

فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال بیست و سوم، شماره ۷۳، بهار ۱۳۹۴، صفحات ۱۵۲-۱۲۹

پویایی‌های تورم و ناطمنانی تورم در اقتصاد ایران با در نظر گرفتن تغییرات رژیم

سمیه شکروی

دانشجوی دکترای علوم اقتصادی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران، ایران
somayeh_shokravi@yahoo.com

سید منصور خلیلی عراقی

استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران (نویسنده مسئول)
m.khalili.a@gmail.com

در این مقاله با استفاده از مدل ناهمسانی واریانس راهگزینی مارکف (MRSV) به بررسی پویایی‌های تورم و ناطمنانی تورم در اقتصاد ایران طی دوره (۱۳۹۱-۱۳۶۷) می‌پردازیم. این روش اجازه می‌دهد تغییرات رژیم را هم در میانگین و هم در واریانس تورم در نظر گرفته و رابطه تورم و ناطمنانی تورم را در دو افق کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی نماییم. نتایج حاکی از آن است که در بلندمدت رابطه مثبت بین تورم و ناطمنانی تورم وجود دارد، در حالی که در کوتاه‌مدت این رابطه منفی است، بنابراین فرضیه فریدمن- بال که در آن تورم اثر مثبتی بر ناطمنانی تورم دارد تنها به صورت محدود و در بلندمدت ثابت می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: E31, E42

واژه‌های کلیدی: ناطمنانی تورم، مدل ناهمسانی واریانس راهگزینی مارکف، تورم در ایران.

۱. مقدمه

به طور کلی مباحث نظری و پژوهش‌های تجربی مربوط به رابطه تورم و ناطمنانی تورم پس از سخنرانی مشهور فریدمن در سال ۱۹۷۷ مطرح شدند. فریدمن نخستین فردی بود که اثر تورم بر متغیرهای حقیقی اقتصاد را از کanal ناطمنانی تورم مطرح نمود و به شدت از تأثیر تورم بر ناطمنانی تورم حمایت نمود. به عقیده اوی افزایش نرخ تورم ناطمنانی تورم را افزایش می‌دهد و این ناطمنانی در خصوص مسیر

قیمت‌های آینده کارایی مکانیزم قیمت را برای تخصیص کارای منابع مختلف می‌کند، از این رو ناکارایی اقتصادی و کاهش در سطح تولید را منجر می‌شود. بال (۱۹۹۲) بحث فریدمن را در قالب یک بازی اطلاعاتی نامتقارن بین مردم و سیاستمداران مورد تحلیل قرار داد که بعدها به پارادایم فریدمن-بال شهرت یافت. برخلاف نظریه فریدمن پارادایم‌های دیگری نیز پس از فریدمن ظهور نمودند که به نتایج متفاوتی با پارادایم فریدمن-بال رسیده‌اند که به آنها پارادایم‌های رقیب^۱ می‌گویند (کاراناراته و بیهار، ۲۰۱۱).

از پارادایم‌های رقیب می‌توان به پارادایم کوکرمن - ملتزر^۲ (۱۹۸۶) اشاره نمود. بر اساس این پارادایم افزایش در ناطمنانی تورم است که متوسط نرخ تورم را افزایش می‌دهد، به این معنا که در صورت وجود ناطمنانی تورمی سیاستگذاران ترغیب می‌شوند که از یک سیاست پولی انساطی به منظور غافلگیری کارگزاران استفاده نمایند تا از منافع رشد (کاهش بیکاری) آن برخوردار شوند که این علیت معکوس از ناطمنانی تورم به تورم را نشان می‌دهد.

پارادایم هلند^۳ (۱۹۹۳) به عنوان پارادایم سوم نیز همانند پارادایم کوکرمن - ملتزر معتقد است این ناطمنانی تورم است که متوسط نرخ تورم را تحت تأثیر قرار می‌دهد، با این تفاوت که افزایش در ناطمنانی تورم متوسط نرخ تورم را کاهش خواهد داد. به عقیده هلند سیاستگذاران پولی انگیزه‌ای برای تحريك اقتصاد با استفاده از رشد پولی ناگهانی ندارند، بلکه انگیزه اصلی آنها ایجاد ثبات اقتصادی است که به فرضیه پایاسازی بانک مرکزی^۴ یا بانک مرکزی تثبیت کننده معروف است، بنابراین افزایش در ناطمنانی تورم سیاستگذاران را تشویق می‌کند تا از سیاست پولی انقباضی به منظور تورم‌زدایی و کاهش آثار منفی ناطمنانی تورم بر رفاه اجتماعی استفاده نمایند. به منظور آزمون تجربی این پارادایم‌ها مطالعات تجربی فراوانی صورت گرفته است. در بررسی تجربی رابطه تورم و ناطمنانی تورم پژوهشگران با ۲ مشکل اساسی مواجه‌اند. مشکل نخست چگونگی محاسبه ناطمنانی تورم است، چراکه ناطمنانی برخلاف سایر متغیرهای اقتصاد یک متغیر قابل مشاهده نیست، بلکه مفهومی ذهنی است که برای محاسبه آن می‌توان از روش‌ها و شاخص‌های مختلفی استفاده نمود. مشکل دوم اینکه چگونه ارتباط متقابل تورم و ناطمنانی مدلسازی شود. در خصوص محاسبه ناطمنانی تورم ۳ روش عمدۀ در مطالعات تجربی ملاحظه می‌شود. روش نخست استفاده از تغییرات آماری در میانگین تورم است که در پژوهش‌های اولیه به عنوان جانشینی برای ناطمنانی تورم در نظر گرفته شده است. در واقع، در این پژوهش‌ها از تغییرات غیرشرطی برای

-
1. Rival Paradigms
 2. The Cukierman -Meltzer Paradigm
 3. Holland Paradigm
 4. Fed Stabilization

سنچش ناطمینانی تورم استفاده می‌شود. به عنوان مثال، فیشر از انحراف معیار متوجه ک تورم به عنوان جانشینی برای ناطمینانی استفاده نمود.

روش دوم استفاده از ساختارهای میدانی است که از پژوهش‌های میدانی به دست می‌آید، به طوری که پراکندگی یا واریانس پیش‌بینی افراد از تورم به عنوان متغیر ناطمینانی تورم در نظر گرفته می‌شود و روش سوم استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی برای محاسبه ناطمینانی تورم است. این روش به دلیل انتقاداتی که بر ۲ روش قبل وارد بود در ادبیات ناطمینانی به طور گستردگی مورد استفاده قرار گرفت. به عنوان مثال، به عقیده کوکرمن و ملتز و دوراکس ناطمینانی تورم تغییرات غیرقابل پیش‌بینی تورم است و نوسان‌های قابل پیش‌بینی هیچ گونه ناطمینانی اقتصادی را ایجاد نمی‌کند، در حالی که در ۲ روش نخست واریانس نرخ تورم مشاهده شده به عنوان جانشین ناطمینانی در نظر گرفته می‌شود که این واریانس نرخ تورم مشاهده شده هم شامل تغییرات پیش‌بینی شده و هم تغییرات غیرقابل پیش‌بینی تورم است، بنابراین جانشین مناسبی برای ناطمینانی تورم نیست.

در چارچوب روش سوم، انگل^۱ (۱۹۸۳) در معرفی مدل مناسب برای محاسبه ناطمینانی تورم پیشتاز بود. وی با معرفی مدل اتورگرسیو واریانس ناهمسانی شرطی (ARCH)^۲ دریچه جدیدی را برای پژوهشگران در زمینه ناطمینانی گشود. در این مدل از واریانس شرطی خطای پیش‌بینی معادله تورم برای محاسبه ناطمینانی تورمی استفاده می‌شود که در آن واریانس شرطی خطای پیش‌بینی در طول زمان تغییر می‌کند. این مدل برخلاف روش‌های قبلی تغییرات غیرقابل پیش‌بینی را در نظر می‌گیرد و از واریانس شرطی شوک‌های پیش‌بینی نشده تورم به عنوان جانشینی برای ناطمینانی تورم استفاده می‌کند. به دنبال انگل مدل GARCH^۳ توسط بولرسلو^۴ (۱۹۸۶) مطرح شد که تعمیمی برای مدل ARCH بود. در این مدل واریانس شرطی تابعی از مقادیر با وقفه هر دو واریانس شرطی و خطای پیش‌بینی معرفی شد و به این دلیل ناطمینانی با استفاده از این مدل در طول زمان بهتر توضیح داده می‌شد.

به دنبال معرفی مدل‌های ARCH و GARCH پژوهش‌های بسیاری از این مدل‌ها برای محاسبه ناطمینانی تورم و بررسی ارتباط آن با تورم استفاده نمودند. علیرغم استفاده فراوان این مدل‌ها در مطالعات تجربی این روش‌ها نیز دارای نارسایی‌هایی می‌باشند.

1. Engle

2. Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity(ARCH)

3. Generalized Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity(GARCH)

4. Bollerslev

ضعف اصلی این مدل‌ها این است که هر چند در آنها تغییرات در واریانس شرطی در نظر گرفته می‌شود واریانس غیرشرطی ثابت است. به عبارت دیگر، این مدل‌ها برآوردهایی را ارائه می‌کنند که چگونه واریانس شرطی تورم طی زمان در یک ساختار معین تغییر می‌کند، در نتیجه آنها امکان عدم ثبات ساختاری ناشی از تغییرات رژیم را در نظر نمی‌گیرند. این مسئله می‌تواند به برآورد نادرست ناطمینانی تورم منجر شود، چراکه در این مدل‌ها ناپایداری که از طریق شکست‌های ساختاری و تغییرات رژیم رخ می‌دهد نادیده گرفته می‌شود.

همیلتون و ساسمل (۱۹۹۴) نشان می‌دهند زمانی که تغییرات رژیم در مدل‌های GARCH نادیده گرفته می‌شود ممکن است ماندگاری در واریانس را بیشتر از حد بزرگ کند. به منظور غلبه بر محدودیت‌های اساسی اینگونه مدل‌ها پژوهشگران مختلف سعی در معرفی و گسترش مدل‌های تغییر رژیم راهگزینی مارکف نمودند. در این میان، کیم (۱۹۹۳) به منظور بررسی رابطه تورم و ناطمینانی تورم یک مدل ناهمسانی واریانس راهگزینی مارکف (MRSH)^۱ را معرفی نمود که حداقل دارای ۳ برتری کلی نسبت به مدل‌های ARCH و GARCH به شرح زیر است:

- این مدل ناطمینانی تورم را بر اساس واریانس‌های غیرشرطی و با توجه به آثار ناطمینانی ناشی از شوک‌های پیش‌بینی نشده ناشی از انتقال رژیم محاسبه می‌کند.
 - در این مدل سری تورم به اجزای دائمی و موقتی مدل‌سازی می‌شود که این امکان بررسی شوک‌های موقتی و دائمی بر تورم را میسر می‌سازد، بنابراین می‌توان رابطه تورم و ناطمینانی تورم را در ۲ افق کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی نمود.
 - تأثیر شکست‌های ساختاری و تغییرات رژیم را اعمال می‌کند (بیهار و هامری، ۲۰۰۴).
- برای نخستین بار در ایران از این مدل به منظور بررسی پویایی‌های تورم و ناطمینانی تورم استفاده می‌شود. نتایج برآورده این مدل کمک می‌کند تا بتوان پویایی‌های تورم و ناطمینانی تورم ایران را در قالب پارادایم‌های مطرح شده هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت بالحظاظ نمودن امکان تغییرات رژیم بررسی نمود. در بخش بعدی مقاله ابتدا مبانی نظری رابطه تورم و ناطمینانی در قالب پارادایم‌های موجود مطرح می‌شود. پیشینه تجربی موضوع بخش ۳ می‌باشد. در بخش ۴ مقاله مدل MRSR معرفی می‌شود و در بخش ۵ نتایج این مدل برای اقتصاد ایران ارائه می‌گردد. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری آخرین بخش این مقاله می‌باشد.

1. Markov Regime –Switching Heteroscedasticity

۲. پیشینه نظری رابطه تورم و ناطمنی

۱-۲. اثر تورم بر ناطمنی

فریدمن (۱۹۷۷) نخستین کسی بود که در سخنرانی نوبل خود اثر تورم بر متغیرهای حقیقی اقتصاد را از کanal ناطمنی مطرح نمود و بهشت از تأثیر تورم بر ناطمنی تورم حمایت نمود. وی معتقد بود که آثار واقعی منفی تورم به طور اساسی از کanal ناطمنی تورم ناشی می‌شود. ناطمنی در خصوص مسیر قیمت‌های آینده حجم اطلاعات در خصوص قیمت‌ها را کاهش می‌دهد، بنابراین تنظیم قراردادهای بلندمدت را دشوار می‌سازد و این امر می‌تواند باعث کاهش سرمایه‌گذاری و رشد بلندمدت شود (Miles and Vijverberg¹, ۲۰۱۱).

در این راستا، کارانراتنه و بیهار (۲۰۱۱) اشاره داشتند که بر اساس نظر فریدمن رابطه بین تورم و ناطمنی از ۲ شاخه نشأت می‌گیرد. شاخه نخست تأکید می‌کند افزایش در تورم ممکن است سیاستگذاران را ترغیب نماید تا سیاست پولی انقباضی به کار بزند که این خود ناطمنی بیشتر و تورم بالاتری را در آینده ایجاد می‌کند.

انفجار تورم فشار عظیمی را برای مواجهه با آن ایجاد می‌کند. سیاست از سویی به سوی دیگر حرکت می‌کند و تغییرات گسترده‌ای را در نزخ تورم پیش‌بینی شده و واقعی ایجاد می‌کند. همگان تشخیص می‌دهند که ناطمنی بالایی در رابطه با تورم واقعی در هر گونه فاصله زمانی آینده خواهد بود (فریدمن، ۱۹۷۷).

در شاخه دوم فریدمن پیش‌بینی می‌کند ناطمنی تورم نزخ مشاهده شده تورم پیش‌بینی شده را افزایش می‌دهد و کاهش رفاه مربوط به آن به دلیل اختلال در مکانیزم قیمت ناشی از تضعیف کارایی تخصیصی می‌باشد. این کاهش رفاه به دلیل رشد تولید رخ می‌دهد.

به معنای دیگر، فریدمن نشان می‌دهد ناطمنی بالاتر محتوای اطلاعات در رابطه با قیمت‌ها را مختل می‌نماید که این اطلاعات نقش مهمی در تخصیص کارایی منابع ایفا می‌نماید. به عبارت دیگر، فریدمن ادعا می‌کند که سطح تورم به طور مثبتی با ناطمنی تورم همبستگی دارد، به طوری که افزایش تورم ناطمنی تورم را افزایش می‌دهد، چراکه فعالیت سیاستگذارانی که از ابزارهای سیاست پولی صلاح‌دیدی² استفاده می‌کنند باعث گسترش وقفه بین تورم پیش‌بینی شده و تورم واقعی و افزایش ناطمنی تورم در آینده می‌شود. در چنین فضایی که ناطمنی تورم بالاست کارگزاران اقتصادی نمی‌توانند سطح قیمت‌های آینده را به درستی پیش‌بینی کنند.

1. Miles and Vijverberg
2. Discretionary Policy

گالوب (۱۹۹۴) نیز از زاویه‌ای دیگر هزینه‌های تورم را از کanal ناطمینانی مورد بحث قرار می‌دهد. وی معتقد است که ناطمینانی تورم یکی از مهم‌ترین هزینه‌های تورم است که می‌تواند علاوه بر اثر منفی بر سرمایه‌گذاری تجاری، تصمیمات پس‌انداز و مصرف را نیز تحت تأثیر قرار دهد. اثر ناطمینانی تورم منجر به درک نادرست از سطوح قیمت‌های نسبی و انحراف علائم قیمتی شده و ناکارایی برنامه‌های سرمایه‌گذاری را در پی دارد و از سطح سرمایه‌گذاری می‌کاهد. کاهش سرمایه‌گذاری و بهموجب آن کاهش اباحت سرمایه‌گذاری را در پی بلندمدت بر رشد اقتصادی خواهد داشت. وی بیان می‌کند ناطمینانی تورم ۲ اثر اقتصادی آشکار دارد. نخستین اثر را Ex-Ante می‌نامند، به این معنا که ناطمینانی تورم به تغییر تصمیم‌گیری کارگزاران اقتصادی به آنچه منجر می‌شود که به احتمال زیاد در غیر شرایط ناطمینانی می‌گرفتند، چراکه در این نوع تصمیم‌ها تورم پیش‌بینی شده در نظر گرفته می‌شود، بنابراین ناطمینانی بر فعالیت‌های حقیقی آنها اثری ندارد.

اثر دوم Ex-Post نامیده می‌شود که پس از تصمیم‌گیری اتفاق می‌افتد. گالوب معتقد است این اثر در پاسخ به سیاست‌های پولی است که باعث ناطمینانی تورم شده است، چراکه زمان و اثر کوتاه‌مدت سیاست پولی بر تورم نامطمئن است و این زمانی اتفاق می‌افتد که تورم واقعی از آنچه پیش‌بینی شده بود متفاوت باشد. وی پیشنهاد می‌کند برای به حداقل رساندن اختلالات در تصمیم‌گیری اقتصادی به دلیل ناطمینانی تورمی بانک مرکزی بهتر است به سیاست ثبیت قیمت ادامه دهد (گالوب، ۱۹۹۴).

از سوی دیگر، بال (۱۹۹۲) بحث فریدمن در خصوص رابطه بین تورم و ناطمینانی آن را در قالب یک بازی اطلاعاتی نامتعارن بین مردم و سیاست‌گذاران مطرح نمود که بعدها در ادبیات نظری تحت عنوان فرضیه فریدمن-بال یا پارادایم فریدمن-بال مطرح شد.

در پارادایم فریدمن-بال فرض می‌شود ۲ نوع سیاست‌گذار وجود دارد. گروه نخست سیاست‌گذارانی هستند که نسبت به تورم حساس هستند و گروه دوم حساسیت کمتری نسبت به تورم داشته و در مقابل نسبت به یک‌کاری حساسیت بیشتری از خود نشان می‌دهند. فرض بر این است که این دو گروه با روند تصادفی جانشین قدرت می‌شوند. این ۲ نوع سیاست‌گذار در تعهدات خود برای کاهش هزینه‌های اقتصادی تورم‌زدایی متفاوتند. در شرایطی که نرخ تورم جاری پایین است هر دو سیاست‌گذار تمایل به نگهداشتن تورم در سطح پایین هستند، در حالی که زمانی که نرخ تورم جاری بالا می‌رود پاسخ این دو گروه سیاست‌گذار متفاوت است.

سیاست‌گذاران گروه نخست در مبارزه با تورم مصمم هستند حتی اگر این اقدام یک رکود پرهزینه را در اقتصاد ایجاد نماید، در حالی که گروه دوم مستعد نقض تعهداتشان در پایین نگهداشتن تورم به‌منظور دستیابی به افزایش موقتی در اشتغال برای دستاوردهای سیاسی کوتاه‌مدت خود می‌باشند. هزینه تورم برای سیاست‌گذار گروه دوم ملایم است، در حالی که برای سیاست‌گذار گروه اول بسیار بالاست، در نتیجه گروه

نخست سیاست پولی انقباضی را طی دوره‌های با تورم بالا اتخاذ می‌کنند، در حالی که سیاست گروه دوم به استفاده از سیاست پولی ابساطی تمایل دارند، بنابراین زمانی که نرخ تورم پایین است مردم نسبت به انتخاب سیاست پولی توسط مقامات پولی مطمئن هستند، در حالی که در زمان تورم بالا ناطمن می‌باشند. از آنجا که هر دو دسته سیاستگذار به طور تصادفی به قدرت می‌رسند پارادایم فریدمن—بال ادعا می‌کند که نرخ تورم جاری بالاتر ناطمنی را در رابطه با سطح تورم آینده افزایش می‌دهد، بنابراین علیت از افزایش تورم جاری به افزایش در ناطمنی تورم آینده می‌باشد، همچنین این پارادایم پیش‌بینی می‌کند که یک افزایش در میانگین نرخ تورم ناطمنی تورم را به طور دائمی هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت افزایش می‌دهد.

۲-۲. اثر ناطمنی تورم بر تورم

اثر ناطمنی تورم بر تورم نخستین بار توسط کوکرمن و ملتزر (۱۹۸۶) در ادبیات نظری مطرح شده است که به پارادایم کوکرمن-ملتر مشهور است. آنها برخلاف پیش‌بینی‌های پارادایم فریدمن—بال ادعا می‌کنند این افزایش در ناطمنی تورم است که تورم متوسط را افزایش می‌دهد. آنها از چارچوب مدل برو-گوردن^۱ (۱۹۸۳) برای توضیح نظریه خود استفاده می‌کنند، به این معنا که کارگزاران اقتصادی با ناطمنی نرخ رشد پول و ناطمنی تورم مواجه‌اند. در صورت وجود این ناطمنی سیاستگذاران فرصت طلب ممکن است از سیاست پولی ابساطی به منظور غافلگیر نمودن کارگزاران اقتصادی استفاده نمایند. در واقع، ممکن است کاهش در یکاری را به هزینه افزایش بلندمدت در نرخ متوسط تورم مبالغه کنند، بنابراین به عقیده آنها استفاده از سیاست‌های صلاح‌دیدی^۲ در چارچوب رفتار ناسازگاری زمانی^۳ ناطمنی تورم را افزایش می‌دهد که این امر منجر به افزایش در نرخ تورم هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت می‌شود. در ادبیات نظری این رفتار سیاستگذاران فرصت طلب که باعث افزایش ناطمنی تورم می‌شود به کمبود مکانیزم‌های تعهدی شامل نهادهای استقلال بانک مرکزی و هدفگذاری تورم نسبت داده می‌شود (کارانارانه و بیهار، ۲۰۱۱). هلن (۱۹۹۵) برخلاف کوکرمن-ملتر معتقد است افزایش ناطمنی تورم منجر به کاهش تورم می‌شود. وی رابطه منفی بین ناطمنی تورم و تورم را از منظر هزینه اجتماعی بیان می‌کند. به عقیده وی سیاستگذاران پولی انگیزه‌ای برای تحریک اقتصاد از طریق رشد ناگهانی پول ندارند، بلکه انگیزه اصلی آنها ایجاد ثبات اقتصادی است که به فرضیه پایاسازی بانک مرکزی یا بانک مرکزی تثبیت کننده^۴ معروف است. هلن ادعا می‌کند افزایش در ناطمنی تورم سیاستگذاران را تشویق می‌کند تا از سیاست پولی

1. Barro and Gordon

2. Discretionary

3. Time-Inconsistent Behavior

4. Stabilization

انقباضی به منظور تورم‌زدایی و کاهش نااطمینانی تورم و آثار منفی آن بر رفاه اجتماعی استفاده نمایند، بنابراین نااطمینانی تورم برخلاف پیش‌بینی پارادایم کوکرمن- ملتز بر اثر کاهش تورم آینده می‌شود.

۳. پیشینه تجربی

مطالعات تجربی گسترده‌ای به منظور بررسی رابطه تورم و نااطمینانی تورمی توسط پژوهشگران مختلف با استفاده از روش‌های گوناگون و برای کشورهای متفاوت صورت گرفته است. برخی پژوهش‌ها رابطه یک سویه از تورم به نااطمینانی و برخی ارتباط معکوس را مورد بررسی قرار دادند. پژوهش‌های دیگر این ارتباط را به صورت دو سویه مورد بررسی و ارزیابی قرار دادند. در این مطالعات نتایج متفاوت و گاهی متناقض مشاهده می‌شود. به نظر می‌رسد نتایج این مطالعات نسبت به مکان یا کشور مورد مطالعه، بازه زمانی یا دوره نمونه و روش یا مدل انتخابی برای محاسبه نااطمینانی تورم حساس است. در مطالعات اولیه مانند پژوهش اوکان^۱ (۱۹۷۱)، گوردن (۱۹۷۶)، لوگو و ویلت (۱۹۷۶)^۲ و فیشر^۳ (۱۹۷۸) که واریانس تورم به عنوان جانشین نااطمینانی تورم در نظر گرفته شده بود، همبستگی مثبت بین نرخ‌های تورم و واریانس تورم مشاهده شد.

به دنبال معرفی مدل‌های ARCH و GARCH توسط انگل و بولسلو مطالعات تجربی بسیاری از این مدل‌ها استفاده نمودند. برخی از این پژوهش‌ها اثر مثبت تورم بر نااطمینانی را نتیجه گرفتند که تأییدی برای فرضیه فریدمن- بال است. به عنوان مثال، ایوانز (۱۹۹۱) با استفاده از مدل ARCH برای ایالات متحده آمریکا، گریر و پری (۱۹۹۸) با استفاده از مدل GARCH برای کشورهای گروه ۷، فونتاس (۲۰۰۱) با استفاده از این مدل برای بریتانیا، تورتون (۲۰۰۶) با استفاده از مدل GARCH برای کشور هند و در مطالعه بعدی خود در سال ۲۰۰۷ برای ۱۲ کشور نوظهور، ملاڈ نویس^۴ (۲۰۰۹) برای کشور صربستان با استفاده از روش GARCH ، آپرجیس (۲۰۰۴) برای کشورهای گروه ۷، فونتاس و کاراناوس (۲۰۰۷) برای کشورهای گروه ۷ برای دوره زمانی دیگر، ناس و پری (۲۰۰۰) برای کشور ترکیه با استفاده از GARCH اثر مثبت تورم بر نااطمینانی تورم (پارادایم فریدمن- بال) را نتیجه گرفتند، همچنین مطالعاتی همچون کوراپ و ساتسیوگلو (۲۰۰۹) با استفاده از مدل EGARCH، دال و همکاران (۲۰۰۵) با استفاده از مدل‌های نامتقارن GARCH برای گروهی از کشورهای توسعه‌یافته و نوظهور، کوراپ (۲۰۱۱) با استفاده

-
1. Okan
 2. Gordon
 3. Logue and Willet
 4. Fisher
 5. Mladenovic

از مدل TGARCH که مدل نامتقارن است و کاراهان (۲۰۱۲) با استفاده مدل ARMA-GARCH اثر مثبت تورم بر ناطمنی تورم را نشان می‌دهند. در مقابل، وانگ (۲۰۰۱) در مطالعه خود برای ایالات متحده آمریکا با استفاده از یک مدل ARFIMA-GARCH به این نتیجه می‌رسد که در دوره مورد بررسی این مطالعه تورم اثر معنادار منفی ضعیفی بر ناطمنی تورم دارد.

برخی از این پژوهش‌ها هم اثر منفی و هم اثر مثبت تورم بر ناطمنی تورم را نشان می‌دهند. به عنوان مثال، می‌توان به مطالعه بایلی و همکاران (۱۹۹۶) با استفاده از مدل GARCH برای کشورهای گروه ۷، فونتاس (۲۰۱۰) برای گروهی از کشورهای صنعتی با استفاده از مدل GARCH و فونتاس و همکاران (۲۰۰۶) برای کشورهای گروه ۷ اشاره نمود. برخی دیگر از پژوهش‌ها اثر مثبت ناطمنی تورم بر تورم را نشان می‌دهند که تأییدی بر پارادایم کوکرمن-ملتر است. به عنوان مثال، ویلسون (۲۰۰۶) با استفاده از یک مدل EGARCH-M برای کشور ژاپن، موگال و همکاران (۲۰۱۲) برای ۴ کشور جنوب شرقی آسیا شامل اندونزی، مالزی، فیلیپین و تایلند با استفاده از مدل‌های GARCH و EGARCH، برومنت و همکاران (۲۰۰۹) با استفاده از مدل ARCH برای ایالات متحده، بیهار و مالیک (۲۰۱۰) با استفاده از مدل EGARCH برای ایالات متحده به این نتیجه دست یافتند که ناطمنی تورم، تورم را افزایش می‌دهد. پژوهش‌هایی همچون مطالعه تورنتون (۲۰۰۷) برای ۱۲ کشور نوظهور با استفاده از مدل GARCH و مطالعه بردن و فونتاس (۲۰۰۵) با استفاده از مدل GARCH-M برای کشورهای گروه ۷ برخی کشورهای مورد مطالعه اثر منفی ناطمنی تورم را بر تورم (تأیید پارادایم هلند) و برخی کشورها اثر مثبت ناطمنی تورم بر تورم (تأیید پارادایم کوکرمن-ملتر) را دریافتند.

مطالعه گریر و پری (۲۰۰۰) با استفاده از مدل GARCH برای ایالات متحده و کنتیکاس (۲۰۰۴) با این مدل برای اقتصاد انگلستان به این نتیجه می‌رسند که ناطمنی تورم بر تورم اثری ندارد (رد فرضیه کوکرمن - ملتز و فرضیه هلند).

باید توجه داشت در تمام مطالعاتی که از روش‌های GARCH استفاده می‌شود به منظور بررسی رابطه تورم و ناطمنی تورم از ۲ رویکرد متفاوت استفاده شده است. برخی مطالعات از یک رویکرد دو مرحله‌ای استفاده نمودند، به این معنا که ابتدا واریانس شرطی به عنوان جانشین ناطمنی تورم از مدل‌های GARCH محاسبه می‌شود، سپس با استفاده از آزمون علیت گرنجر رابطه علی تورم و ناطمنی مورد بررسی قرار می‌گیرد. دسته دیگر از مطالعات از مدل GARCH-in-Mean یا GARCH-M استفاده می‌کنند که در آن امکان وابسته بودن معادله میانگین تورم به واریانس شرطی فراهم می‌شود و این طریق به طور همزمان در این مدل می‌توان رابطه تورم و ناطمنی تورم را برآورد نمود. استفاده از مدل‌های

GARCH نامتقارن در مطالعات نیز محدودیت‌های کمتری بر رفتار ناطمینانی ایجاد می‌نماید. این مدل‌ها اجازه می‌دهد شوک‌های مثبت و منفی آثار متفاوتی بر برآوردهای ناطمینانی داشته باشند. به هر حال، استفاده از مدل‌های ARCH و GARCH نیز محدودیت‌هایی را بر پژوهش‌های انجام‌شده وارد می‌سازد. این مدل‌ها نمی‌توانند پیامدهای تغییرات رژیم را که ممکن است بر معادله میانگین و واریانس تورم اثر بگذارد به حساب آورند. در این مدل‌ها با وجودی که واریانس شرطی تورم تغییر می‌کند واریانس غیرشرطی ثابت در نظر گرفته می‌شود. به عبارت دیگر، این مدل‌ها برآوردهایی را ارائه می‌نمایند که چگونه واریانس شرطی تورم طی زمان در یک ساختار مشخص تغییر می‌کند.

این مسئله نخستین بار توسط ایوانزو و اچتل (۱۹۹۳) مورد توجه قرار گرفت. به عقیده آنها ناطمینانی در رابطه با تورم آینده می‌تواند به دو جزء تفکیک شود. یکی جزء همارز قطعی^۱ که ناطمینانی در خصوص رژیم‌های تورم آینده را در نظر نمی‌گیرد و واریانس شوک‌های آینده بر فرایند تورم را منعکس می‌کند و دیگری جزء ناطمینانی رژیمی^۲ می‌باشد که ناطمینانی در خصوص تغییرات آینده در مورد رژیم تورمی است. آنها با تجزیه ناطمینانی تورم به این دو جزء نشان دادند اگر در مطالعات و مدل‌های ناطمینانی تورم توجه جدی به پیامدهای تغییر رژیم در رابطه ناطمینانی تورم اعمال نگردد این مدل‌ها علاوه بر اینکه ناطمینانی را کمتر از حد نشان می‌دهند اثر آن را نیز کمتر از حد برآورد می‌کنند. بهدلیل این بحث کیم (۱۹۹۳) با اضافه نمودن ناهمسانی واریانس راهگزینی مارکف به یک مدل جزء مشاهده‌نشده^۳ که شکل خاصی از مدل فضای-حال است مدلی را ارائه می‌کند که بتوان پیامدهای تغییر رژیم در تحلیل رابطه تورم و ناطمینانی را برآورد نمود. وی پس از معرفی مدل خود پویایی‌های تورم و ناطمینانی را برای اقتصاد ایالات متحده مورد بررسی قرار داد. پژوهشگرانی همچون بیهار و هامری (۲۰۰۴) برای کشورهای گروه ۷، بردن و فونتاس (۲۰۰۶) برای ۴ کشور اروپایی (انگلستان، آلمان، ایتالیا و هلند)، کاستیلو و همکاران (۲۰۰۶) برای اقتصاد پرو و کارائاراته و پیهار (۲۰۱۱) برای اقتصاد استرالیا از مدل کیم بهمنظور بررسی پویایی‌های تورم و ناطمینانی استفاده نمودند. به عنوان مثال، بیهار و هامری با استفاده از این مدل نشان دادند رابطه تورم و ناطمینانی در کشورهای گروه ۷ به این امر بستگی دارد که آیا شوک‌ها موقتی یا دائمی هستند، بنابراین این رابطه در افق‌های مختلف متفاوت است و از کشوری به کشور دیگر متفاوت است. بردن و فونتاس نیز در پژوهش خود رابطه تورم و ناطمینانی کوتاه‌مدت را برای کشورهای مختلف ارزیابی نمودند، به طوری که این رابطه در کوتاه‌مدت برای کشورهای هلند و انگلستان مثبت و برای

-
1. Certainty Equivalence
 2. Regime Uncertainty Component
 3. Unobserved Component

کشورهای آلمان و ایتالیا صفر است، در حالی که در بلندمدت رابطه تورم و نااطمینانی برای کشورهای ایتالیا و انگلستان منفی است و برای دیگر کشورها صفر است.

در ایران نیز مطالعات متعددی در زمینه رابطه تورم و نااطمینانی تورم انجام شده است که به طور عمده مشابه یکدیگر بوده‌اند و اغلب این مطالعات ارتباط مثبت و معنادار تورم و نااطمینانی تورم را استخراج نموده‌اند. تمام این پژوهش‌ها از روش‌های ARCH و GARCH بهره برده‌اند و از جمله این پژوهش‌ها می‌توان به فرزین و ش و عباسی (۱۳۸۵) با روش GARCH، ابراهیمی و سوری (۱۳۸۵) با روش GARCH، تشکینی (۱۳۸۵) با روش GARCH، محمدی و طالب‌لو (۱۳۸۷) با روش ARFIMA-GARCH و مهرآرا و مجتبی (۱۳۸۸) با روش‌های EGARCH و GARCH اشاره نمود.

۴. مدل ناهمسانی واریانس راهگزینی مارکف^۱

با توجه به محدودیت‌های روش‌های ARCH و GARCH کیم (۱۹۹۳) مدل ناهمسانی واریانس راهگزینی مارکف را بهمنظور بررسی رابطه پویای تورم و نااطمینانی تورم معرفی نمود. وی تلاش نمود با اضافه کردن ناهمسانی واریانس راهگزینی مارکف همیلتون به یک مدل جزء مشاهده نشده^۲ که شکل خاصی از مدل فضا-حالت^۳ است مدلی را ارائه نماید که پیامدهای تغییرات رژیم در میانگین و واریانس تورم در نظر گیرد. یکترین کاربرد مدل‌های فضا-حالت در اقتصادستنجه و تحلیل سری‌های زمانی بر اساس این فرض است که جملات اخلال در معادلات اندازه‌گیری^۴ و معادلات گذار^۵ (حالت) واریانس همسان است. ابتدا وی در مدل جزء مشاهده نشده واریانس ناهمسانی از نوع ARCH را وارد می‌نماید. این مدل با وجودی که نسبت به مدل جزء مشاهده نشده استاندارد بهتر می‌تواند رفتار سری‌های زمانی اقتصادی را لحاظ نماید، اما نمی‌تواند پیامدهای ناشی از تغییرات رژیم را در نظر گیرد. به این منظور، کیم به مدل فضا-حالت جزء مشاهده نشده ناهمسانی واریانس راهگزینی مارکف را اضافه نمود، به این معنا که در این مدل فرض می‌شود انتقالات در واریانس‌های جملات اخلال در معادلات اندازه‌گیری و گذار (حالت) از طریق یک متغیر وضعیت مشاهده نشده که بر اساس یک فرایند مارکف گسترش می‌یابد هدایت می‌شود، سپس با استفاده از این رویکرد به مدلسازی رفتار تورم فصلی ایالات متحده آمریکا در رابطه آن با نااطمینانی تورم می‌پردازد.

-
1. Markov Regime-Switching Heteroscedasticity (MRSH)
 2. Unobserved Component
 3. State- Space Model
 4. Measurement Equations
 5. Transition Equations

در این راستا کیم ابتدا به پیروی از رویکرد بال و سچتی^۱ (۱۹۹۰) فرض می‌کند که تورم در معرض شوک‌های دائمی و موقتی است، به این معنا که سری تورم در هر کشور شامل یک جزء تصادفی روند^۲ و یک جزء مانای موقتی^۳ حول روند تورم است، بنابراین می‌توان ناطمینانی‌های متفاوتی را در ارتباط با این دو جزء در نظر گرفت. شوک‌های دائمی و قایعی را شامل می‌شود که روند تورم را تغییر می‌دهند. انتقال در روند تورم و شوک‌های موقتی نوسان‌های حول روند تورم است. از دیدگاه بال و سچتی ناطمینانی در خصوص تورم فصل بعد (ناظمینانی کوتاه‌مدت) به واریانس شوک‌های موقتی بستگی دارد، در حالی که ناظمینانی در رابطه با تورم طی سال‌های زیاد به واریانس روند تورم (واریانس شوک‌های دائمی) بستگی دارد. آنها ثابت می‌کنند که تفاوت در افق زمانی در نظر گرفته شده توسط پژوهش‌های قبل در نتایج این پژوهش‌ها مبنی بر رابطه تورم و ناظمینانی مؤثرند، بنابراین تجزیه ناظمینانی به ناظمینانی کوتاه‌مدت و بلند‌مدت می‌تواند نتایج تجربی متناقض در این پژوهش‌ها را توضیح دهد. مدل اولیه بال و سچتی را برای سری زمانی تورم هر کشور می‌توان به صورت زیر نوشت.

$$\pi_t = T_t + \epsilon_t \quad (1)$$

$$T_t = T_{t-1} + v_t \quad (2)$$

معادلات (۱) و (۲) یک مدل ساده اجزای مشاهده نشده است که در آن، π_t تورم واقعی و T_t جزء روند تورم از یک فرایند گام تصادفی تبعیت می‌کند. به‌منظور بررسی رابطه تورم و ناظمینانی تورم در افق‌های مختلف در مدل خود هم شوک‌های دائمی و هم شوک‌های موقتی را در نظر می‌گیرند. ϵ_t و v_t به ترتیب شوک‌های موقتی و دائمی را نشان می‌دهند که فرض می‌شود هر دو نوافه سفید^۴ هستند، بنابراین تورم واقعی برابر با روند تورم به علاوه نوافه سفید است. شوک‌های موقتی v_t و قایعی را لحظه می‌کنند که تورم را به‌طور موقتی تحت تأثیر قرار می‌دهد، اما بر روند تورم اثر نمی‌گذارد. به عنوان مثال، شوک‌های موقتی عرضه یا شوک‌های موقتی تقاضا از این نمونه‌اند. شوک‌های دائمی ϵ_t و قایعی را در بر می‌گیرد که روند تورم را تغییر می‌دهد. به عنوان مثال، روند تورم اغلب از طریق روند رشد پول مشخصی می‌شود و شوک‌هایی که روند رشد پول را تغییر می‌دهند می‌توانند نمونه‌ای از شوک‌های دائمی بر روند تورم تلقی شوند. با در نظر گرفتن این رویکرد کیم تصویح مدل MRSIH خود را به صورت زیر ارائه می‌کند:

-
1. Ball and Cecchetti
 2. Stochastic trend component
 3. Stationary component
 4. White Noise

$$\delta_t = T_t + i_1 s_{1,t} + i_2 s_{2,t} + i_3 s_{1,t} s_{2,t} + (h_0 + h_1 s_{2,t}) \varepsilon_t \quad (3)$$

$$T_t = T_{t-1} + v_t \quad (4)$$

در اینجا نیز $i_1 \sim N(0,1)$ و $v_t \sim N(0,1)$ به ترتیب شوک‌های دائمی بر روند تصادفی تورم و شوک‌های موقتی مانا را نشان می‌دهند. در این مدل هم جزء دائمی و هم جزء موقتی تورم در معرض تغییرات رژیم است. $s_{1,t}$ متغیر وضعیت مشاهده‌نشده‌ای است که تغییر رژیم را در جزء روند نشان می‌دهد. به طور مشابه جزء موقتی تورم نیز در معرض تغییرات رژیم است و $s_{2,t}$ وضعیت‌های آن را در هر نقطه از زمان نشان می‌دهد. در هر دو متغیر $s_{1,t}$ و $s_{2,t}$ فرض می‌شود که بر اساس زنجیره مارکف دو وضعیتی مرتبه اول^۱ به طور مستقل گسترش می‌یابند.

این دو متغیر در مدل راهگرینی مارکف می‌توانند مقادیر صفر و یک را اختیار کنند که به ترتیب نشان‌دهنده وضعیت واریانس در جزء روند تصادفی و جزء موقتی مانا هستند. زمانی که متغیر وضعیت ارزش صفر به خود می‌گیرد نشان‌دهنده وضعیت یا رژیم واریانس پایین است و زمانی که متغیر وضعیت ارزش یک را به خود می‌گیرد رژیم واریانس بالا را نشان می‌دهد.

به منظور داشتن یک پویایی کامل از متغیرها توزیع احتمال چگونگی حرکت $s_{1,t}$ و $s_{2,t}$ از یک وضعیت به وضعیت دیگر مورد نیاز است. بر این اساس، در مدل راهگرینی مارکف انتقال بین رژیم‌ها می‌تواند با استفاده از ماتریس احتمال انتقال^۲ نشان داده شود. این ماتریس به صورت زیر است:

$$P = \begin{bmatrix} P_r(s_{1,t} = 0 | s_{1,t-1} = 0) & P_r(s_{1,t} = 1 | s_{1,t-1} = 1) \\ P_r(s_{2,t} = 0 | s_{2,t-1} = 0) & P_r(s_{2,t} = 1 | s_{2,t-1} = 1) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{00} & p_{11} \\ q_{00} & q_{11} \end{bmatrix} \quad (5)$$

در حالت کلی بر اساس تصريح فوق ۴ رژیم یا وضعیت متفاوت اقتصادی که مانند ترکیب‌های وقوع رژیمی در زمان t است به صورت زیر می‌تواند وجود داشته باشد:

- ۱. $(s_{1,t} = 0 | s_{2,t} = 0)$: رژیم
- ۲. $(s_{1,t} = 0 | s_{2,t} = 1)$: رژیم
- ۳. $(s_{1,t} = 1 | s_{2,t} = 0)$: رژیم
- ۴. $(s_{1,t} = 1 | s_{2,t} = 1)$: رژیم

1. First Order Two-State Markov Chain
2. Transition Probability Matrix

به این ترتیب، رژیم یک مطابق با وضعیت واریانس پایین برای هر دو زنجیره مارکف است. رژیم ۲ به وضعیت واریانس پایین برای جزء دائمی و واریانس بالا برای جزء موقتی تورم اشاره دارد. رژیم ۳ نیز نشان‌دهنده وضعیت واریانس بالا برای جزء دائمی و واریانس پایین برای جزء موقتی است. در نهایت، رژیم ۴ وضعیت واریانس بالا برای هر دو زنجیره مارکف را نشان می‌دهد.

از تصریح مدل آشکار است که شوک‌ها بر جزء دائمی ارزش Q_0 و شوک‌ها بر جزء موقتی ارزش h_0 را می‌گیرند، زمانی که آنها در وضعیت واریانس پایین قرار دارند. در وضعیتی که واریانس بالا برای هر دو شوک وجود دارد شوک‌های دائمی ارزش Q_0+Q_1 و شوک‌های موقتی ارزش h_0+h_1 را به خود می‌گیرند.

پارامترهای این مدل می‌توانند با استفاده از الگوریتم کامپیوترا کیم و نلسون (۱۹۹۹) برآورد شوند. پارامترهای $\hat{\mu}$ برآوردهایی را از نرخ تورم بسته به متغیر رژیم فراهم می‌کند، به طوری که وضعیت‌ها یا رژیم‌های واریانس بالا برای شوک‌های موقتی و دائمی تورم بر میانگین آن از طریق پارامترهای μ اثر می‌گذارند، به این معنا که پارامتر μ اثر وضعیت واریانس بالای شوک‌های دائمی بر میانگین تورم، پارامتر μ_2 اثر وضعیت واریانس بالای جزء موقتی را بر میانگین تورم و پارامتر μ_3 این اثر را زمانی که هر دو شوک در وضعیت واریانس بالا قرار دارند نشان می‌دهد. به بیان دقیق‌تر، μ_2 برآورده اثر ناظمینانی را در حالت واریانس بالای جزء روند یا جزء دائمی بلندمدت نشان می‌دهد. μ_3 برآورده اثر ناظمینانی را در حالت واریانس بالا جزء موقتی در کوتاه‌مدت اندازه می‌گیرد و μ_1 برآورده اثر ناظمینانی را در حالت واریانس بالا در هر دو جزء روند بلندمدت و موقتی در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد. (Q_0, Q_1) افزایش واریانس جزء روند در طول وضعیت واریانس بالا (کم) و (h_0, h_1) افزایش واریانس جزء موقتی در طول وضعیت واریانس بالا (کم) را مشخص می‌کنند. به منظور برآورده این مدل از روش حداقل راستنمایی^۱ استفاده می‌شود (همیلتون، ۱۹۹۰). این برآورد بر اساس اجرای الگوریتم حداقل‌رسازی امید (EM)^۲ انجام می‌گیرد. الگوریتم EM پارامترهای مدل را زمانی که سری زمانی مشاهده شده به یک متغیر تصادفی پنهان وابسته است تخمین می‌زند.

۵. برآورده مدل MRSR برای اقتصاد ایران

در این پژوهش از سری زمانی تعديل شده فصلی شاخص قیمت مصرف کننده CPI^۳ به قیمت سال پایه ۱۳۸۳ استفاده شده است. منبع داده‌های مورد استفاده بانک جهانی است و دوره مورد مطالعه (۱۳۹۱-۱۳۶۷) می‌باشد، همچنین تورم به صورت زیر محاسبه شده است:

-
1. Maximum Likelihood
 2. Expectation Maximization
 3. Consumer Price Index

$$INF = 100 \times (\ln(CPI_t) - \ln(CPI_{t-1})) \quad (7)$$

تخمین‌های حداکثر راستنمایی (MLE) مدل MRSH برای دوره مورد بررسی با استفاده از الگوریتم بهینه‌سازی کیم (1993) و کیم و نلسون (1999) انجام شده است. نرم‌افزاری که برای تخمین مدل استفاده شده است نتایج تخمین پارامترهای مدل MRSH در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱. نتایج تخمین پارامترهای مدل MRSH

آماره t	انحراف معیار	تخمین	پارامترها
۸/۱۰۱	۰/۰۹۹	۰/۸۰۲	p_{11}
۸/۸۰۲	۰/۱۰۱	۰/۸۸۹	p_{00}
۵/۳۶۹	۰/۱۴۶	۰/۷۸۴	q_{11}
۳۵/۴	۰/۰۲۷	۰/۹۵۶	q_{00}
۰/۰۵۷	۰/۳۶۸	۰/۲۱	q_0
۶/۱۲	۰/۱۴۸	۰/۹۰۶	H_0
۰/۲۶۳	۰/۷۱۷	۰/۱۸۹	Q_1
۲/۳۶	۰/۶۸۴	۱/۶۱۷	h_1
۴/۱۴	۰/۵۱۹	۲/۱۵	μ_1
-۹/۷۱	۰/۲۸۵	-۲/۷۷	μ_2
۲/۳۳	۲/۷۹	۶/۵۱	μ_3

مقدار حداکثر راستنمایی: ۱۹۱/۱۲

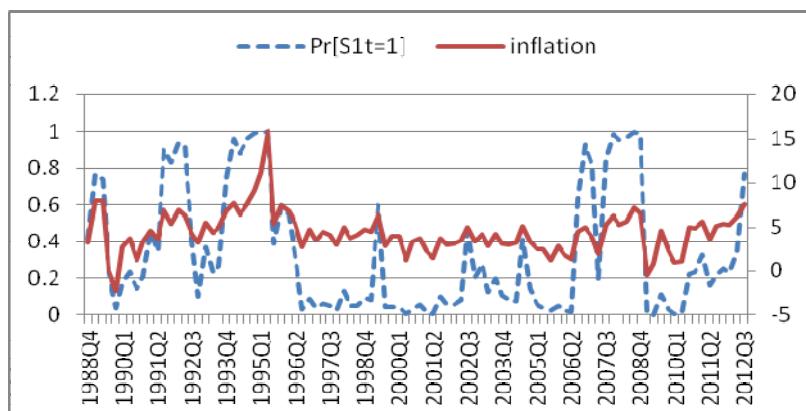
مأخذ: نتایج تحقیق.

پارامترهای μ تخمین‌های نرخ تورم را در هر یک از رژیم‌های ۴ گانه نشان می‌دهند. μ_1 تخمین اثر ناطمنی را در حالت واریانس بالای جزء روند بلندمدت نشان می‌دهد. μ_2 تخمین اندازه اثر ناطمنی را در حالت واریانس بالا جزء موقتی در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد و μ_3 تخمین اندازه اثر ناطمنی را در حالت واریانس بالای هر دو جزء روند بلندمدت و موقتی در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد. (Q_0, Q_1) افزایش واریانس جزء روند در طول وضعیت واریانس بالا (کم) و (h_0, h_1) افزایش واریانس جزء موقتی در طول وضعیت واریانس بالا (کم) را مشخص می‌کنند.

تخمین پارامتر μ_1 مثبت و بزرگ می‌باشد و معناداری بالایی دارد و دلالت بر این دارد که افزایش ناطمنی تورمی منجر به افزایش روند بلند مدت تورم می‌شود. این نتیجه مطابق با پارادایم کوکرمن-ملتر می‌باشد که در آن افزایش ناطمنی تورمی منجر به افزایش تورم می‌شود.

تخمین پارامتر μ_2 منفی و بزرگ‌گ می‌باشد و به معنای این است که افزایش در ناطمینانی کوتاه‌مدت (موقع) منجر به کاهش نرخ تورم کوتاه‌مدت می‌شود که مطابق با پارادایم هلند می‌باشد. تخمین پارامتر μ_3 مثبت است و نشان می‌دهد افزایش همزمان در ناطمینانی کوتاه‌مدت و بلندمدت منجر به افزایش تورم می‌شود. همچنین ملاحظه می‌شود که قدر مطلق پارامتر μ_1 از پارامتر μ_2 کمتر است که این امر نشان می‌دهد اثر ناطمینانی تورم بر تورم در بلندمدت در مقایسه با این اثر در کوتاه‌مدت در اقتصاد ایران کمتر است. مقدار پارامتر μ_3 نیز $6/51$ می‌باشد که در مقایسه با دو پارامتر μ_1 و μ_2 اختلاف چشمگیری دارد، به این معنا که افزایش همزمان ناطمینانی کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر بزرگ‌تری بر تورم در مقایسه با شرایطی که تنها ناطمینانی در کوتاه‌مدت یا بلندمدت وجود دارد را ایجاد می‌کند.

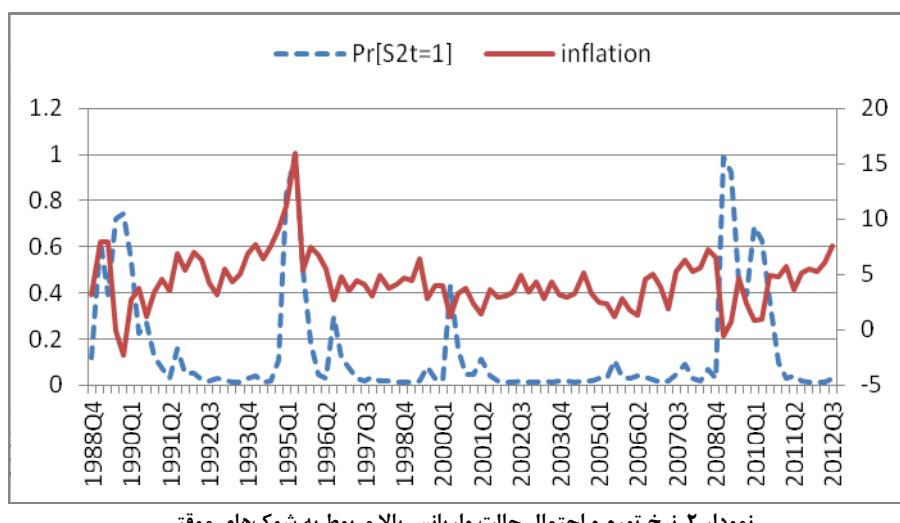
تخمین عناصر ماتریس احتمالات انتقال p_{11} و p_{00} برای متغیر راهگزینی s_{1t} و s_{0t} برای متغیر راهگزینی s_{2t} در سطح بالای معنادار می‌باشدند. پارامتر $p_{00} = 0.889$ احتمال تغییر از رژیم با ناطمینانی پایین جزء روند به رژیم با ناطمینانی پایین جزء روند یا به عبارتی ماندگاری رژیم با ناطمینانی پایین جزء روند را نشان می‌دهد، پارامتر $p_{11} = 0.802$ احتمال ماندگاری رژیم با واریانس بالای جزء روند را نشان می‌دهد، بنابراین احتمال ماندگاری رژیم با واریانس پایین جزء روند در مقایسه با احتمال ماندگاری رژیم با واریانس بالای جزء روند بیشتر می‌باشد. پارامتر $p_{00} = 0.956$ نشان‌دهنده احتمال ماندگاری رژیم با واریانس پایین جزء موقتی می‌باشد و پارامتر $p_{11} = 0.784$ احتمال ماندگاری رژیم با واریانس بالای جزء موقتی کمتر می‌باشد. نمودار (۱) نرخ تورم و احتمال قرار گرفتن در حالت واریانس بالای شوک‌های دائمی (روند) اقتصاد ایران را نشان می‌دهد.



نمودار ۱. نرخ تورم و احتمال حالت واریانس بالا مربوط به شوک‌های دائمی (روند)

از آنجا که واریانس بالای جزء روند به عنوان جانشینی برای ناطمنی بلندمدت در نظر گرفته می‌شود این نمودار پویایی تورم و ناطمنی تورم اقتصاد ایران را در بلندمدت نشان می‌دهد. در این نمودار محور عمودی سمت راست نرخ تورم را مشخص می‌نماید و محور عمودی سمت چپ احتمال واریانس بالا برای شوک‌های دائمی بر روند تورم را نشان می‌دهد. از این نمودار می‌توان دریافت که طی دوره مورد بررسی هر جا نرخ تورم افزایش یافته است احتمال واریانس بالای جزء روند نیز افزایش می‌یابد. در واقع، همراهی مثبت دو متغیر تورم و ناطمنی بلندمدت به طور پویا مشاهده می‌گردد. به عبارت دیگر، در بلندمدت تورم و ناطمنی به طور مثبت رابطه دارند که این حاکم بودن پارادایم فریدمن—بال را در رابطه بین تورم و ناطمنی تورمی بلندمدت در اقتصاد ایران نشان می‌دهد.

نمودار (۲) نرخ تورم و احتمال قرار گرفتن در حالت واریانس بالای شوک‌های موقتی را برای اقتصاد ایران نشان می‌دهد. در این نمودار نیز محور عمودی سمت راست نرخ تورم را مشخص می‌کند و محور عمودی سمت چپ احتمال واریانس بالا برای شوک‌های موقتی بر روند تورم را نشان می‌دهد. واریانس بالای شوک‌های موقتی نیز ناطمنی کوتاه‌مدت را نشان می‌دهد. این شکل پویایی تورم و ناطمنی تورم اقتصاد ایران را در کوتاه‌مدت ترسیم می‌کند. با ملاحظه این نمودار همراهی منفی نرخ تورم و احتمال بالا برای شوک‌های موقتی در دوره مورد بررسی مشاهده می‌شود. به عبارت دیگر، در کوتاه‌مدت تورم و ناطمنی تورم رابطه منفی دارند، به این معنا که هر جا نرخ تورم افزایش یافته است احتمال واریانس بالای شوک‌های موقتی (ناطمنی کوتاه‌مدت) نیز افزایش می‌یابد که این مشاهده نشان می‌دهد در کوتاه‌مدت رابطه تورم و ناطمنی در اقتصاد ایران سازگار با پارادایم فریدمن—بال نیست و تنها حاکم بودن پارادایم هلنل مشاهده می‌شود.



با توجه به نتایج بدست آمده از نمودارهای فوق می‌توان رابطه بین تورم و ناطمنانی تورم را در ۲ افق زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت اینگونه تفسیر نمود با توجه به اینکه علل مختلفی در جامعه می‌تواند منجر به بروز ناطمنانی تورمی شود و ایجاد چنین فضایی منتهی به بروز رفتارهایی در جامعه می‌شود که بر پیدایش تورم دامن می‌زند و از آنجایی که عوامل بروز تورم خود می‌تواند منشأ ناطمنانی تورم باشد، ابزارهای کنترل تورم می‌توانند به نحوی اثرگذاری ناطمنانی تورمی بر تشدید تورم را کنترل نمایند. بر این اساس، از آنجا که در کوتاه‌مدت مهار تورم از طریق اعمال سیاست‌های پولی انقباضی توسط بانک مرکزی امکان‌پذیر می‌باشد، از این رو در کوتاه‌مدت تأثیر منفی ناطمنانی تورم بر تورم نمایان نخواهد شد، در نتیجه در کوتاه‌مدت رابطه معکوس بین ناطمنانی تورم با تورم مشاهده می‌شود که همان نتایج پارادایم هلند در کوتاه‌مدت می‌باشد، اما بهدلیل وجود پدیده رکود تورمی در ایران مشاهده می‌شود که این سیاست‌ها به صورت بالقوه می‌تواند در بلندمدت تولید و سرمایه‌گذاری را بهدلیل کاهش نقدینگی تحت تأثیر قرار داده و در بلندمدت بهدلیل اثرگذاری منفی بر رشد اقتصادی منجر به افزایش تورم گردد، همچنین عوامل دیگری همچون کسری بودجه دولت، عدم استقلال بانک مرکزی و ماهیت بی ثبات قیمت نفت و درآمدهای نفتی کشور، نوسان‌های نرخ ارز و وابستگی اقتصاد به واردات مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای منجر به ناکارایی سیاست‌های پولی انقباضی در کنترل تورم در بلندمدت می‌شود که با توجه به تأثیر تورم بر ایجاد فضای ناطمنانی مجدد ناطمنانی تورم در جامعه تشدید می‌شود که این امر منجر به بروز رفتارهای تورم‌زا توسط افراد جامعه می‌گردد و از آنجا که امکان اثربخشی سیاست‌های پولی انقباضی بر کنترل تورم به دلایل فوق در بلندمدت وجود ندارد تورم در بلندمدت افزایش می‌یابد. به این ترتیب، روند پویای حرکت ناطمنانی تورم و تورم در بلندمدت همسو می‌شود که این مهم تأییدی بر پارادایم فریدمن - بال است.

در اینجا تلاش می‌شود تا با نگاهی بر رخدادهای صورت‌گرفته در دوره مورد بررسی این مقاله در اقتصاد ایران به دلایل بروز ناطمنانی تورمی که با وجود اعمال ابزارهای کنترلی و کاهش تورم در کوتاه‌مدت به بروز تورم در بلندمدت منتهی شده است اشاره نمود:

در سال‌هایی که با جنگ تحمیلی همراه بود مشاهده می‌شود با اعمال سیاست‌های شدید حمایتی دولت و عرضه انواع کالاهای ضروری و اساسی به صورت یارانه‌ای اثر ناطمنانی تورم ناشی از جنگ بر تورم پدیدار نشد و سطح عمومی قیمت‌ها رشد چندانی نداشت، در حالی که در این سال‌ها بهدلیل تمرکز برنامه‌ها به حوزه‌های مربوط به جنگ میزان تولید همگام با تقاضا رشد نکرد و ارائه ابیه کالاهای یارانه‌ای دولت موجب پایین نگهداشتن قیمت‌ها شد و سال به سال بر بار یارانه‌ای دولت افزوده شد.

پس از اتمام جنگ و در دوران سازندگی تلاش دولت برای آزادسازی قیمت‌ها و کاهش برخی یارانه‌ها که تداوم آنها در دوران پس از جنگ توجیه‌پذیر نبود منجر به افزایش فضای نااطمینانی در جامعه شد که نتیجه آن رشد شدید تورم بود. سابقه نرخ تورم در سال‌های پس از انقلاب نشان می‌دهد که بالاترین نرخ تورم در ایران به سال ۱۳۷۴ باز می‌گردد که اجرای سیاست تعديل اقتصادی و تزریق نقدینگی برای پیشبرد طرح‌های توسعه‌ای زیرساختی موجب رکوردنی نرخ تورم در این سال شد. البته با اجرای سیاست‌های کترلی و برقراری ثبات نسبی در بازار اقتصاد کشور با افزایش تولید ناخالص داخلی مواجه گردید و نرخ تورم در سال‌های بعد تعديل شد. مجدد طی سال‌های (۱۳۷۶-۱۳۷۸) تولید در سطح کشور تحت تأثیر کاهش شدید درآمدهای نفتی کاهش یافت و بروز نااطمینانی تورمی حاصل از کاهش درآمد نفت منجر به افزایش تورم شد، همچنین طی سال‌های (۱۳۷۹-۱۳۸۲) تولید از رشد قابل ملاحظه‌ای تحت تأثیر افزایش درآمدهای نفتی قرار گرفت و این امر افزایش عرضه و کاهش تورم را به دنبال داشت، به طوری که نرخ تورم در سال ۱۳۸۰ کاهش یافت.

طی این دوران با اتخاذ سیاست‌های مهار تورم، افزایش انضباط مالی دولت، گسترش استقلال بانک مرکزی و ایجاد حساب ذخیره ارزی برای جلوگیری از سرازیر شدن درآمد نفت در جامعه نرخ تورم نسبت به قبل کاهش یافت و بهدلیل نبود فضای نااطمینانی طی سال‌های (۱۳۸۰-۱۳۸۵) نرخ تورم نوسان جزئی داشت، اما در سال ۱۳۸۵ تزریق منابع فراوان دلاری و ریالی از سوی دولت به طرح‌های عمرانی سراسر کشور و افزایش اعطای تسهیلات بانکی موجب رشد نقدینگی سرگردان در سطح جامعه و ایجاد نااطمینانی‌های تورمی و متعاقباً رشد تورم گردید، همچنین با افزایش طرح‌های عمرانی و کاهش انضباط مالی و سیلان نقدینگی ناشی از چاپ اسکناس‌های حاصل از فروش نفت در کشور و تشدید نااطمینانی در سال‌های ۱۳۸۶ و ۱۳۸۷ تورم افزایش یافت، اما دولت برای کاهش فشار بیشتر به مردم در سال‌های بعد به انباشت نقدینگی و اجرای سیاست‌های انقباضی اقدام نمود که نشانه‌ای از کاهش تورم در کوتاه‌مدت با وجود تداوم فضای نااطمینانی تورمی از سال‌های گذشته مشاهده شد. در سال ۱۳۸۸ تورم سیر نزولی به خود گرفت و این سیر نزولی تداوم داشت و در سال ۱۳۸۹ برای نخستین بار به عدد یک رقمی رسید، اما با توجه به اجرای طرح هدفمندی یارانه‌ها در ماه‌های پایانی سال و بروز نااطمینانی تورمی این رقم مجدد دو رقمی شد و افزایش یافت. ادامه روند هدفمندی یارانه‌ها با توجه به اوضاع نامساعد اقتصادی بهدلیل تحریم‌های اقتصادی و نوسان‌های شدید نرخ ارز در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ منجر به افزایش نااطمینانی تورمی بهدلیل بی‌ثباتی شدید اقتصادی شد که اثرگذاری منفی فضای نااطمینانی تورمی بر تورم به اندازه‌ای بود که تورم فزاینده‌ای در اقتصاد مشاهده شد.

۶. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این پژوهش از مدل ناهمسانی واریانس راهگزینی مارکف به منظور بررسی رابطه پویای تورم و نااطمینانی تورم در اقتصاد ایران استفاده شده است. در این مدل که توسط کیم (۱۹۹۳) معرفی شد امکان تغییر رژیم در میانگین تورم و واریانس آن با استفاده از ۲ فرایند مارکف مستقل از مرتبه اول در نظر گرفته می‌شود. برخلاف مدل‌های ARCH و GARCH که در آنها واریانس شرطی تغییر می‌کند، در حالی که واریانس غیرشرطی ثابت است این مدل نااطمینانی تورم را بر اساس واریانس‌های غیرشرطی و با توجه به آثار نااطمینانی منبع از شوک‌های پیش‌بینی نشده ناشی از انتقال رژیم محاسبه می‌کند، همچنین در این مدل سری تورم به اجزای دائمی و موقتی تفکیک می‌شود که این امکان بررسی شوک‌های موقتی و دائمی بر تورم را میسر می‌سازد، بنابراین می‌توان رابطه تورم و نااطمینانی تورم را در ۲ افق کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی نمود.

نتایج تجربی این پژوهش نشان می‌دهد که رابطه پویای تورم و نااطمینانی تورم در ۲ افق بلندمدت و کوتاه‌مدت متفاوت است. در بلندمدت همراهی مثبت تورم و نااطمینانی تورم وجود دارد و هر دو پارادایم فریدمن- بال و کوکرمن- ملتز در بلندمدت حاکم است، به این معنا که افزایش تورم نااطمینانی تورم را افزایش می‌دهد و افزایش نااطمینانی تورم نیز تورم را افزایش می‌دهد، در حالی که در کوتاه‌مدت رابطه منفی تورم و نااطمینانی تورم مشاهده می‌شود، به این معنا که دیگر پارادایم فریدمن- بال صادق نیست و تنها پارادایم هلند حاکم است، به طوری که در کوتاه‌مدت افزایش نااطمینانی تورم، تورم را در اقتصاد ایران افزایش می‌دهد. به هر حال دستاورد سیاستی که از یافته‌های این پژوهش می‌توان نتیجه گرفت این است که دولت به ویژه بانک مرکزی می‌بایست به منظور ثبات قیمت در کوتاه‌مدت و بلندمدت از اتخاذ سیاست‌های اقتصادی که روند تورم را نامطمئن می‌سازد و باعث افزایش نااطمینانی تورم می‌شود خودداری نماید. البته بررسی تأثیر سیاست‌های اقتصادی دولت و بررسی سایر عوامل بر نااطمینانی تورم می‌تواند موضوع پژوهش‌های بعدی قرار گیرد که به طور قطع نتایج مفیدی را در بر خواهد داشت.

منابع

- ابراهیمی، محسن و علی سوری (۱۳۸۵)، "رابطه بین تورم و ناطمینانی تورم در ایران"، *مجله دانش و توسعه*، شماره ۱۸، صص ۱۲۶-۱۱۱.
- تشکینی، احمد (۱۳۸۵)، "آیا ناطمینانی تورمی با سطح تورم تغییر می‌کند؟"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۳، صص ۲۱۰-۱۹۳.
- فرزین‌وش، اسدالله و موسی عباسی (۱۳۸۵)، "بررسی رابطه بین تورم و ناطمینانی تورمی در ایران با استفاده از مدل‌های GARCH و حالت-فضا"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۴، صص ۲۵-۵۵.
- محمدی، تیمور و رضا طالب‌لو (۱۳۸۹)، "پویایی‌های تورم و رابطه تورم و عدم اطمینان اسمی با استفاده از الگوی ARFIMA-GARCH پژوهشنامه اقتصادی، سال ۱۰، شماره اول، صص ۱۷۰-۱۳۷.
- مهرآر، محسن و رامین مجتبی (۱۳۸۸)، "ارتباط میان تورم، ناطمینانی تورم، تولید و ناطمینانی تولید در اقتصاد ایران"، *فصلنامه پول و اقتصاد*، شماره ۲، زمستان.
- Apergis, N. (2004), "Inflation, Output Growth, Volatility and Causality: Evidence from Panel Data and the G7 Countries," *Economics Letters*, Vol. 83, No. 2, PP. 185-191.
- Baillie, R., Chung, C., & M. , Tiselau (1996), "Analysing Inflation by the Fractionally Integrated ARIFMA-GARCH Model", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 11, PP. 23-40.
- Ball, L. (1992), "Why does High Inflation Raise Inflation Uncertainty?", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 29, No. 3, PP. 371-388.
- Ball, L., Cecchetti, S. G., & Gordon, R. J. (1990). Inflation and uncertainty at short and long horizons. *Brookings Papers on Economic Activity*, 215-254.
- Berument, H., Yalcin, Y. & J. Yildirim (2009), "The Effect of Inflation Uncertainty on Inflation: Stochastic Volatility in Mean Model Within a Dynamic Framework," *EconomicModelling*, Vol. 26, No. 6, PP. 1201-1207.
- Bhar, R. & S. Hamori (2004), "The Link between Inflation and Inflation Uncertainty: Evidence from G7 Countries," *Empirical Economics*, Vol. 29, No. 4, PP. 825-853.
- Bhar, R. & G. Mallik (2010), "Inflation, Inflation Uncertainty and Output Growth in the USA", *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, Vol. 389, No. 23, PP. 5503-5510.
- Bredin, D. & S. Fountas (2005), "Macroeconomic Uncertainty and Macroeconomic Performance: Are They Related?", *The Manchester School*, Vol. 73, No. s1, PP. 58-76.
- Bredin, D. & S. Fountas (2006, April)," Inflation, Inflation Uncertainty and Markov Regime Switching Heteroskedasticity: Evidence from European Countries," In *Money Macro and Finance (MMF) Research Group Conference*, Vol. 125.
- Cai, J. (1994), "A Markov Model of Switching-Regime ARCH," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 12, No. 3, PP. 309-316.
- Caporale, T. & B. McKiernan (1997), "High and Variable Inflation: Further Evidence on the Friedman Hypothesis," *Economics Letters*, Vol. 54, No. 1, PP. 65-68.
- Castillo, P., Humala, A. & V. Tuesta (2012), "Regime Shifts and Inflation Uncertainty in Peru," *Journal of Applied Economics*, Vol. 15, No. 1, PP. 71-87.
- Cukierman, A. & A. H. Meltzer (1986), "A Theory of Ambiguity Credibility and Inflation Under Discretion and Asymmetric Information," *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, PP. 1099-1128

- Daal, E., Naka, A. & B. Sanchez** (2005), "Re-Examining Inflation and Inflation Uncertainty in Developed and Emerging Countries," *Economics Letters*, Vol. 89, No. 2, PP. 180-186.
- Devereux, M.** (1989), "A Positive Theory of Inflation and Inflation Variance," *Economic Inquiry*, Vol. 27, No.1, PP. 105-116.
- Evans, M.** (1991), "Discovering the Link between Inflation Rates and Inflation Uncertainty," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 23, No. 2, PP. 169-184.
- Evans, M. & P. Wachtel** (1993), "Inflation Regimes and the sources of Inflation Uncertainty," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 25, No. 3, PP. 475-511.
- Fischer, S., & F. Modigliani** (1978). Towards an understanding of the real effects and costs of inflation. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 114(4), 810-833..
- Fountas, S.** (2001), "The Relationship between Inflation and Inflation Uncertainty in the UK: (1885-1998)," *Economics Letters*, Vol. 74, No. 1, PP. 77-83.
- Fountas, S., Karanasos, M. & J. Kim** (2006), Inflation Uncertainty, Output Growth Uncertainty and Macroeconomic Performance," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 68, No. 3, PP. 319-343.
- Fountas, S. & M. Karanasos** (2007), "Inflation, Output Growth, and Nominal and Real Uncertainty: Empirical Evidence for the G7", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 26, No. 2, PP. 229-250.
- Fountas, S.** (2010), "Inflation, Inflation Uncertainty and Growth: Are They Related?," *Economic Modelling*, Vol. 27, No. 5, PP. 896-899.
- Friedman, M.** (1977). Nobel lecture: inflation and unemployment. *The Journal of Political Economy*, 451-472.
- Golob, J. E.** (1994). Does inflation uncertainty increase with inflation?.*ECONOMIC REVIEW-FEDERAL RESERVE BANK OF KANSAS CITY*, 79, 27-27.
- Gordon, Robert, J.** (1971). Steady Anticipated Inflation: Mirage or Oasis. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 499-510
- Grier, K. B., & Perry, M. J.** (1998). On inflation and inflation uncertainty in the G7 countries. *Journal of International Money and Finance*, 17(4), 671-689.
- Grier, K. B., & Perry, M. J.** (2000). The effects of real and nominal uncertainty on inflation and output growth: some GARCH-M evidence. *Journal of Applied Econometrics*, 15(1), 45-58.
- Hamilton, J. D., & Susmel, R.** (1994). Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime. *Journal of Econometrics*, 64(1), 307-333.
- Holland, A. S.** (1993). Uncertain effects of money and the link between the inflation rate and inflation uncertainty. *Economic Inquiry*, 31(1), 39-51.
- Holland, A. S.** (1995). Inflation and uncertainty: tests for temporal ordering. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(3), 827-837.
- Hwang, Y.** (2001). Relationship between inflation rate and inflation uncertainty. *Economics Letters*, 73(2), 179-186.
- Jiranyakul, K., & Opiela, T. P.** (2010). Inflation and inflation uncertainty in the ASEAN-5 economies. *Journal of asian Economics*, 21(2), 105-112.
- Karahan, Ö.** (2012). The Relationship between Inflation and Inflation Uncertainty: Evidence from the Turkish Economy. *Procedia Economics and Finance*, 1, 219-228.
- Karunaratne, N. D., & R. Bhar** (2011). Regime-shifts and post-float inflation dynamics of Australia. *Economic Modelling*, 28(4), 1941-1949.
- Kim, C. J.** (1993). Unobserved-component time series models with Markov-switching heteroscedasticity: Changes in regime and the link between inflation rates and inflation uncertainty. *Journal of Business & Economic Statistics*, 11(3), 341-349.

- Kontonikas, A. (2004). Inflation and inflation uncertainty in the United Kingdom, evidence from GARCH modelling. *Economic Modelling*, 21(3), 525-543.
- Karunaratne, N. D., & R. Bhar (2011). Regime-shifts and post-float inflation dynamics of Australia. *Economic Modelling*, 28(4), 1941-1949.
- Kim, C. J. (1993). Unobserved-component time series models with Markov-switching heteroscedasticity: Changes in regime and the link between inflation rates and inflation uncertainty. *Journal of Business & Economic Statistics*, 11(3), 341-349.
- Kim, C.-J., Nelson, C.R. (1999), State Space Models with Regime Switching, Classical and Gibbs Sampling Approaches with Applications. MIT Press, Cambridge. Massachusetts
- Kontonikas, A. (2004). Inflation and inflation uncertainty in the United Kingdom, evidence from GARCH modelling. *Economic Modelling*, 21(3), 525-543.
- Korap, L. (2011). Threshold GARCH modeling of the inflation & inflation uncertainty relationship: historical evidence from the Turkish economy. *İktisatFakultesiMecmuası*, 60(2), 157-172.
- Korap, L., & Saatçioğlu, C. (2009). New time series evidence for the causality relationship between inflation and inflation uncertainty in the Turkish economy. 235-248.
- Lamoureux, C. G., & Lastrapes, W. D. (1990). Persistence in variance, structural change, and the GARCH model. *Journal of Business & Economic Statistics*, V. 8, No.2, PP. 225-234.
- Logue, Dennis, E. & Willett, Thomas, D. (1976). A Note on the Relation Between the Rate and Variability of Inflation. *Economica*, No. 43, PP. 151-58.
- Mladenovic, Z. (2009), Relationship between inflation and inflation uncertainty, The case of Serbia, The Yugoslav Journal of Operations Research, No. 19, PP. 1.
- Miles, W., & Vijverberg, C. P. (2011), Formal targets, central bank independence and inflation dynamics in the UK: A Markov-Switching approach,. *Journal of Macroeconomics*, V. 33, No. 4, PP. 644-655.
- Mughal, F. A., Aslam, N., Jabbar, M. A., & Ullah, W. (2012). Inflation, Inflation Uncertainty and Output Growth, Are They Related? A Study on South East Asian Economies, 1960-2010.
- Nas, T. F., & Perry, M. J. (2000). Inflation, inflation uncertainty, and monetary policy in Turkey: 1960–1998. *Contemporary Economic Policy*, V. 18, No. 2, PP. 170-180.
- Okun, Arthur, M. (1971). The Mirage of Steady Inflation. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 485-98
- Thornton, J. (2006). Inflation and Inflation Uncertainty in India, 1957-2005. *Indian Economic Review*, PP. 1-8.
- Thornton, J. (2007). The relationship between inflation and inflation uncertainty in emerging market economies. *Southern Economic Journal*, V. 73, No. 4, PP. 858-870.
- Thornton, J. (2008), Inflation and inflation uncertainty in Argentina, 1810–2005. *Economics Letters*, V. 98, No. 3, PP. 247-252.
- Wilson, B. K. (2006), The links between inflation, inflation uncertainty and output growth: New time series evidence from Japan, *Journal of Macroeconomics*, V. 28, No. 3, PP. 609-620.

