فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال بیست و سوم، شماره۷۳، بهار ۱۳۹۴، صفحات ۱۵۲-۱۲۹

پویایی‌های تورم و نااطمینانی 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 خلیلی‌عراقی
استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران(نویسنده مسئول)
m.khalili.a@gmail.com

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

طبقه‌بندی JEL: *E31,E42*.
واژه‌های کلیدی: *نااطمینانی تورم، مدل ناهمسانی واریانس راهگزینی مارکف، تورم در ایران.*

۱. مقدمه

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

*تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۸/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۹/۳

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

قیمت‌های آینده کارایی مکانیزم قیمت را برای تخصیص کارای منابع مختل 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[1] می‌گویند (کاراناراتنه و بیهار، ۲۰۱۱).

از پارادایم‌های رقیب می‌توان به پارادایم کوکرمن – ملتزر[2](۱۹۸۶) اشاره نمود. بر اساس این پارادایم افزایش در نااطمینانی تورم است که متوسط نرخ تورم را افزایش می‌دهد، به این معنا که در صورت وجود نااطمینانی تورمی سیاستگذاران ترغیب می‌شوند که از یک سیاست پولی انبساطی به‌منظور غافلگیری کارگزاران استفاده نمایند تا از منافع رشد (کاهش بیکاری) آن برخوردار شوند که این علیت معکوس از نااطمینانی تورم به تورم را نشان می‌دهد.

پارادایم هلند[3] (۱۹۹۳) به‌عنوان پارادایم سوم نیز همانند پارادایم کوکرمن – ملتزر معتقد است این نااطمینانی تورم است که متوسط نرخ تورم را تحت تأثیر قرار می‌دهد، با این تفاوت که افزایش در نااطمینانی تورم متوسط نرخ تورم را کاهش خواهد داد. به عقیده هلند سیاستگذاران پولی انگیزه‌ای برای تحریک اقتصاد با استفاده از رشد پولی ناگهانی ندارند، بلکه انگیزه اصلی آنها ایجاد ثبات اقتصادی است که به فرضیه پایاسازی بانک مرکزی[4] یا بانک مرکزی تثبیت‌کننده معروف است، بنابراین افزایش در نااطمینانی تورم سیاستگذاران را تشویق می‌کند تا از سیاست پولی انقباضی به‌منظور تورم‌زدایی و کاهش آثار منفی نااطمینانی تورم بر رفاه اجتماعی استفاده نمایند. به‌منظور آزمون تجربی این پارادایم‌ها مطالعات تجربی فراوانی صورت گرفته است. در بررسی تجربی رابطه تورم و نااطمینانی تورم پژوهشگران با ۲ مشکل اساسی مواجه‌اند. مشکل نخست چگونگی محاسبه نااطمینانی تورم است، چراکه نااطمینانی 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 نااطمینانی مدلسازی شود. در خصوص محاسبه نااطمینانی تورم ۳ روش عمده در مطالعات تجربی ملاحظه می‌شود. روش نخست استفاده از تغییرات آماری در میانگین تورم است که در پژوهش‌های اولیه به‌عنوان جانشینی برای نااطمینانی 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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

سنجش نااطمینانی تورم استفاده می‌شود. به‌عنوان مثال، فیشر از انحراف معیار متحرک تورم به‌عنوان جانشینی برای نااطمینانی استفاده نمود.

روش دوم استفاده از شاخص‌هایی است که از پژوهش‌های میدانی به‌دست می‌آید، به طوری‌که پراکندگی یا واریانس پیش‌بینی افراد از تورم به‌عنوان متغیر نااطمینانی تورم در نظر گرفته می‌شود و روش سوم استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی برای محاسبه نااطمینانی تورم است. این روش به‌دلیل انتقاداتی که بر ۲ روش قبل وارد بود در ادبیات نااطمینانی به‌طور گسترده‌ای مورد استفاده قرار گرفت. به‌عنوان مثال، به عقیده کوکرمن و ملتزر و دوراکس نااطمینانی تورم تغییرات غیرقابل پیش‌بینی تورم است و نوسان‌های قابل پیش‌بینی هیچ‌گونه نااطمینانی اقتصادی را ایجاد نمی‌کند، در حالی‌که در ۲ روش نخست واریانس نرخ تورم مشاهده‌شده به‌عنوان جانشین نااطمینانی در نظر گرفته می‌شود که این واریانس نرخ تورم مشاهده شده هم شامل تغییرات پیش‌بینی‌شده و هم تغییرات غیرقابل پیش‌بینی تورم است، بنابراین جانشین مناسبی برای نااطمینانی تورم نیست.

در چارچوب روش سوم، انگل[1] (۱۹۸۳) در معرفی مدل مناسب برای محاسبه نااطمینانی تورم پیشتاز بود. وی با معرفی مدل اتورگرسیو واریانس ناهمسانی شرطی (ARCH)[2] دریچه جدیدی را برای پژوهشگران در زمینه نااطمینانی گشود. در این مدل از واریانس شرطی خطای پیش‌بینی معادله تورم برای محاسبه نااطمینانی 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 پیش‌بینی‌نشده تورم به‌عنوان جانشینی برای نااطمینانی تورم استفاده می‌کند. به‌دنبال انگل مدل GARCH[3] توسط بولرسلو[4](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 نااطمینانی با استفاده از این مدل در طول زمان بهتر توضیح داده می‌شد.

به‌دنبال معرفی مدل‌های ARCH و GARCH پژوهش‌های بسیاری از این مدل‌ها برای محاسبه نااطمینانی 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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

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 نااطمینانی 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 زمانی‌که تغییرات رژیم در مدل‌های GARCH نادیده گرفته می‌شود ممکن است ماندگاری در واریانس را بیشتر از حد بزرگ کند. به‌منظور غلبه بر محدودیت های اساسی اینگونه مدل‌ها پژوهشگران مختلف سعی در معرفی و گسترش مدل‌های تغییر رژیم راهگزینی مارکف نمودند. در این میان، کیم (۱۹۹۳) به‌منظور بررسی رابطه تورم و نااطمینانی تورم یک مدل ناهمسانی واریانس راهگزینی مارکف (MRSH)[1] را معرفی نمود که حداقل دارای ۳ برتری کلی نسبت به مدل‌های ARCH و GARCH به شرح زیر است:

– این مدل نااطمینانی تورم را بر اساس واریانس‌های غیرشرطی و با توجه به آثار نااطمینانی ناشی از شوک‌های پیش‌بینی‌نشده 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 نااطمینانی 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 به‌منظور بررسی پویایی‌های تورم و نااطمینانی تورم استفاده می‌شود. نتایج برآوردی این مدل کمک می‌کند تا بتوان پویایی‌های تورم و نااطمینانی تورم ایران را در قالب پارادایم‌های مطرح‌شده هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت با لحاظ نمودن امکان تغییرات رژیم بررسی نمود.

در بخش بعدی مقاله ابتدا مبانی نظری رابطه تورم و نااطمینانی در قالب پارادایم‌های موجود مطرح می‌شود. پیشینه تجربی موضوع بخش ۳ می‌باشد. در بخش ۴ مقاله مدل MRSH معرفی می‌شود و در بخش ۵ نتایج این مدل برای اقتصاد ایران ارائه می‌گردد. جمع‌بندی ونتیجه‌گیری آخرین بخش این مقاله می‌باشد.

1. Markov Regime –Swiching Heteroscedasticity

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

۲. پیشینه نظری رابطه تورم و نااطمینانی

۲-۱. اثر تورم بر نااطمینانی

فریدمن (۱۹۷۷) نخستین کسی بود که در سخنرانی نوبل خود اثر تورم بر متغیرهای حقیقی اقتصاد را از کانال نااطمینانی مطرح نمود و به‌شدت از تأثیر تورم بر نااطمینانی تورم حمایت نمود. وی معتقد بود که آثار واقعی منفی تورم به‌طور اساسی از کانال نااطمینانی تورم ناشی می‌شود. نااطمینانی 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 (مایلزوویجربرگ[1]، ۲۰۱۱).

در این راستا، کاراناراتنه و بیهار (۲۰۱۱) اشاره داشتند که بر اساس نظر فریدمن رابطه بین تورم و نااطمینانی از ۲ شاخه نشأت می‌گیرد. شاخه نخست تأکید می‌کند افزایش در تورم ممکن است سیاستگذاران را ترغیب نماید تا سیاست پولی انقباضی به‌کار برند که این خود نااطمینانی 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 نرخ تورم پیش‌بینی‌شده و واقعی ایجاد می‌کند. همگان تشخیص می‌دهند که نااطمینانی بالایی در رابطه با تورم واقعی در هرگونه فاصله زمانی آینده خواهد بود (فریدمن، ۱۹۷۷).

در شاخه دوم فریدمن پیش‌بینی می‌کند نااطمینانی تورم نرخ مشاهده‌شده تورم پیش‌بینی‌نشده را افزایش می‌دهد و کاهش رفاه مربوط به آن به‌دلیل اختلال در مکانیزم قیمت ناشی از تضعیف کارایی تخصیصی می‌باشد. این کاهش رفاه به‌دلیل کندی رشد تولید رخ می‌دهد.

به‌معنای دیگر، فریدمن نشان می‌دهد نااطمینانی بالاتر محتوای اطلاعات در رابطه با قیمت‌ها را مختل می‌نماید که این اطلاعات نقش مهمی در تخصیص کارای منابع ایفا می‌نماید. به عبارت دیگر، فریدمن ادعا می‌کند که سطح تورم به‌طور مثبتی با نااطمینانی تورم همبستگی دارد، به طوری‌که افزایش تورم نااطمینانی تورم را افزایش می‌دهد، چراکه فعالیت سیاستگذارانی که از ابزارهای سیاست پولی صلاحدیدی[2] استفاده می‌کنند باعث گسترش وقفه بین تورم پیش‌بینی‌شده و تورم واقعی و افزایش نااطمینانی تورم در آینده می‌شود. در چنین فضایی که نااطمینانی تورم بالاست کارگزاران اقتصادی نمی‌توانند سطح قیمت‌های آینده را به‌درستی پیش‌بینی کنند.

1. Miles and Vijverberg
2. Discretionary Policy

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

گالوب (۱۹۹۴) نیز از زاویه‌ای دیگر هزینه‌های تورم را از کانال نااطمینانی مورد بحث قرار می‌دهد. وی معتقد است که نااطمینانی 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 نااطمینانی 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 انباشت سرمایه اثر منفی بلندمدت بر رشد اقتصادی خواهد داشت. وی بیان می‌کند نااطمینانی تورم ۲ اثر اقتصادی آشکار دارد. نخستین اثر را Ex-Ante می‌نامند، به این معنا که نااطمینانی تورم به تغییر تصمیم‌گیری کارگزاران اقتصادی به آنچه منجر می‌شود که به احتمال زیاد در غیر شرایط نااطمینانی می‌گرفتند، چراکه در این نوع تصمیم‌ها تورم پیش‌بینی‌شده در نظر گرفته می‌شود، بنابراین نااطمینانی 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 نااطمینانی 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 به‌دلیل نااطمینانی تورمی بانک مرکزی بهتر است به سیاست تثبیت قیمت ادامه دهد (گالوب، ۱۹۹۴).

از سوی دیگر، بال (۱۹۹۲) بحث فریدمن در خصوص رابطه بین تورم و نااطمینانی آن را در قالب یک بازی اطلاعاتی نامتقارن 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 بیکاری 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 حالی‌که زمانی‌که 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 حالی‌که گروه دوم مستعد نقض تعهداتشان در پایین نگهداشتن تورم به‌منظور دستیابی به افزایش موقتی در اشتغال برای دستاورد سیاسی کوتاه‌مدت خود می‌باشند. هزینه تورم برای سیاستگذار گروه دوم ملایم است، در حالی‌که برای سیاستگذار گروه اول بسیار بالاست، در نتیجه گروه

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

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

۲-۲. اثر نااطمینانی تورم بر تورم

اثر نااطمینانی تورم بر تورم نخستین بار توسط کوکرمن و ملتزر (۱۹۸۶) در ادبیات نظری مطرح شده است که به پارادایم کوکرمن- ملتزر مشهور است. آنها برخلاف پیش‌بینی‌های پارادایم فریدمن- بال ادعا می‌کنند این افزایش در نااطمینانی تورم است که تورم متوسط را افزایش می‌دهد. آنها از چارچوب مدل برو- گوردن[1] (۱۹۸۳) برای توضیح نظریه خود استفاده می‌کنند، به این معنا که کارگزاران اقتصادی با نااطمینانی نرخ رشد پول و نااطمینانی تورم مواجه‌اند. در صورت وجود این نااطمینانی سیاستگذاران فرصت‌طلب ممکن است از سیاست پولی انبساطی به‌منظور غافلگیر نمودن کارگزاران اقتصادی استفاده نمایند. در واقع، ممکن است کاهش در بیکاری را به هزینه افزایش بلندمدت در نرخ متوسط تورم مبادله کنند، بنابراین به عقیده آنها استفاده از سیاست‌های صلاحدیدی[2] در چارچوب رفتار ناسازگاری زمانی[3] نااطمینانی 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 فرصت‌طلب که باعث افزایش نااطمینانی تورم می‌شود به کمبود مکانیزم‌های تعهدی شامل نهادهای استقلال بانک مرکزی و هدفگذاری تورم نسبت داده می‌شود (کاراناراتنه و بیهار، ۲۰۱۱).

هلند (۱۹۹۵) برخلاف کوکرمن- ملتزر معتقد است افزایش نااطمینانی تورم منجر به کاهش تورم می‌شود. وی رابطه منفی بین نااطمینانی 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 تثبیت‌کننده[4] معروف است. هلند ادعا می‌کند افزایش در نااطمینانی تورم سیاستگذاران را تشویق می‌کند تا از سیاست پولی

1. Barro and Gordon
2. Discretionary
3. Time-Inconsistent Behavior
4. Stabilization

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

انقباضی به‌منظور تورم‌زدایی و کاهش نااطمینانی تورم و آثار منفی آن بر رفاه اجتماعی استفاده نمایند، بنابراین نااطمینانی تورم برخلاف پیش‌بینی پارادایم کوکرمن- ملتزر باعث کاهش تورم آینده می‌شود.

۳. پیشینه تجربی

مطالعات تجربی گسترده‌ای به‌منظور 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 به‌صورت دو سویه مورد بررسی و ارزیابی قرار دادند. در این مطالعات نتایج متفاوت و گاهی متناقض مشاهده می‌شود. به‌نظر 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[1] (۱۹۷۱)، گوردن (۱۹۷۱)[2]، لوگو و ویلت (۱۹۷۶)[3] و فیشر[4] (۱۹۷۸) که واریانس تورم به‌عنوان جانشین نااطمینانی تورم در نظر گرفته شده بود، همبستگی مثبت بین نرخ‌های تورم و واریانس تورم مشاهده شد.

به‌دنبال معرفی مدل‌های ARCH و GARCH توسط انگل و بولرسلو 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. به‌عنوان 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، تورنتون (۲۰۰۶) با استفاده از مدل GARCH برای کشور هند و در مطالعه بعدی خود در سال ۲۰۰۷ برای ۱۲کشور نوظهور، ملاد نویس[5] (۲۰۰۹) برای کشور صربستان با استفاده از روش GARCH ، آپرجیس (۲۰۰۴) برای کشورهای گروه ۷، فونتاس و کاراناسوس (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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

از مدل TGARCH که مدل نامتقارن است و کاراهان (۲۰۱۲) با استفاده مدل ARMA-GARCH اثر مثبت تورم بر نااطمینانی 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 نااطمینانی تورم دارد.

برخی از این پژوهش‌ها هم اثر منفی و هم اثر مثبت تورم بر نااطمینانی تورم را نشان می‌دهند. به‌عنوان 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 نااطمینانی تورم بر تورم را نشان می‌دهند که تأییدی بر پارادایم کوکرمن–ملتزر است. به‌عنوان 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 نااطمینانی تورم، تورم را افزایش می‌دهد. پژوهش‌هایی همچون مطالعه تورنتون (۲۰۰۷) برای ۱۲ کشور نوظهور با استفاده از مدل GARCH و مطالعه بردین و فونتاس (۲۰۰۵) با استفاده از مدل GARCH-M برای کشورهای گروه ۷ برای برخی کشورهای مورد مطالعه اثر منفی نااطمینانی تورم را بر تورم (تأیید پارادایم هلند) و برای برخی کشورها اثر مثبت نااطمینانی تورم بر تورم (تأیید پارادایم کوکرمن–ملتزر) را دریافتند.

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

باید توجه داشت در تمام مطالعاتی که از روش‌های GARCH استفاده می‌شود به‌منظور بررسی رابطه تورم و نااطمینانی تورم از ۲ رویکرد متفاوت استفاده شده است. برخی مطالعات از یک رویکرد دومرحله‌ای استفاده نمودند، به این معنا که ابتدا واریانس شرطی به‌عنوان جانشین نااطمینانی تورم از مدل‌های GARCH محاسبه می‌شود، سپس با استفاده از آزمون علیت گرنجر رابطه علی تورم و نااطمینانی 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 از این طریق به‌طور همزمان در این مدل می‌توان رابطه تورم و نااطمینانی تورم را برآورد نمود. استفاده از مدل‌های

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

GARCH نامتقارن در مطالعات نیز محدودیت‌های کمتری بر رفتار نااطمینانی ایجاد می‌نماید. این مدل‌ها اجازه می‌دهد شوک‌های مثبت و منفی آثار متفاوتی بر برآوردهای نااطمینانی داشته باشند. به هر حال، استفاده از مدل‌های ARCH وGARCH 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 به‌حساب 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 واچتل (۱۹۹۳) مورد توجه قرار گرفت. به عقیده آنها نااطمینانی در رابطه با تورم آینده می‌تواند به دو جزء تفکیک شود. یکی جزء هم‌ارز قطعی[1] که نااطمینانی در خصوص رژیم‌های تورم آینده را در نظر نمی‌گیرد و واریانس شوک‌های آینده بر فرایند تورم را منعکس می‌کند و دیگری جزء نااطمینانی رژیمی[2] می‌باشد که نااطمینانی در خصوص تغییرات آینده در مورد رژیم تورمی است. آنها با تجزیه نااطمینانی تورم به این دو جزء نشان دادند اگر در مطالعات و مدل‌های نااطمینانی تورم توجه جدی به پیامدهای تغییر رژیم در رابطه نااطمینانی تورم اعمال نگردد این مدل‌ها علاوه بر اینکه نااطمینانی را کمتر از حد نشان می‌دهند اثر آن را نیز کمتر از حد برآورد می‌کنند. به‌دنبال این بحث کیم (۱۹۹۳) با اضافه نمودن ناهمسانی واریانس راهگزینی مارکف به یک مدل جزء مشاهده‌نشده[3] که شکل خاصی از مدل فضا- حالت است مدلی را ارائه می‌کند که بتوان پیامدهای تغییر رژیم در تحلیل رابطه تورم و نااطمینانی را برآورد نمود. وی پس از معرفی مدل خود پویایی‌های تورم و نااطمینانی را برای اقتصاد ایالات متحده مورد بررسی قرار داد. پژوهشگرانی همچون بیهار و هامری (۲۰۰۴) برای کشورهای گروه ۷، بردین و فونتاس (۲۰۰۶) برای ۴ کشور اروپایی (انگلستان، آلمان، ایتالیا و هلند)، کاستیلو و همکاران (۲۰۰۶) برای اقتصاد پرو و کاراناراتنه و بیهار (۲۰۱۱) برای اقتصاد استرالیا از مدل کیم به‌منظور بررسی پویایی‌های تورم و نااطمینانی استفاده نمودند. به‌عنوان مثال، بیهار و هامری با استفاده از این مدل نشان دادند رابطه تورم و نااطمینانی 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. بردین و فونتاس نیز در پژوهش خود رابطه تورم و نااطمینانی کوتاه‌مدت را برای کشورهای مختلف ارزیابی نمودند، به‌طوری‌که این رابطه در کوتاه‌مدت برای کشورهای هلند و انگلستان مثبت و برای

1. Certainty Equivalence
2. Regime Uuncertainty Component
3. Unobserved Component

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

کشورهای آلمان و ایتالیا صفر است، در حالی‌که 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 به‌طور 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 فرزین‌وش 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 مجاب (۱۳۸۸) با روش‌های GARCH و EGARCH اشاره نمود.

٤. مدل ناهمسانی واریانس راهگزینی مارکف[1]

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[2] که شکل خاصی از مدل فضا–حالت[3] است مدلی را ارائه نماید که پیامدهای تغییرات رژیم در میانگین و واریانس تورم در نظر گیرد. بیشترین کاربرد مدل‌های فضا–حالت در اقتصادسنجی و تحلیل سری‌های زمانی بر اساس این فرض است که جملات اخلال در معادلات اندازه‌گیری[4] و معادلات گذار[5] (حالت) واریانس همسان است. ابتدا وی در مدل جزء مشاهده‌نشده واریانس ناهمسانی از نوع ARCH را وارد می‌نماید. این مدل با وجودی‌که نسبت به مدل جزء مشاهده‌نشده 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 مشاهده‌نشده 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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

در این راستا کیم ابتدا به پیروی از رویکرد بال وسچتی[1] (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[2] و یک جزء مانای موقتی[3] حول روند تورم است، بنابراین می‌توان نااطمینانی‌های متفاوتی را در ارتباط با این دو جزء در نظر گرفت. شوک‌های دائمی وقایعی 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 نااطمینانی در خصوص تورم فصل بعد (نااطمینانی کوتاه‌مدت) به واریانس شوک‌های موقتی بستگی دارد، در حالی‌که نااطمینانی 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 نااطمینانی مؤثرند، بنابراین تجزیه نااطمینانی به نااطمینانی 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 به‌صورت زیر نوشت.

$$\pi_t = T_t + e_t \qquad (۱)$$

$$T_t = T_{t-1} + v_t \qquad (۲)$$

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 نااطمینانی تورم در افق‌های مختلف در مدل خود هم شوک‌های دائمی و هم شوک‌های موقتی را در نظر می‌گیرند. e_t و v_t به‌ترتیب شوک‌های موقتی و دائمی را نشان می‌دهند که فرض می‌شود هر دو نوفه سفید[4] هستند، بنابراین تورم واقعی برابر با روند تورم به‌علاوه نوفه سفید است. شوک‌های موقتی e_t وقایعی را لحاظ می‌کنند که تورم را به‌طور موقتی تحت تأثیر قرار می‌دهد، اما بر روند تورم اثر نمی‌گذارد. به‌عنوان مثال، شوک‌های موقتی عرضه یا شوک‌های موقتی تقاضا از این نمونه‌اند. شوک‌های دائمی v_t وقایعی را در بر می‌گیرد که روند تورم را تغییر می‌دهد. به‌عنوان 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 تصریح مدل MRSH خود را به‌صورت زیر ارائه می‌کند:

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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

$$\delta_t = T_t + i_1 s_{1,t} + i_2 s_{2,t} + i_3 s_{1,t} s_{2,t} + (h_0 + h_1 s_{2,t}) e_t \quad (۳)$$

$$T_t = T_{t-1} + v_t \quad (۴)$$

در اینجا نیز $v_t \sim N(0,1)$ و $e_t \sim N(0,1)$ به‌ترتیب 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. به‌طور مشابه جزء موقتی تورم نیز در معرض تغییرات رژیم است و $s_{1,t}$ وضعیت‌های آن را در هر نقطه از زمان نشان می‌دهد. درهر دو متغیر $s_{1,t}$ و $s_{2,t}$ فرض می‌شود که بر اساس زنجیره مارکف دو وضعیتی مرتبه اول[1] به‌طور مستقل گسترش می‌یابند.

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

به‌منظور 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 راهگزینی مارکف انتقال بین رژیم‌ها می‌تواند با استفاده از ماتریس احتمال انتقال[2] نشان داده شود. این ماتریس به‌صورت زیر است:

$$P = \begin{bmatrix} P_r(s_{1,t} = 0 | s_{1,t-1} = 0) & P_r(s_{1,t} = 1 | s_{1,t-1} = 1) \\ P_r(s_{2,t} = 0 | s_{2,t-1} = 0) & P_r(s_{2,t} = 1 | s_{2,t-1} = 1) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{00} & p_{11} \\ q_{00} & q_{11} \end{bmatrix} \quad (۵)$$

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

رژیم ۱: $(s_{1,t} = 0 | s_{2,t} = 0)$
رژیم ۲: $(s_{1,t} = 0 | s_{2,t} = 1)$ (۶)
رژیم ۳: $(s_{1,t} = 1 | s_{2,t} = 0)$
رژیم ۴: $(s_{1,t} = 1 | s_{2,t} = 1)$

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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

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، زمانی‌که 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 کامپیوتری کیم و نلسون (۱۹۹۹) برآورد شوند. پارامترهای i برآوردهایی را از نرخ تورم بسته به متغیر رژیم فراهم می‌کند، به طوری‌که 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_1 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 زمانی‌که هر دو شوک در وضعیت واریانس بالا قرار دارند نشان می‌دهد. به بیان دقیق‌تر، μ_1 برآورد اثر نااطمینانی را در حالت واریانس بالای جزء روند یا جزء دائمی بلندمدت نشان می‌دهد. μ_2 برآورد اثر نااطمینانی را در حالت واریانس بالا جزء موقتی در کوتاه‌مدت اندازه می‌گیرد و μ_3 برآورد اندازه اثر نااطمینانی را در حالت واریانس بالا در هر دو جزء روند بلندمدت و موقتی در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد. $Q_1(Q_0)$ افزایش واریانس جزء روند در طول وضعیت واریانس بالا (کم) و $h_1(h_0)$ افزایش واریانس جزء موقتی در طول وضعیت واریانس بالا (کم) را مشخص می‌کنند. به‌منظور برآورد این مدل از روش حداکثر راستنمایی[1] استفاده می‌شود (همیلتون، ۱۹۹۰). این برآورد بر اساس اجرای الگوریتم حداکثرسازی امید (EM)[2] انجام می‌گیرد. الگوریتم EM پارامترهای مدل را زمانی‌که سری زمانی مشاهده‌شده به یک متغیر تصادفی پنهان وابسته است تخمین می‌زند.

۵. برآورد مدل MRSH برای اقتصاد ایران

در این پژوهش از سری زمانی تعدیل‌شده فصلی شاخص قیمت مصرف‌کننده CPI[3] به قیمت سال پایه ۱۳۸۳ استفاده شده است. منبع داده‌های مورد استفاده بانک جهانی است و دوره مورد مطالعه (۲۰۱۲– ۱۹۸۸) (۱۳۹۱–۱۳۶۷) می‌باشد، همچنین تورم به‌صورت زیر محاسبه شده است:

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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

$$INF = 100 \times \left(\ln \left(\mathrm{CPI}_t \right) - \ln \left(\mathrm{CPI}_{t-1} \right) \right) \quad (۷)$$

تخمین‌های حداکثر راستنمایی (MLE) مدل MRSH برای دوره مورد بررسی با استفاده از الگوریتم بهینه‌سازی کیم (۱۹۹۳) و کیم و نلسون (۱۹۹۹) انجام شده است. نرم‌افزاری که برای تخمین مدل استفاده شده است GAUSS Light 10 می‌باشد. نتایج تخمین پارامترهای مدل MRSH در جدول (۱) آمده است.

جدول ۱. نتایج تخمین پارامترهای مدل MRSH

پارامترها	تخمین	انحراف معیار	tآماره
p_{11}	۰/۸۰۲	۰/۰۹۹	۸/۱۰۱
p_{00}	۰/۸۸۹	۰/۱۰۱	۸/۸۰۲
q_{11}	۰/۷۸۴	۰/۱۴۶	۵/۳۶۹
q_{00}	۰/۹۵۶	۰/۰۲۷	۳۵/۴
Q_0	۰/۲۱	۰/۳۶۸	۰/۰۵۷
H_0	۰/۹۰۶	۰/۱۴۸	۶/۱۲
Q_1	۰/۱۸۹	۰/۷۱۷	۰/۲۶۳
h_1	۱/۶۱۷	۰/۶۸۴	۲/۳۶
μ_1	۲/۱۵	۰/۵۱۹	۴/۱۴
μ_2	−۲/۷۷	۰/۲۸۵	−۹/۷۱
μ_3	۶/۵۱	۲/۷۹	۲/۳۳

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 نااطمینانی را در حالت واریانس بالای جزء روند بلندمدت نشان می‌دهد. μ_2 تخمین اندازه اثر نااطمینانی را در حالت واریانس بالا جزء موقتی در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد و μ_3 تخمین اندازه اثر نااطمینانی را در حالت واریانس بالای هر دو جزء روند بلندمدت و موقتی در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد. $Q_1 (Q_0)$ افزایش واریانس جزء روند در طول وضعیت واریانس بالا (کم) و $h_1 (h_0)$ افزایش واریانس جزء موقتی در طول وضعیت واریانس بالا (کم) را مشخص می‌کنند.

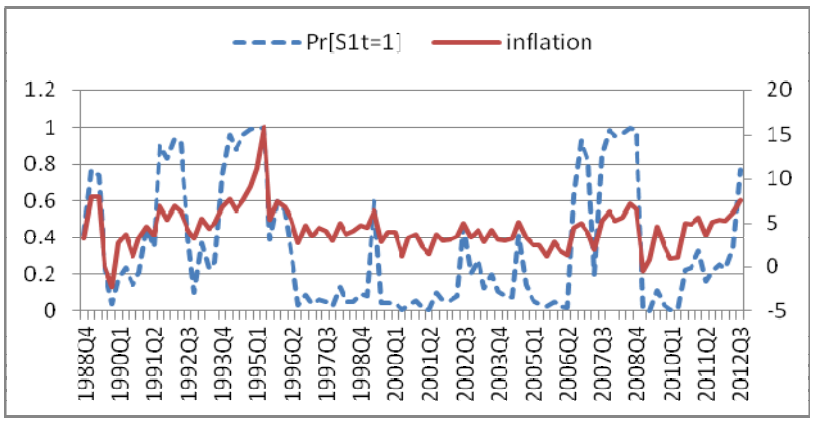
تخمین پارامتر μ_1 مثبت و بزرگ می‌باشد و معناداری بالایی دارد و دلالت بر این دارد که افزایش نااطمینانی تورمی منجر به افزایش روند بلند مدت تورم می‌شود. این نتیجه مطابق با پارادایم کوکرمن−ملتزر می‌باشد که در آن افزایش نااطمینانی تورمی منجر به افزایش تورم می‌شود .

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

تخمین پارامتر μ_2 منفی و بزرگ می‌باشد و به‌معنای این است که افزایش در نااطمینانی کوتاه‌مدت (موقت) 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 نااطمینانی کوتاه‌مدت و بلندمدت منجر به افزایش تورم می‌شود.

همچنین ملاحظه می‌شود که قدرمطلق پارامتر μ_1 از پارامتر μ_2 کمتر است که این امر نشان می‌دهد اثر نااطمینانی تورم بر تورم در بلندمدت در مقایسه با این اثر در کوتاه‌مدت در اقتصاد ایران کمتر است. مقدار پارامتر μ_3 نیز ۶/۵۱ می‌باشد که در مقایسه با دو پارامتر μ_1 و μ_2 اختلاف چشمگیری دارد، به این معنا که افزایش همزمان نااطمینانی کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر بزرگتری بر تورم در مقایسه با شرایطی که تنها نااطمینانی در کوتاه‌مدت یا بلندمدت وجود دارد را ایجاد می‌کند.

تخمین عناصر ماتریس احتمالات انتقال p_{00} و p_{11} برای متغیر راهگزینی s_{1t} ، q_{11} و q_{00} برای متغیر راهگزینی s_{2t} در سطح بالایی معنادار می‌باشند. پارامتر p_{00} =۰/۸۸۹ احتمال تغییر از رژیم با نااطمینانی پایین جزء روند به رژیم با نااطمینانی پایین جزء روند یا به‌عبارتی ماندگاری رژیم با نااطمینانی پایین جزء روند را نشان می‌دهد، پارامتر p_{11} =۰/۸۰۲ 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 q_{00} =۰/۹۵۶ نشان‌دهنده احتمال ماندگاری رژیم با واریانس پایین جزء موقتی می‌باشد و پارامتر q_{11} =۰/۷۸۴ احتمال ماندگاری رژیم با واریانس بالای جزء موقتی تورم را نشان می‌دهد که در مقایسه با احتمال ماندگاری رژیم با واریانس پایین جزء موقتی کمتر می‌باشد. نمودار (۱) نرخ تورم و احتمال قرار گرفتن در حالت واریانس بالای شوک‌های دائمی (روند) اقتصاد ایران را نشان می‌دهد.

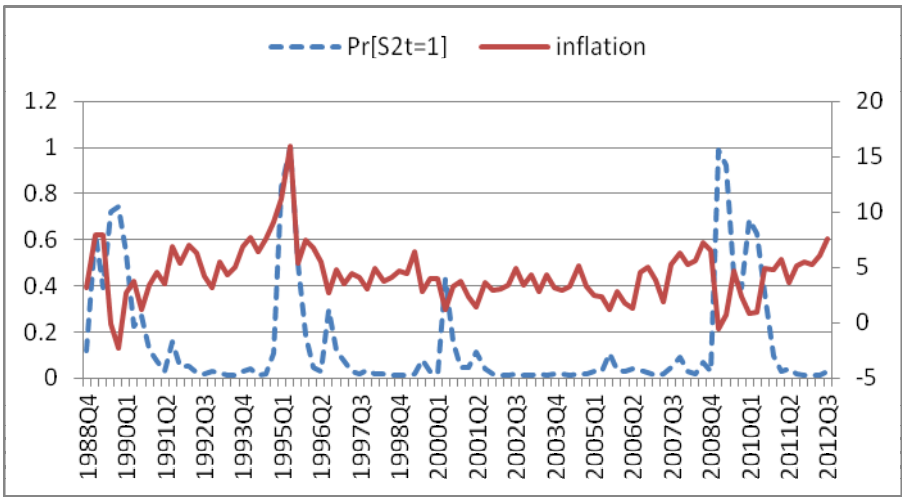


نمودار ۱. نرخ تورم و احتمال حالت واریانس بالا مربوط به شوک‌های دائمی (روند)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

از آنجا که واریانس بالای جزء روند به‌عنوان جانشینی برای نااطمینانی بلندمدت در نظر گرفته می‌شود این نمودار پویایی تورم و نااطمینانی 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 نااطمینانی بلندمدت به طور پویا مشاهده می‌گردد. به‌عبارت دیگر، در بلندمدت تورم و نااطمینانی به طور مثبت رابطه دارندکه این حاکم بودن پارادایم فریدمن–بال را در رابطه بین تورم و نااطمینانی 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 نااطمینانی کوتاه‌مدت را نشان می‌دهد. این شکل پویایی تورم و نااطمینانی تورم اقتصاد ایران را درکوتاه‌مدت 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 نااطمینانی تورم رابطه منفی دارند، به این معنا که هر جا نرخ تورم افزایش یافته است احتمال واریانس بالای شوک‌های موقتی (نااطمینانی کوتاه‌مدت) نیز افزایش می‌یابد که این مشاهده نشان می‌دهد در کوتاه‌مدت رابطه تورم و نااطمینانی در اقتصاد ایران سازگار با پارادایم فریدمن–بال نیست و تنها حاکم بودن پارادایم هلند مشاهده می‌شود.



نمودار ۲. نرخ تورم و احتمال حالت واریانس بالا مربوط به شوک‌های موقتی

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

با توجه به نتایج به‌دست آمده از نمودارهای فوق می‌توان رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم را در ۲ افق زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت اینگونه تفسیر نمود با توجه به اینکه علل مختلفی در جامعه می‌تواند منجر به بروز نااطمینانی تورمی‌شود و ایجاد چنین فضایی منتهی به بروز رفتارهایی در جامعه می‌شود که بر پیدایش تورم دامن می‌زند و از آنجایی‌که عوامل بروز تورم خود می‌تواند منشأ نااطمینانی تورم باشد، ابزارهای کنترل تورم می‌توانند به‌نحوی اثرگذاری نااطمینانی 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 نااطمینانی تورم بر تورم نمایان نخواهد شد، در نتیجه در کوتاه‌مدت رابطه معکوس بین نااطمینانی 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 به‌صورت 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 بی‌ثبات 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 درکنترل تورم در بلندمدت می‌شود که با توجه به تأثیر تورم بر ایجاد فضای نااطمینانی مجدد نااطمینانی 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 برکنترل تورم به دلایل فوق در بلندمدت وجود ندارد تورم در بلندمدت افزایش می‌یابد. به این ترتیب، روند پویای حرکت نااطمینانی 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 نااطمینانی 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 به‌صورت یارانه‌ای اثر نااطمینانی تورم ناشی از جنگ بر تورم پدیدار نشد و سطح عمومی قیمت‌ها رشد چندانی نداشت، در حالی‌که در این سال‌ها به‌دلیل تمرکز برنامه‌ها به حوزه‌های مربوط به جنگ میزان تولید همگام با تقاضا رشد نکرد و ارائه انبوه کالاهای یارانه‌ای دولت موجب پایین نگهداشتن قیمت‌ها شد و سال به سال بر بار یارانه‌ای دولت افزوده شد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

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 تعدیل اقتصادی و تزریق نقدینگی برای پیشبرد طرح‌های توسعه‌ای زیرساختی موجب رکوردزنی نرخ تورم در این سال شد. البته با اجرای سیاست‌های کنترلی و برقراری ثبات نسبی در بازار اقتصاد کشور با افزایش تولید ناخالص داخلی مواجه گردید و نرخ تورم در سال‌های بعد تعدیل شد. مجدد طی سال‌های (۱۳۷۸- ۱۳۷۶) 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 (۱۳۸۲-۱۳۷۹) تولید از رشد قابل ملاحظه‌ای تحت تأثیر افزایش درآمدهای نفتی قرار گرفت و این امر افزایش عرضه و کاهش تورم را به‌دنبال داشت، به‌طوری‌که 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 (۱۳۸۵-۱۳۸۰) 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 به‌اوضاع 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.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

٦. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این پژوهش از مدل ناهمسانی واریانس راهگزینی مارکف به‌منظور 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 حالی‌که واریانس غیرشرطی ثابت است این مدل نااطمینانی تورم را بر اساس واریانس‌های غیرشرطی و با توجه به آثار نااطمینانی منبعث از شوک‌های پیش‌بینی‌نشده ناشی از انتقال رژیم محاسبه می‌کنند، 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-ملتزر 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 حالی‌که 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 طوری‌که در کوتاه‌مدت افزایش نااطمینانی تورم، تورم را در اقتصاد ایران افزایش می‌دهد. به هرحال دستاورد سیاستی که از یافته‌های این پژوهش می‌توان نتیجه گرفت این است که دولت به‌ویژه بانک مرکزی می‌بایست به‌منظور 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 به‌طور قطع نتایج مفیدی را در بر خواهد داشت.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

منابع

ابراهیمی، محسن و علی سوری (۱۳۸۵)، "رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در ایران"، *مجله دانش و توسعه*، شماره ۱۸، صص۱۲۶- ۱۱۱.

تشکینی، احمد (۱۳۸۵)، "آیا نااطمینانی 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 نااطمینانی 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.

مهرآرا، محسن و رامین مجاب (۱۳۸۸)، "ارتباط میان تورم، نااطمینانی تورم، تولید و نااطمینانی 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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

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.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

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. *İktisatFakültesiMecmuası*, *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. *7*3, 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.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]