustments
 Convergence achieved after 28 iterations
 MA Backcast: 1370M03 1371M01

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.015147	0.001653	9.163287	0.0000
AR(1)	-0.275439	0.070624	-3.900064	0.0001
AR(11)	-0.135993	0.061199	-2.222150	0.0272
AR(12)	0.499226	0.052275	9.549958	0.0000
MA(1)	0.707358	0.081723	8.655593	0.0000
MA(2)	0.172559	0.051784	3.332281	0.0010
MA(11)	0.451464	0.061320	7.362382	0.0000
R-squared	0.402022	Mean dependent var		0.014863
Adjusted R-squared	0.387135	S.D. dependent var		0.013113
S.E. of regression	0.010266	Akaike info criterion		-6.292229
Sum squared resid	0.025397	Schwarz criterion		-6.193059
Log likelihood	787.2364	Hannan-Quinn criter.		-6.252307
F-statistic	27.00419	Durbin-Watson stat		1.848791
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.90	.79-.45i	.79+.45i	.46+.80i
	.46-.80i	-.00+.94i	-.00-.94i	-.49+.83i
	-.49-.83i	-.85-.49i	-.85+.49i	-.99
Inverted MA Roots	.83-.26i	.83+.26i	.55+.70i	.55-.70i
	.07+.91i	.07-.91i	-.45+.84i	-.45-.84i
	-.85-.50i	-.85+.50i		-1.00

جداول آزمون اثرات آرچ در پسماندهای مدل میانگین شرطی انتخابی

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	66.83274	Prob. F(1,245)	0.0000
Obs*R-squared	52.93763	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 09/21/13 Time: 03:29

Sample (adjusted): 1371M03 1391M09

Included observations: 247 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.41E-05	1.27E-05	4.271358	0.0000
RESID^2(-1)	0.462246	0.056543	8.175129	0.0000

R-squared	0.214322	Mean dependent var	0.000102
Adjusted R-squared	0.211116	S.D. dependent var	0.000199
S.E. of regression	0.000177	Akaike info criterion	-14.43507
Sum squared resid	7.66E-06	Schwarz criterion	-14.40666
Log likelihood	1784.732	Hannan-Quinn criter.	-14.42363
F-statistic	66.83274	Durbin-Watson stat	2.086132
Prob(F-statistic)	0.000000		

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	34.52442	Prob. F(2,243)	0.0000
Obs*R-squared	54.43383	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 09/21/13 Time: 03:30

Sample (adjusted): 1371M04 1391M09

Included observations: 246 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.87E-05	1.31E-05	3.711170	0.0003
RESID^2(-1)	0.416434	0.063981	6.508656	0.0000
RESID^2(-2)	0.098433	0.063968	1.538786	0.1252

R-squared	0.221276	Mean dependent var	0.000101
Adjusted R-squared	0.214866	S.D. dependent var	0.000199
S.E. of regression	0.000177	Akaike info criterion	-14.43252
Sum squared resid	7.58E-06	Schwarz criterion	-14.38977
Log likelihood	1778.200	Hannan-Quinn criter.	-14.41531
F-statistic	34.52442	Durbin-Watson stat	2.038714
Prob(F-statistic)	0.000000		

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	29.50485	Prob. F(3,241)	0.0000
Obs*R-squared	65.81217	Prob. Chi-Square(3)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 09/21/13 Time: 03:37

Sample (adjusted): 1371M05 1391M09

Included observations: 245 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.65E-05	1.31E-05	2.781365	0.0058
RESID^2(-1)	0.387740	0.062603	6.193599	0.0000
RESID^2(-2)	-0.006308	0.067392	-0.093607	0.9255
RESID^2(-3)	0.255365	0.064036	3.987812	0.0001

R-squared	0.268621	Mean dependent var	0.000101
Adjusted R-squared	0.259517	S.D. dependent var	0.000200
S.E. of regression	0.000172	Akaike info criterion	-14.48535
Sum squared resid	7.11E-06	Schwarz criterion	-14.42818
Log likelihood	1778.455	Hannan-Quinn criter.	-14.46233
F-statistic	29.50485	Durbin-Watson stat	1.946337
Prob(F-statistic)	0.000000		