فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران
سال هجدهم، شماره ٥٤، بهار ١٣٩٢، صفحات ٢٥-١

بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت: کاربردی از مدل‌های فضا- حالت با واریانس ناهمسانی راه‌گزینی مارکف

رضا نجارزاده*، بهرام سحابی و سیروس سلیمانی*****

تاریخ دریافت: ١١ آذر ١٣٩١ تاریخ پذیرش: ١۴ آبان ١٣٩٢

در این مقاله با استفاده از مدل ناهمسانی واریانس راه‌گزینی مارکف (MRSH[1]) در قالب یک مدل فضا- حالت[2] به بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در اقتصاد ایران در دوره ١٣٨٩-١٣۶٧ پرداخته‌ایم. واکنش متقابل بین تورم و نااطمینانی تورم بستگی به این دارد که آیا شوک‌های وارده دائمی می‌باشند یا موقت. مدل MRSH تورم را به دو جزء دائمی و موقت تقسیم‌بندی می‌کند و این کار تحلیل ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی در کوتاه‌مدت و بلندمدت را میسر می‌سازد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که افزایش در نااطمینانی بلندمدت منجر به افزایش نرخ روند بلندمدت تورم می‌شود و افزایش در نااطمینانی کوتاه‌مدت منجر به کاهش نرخ تورم کوتاه‌مدت می‌شود. همچنین تأثیر هم‌زمان افزایش در نااطمینانی کوتاه‌مدت و بلندمدت منجر به افزایش قابل توجهی در روند تورم اقتصاد ایران می‌شود.

واژه‌های کلیدی: نااطمینانی تورمی، پارادایم بال- فریدمن، پارادایم کوکرمن- ملتزر، پارادایم هلند، مدل‌های فضا- حالت، مدل‌های راه‌گزینی مارکف.
طبقه‌بندی JEL: E31، C50، C22.

* استادیار گروه اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس Najarzadr@modares.ac.ir
** استادیار گروه اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس sahabi_b@modares.ac.ir
*** دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه تربیت مدرس solaymanisirous@gmail.com

1. Markov Regime Switching Heteroscedasticity (MRSH) Model
2. State Space Model

۱. مقدمه

گرچه اکثر اقتصاددان‌ها بیان می‌کنند که تورم پرهزینه می‌باشد، ولی هیچ توافق کلی‌ای درباره چرایی آن وجود ندارد. به عنوان مثال دیدگاهی وجود دارد که بیان می‌کند تورم ۱۰ یا ۱۵ درصد به طور خاص پرهزینه نمی‌باشد اگر ثابت و کاملاً قابل پیش‌بینی باشد. در این میان یکی از اصلی‌ترین زیان‌های تورم، عدم اطمینان از میزان نرخ آینده آن و اصطلاحاً نااطمینانی تورمی[1] است. نااطمینانی، اشاره به حالتی دارد که در آن وقوع حوادث آتی را نمی‌توان مشخص ساخت یا اینکه اگر این پیشامدها مشخص و معلوم باشند، احتمال‌های مربوط به وقوع این پیشامدها در دسترس نیست. وقتی که هر کدام یا هر دوی این موارد پیش می‌آید، تصمیم‌گیری نسبت به آینده پیچیده و مشکل خواهد شد و از این رو، فضای نااطمینانی بر تصمیمات حاکم می‌شود. اگر تغییرات آتی در متغیرهای اقتصادی از مجموع تغییرات پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده تشکیل شده باشد، آنگاه نااطمینانی یک متغیر اقتصادی شامل تغییر غیرقابل پیش‌بینی آن متغیر خواهد بود (گریر و پیری[2]، ۱۹۸۸). نااطمینانی تورم بر روی تصمیمات عاملین اقتصادی تأثیر گذاشته و میزان مصرف، سرمایه‌گذاری، پس‌انداز و... را تحت تأثیر منفی خود قرار می‌دهد و باعث کاهش کارایی در تخصیص بهینه منابع خواهد شد (فرزین‌وش و عباسی، ۱۳۸۴).

گالوب[3] (۱۹۹۴) معتقد است که نااطمینانی تورمی، دو نوع اثر اقتصادی دارد. نخست اینکه نااطمینانی تورمی موجب می‌شود تا عاملین اقتصادی اعم از بنگاه‌ها، مصرف‌کنندگان و ...، تصمیم‌های اقتصادی‌ای را اتخاذ کنند که متفاوت با آن چیزی باشد، که انتظار داشته‌اند. تحلیل‌گران، این نوع اثرها را اثرهای آینده‌نگری می‌نامند. چون در این نوع تصمیم‌ها، تورم پیش‌بینی شده در نظر گرفته می‌شود. دسته دوم اثرها، در جریان بعد از اخذ تصمیم جای می‌گیرند که به آن‌ها اثرات گذشته‌نگری گفته می‌شود و این موقعی اتفاق می‌افتد که تورم واقعی با آنچه که پیش‌بینی شده بود، متفاوت باشد. اثرات آینده‌نگری موجب می‌شود تا نااطمینانی تورم از سه طریق آینده اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد. اولاً نااطمینانی تورم از طریق نرخ بهره بلندمدت بر بازارهای مالی تأثیر می‌گذارد. ثانیاً تورم به نااطمینانی درباره سایر متغیرهای اقتصادی که در تصمیمات اقتصادی مهم می‌باشند اثر می‌گذارد. ثالثاً نااطمینانی تورم تولیدکنندگان را به هزینه کردن منابع مالی برای اجتناب از ریسک‌های مرتبط با آن تشویق می‌کند. تأثیر دیگر نااطمینانی

1. Inflation Uncertainty
2. Griere & Perry
3. Golob

تورم، تأثیر گذشته‌نگری آن است. زمانی که تورم تحقق‌یافته از تورم انتظاری متفاوت می‌شود، نتیجتاً تورم پیش‌بینی نشده منجر به انتقال منابع مالی بین بنگاه‌های اقتصادی می‌گردد. به هر حال چون در انتقال ثروت، یک فرد برنده و دیگری بازنده می‌شود، اندازه‌گیری اثرات گذشته‌نگری خیلی دشوار است. این مباحث بیانگر آن است که نااطمینانی درباره تورم، می‌تواند اقتصاد را با هزینه‌های مختلفی روبه‌رو کند (ابراهیمی و سوری، ۱۳۸۵).

فریدمن[1] (۱۹۷۷) بر دو محور در رابطه با سازوکار اثرات نااطمینانی تورم بحث می‌کند: اول اینکه تورم مورد انتظار، فرآیند انعقاد قراردادها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. هر قراردادی که براساس پرداخت‌های اسمی بسته می‌شود، نیاز به پیش‌بینی نرخ تورم دارد. اگر تورمی بالاتر از آنچه در قرارداد پیش‌بینی شده است به وجود آید، توزیع ثروت رخ می‌دهد: کسانی که در قرارداد، پول می‌پردازند نفع می‌برند و کسانی که پول می‌گیرند، ضرر می‌کنند. اگر نرخ تورم واقعی کمتر از نرخ تورم پیش‌بینی شده باشد، توزیع ثروت برخلاف آنچه گفته شد، خواهد بود. بنابراین، هنگامی که نااطمینانی تورم بالاتر است، کارگزاران ریسک‌گریز تلاش می‌کنند طول دوره قراردادهایشان را کاهش دهند، زیرا هرچه طول دوره قرارداد بیشتر باشد، نااطمینانی نیز بیشتر خواهد بود. بنابراین، منابع اقتصاد از فعالیت‌های دیگر (کاراتر) به فرآیند بسته شدن قراردادها که فعالیتی جانبی می‌باشد منتقل می‌شود. دوم اینکه افزایش نااطمینانی تورم باعث کاهش کارایی سیستم قیمت‌ها می‌شود. فریدمن به این نکته اشاره می‌کند که هرچه نااطمینانی بیشتر باشد، شناسایی تغییر قیمت‌های نسبی از تغییر قیمت‌های مطلق مشکل‌تر است. زیرا کارگزاران اقتصادی قیمت‌های خود را در نرخ‌های متفاوتی (به دلیل پیش‌بینی ناقص تورم) تنظیم می‌کنند. بنابراین، قیمت‌های نسبی تحت تأثیر قرار می‌گیرند، در نتیجه کارایی اقتصادی کاهش می‌یابد و تولید کمتری نسبت به حالت بدون نااطمینانی به وجود می‌آید (مهرآرا و مجاب، ۱۳۸۸).

به طور کلی مباحث تئوریک و مطالعات تجربی مربوط به اثرات متقابل تورم و نااطمینانی تورم بعد از مقاله مشهور فریدمن در سال ۱۹۷۷ مطرح شدند. فریدمن نااطمینانی را به عنوان کانالی مطرح می‌کند که در آن هزینه‌های منفی تورم بر بخش واقعی اقتصاد تحمیل می‌شود (فریدمن، ۱۹۷۷). وی اساساً هزینه‌های واقعی تورم را تورم انتظاری می‌داند (بال[2]، ۱۹۹۲) که بعدها به پارادایم[3] بال- فریدمن شهرت پیدا کرد (کاروناراتنه و بهار[1]، ۲۰۱۱). براساس پارادایم بال-

1. Friedman
2. Ball
3. paradigm

فریدمن افزایش نرخ تورم باعث افزایش نااطمینانی تورم و متعاقباً کاهش رشد تولید ناخالص داخلی خواهد شد (بال، ۱۹۹۲). در مقابل نظریه فریدمن، پارادایم‌های دیگری نیز ظهور کرده‌اند که به نتایج دیگری در مورد ارتباط تورم و نااطمینانی تورم رسیده‌اند که با پارادایم بال- فریدمن متفاوت بوده‌اند که به آن‌ها پارادایم‌های رقیب می‌گویند. از پارادایم‌های رقیب می‌توان به پارادایم کوکرمن- ملتزر[2] اشاره کرد. براساس این پارادایم این افزایش در نااطمینانی تورم است که متوسط نرخ تورم را افزایش می‌دهد. براساس این پارادایم سیاست‌گذاران اقتصادی به منظور کاهش بیکاری و از بین بردن رکود، با افزایش نااطمینانی تورم درصدد تحریک تقاضا و افزایش تورم هستند. پارادایم هلند[3] به عنوان پارادایم سوم نیز همانند پارادایم کوکرمن- ملتزر معتقد است که این نااطمینانی تورم است که متوسط نرخ تورم را تحت تأثیر قرار می‌دهد. با این تفاوت که افزایش در نااطمینانی تورم باعث کاهش متوسط نرخ تورم خواهد شد. پارادایم هلند که بسیاری از اقتصاددانان آن را «پایاسازی بانک مرکزی[4]» می‌نامند بر این ادعاست که یک افزایش در نااطمینانی تورم سیاست‌گذاران را وادار خواهد کرد که برای ممانعت از اثرات منفی تورم بر رفاه اجتماعی، سیاست‌های انقباض پولی اعمال کرده و تورم کاهش یابد (کارونارانته و بهار، ۲۰۱۱). بال و چیکتی[5] (۱۹۹۰) جهت حل چنین نتایج متناقضی درباره رابطه بین تورم و نااطمینانی تورمی، بر تفکیک نااطمینانی تورمی به نااطمینانی کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌پردازد. در این مطالعه ما نیز جهت بررسی رابطه مذکور چنین تفکیکی را مد نظر می‌گیریم که در ادامه بیان می‌شود.

اکثر مطالعات انجام شده در ایران و بسیاری نیز در سطح بین‌المللی با استناد به روش‌های ARCH و GARCH به بررسی ارتباط علی بین تورم و نااطمینانی تورم پرداخته‌اند؛ لیکن این روش‌ها دارای نواقص و نارسایی‌هایی می‌باشند. این مدل‌ها نااطمینانی تورم را فقط از طریق واریانس شرطی محاسبه می‌کنند و فرض می‌کنند که واریانس غیرشرطی ثابت است. این موضوع باعث می‌شود که در اکثر مواقع تخمین‌های نادرستی از نااطمینانی تورم ارائه شود. علت اصلی این پدیده این است که این مدل‌ها شکست‌های ساختاری و تغییرات رژیم را در مطالعات خود لحاظ نمی‌کنند (کارونارانته و بهار، ۲۰۱۱). مدل‌های راه‌گزینی مارکف[6] برای حل این مشکل بسیار

1. Karunaratne and Bhar
2. Cukierman and Meltzer
3. Holland
4. Fed Stabilization
5. Ball, L., Cecchetti, S.G
6. Markov-Switching Models

مناسب‌اند و در حقیقت می‌توان گفت که برای برطرف کردن محدودیت‌های روش‌های ARCH و GARCH ظهور کرده‌اند. در حالت عمومی این روش دارای سه برتری کلی نسبت به روش‌های ARCH و GARCH می‌باشد.

- این مدل نااطمینانی تورم را براساس واریانس‌های غیرشرطی و با توجه به اثرات نااطمینانی ناشی از شوک‌های پیش‌بینی نشده منبعث از انتقال رژیم محاسبه می‌کند.
- شوک‌ها را به دو جزء دائم و موقت تفکیک می‌کند و تأثیر آن‌ها را به صورت مجزا نشان می‌دهد.
- تأثیر شکست‌های ساختاری و تغییرات رژیم را اعمال می‌نماید (بهار و هامری[1]، ۲۰۰۶).

مدل‌های راه‌گزینی مارکف برخلاف روش‌های گذشته توانایی لحاظ کردن شکست‌های ساختاری، تغییرات رژیم و تفکیک شوک‌های دائمی و موقتی را دارا می‌باشند (ساسمل[2]، ۱۹۹۸). این مدل‌ها در فرآیند بررسی تغییرات رژیم به نحوی عمل می‌کنند که گویی مقادیر داده‌های اقتصادی تغییر یافته‌اند. به عنوان مثال می‌توان به تغییرات دوره‌ای تولید ملی از رونق به رکود و بالعکس و تفاوت دینامیکی این دو رژیم اشاره کرد (کیم و نلسون[3]، ۱۹۹۳). از بزرگ‌ترین مزیت‌های این مدل‌ها می‌توان به توانایی آن‌ها در مدل‌سازی روابط غیرخطی اشاره نمود.

در بخش بعدی این مطالعه به طور مفصل سه پارادایمی را که در رابطه بین تورم و نااطمینانی تورمی وجود دارد شرح می‌دهیم، سپس مطالعات داخلی و خارجی را که به بررسی این موضوع پرداخته‌اند را بررسی می‌کنیم و در آخر نیز نتایج مطالعه و پیشنهادات سیاستی را ارائه می‌دهیم.

۲. مبانی نظری ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی

۲-۱. پارادایم بال- فریدمن

فریدمن (۱۹۷۷) در مراسم اهدای جایزه نوبل خود بیان کرد که رابطه مثبتی بین سطح تورم و نااطمینانی تورم وجود دارد. به عبارتی، تورم بالاتر به نااطمینانی بیشتر تورم منجر می‌گردد و موجب کاهش رفاه و کارایی رشد تولید می‌شود. علاوه بر این، نااطمینانی تورم هنگامی که قیمت‌های نسبی را منحرف می‌نماید و ریسک قراردادهای اسمی را افزایش می‌دهد، پرهزینه است.

1. Bhar and Hamori
2. *Sasmel*
3. Kim and Nelson

بال (۱۹۹۲) فرضیه فریدمن را با استفاده از بازی اطلاعات نامتقارن فرمول‌بندی نمود. به عقیده وی، برخی ازسیاست‌گذاران تمایل دارند تورم را کاهش دهند و برخی دیگر مخالف آن هستند. هنگام تورم پایین، هر دو گروه سیاست‌گذاران می‌کوشند تا آن را پایین نگه دارند، اما هنگام بروز تورم‌های بالا، تنها سیاست‌گذاران ضدتورمی حاضر به پذیرش هزینه‌های کاهش تورم هستند. در نتیجه زمانی که تورم‌های بالاتری ایجاد می‌شود، نااطمینانی بیشتری هم نسبت به سیاست‌های پولی آینده ایجاد می‌شود.

ایده‌ای که در مدل بال- فریدمن وجود دارد ساده است: تورم بالا باعث نااطمینانی در مورد سیاست‌های پولی آینده می‌شود. برای درک این موضوع، ابتدا یک دوره با تورم پایین را در نظر بگیرید. این ایده با برخی مباحث قبلی در مورد نااطمینانی تورم مشابه می‌باشد. لوگوس و ولت[1] (۱۹۷۶) بیان می‌کنند که در نرخ‌های بالای تورم، سیاست‌های مالی دولت تمایل به ثبات کمتری دارند زیرا دولت سعی دارد تورم را تحت کنترل درآورد. در حالی که از رکود شدید اجتناب می‌کند. فیشر و مودیگلیانی[2] (۱۹۷۸) بیان می‌کنند که دولت‌ها به طور معمول برنامه‌های تثبیت غیرواقعی را اعلام می‌کنند، در نتیجه نرخ تورم افزایش پیدا می‌کند و متعاقباً باعث نااطمینانی درباره مسیر واقعی قیمت‌ها می‌شود. فریدمن استدلال می‌کند که یک تورم بالا فشار زیادی را برای مقابله با آن ایجاد می‌کند، سمت و سوی سیاست‌ها و انگیزه در تورم دستخوش تغییرات زیادی می‌شود. موضوع مشترک در اینجا این است که تورم بالا باعث نااطمینانی درباره این می‌شود که نحوه واکنش سیاستگذاران چگونه خواهد بود.

بال این موضوع را در قالب یک مدل بیان می‌کند، وی دو تغییر در مدل بازی پی در پی[3] بارو و گاردن[4] (۱۹۸۳) بین بانک مرکزی و مردم ایجاد می‌کند. نخست مطابق کانزونیری[5] (۱۹۸۵)، شوک‌های بیرونی را در مدل وارد می‌کند که سبب می‌شوند گاهی اوقات تعادل تورم پایین بهم بخورد. اقتصاد بین دوره تورم بالا و پایین تغییر می‌کند و در اینجا می‌توان نااطمینانی را در این دو حالت با هم مقایسه کرد. دوم مطابق آلیسنا[6] (۱۹۸۷)، برای آنکه نااطمینانی در سیاست‌ها را در نظر بگیرید، فرض می‌کند دو سیاست‌گذار وجود دارد که به صورت تصادفی قدرت را در دست

1. Logue and Willet
2. Fischer and Modigliani
3. Model of the Repeated Game
4. Barro and Gordon
5. Canzoneri
6. Alesina

می‌گیرند که یکی از آن‌ها محافظه‌کار[1] (C) است که هدف اصلی‌اش پایین نگه داشتن تورم است و دیگری لیبرال[2] (L) می‌باشد و بیکاری و تورم برایش اهمیت دارد. این فروض به طور طبیعی منجر به ایجاد رابطه بین تورم و نااطمینانی می‌شود. چون سیاست‌گذار C از تورم متنفر است و وقتی تورم پایین است سعی در پایین نگه داشتن آن دارد و وقتی تورم بالا است سعی در کاهش آن دارد. همچنین سیاست‌گذار L سعی در ماندگار کردن تورم پایین دارد و در برابر وسوسه ایجاد رونق تورمی نیز مخالفت و مقاومت می‌کند. اگر تورم انتظاری و واقعی بالا باشد، L تمایلی به ایجاد رکورد با کاهش تورم را ندارد. وقتی تورم پایین است، مردم نسبت به سیاست آینده مطمئن می‌باشند زیرا C و L هر دو یکسان عمل می‌کنند. تورم بالا موجب نااطمینانی می‌شود زیرا سیاست‌گذاران واکنش متفاوتی نسبت به معمای کاهش تورم دارند و مردم نمی‌دانند که کدام یک از آن‌ها قدرت را در دست خواهند داشت.

در اینجا دو نوع مدل وجود دارد. در ابتدا سیاست‌گذارها هزینه‌ای را برای سطح تورم در نظر می‌گیرند. در این حالت ارتباط نااطمینانی تورم و تورم مهم می‌باشد زیرا این کمک می‌کند تا نشان دهد که چرا تورم پرهزینه است: اقتصاددان‌ها اغلب بحث می‌کنند که تورم هزینه کمی دارد اگر کاملاً پیش‌بینی شده باشد. اما اگر در مورد آن نااطمینانی وجود داشته باشد هزینه گزافی دارد. دومین مدل شامل هزینه نااطمینانی و همچنین هزینه‌های کوچک‌تر است که بستگی به سطح تورم دارد. این ویژگی‌ها یک تناقض را ایجاد می‌کنند. از دید محافظه‌کاران تورم پرهزینه است زیرا ایجاد نااطمینانی می‌کند، اما نااطمینانی ناشی از تلاش‌های آن‌ها برای کاهش تورم است. این نشان می‌دهد که محافظه‌کاران با پذیرش تورم بالا عملکرد بهتری پیدا می‌کنند. بال نشان داده است که ممکن است این درست نباشد.

به طور خلاصه بال مدلی را ارائه کرد که در آن افزایش در تورم نااطمینانی درباره سیاست پولی آینده را افزایش می‌دهد. این موضوع خود موجب نااطمینانی درباره تورم آینده می‌شود. زمانی که تورم واقعی و انتظاری پایین است، این توافق وجود دارد که مقامات پولی سعی در پایین نگه داشتن آن دارند. زمانی که تورم بالا است، سیاست‌گذاران با یک معما روبه‌رو می‌شوند: آن‌ها دوست دارند که تورم را کاهش دهند اما از پیامد آن که رکود می‌باشد می‌ترسند. از آنجا که مردم از سلایق آینده سیاست‌گذاران آگاهی ندارند، بنابراین نمی‌دانند لیکن آیا کاهش تورم اتفاق

1. Conservative
2. Liberal

می‌افتد یا نه. بال در مدل خود نشان می‌دهد که تورم بالا فقط نااطمینانی درباره کاهش تورم را ایجاد می‌کند که آیا در این حالت تورم به سطح پایین بر خواهد گشت یا نه.

۲-۲. پارادایم کوکرمن- ملتزر

کوکرمن و ملتزر (۱۹۸۶) نظریه‌ای درباره اعتبار، رشد و ابهام در مورد یک سیستم پولی را ارائه داند که در آن کنترل سیاست‌های پولی ناقص است و سیاست‌گذار یک مزیت اطلاعاتی درباره اهداف خود دارد. پارادایم آن‌ها چهارچوبی را برای تحلیل انتخاب رشد پولی توسط سیاست‌گذار بسط می‌دهد که تابع هدف سیاست‌گذار در آن به صورت چند دوره‌ای و وابسته به حالت مورد نظر می‌باشد. در هر دوره سیاست‌گذار نرخ رشد پولی را انتخاب می‌کند که مقدار این تابع را حداکثر می‌نماید. زمانی که سیاست‌گذار تصمیم به انتخاب می‌گیرد از اطلاعاتی استفاده می‌کند که برای مردم در دسترس نیست البته سیاست‌گذار از حالتی که در آن تابع هدفش قرار دارد آگاه است.

برای سطح معینی از کنترل تکنولوژیکی، اعتبار سیاست‌های ضدتورمی تازه اجرا شده بستگی به کیفیت کنترل پولی دارد. با کنترل شدید، چند دوره کاهش در نرخ رشد پولی کافی است تا مردم متقاعد شوند که رشد پول برای همیشه پایین است. در نتیجه انتظارات تورمی سریع کاهش می‌یابد. نرخ‌های غیرمنتظره رشد پول برای چند دوره کوتاه منفی باقی می‌مانند و متعاقباً بیکاری نسبتاً پایین می‌ماند. در این مورد قطع یکباره سیاست‌های ضدتورمی بر قطع تدریجی آن ارجحیت دارد زیرا به سرعت اعتبار خلق می‌کند. اگر سیاست‌گذار کنترل ضعیفی بر رشد پولی داشته باشد، سیاست‌های ضدتورمی مدت زمان زیادتری می‌برد تا تبدیل به اعتبار شود. دوره بیکاری طولانی‌مدت می‌شود و بیکاری زیادتر، در نتیجه هزینه‌های کاهش تورم زیاد می‌شود. یک روش تدریجی، به مردم این امکان را می‌دهد که پیش‌بینی‌های خود را تعدیل نمایند به عبارت دیگر در این شرایط این روش ارجح به نظر می‌رسد.

تیلور[1] (۱۹۸۰) و میار و وبستر[2] (۱۹۸۲) واکنش تورم را زمانی که یادگیری تدریجی می‌باشد، بررسی کردند. با استفاده از چارچوب قرارداد اسمی، فیشر[3] (۱۹۸۴) هزینه‌های کاهش تورم را برای دو فرض جانشین درباره واکنش انتظارات به تغییر در سیاست را تخمین زد. در یک مورد

1. Taylor
2. Meyer and Webster
3. Fischer

هیچ تغییری در انتظارات در رابطه با رشد پولی نداشت و دیگری انتظارات تطبیقی بود. تحلیل‌های وی نشان می‌دهد که هزینه‌های کاهش تورم نسبت به روش تعدیل انتظارات کاملاً حساس می‌باشد. کوکرمن این سرعت تعدیل در انتظارات را به بعضی از پارامترهای مهم مثل کیفیت کنترل پولی و درجه ثبات در اهداف سیاست‌گذار ارتباط می‌دهد.

نتیجه اصلی‌ای که کوکرمن و ملتزر می‌گیرند این است که سیاست‌گذار لزوماً مناسب‌ترین روش کنترل سیاست‌های پولی موجود را انتخاب نمی‌کند. در عوض ممکن است که افزایش در ابهام در مورد سیاست‌های پولی را انتخاب کند. بررسی‌های آن‌ها نشان می‌دهد که دولت ممکن است سطح بالای ابهام را بر سطح پایین آن ترجیح دهد. دلیل آن هم این است که درجه مشخص از ابهام این امکان را برای سیاست‌گذار فراهم می‌کند تا کنترل بیشتری بر زمان‌بندی اجرای سیاست‌های پولی غیره‌منتظره داشته باشد. زمانی که ابهام در مورد سیاست‌ها وجود دارد و دولت در مورد تحرک اقتصادی نگرانی زیادی دارد می‌تواند سیاست‌های غیره‌منتظره مثبت بزرگی را ایجاد کند.

سیاست‌گذار با انتخاب کیفیت کنترل پولی، سطح ابهام را تعیین می‌کند. این انتخاب، به نوبه خود سرعتی را که اشخاص متقاعد می‌شوند که اهداف سیاست‌گذار تغییر کرده است را تعیین می‌کند. اعتبار سیاست‌های پولی بستگی به سرعت یادگیری مردم (درباره تغییر در اهداف دولتی) دارد. کوکرمن نشان می‌دهد که سیاست‌گذارهایی که دارای اهداف نسبتاً بی‌ثبات‌اند تمایل دارند که بیشتر مبهم و کمتر معتبر باشند. زیرا میانگین و واریانس رشد پولی به طرز مثبتی با سطح اختلال در کنترل پولی[1] ارتباط دارد. این موضوع نشان‌دهنده وجود ارتباط مقطعی مثبت بین میانگین و واریانس تورم است. وجود این ارتباط توسط کسانی مثل اوکان[2] (۱۹۷۱)، لوگو و ویلات[3] (۱۹۷۶)، جاف و کلیمن[4] (۱۹۷۷) بیان شده است. سطح ابهام انتخاب شده توسط سیاست‌گذار به نوبه خود به درجه ترجیح زمانی وی ارتباط دارد. نتایج کوکرمن نشان می‌دهد که بیشتر اوقات سیاست‌گذارهای دارای نرخ ترجیح زمانی بیشتر، روش کنترل پولی ضعیف‌تر را انتخاب می‌کنند.

1. Level of noise in monetary control
2. Okun
3. Logue and Willet
4. Jaffe and Kleiman

۲-۳. پارادایم هلند

هلند (۱۹۹۵) با بررسی داده‌های نااطمینانی تورم کشور آمریکا که از طریق نظرسنجی و مطالعات میدانی بدست آمده بود به این نتیجه رسید که افزایش در نااطمینانی تورم منجر به کاهش نرخ تورم می‌شود. وی نشان داد زمانی که نااطمینانی تورم به دلیل افزایش در تورم افزایش می‌یابد، مقامات پولی با کاهش رشد عرضه پول برای رهایی از نااطمینانی تورم و اثرات رفاهی منفی مربوط به آن واکنش نشان می‌دهند. بنابراین، این تأثیر منفی نااطمینانی تورم بر تورم می‌تواند دلیل خوبی برای پایاسازی بانک مرکزی باشد.

۳. پیشینه تحقیق

نخستین مطالعه در مورد نااطمینانی تورم به اوایل دهه ۱۹۷۰ برمی‌گردد. اوکان (۱۹۷۱)، اولین محققی بود که سعی در یافتن ارتباطی بین نرخ تورم و نااطمینانی تورمی کرده است. وی در مطالعات خود نوسانات تورمی را به عنوان جانشینی برای نااطمینانی تورمی در نظر گرفته و رابطه بین نرخ تورم و نوسانات تورمی که نشان‌دهنده نااطمینانی تورمی می‌باشد را مورد آزمون قرار داده است (خیابانی، ۱۳۷۵، ص ۱۵).

ایوانس و واکتل[1] (۱۹۹۳)، با استفاده از مدل‌های راه‌گزینی مارکف و با استفاده از مدل‌های AR و عبارت گام تصادفی و همچنین استفاده از داده‌های فصلی شاخص CPI ایالات متحده (Q۱ ۱۹۹۱Q۴-۱۹۹۵)، به این نتیجه رسیده‌اند که نااطمینانی تورمی در تمامی افق‌های پیش‌بینی در سال ۱۹۶۸ افزایش یافته است لیکن تا سال ۱۹۸۴ به سطح موجود در دهه‌های ۱۹۵۰ و ۶۰ نرسیده است.

کاروناراتنه و بهار (۲۰۱۱) نااطمینانی تورمی کوتاه‌مدت و بلندمدت را در دوره Q۳-۲۰۰۶Q۴ ۱۹۸۳ بااستفاده از مدل MRSH برای استرالیا مورد بررسی قرار دادند. مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در کوتاه‌مدت منفی و این رابطه در بلندمدت مثبت می‌باشد. بررسی آن‌ها تأییدی بر وجود پارادایم بال- فریدمن در ارتباط با تورم و نااطمینانی تورمی در استرالیا می‌باشد.

بردین و فوانتس[2] (۲۰۰۶) برای بررسی ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورم در چهار کشور اروپایی (آلمان، ایتالیا، انگلستان و هلند) از مدل MRSH استفاده کردند. آن‌ها از داده‌های فصلی

1. Evans and Wachtel
2. Bredin and Fountas

شاخص ضمنی GDP به عنوان جانشینی برای سطح قیمت‌ها در دوره ۲۰۰۵-۱۹۸۶ استفاده کردند. نتایج آن‌ها نشان‌دهنده ارتباط مثبت بین تورم و نااطمینانی تورم است.

بهار و هاموری[1] (۲۰۰۱) برای تحلیل واکنش بین تورم و نااطمینانی تورمی در کوتاه‌مدت و بلندمدت در کشورهای عضو گروه G_7 از مدل MRSH استفاده کردند. برای این منظورآن‌ها از داده‌های فصلی سطح قیمت برای دوره ۱۹۹۹Q۴ -۱۹۶۱Q۱ استفاده کردند. نتایج نشان داد که تورم بالا منجر به افزایش نااطمینانی تورم در آینده می‌شود.

ترابلسی و آکور[2] (۲۰۰۵) با استفاده از مدل‌های راه‌گزینی مارکف، MRSH و مدل‌های فضا-حالت با توزیع GARCH در معادله حالت به بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در دوره ۲۰۰۲-۱۹۵۷ برای اقتصاد فرانسه پرداختند. نتایج هر سه مدل نشان می‌دهد که رابطه مثبتی بین تورم و نااطمینانی تورم وجود دارد.

تشکینی (۱۳۸۴)، به بررسی رابطه تورم و نااطمینانی تورم برای اقتصاد ایران طی دوره فروردین ۱۳۶۹ تا اسفند ۱۳۸۳ پرداخت. محقق تحلیل خود را براساس مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو (ARCH) و خودرگرسیو تعمیم‌یافته (GARCH) انجام داد. در واقع، واریانس شرطی به عنوان شاخصی برای نااطمینانی تورم تعریف شد و سپس با استفاده از آزمون علیت گرنجر، رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم بررسی گردید. نتایج حاکی از آن است که افزایش تورم منجر به نااطمینانی تورم خواهد شد ولی رابطه معکوس صادق نیست.

ابراهیمی و سوری (۱۳۸۵) با استفاده از داده‌های ماهانه تورم طی دوره ۱۳۸۳-۱۳۴۷ رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم را برای ایران مورد تحلیل قرار دادند. آن‌ها ابتدا به برآورد نااطمینانی تورم از طریق مدل GARCH پرداختند و سپس برای پاسخ به این سؤال که آیا تورم می‌تواند موجب تورم بالاتر شود، با استفاده از علیت گرنجر بین تورم با وقفه‌های مختلف (از ۳ وقفه تا ۲۴ وقفه) رابطه علیت از نااطمینانی تورم به تورم را نیز مورد بررسی قرار دادند که آزمون علیت نشان می‌دهد رابطه دوطرفه‌ای بین تورم و نااطمینانی تورم وجود دارد.

در مطالعه دیگری اندازه‌گیری نااطمینانی تورمی در ایران و همچنین تعیین ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی در کوتاه‌مدت و بلندمدت توسط عباسی و فرزین‌وش (۱۳۸۵) انجام گرفته است. نتایج حاصله نشان می‌دهد که در ایران بین تورم و نااطمینانی تورمی ارتباط مثبت کوتاه‌مدت

1. Bhar and Hamori
2. TrabelsiA and Achour.M

وجود داشته لیکن این ارتباط در بلندمدت معنی‌دار نمی‌باشد. همچنین در کوتاه‌مدت شوک‌های تورمی منفی، کم‌تر از شوک‌های تورمی مثبت بر روی نااطمینانی تأثیر داشته‌اند. در این مطالعه نااطمینانی تورمی کوتاه‌مدت ازطریق مدل‌های GARCH و نااطمینانی بلندمدت به وسیله مدل فضا- حالت محاسبه شده‌اند.

٤. روش اقتصادسنجی

٤-١-١. مدل‌های فضا- حالت

خاستگاه اولیه مدل‌های فضا- حالت در رشته‌های مهندسی، به ویژه مهندسی کنترل و مسائل مربوط به ناوبری است. این مدل‌ها نوعاً با مدل‌های سری‌های زمانی پویایی سروکار دارند که شامل متغیرهای مشاهده نشده است. فضا- حالت کاربردهای وسیعی در اقتصادسنجی دارد، زیرا نظریه‌های اقتصادی اغلب شامل متغیرهای مشاهده نشده مانند انتظارات عقلایی[1]، خطاهای اندازه‌گیری[2]، مشاهدات از دست رفته[3]، درآمد دائمی، اجزاء غیرقابل مشاهده (در دوره‌ها و روندها) و ... است.

انگل و واستون[4] (۱۹۸۱) برای مدل‌سازی رفتار نرخ‌های دستمزد، گاربـاد و واکتل[5] (۱۹۸۷) و آنتوکیک[6] (۱۹۸۶) برای مدل‌سازی رفتار نرخ‌های بهره واقعی پیش‌بینی شده[7]؛ بورمیستر و وال[8] (۱۹۸۲) و بورمیستر، وال و همیلتون[9] (۱۹۸۶) برای تخمین تورم انتظاری و کیم و نلسون[10] (۱۹۸۹) برای مدل‌سازی کردن تابع عکس‌العمل پولی بانک مرکزی از مدل‌های فضا- حالت استفاده کرده‌اند (جهت مطالعه بیشتر می‌توانید به مقاله انگل و واستون (۱۹۸۷)، هاروی[11] (۱۹۸۹،۱۹۸۵، ۱۹۹۰) و همیلتون (۱۹۹۴) نگاه کنید).

به طور کلی در تصریح مدل‌ها در فضا- حالت دو مزیت عمده وجود دارد. اولاً، در این روش قابلیت تخمین متغیرهای مشاهده نشده، در کنار سایر متغیرها وجود دارد. ثانیاً، در این حالت امکان

1. Rational expectation
2. Measurement errors
3. Missing observations
4. Engle and Watson
5. Garbade and Wachtel
6. Antoncic
7. Ex ante real interest rates
8. Burmeister and Wall
9. Hamilton
10. Kim and Nelson
11. Harvey

تخمین متغیرهای مذکور به روش فیلتر کالمن[1] که یک روش قوی به‌روز شونده می‌باشد، میسر است.

مدل‌های فضا- حالت شامل دو معادله است: یکی معادله حالت[2] (بعضی وقت‌ها معادله انتقال[3] انتقال[3] نیز نامیده می‌شود) و دیگری معادله اندازه‌گیری[4]. معادله اندازه‌گیری، معادله‌ای است که ارتباط بین متغیرهای مشاهده شده (داده) و متغیرهای مشاهده نشده را توصیف می‌کند و معادله حالت پویای متغیرهای حالت را نشان می‌دهد. مجموع این دو معادله همان مدل فضا- حالت نامیده می‌شود. مدل فضا- حالت زیر را در نظر بگیرید:

معادله اندازه‌گیری $y_t = H_t\beta_t + Az_t + e_t$

معادله حالت $\beta_t = \tilde{\mu} + F\beta_{t-1} + \upsilon_t$

$e_t \sim i.i.d.\ N(0, R)$

$\upsilon_t \sim i.i.d.\ N(0, Q)$

$E(e_t\upsilon_s') = 0$

در اینجا y_t بردار $n\times 1$ متغیرهاست که در زمان t مشاهده شده، β_t بردار $k\times 1$ متغیرهای غیرقابل مشاهده، H_t ماتریسی $n\times k$ است که بردار مشاهده شده y_t را به β_t ربط می‌دهد، z_t برداری $r\times 1$ متغیرهای مشاهده شده بیرونی یا قابل پیش‌بینی است، $\tilde{\mu}$ و υ_t بردارهایی با ابعاد $k\times 1$ می‌باشند. عناصر ماتریس H_t ممکن است داده متغیرهای بیرونی و یا پارامترهای ثابت باشد. همان طور که از نام متغیر غیرقابل مشاهده (β_t) معلوم است این متغیر به صورت مستقیم قابل اندازه‌گیری نبوده و مقادیر مربوط به آن از قبل مشخص نیست. برای پی بردن به ماهیت این متغیر از مقادیر مربوط به متغیر قابل مشاهده (y_t) استفاده می‌شود. در سیستم معادلات مدل‌های فضا- حالت متغیر حالت با استفاده از فیلتر کالمن و پارامترهای تصریح شده الگو به وسیله روش حداکثر راستنمایی[5] تخمین زده می‌شوند.

1. Kalman Filter
2. State equation
3. Transition equation
4. Measurement equation
5. Maximum Likelihood

٤-۱-۲. فیلتر کالمن و تخمین β_t

فیلتر کالمن، در مدل فضا- حالت به کار گرفته می‌شود. این الگوریتم یک راه حل بازگشتی[1] برای به‌روز شوندگی یا به‌هنگام‌سازی[2] سیستم توصیف شده در مدل فضا- حالت می‌باشد. این هم در داده‌های مانا و هم در داده‌های نامانا قابل استفاده است. این راه حل، از داده‌های موجود برای بهینه کردن داده‌های قبلی استفاده می‌کند. همچنین فیلتر کالمن روشی است که در آن به جای این که از ذخیره تمام داده‌های قبلی به برای بدست آوردن داده بعدی و تصریح مدل استفاده شود، به صورت مستقیم از مدل‌های ریاضی برای تصریح مدل استفاده می‌کند. این روش به صورت هم‌زمان معادلات حالت و اندازه‌گیری را برای به دست آوردن حالات مشاهده نشده به صورت بهینه حل می‌کند. به عبارت دیگر، این روش به منظور استفاده از تمام متغیرهای مشاهده شده که شامل y_1، y_2، y_3، ... y_T می‌شوند، برای به دست آوردن حالت β_t به صورت حداقل خطا استفاده می‌کند. در صورتی که $i = T$ باشد، به این عمل فیلترینگ[3] و در صورتی که $i > T$ باشد، به این عمل پیش‌بینی[4] گفته می‌شود و بالاخره در صورتی که $i < T$ باشد، این عمل را هموارسازی[5] می‌نامند (گودرزی، ۱۳۸۷). در حقیقت ابتدا عمل فیلترینگ انجام می‌گیرد، به طوری که از اطلاعات مربوط به هر دوره برای محاسبه متغیر مشاهده نشده در همان دوره استفاده می‌شود و سپس عمل پیش‌بینی انجام می‌گیرد که در این جا با استفاده از داده‌های حاصل از مرحله فیلترینگ، مقادیر آینده متغیر حالت محاسبه می‌شود و در نهایت عمل هموارسازی انجام می‌گیرد، که در این مرحله متغیر حالت با استفاده از داده‌های محاسبه شده در کل فرآیند فیلترینگ و پیش‌بینی، محاسبه می‌شود.

٤-۲. مدل‌های فضا- حالت با واریانس ناهمسانی راه‌گزینی مارکف

در مدل‌های MRSH پارامترهای یکی یا هر دوی معادلات اندازه‌گیری و حالت می‌توانند از یک فرآیند راه‌گزینی مارکف پیروی کند. جهت درک این موضوع مدل فضا- حالت با راه‌گزینی در معادلات اندازه‌گیری و انتقال زیر را در نظر بگیرید:

$$Y_t = H_{S_t}\beta_t + A_{S_t}Z_t + e_t \qquad (۱)$$

1. Recursive solution.
2. Updating.
3. Filtering.
4. Forecasting.
5. Smoothing.

$$\beta_t = \tilde{\mu}_{S_t} + F_{S_t}\beta_{t-1} + G_{S_t}\upsilon_t \quad (۲)$$

$$\begin{pmatrix} e_t \\ \upsilon_t \end{pmatrix} \sim N\left(0, \begin{pmatrix} R_{S_t} & 0 \\ 0 & Q^*_{S_t} \end{pmatrix}\right) \quad (۳)$$

که در اینجا معادله اندازه‌گیری (۱) بیان‌کننده یک بردار $N \times 1$ سری‌های زمانی مشاهده شده به عنوان تابعی از یک بردار $J \times 1$ متغیرهای β_t غیرقابل مشاهده و یک بردار $K \times 1$ متغیرهای مستقل با وقفه داده شده است. معادله انتقال (۲) نشان‌دهنده پویایی بردار حالت غیرقابل مشاهده β_t به عنوان تابعی از یک بردار $L \times 1$ از شوک‌ها (υ_t) است. در اینجا ابعاد بردارهای H_{S_t}، A_{S_t}، F_{S_t} و G_{S_t} به ترتیب برابر با $N \times J$، $N \times K$، $J \times J$ و $J \times L$ است.

زیرنویس‌ها در H_{S_t}، A_{S_t}، F_{S_t}، G_{S_t}، R_{S_t}، $\tilde{\mu}_{S_t}$ و $Q^*_{S_t}$ دلالت به این دارد که بعضی از پارامترها در این ماتریس‌ها وابسته به یک متغیر راه‌گزینی مارکف M حالته با مقادیر مجزا و مشاهده نشده است که دارای احتمالات انتقال معین زیر است:

$$p_r = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{21} & \cdots & p_{M1} \\ p_{12} & p_{22} & \cdots & p_{M2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1M} & p_{2M} & \cdots & p_{MM} \end{pmatrix} \quad (۴)$$

در اینجا $p_{ij} = \Pr[S_t = j \mid S_{t-1} = i]$ با $\sum_{J=1}^{M} p_{ij} = 1$ برای همه iها است. زمانی که ماتریس F_{S_t} تحت حالت‌های مختلف معلوم باشد، $F_m (m = 1,2,\ldots,M)$ نشان‌دهنده ماتریس پارامتر معین است زمانی که حالت یا رژیم m غالب است. زمانی که مقادیر ویژه ماتریس F_{S_t} از یک حالت به حالت دیگر تغییر می‌کنند و زمانی که مقادیر عناصر ماتریس حالت‌های مختلف مشخص نیست می‌توان آن را به طریق زیر مدل‌سازی کرد. با فرض اینکه متغیر حالت S_t می‌تواند مقادیر $1,2,\ldots,M$ را اتخاذ نماید، عناصر (b,a)ام ماتریس F_{S_t} می‌تواند به شکل زیر تعیین شود:

$$f_{a,bS_t} = f_{a,b1S_{1t}} + \cdots + f_{a,bMS_{Mt}} \quad (۵)$$

در اینجا زمانی که S_t برابر با m است S_{mt} برابر با یک می‌باشد و در غیر این صورت صفر است. در اصل $f_{i,j,mS} (m = 1,2,\ldots,M)$ قسمت پارامترهایی است که باید تخمین زده شوند. هاریسون و استیونز[1] (۱۹۷۶) پیشنهاد کرده‌اند که استفاده از شبکه مقادیر مجزا، دامنه احتمالاتی را

1. Harrison and Stevens

پوشش می‌دهد که احتمالاً شامل مقادیری برای واریانس‌ها است زمانی که فرض شده واریانس‌های معادلات انتقال و اندازه‌گیری دارای واریانس ناهمسانی است. جهت محاسبه معادله حالت (۲) از فیلتر کالمنی که توسط کیم ارائه شده استفاده می‌کنیم[۱].

٤-۳. رابطه بین نرخ تورم و نااطمینانی تورمی

مطابق نظر بال (۱۹۹۹)، تورم به دو جزء تصادفی[۲] و ایستا[۳] در حول روند تقسیم می‌شود که بال و گوجراتی[۴] (۱۹۹۰) این رویکرد را با دو جزء بلندمدت و کوتاه‌مدت، به منظور مشخص نمودن ارتباط بین تورم و نااطمینانی بکار برده‌اند؛ به طوری که اگر فرض شود سری زمانی تورم شامل یک جزء موقتی نوفه سفید[۵] و یک جزء دائمی تصادفی روند است، بررسی این ارتباط هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت امکان‌پذیر است. در مطالعات قبلی عمدتاً از روش GARCH استفاده می‌شد که علاوه بر فرض ثابت بودن واریانس‌های غیرشرطی، توان بررسی تغییرات رژیم را نداشتند. لیکن اگر تورم به دو جزء دایمی و موقتی تفکیک شود این مشکل قابل حل است (کاروناراتنه و بهار، ۲۰۱۱). در این شرایط استفاده از مدل راه‌گزینی مارکف که توسط کیم و نلسون (۱۹۹۹) ارایه شده است بهترین جایگزین است. براساس مدل کیم و نلسون (۱۹۹۹)، نرخ تورم π_t را می‌تواند به صورت رابطه (۶)، برای دو جزء تفکیک نمود:

$$\pi_t = T_t + C_t \qquad (۶)$$

که در آن T_t جزء روند تصادفی (گام تصادفی) و C_t جزء موقتی تورم می‌باشند، که به صورت معادله (۷)، تابعی از وضعیت‌های $S_{۲t}, S_{۱t}$ راه‌گزینی مارکف می‌باشند. $S_{۲t}, S_{۱t}$ دو متغیر غیرقابل مشاهده بوده که عملاً نقش متغیرهای موهومی را دارند و در زنجیره مارکف معرف رژیم مورد نظر هستند. این دو متغیر در مدل راه‌گزینی مارکف می‌توانند مقادیر صفر و یک را اختیار کنند که به ترتیب نشان‌دهنده وضعیت واریانس در جزء روند تصادفی و جزء ایستا هستند:

$$\begin{aligned} T_t &= T_{t-۱} + (Q_۰ + Q_۱ S_{۱t}) v_t \\ C_t &= \mu_۱ S_{۱t} + \mu_۲ S_{۲t} + \mu_۳ S_{۱t} S_{۲t} + (h_۰ + h_۱ S_{۲t}) e_t \end{aligned} \qquad (۷)$$

---

۱. برای مطالعه بیشتر رجوع کنید به فصل شش کتاب کیم و نلسون (۱۹۹۹).

2. Random
3. Stationary
4. Ball and Cecchetti
5. White-noise

در رابطه (۷)، $e_t \cap N(۰,۱), v_t \cap N(۰,۱)$ نشان‌دهنده شوک‌ها هستند، به طوری که v_t نشان‌دهنده شوک‌های دایمی است که دلایل تغییر روند تورم را مشخص می‌نماید. اگر فرض شود که روند دایمی تورم توسط روند تغییرات عرضه پول تعیین شود، شوک‌های مثبت (منفی) همان سیاست‌های انبساطی (انقباضی) بانک مرکزی هستند. e_t نشان‌دهنده شوک‌های موقتی است که تورم را در کوتاه‌مدت تحت تأثیر قرار می‌دهند و تأثیری در روند بلندمدت تورم ندارند. بر این اساس مدل‌سازی نرخ تورم، به صورت مدل راه‌گزینی مارکف دو رژیمه، به صورت معادله (۸) است:

$$\pi_t = T_{t-۱} + (Q_۰ + Q_۱ S_{۱t})v_t + \mu_۱ S_{۱t} + \mu_۲ S_{۲t} + \mu_۳ S_{۱t} S_{۲t} + (h_۰ + h_۱ S_{۲t})e_t \qquad (۸)$$

به منظور داشتن یک دینامیک کامل از متغیرها، توزیع احتمال چگونگی حرکت $S_{۲t}, S_{۱t}$ 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 نشان داده شود. این ماتریس به صورت رابطه (۹) است:

$$P = \begin{bmatrix} \Pr(s_{۱,t} = ۰ \mid S_{۱,t-۱} = ۰ & \Pr(S_{۱,t} = ۱ \mid S_{۱,t-۱} = ۱ \\ \Pr(s_{۲,t} = ۰ \mid S_{۲,t-۱} = ۰ & \Pr(S_{۲,t} = ۱ \mid S_{۲,t-۱} = ۰ \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{۰۰} & p_{۱۱} \\ q_{۰۰} & q_{۱۱} \end{bmatrix} \qquad (۹)$$

در حالت کلی براساس تعریف بالا ۴ رژیم متفاوت به صورت زیر می‌تواند وجود داشته باشد:

$[۱]: (S_{۱t} = ۰, S_{۲t} = ۰)$

$[۲]: (S_{۱t} = ۰, S_{۲t} = ۱)$

$[۳]: (S_{۱t} = ۱, S_{۲t} = ۰)$

$[۴]: (S_{۱t} = ۱, S_{۲t} = ۱)$

پارامترهای μ تخمین‌های نرخ تورم را در هر یک از رژیم‌های چهارگانه نشان می‌دهند. $\mu_۱$ تخمین اثر نااطمینانی را در حالت واریانس بالای جزء روند بلندمدت نشان می‌دهد. $\mu_۲$ تخمین اندازه اثر نااطمینانی را در حالت واریانس بالای جزء موقتی در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد و $\mu_۳$ تخمین اندازه اثر نااطمینانی را در حالت واریانس بالای هر دو جزء روند بلندمدت و موقتی در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد. $(Q_۰)Q_۱$ اندازه تغییرات واریانس در حالت واریانس بالای (کم) جزء روند و $(h_۰)h_۱$ اندازه تغییرات واریانس در حالت واریانس بالای (کم) جزء موقتی می‌باشند.

به منظور تخمین این روش‌ها از روش حداکثر راستنمایی استفاده می‌شود (همیلتون[1]، ۱۹۹۰). تخمین فوق براساس اجرای الگوریتم حداکثرسازی امید (EM)[1] انجام می‌گیرد. الگوریتم EM

1. Hamilton

پارامترهای مدل را هنگامی‌که سری زمانی مشاهده شده به یک متغیر تصادفی پنهان وابسته است تخمین می‌زند. در این روش π_t قابل مشاهده و متغیر رژیم غیرقابل مشاهده می‌باشد، به طوری که متغیر رژیم براساس مقادیر π_t قابل استنتاج است. این استنتاج می‌تواند به صورت $\xi_{it} = \Pr[S_t = i|\Omega_t;\theta]$ برای $i=1,2$ نشان داده شود، به طوری که Ω_t یک مجموعه اطلاعاتی را از متغیرهای مشاهده شده در دوره t نشان می‌دهد (مشاهدات $\{y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}$) و θ بردار پارامترها می‌باشد. به منظور تخمین مدل، در حالی که ارزش گذشته این احتمال ($\xi_{it-1} = \Pr[S_t = i|\Omega_{t-1};\theta]$) به عنوان ورودی در نظر گرفته می‌شود، باید روش تکراری برای $t=1,2,...,T$ استفاده شود. برای اجرای تکرار، چگالی تحت رژیم‌های مختلف مورد نیاز است که به صورت رابطه (۱۰)، دارای توزیع نرمال می‌باشد:

$$\eta_{it} = f(y_t|S_t = i,\Omega_{t-1};\theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma}\exp[-\frac{(y_t - c_i - \rho y_{t-1})^2}{2\sigma^2}] \qquad (10)$$

هنگامی‌که سیستم در معرض تغییر رژیم است، پارامتر θ، در طول زمان دچار تغییر می‌شود و ممکن است که بر روی یک متغیر رژیم غیرقابل مشاهده S_t ثابت باشد. با فرض M به عنوان تعداد رژیم‌های محتمل، به طوری که $S_t \in \{1,...,M\}$، چگالی احتمال شرطی بردار سری زمانی مشاهده شده π_t به صورت رابطه (۱۱) است (کیم و نلسون، ۱۹۹۹).

$$p(y_t|\Omega_{t-1},S_t) = \begin{cases} f(y_t|\Omega_{t-1},\theta_1) & if\ S_t=1 \\ \vdots & \\ f(y_t|\Omega_{t-1},\theta_M) & if\ S_t=M \end{cases} \qquad (20)$$

۵. داده‌ها و نتایج تجربی

در این مطالعه، از سری زمانی تعدیل شده فصلی شاخص قیمت کالاهای مصرفی (CPI[2]) استفاده شده است و منبع داده‌های مورد استفاده بانک جهانی می‌باشد. دوره مورد مطالعه ۱۳۸۹Q۳-۱۳۶۷Q۱ می‌باشد. در این بررسی تورم به صورت $INF = 100\times\left(\ln(CPI_t) - \ln(CPI_{t-1})\right)$ محاسبه شده است. تخمین‌های حداکثر راست‌نمایی (MLE) مدل MRSH برای دوره مورد بررسی با استفاده از الگوریتم بهینه‌سازی کیم (۱۹۹۳) و کیم و نلسون (۱۹۹۹) استفاده شده است.

1. Expectation Maximization
2. Consumer Price Index

نرم‌افزاری که برای تخمین مدل استفاده شده است نرم‌افزار GAUSS Light 9.0 می‌باشد. نتایج تخمین پارامترهای مدل MRSH در جدول (۱) نشان داده شده است:

جدول ۱. نتایج تخمین پارامترهای مدل MRSH

پارامترها	تخمین	انحراف معیار
$p_{..}$	۰/۸۲۷۴۱۷	۰/۱۰۰۸۰۱
$p_{۱۱}$	۰/۹۳۲۶۱۴	۰/۰۴۸۵۱۱
$q_{..}$	۰/۷۶۶۵۳۷	۰/۱۵۵۳۵۶
$q_{۱۱}$	۰/۹۴۶۲۴۳	۰/۰۳۴۴
$Q_{.}$	۰/۲۲۸۵۱۵	۰/۱۳۴۴۶۵
$h_{.}$	۱/۰۰۶۱۶۴	۰/۱۳۱۲۱۹
$Q_{۱}$	۰/۰۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۴۰۲
$h_{۱}$	۱/۵۴۱۷۹۷	۰/۶۵۷۸۴۲
$\mu_{۱}$	۲/۳۱۸۵۱۴	۰/۵۱۶۹۵۴
$\mu_{۲}$	-۲/۵۳۴۰۴۶	۱/۲۹۵۶۷۹
$\mu_{۳}$	۶/۲۱۷۳۵	۲/۲۴۲۲۷۹
مقدار حداکثر راستنمایی: ۱۸۴/۲۶		

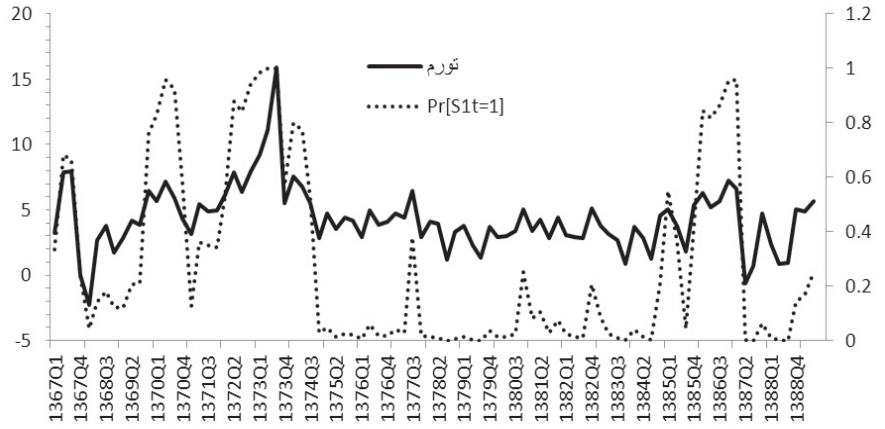
مأخذ: محاسبات محقق

تخمین پارامتر $\mu_{۱}$ مثبت و بزرگ می‌باشد و معناداری بالایی دارد که دلالت بر این دارد که افزایش نااطمینانی تورمی منجر به افزایش روند بلندمدت تورم می‌شود. این نتیجه مطابق با پارادایم بال- فریدمن می‌باشد که افزایش نااطمینانی تورمی منجر به افزایش تورم می‌شود (بال، ۱۹۹۲). تخمین پارامتر $\mu_{۲}$ منفی و بزرگ می‌باشد که به معنای این است که افزایش در نااطمینانی کوتاه‌مدت (موقت) منجر به کاهش نرخ تورم کوتاه‌مدت می‌شود که برخلاف پارادایم بال- فریدمن است و منطبق با پارادایم هلند می‌باشد. تخمین پارامتر $\mu_{۳}$ مثبت می‌باشد که نشان می‌دهد افزایش هم‌زمان در نااطمینانی کوتاه‌مدت و بلندمدت منجر به افزایش نرخ روند تورم می‌شود.

تخمین عناصر ماتریس احتمالات انتقال $p_{۱۱}$ و $p_{..}$ برای متغیر راه‌گزینی $S_{۱t}$ و $q_{۱۱}$ و $q_{..}$ برای متغیر راه‌گزینی $S_{۲t}$ در سطح بالایی معنی‌دار می‌باشند. سهم واریانس شرطی برای جزء روند

و موقتی به ترتیب $(p_{00} + p_{11} - 1) = 0/76$ و $(q_{00} + q_{11} - 1) = 0/7127$ است (کیم و نلسون، ۱۹۹۹).

شکل (۱) نرخ تورم و احتمال قرار گرفتن در حالت واریانس بالا را برای شوک‌های دائمی (روند) اقتصاد ایران را نشان می‌دهد. از شکل (۱) می‌توان مشاهده کرد که اولاً احتمال حالات واریانس بالا برای اقتصاد ایران در طول دوره مورد بررسی برای سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۷۴ و ۱۳۸۷ تا ۱۳۸۹ بسیار تغییر کرده و برای مابقی سال‌ها تغییر چندانی نکرده و اکثراً کمتر از ۰/۲ بوده است. از شکل ۱ می‌توان دریافت که در طول دوره هر جا که واریانس جزء روند افزایش پیدا کرده است منجر به افزایش تورم شده است که نشان‌دهنده حاکم بودن پارادایم بال- فریدمن در رابطه بین نااطمینانی تورمی بلندمدت و روند تورم در اقتصاد ایران می‌باشد. ثانیاً از سال ۱۳۶۷ تا ۱۳۷۴ احتمال حالت واریانس بالا زیاد بوده و از سال ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۷ این احتمال کاهش چشم‌گیری داشته که نشان‌دهنده وجود تغییرات رژیم می‌باشد. ثالثاً نتیجه احتمال حالت واریانس بالا که وجود تغییر رژیم را نشان می‌دهد، تأییدی بر پویایی بین تورم و نااطمینانی تورمی در طول دوره مورد بررسی اقتصاد ایران می‌باشد.



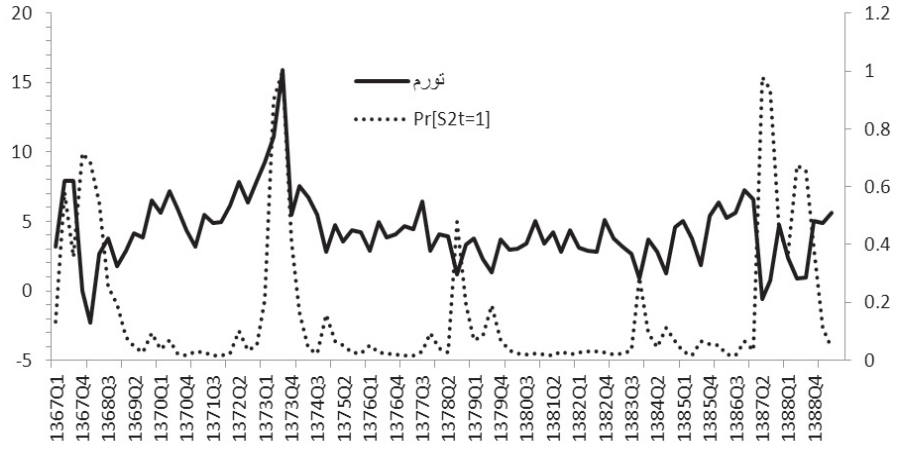
شکل ۱. نرخ تورم و احتمال حالت واریانس بالا مربوط به شوک‌های دائمی (روند)

شکل (۲) نرخ تورم و احتمال قرار گرفتن در حالت واریانس بالا را برای شوک‌های موقتی برای اقتصاد ایران نشان می‌دهد. از شکل (۲) می‌توان مشاهده کرد که اولاً احتمال حالت واریانس

بالا برای شوک‌های موقتی جزء برای سال‌های ۱۳۶۸، ۱۳۷۴، ۱۳۸۸ و ۱۳۸۹ خیلی پایین و تقریباً برابر با صفر می‌باشد و در طول دوره مورد بررسی جزء برای سال ۱۳۷۴ که افزایش نااطمینانی موجب افزایش تورم شده برای بقیه سال‌ها که تغییر واریانس را نشان می‌دهند افزایش نااطمینانی منجر به کاهش تورم می‌شود که این خود مؤید پارادایم هلند است. ثانیاً می‌توان وجود تغییرات رژیم را مشاهده کرد.

مطابق یافته‌های کیم (۱۹۹۳) نسبت واریانس بالا به پایین شوک‌های دائمی بزرگ‌تر از این نسبت برای شوک‌های موقتی آمریکا می‌باشد ($Q_1 > h_1$)، اما این نسبت برای اقتصاد ایران برعکس می‌باشد ($Q_1 < h_1$). واریانس پایین شوک‌های دائمی که توسط Q_0 اندازه‌گیری می‌شود بسیار کوچک می‌باشد و از نظر آماری معنی‌دار نمی‌باشد این نتیجه با یافته کیم (۱۹۹۳) مطابقت دارد. این موضوع نشان می‌دهد که شوک‌های مستمر ولی نامنظم بر سطح قیمت‌ها دلیل ثبات بیشتر سطح قیمت‌ها است.

اندازه واریانس بالا مربوط به شوک‌های دائمی که توسط پارامتر Q_1 اندازه‌گیری می‌شود بسیار کوچک و معنادار نمی‌باشد. $h_1(h_0)$ اندازه تغییرات واریانس در حالت واریانس بالا (کم) مربوط به جزء موقتی را نشان می‌دهند که با توجه به جدول (۱) این ضرایب مثبت و معنی‌دار می‌باشند.



شکل ۲. نرخ تورم و احتمال حالت واریانس بالا مربوط به شوک‌های موقت

٦. نتیجه‌گیری

در این مقاله رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۸۹Q۳ -۱۳۶۷Q۱ بررسی شد. اکثر مطالعاتی که در ایران و بسیاری از کشورهای دیگر برای بررسی موضوع مورد نظر انجام شده است ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین دوره‌های تورم و نااطمینانی تورم را مورد نظر قرار نمی‌دهند. در نتیجه نتایج تجربی متناقضی را در بسیاری از مطالعات شاهد هستیم که منجر به ارائه پارادایم‌های مختلفی راجع به ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورم می‌شود. همچنین در اکثر مطالعات انجام شده از روش GARCH استفاده شده است. این روش دارای محدودیت‌های زیادی مثل فرض وجود ثبات در واریانس‌های غیرشرطی و در نظر نگرفتن تغییرات رژیمی است. جهت رفع این محدودیت‌ها، در این مطالعه مطابق نظر بال (۱۹۹۹)، تورم به دو جزء تصادفی و ایستا در حول روند تقسیم می‌شود که بال و گوجراتی (۱۹۹۰) این رویکرد را با دو جزء بلندمدت و کوتاه‌مدت، به منظور مشخص نمودن ارتباط بین تورم و نااطمینانی آن بکار برده‌اند. این کار را با بکارگیری مدل MRSH که توسط کیم و نلسون (۱۹۹۹) معرفی شده است انجام دادیم که توانایی در نظر گرفتن تغییرات رژیمی در میانگین و واریانس تورم را دارد.

نتایج نشان می‌دهد که ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورم برای شوک‌های دائمی (روند) مثبت می‌باشد. این موضوع مؤید پارادایم بال- فریدمن است که بیان می‌کند افزایش نااطمینانی تورمی منجر به افزایش نرخ متوسط تورم می‌شود. چنین ارتباطی توسط پارامتر $\mu_1 = ۲/۳۱۸۵$ که مقدار مثبت و بزرگی می‌باشد بیان می‌شود. همچنین تخمین پارامتر $\mu_2 = -۲/۵۳۴$ که ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورم را برای شوک‌های موقت (کوتاه‌مدت) اندازه‌گیری می‌کند عددی منفی و بزرگی را نشان می‌دهد. این یافته دلالت بر این دارد که افزایش نااطمینانی تورمی در کوتاه‌مدت منجر به کاهش نرخ متوسط تورم می‌شود که مطابق با پارادایم هلند می‌باشد. در ضمن اثر هم‌زمان شوک‌های دائم و موقت بر نرخ تورم به وسیله پارامتر $\mu_3 = ۶/۲۱۷۳۵$ اندازه گرفته شد که نشان می‌دهد افزایش هم‌زمان نااطمینانی کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر مثبت و بزرگی بر نرخ تورم دارند.

ارتباط منفی بین تورم و نااطمینانی تورمی در کوتاه‌مدت که در این مطالعه برای اقتصاد ایران یافته شد، ممکن است دلیلی برای افزایش نااطمینانی تورمی کوتاه‌مدت توسط سیاست‌گذارهای کشور جهت رسیدن به اهداف کوتاه‌مدتی مثل تحرک بیشتر اقتصاد باشد. اما سیاست‌گذار نباید این نکته را فراموش کند که اثر هم‌زمان نااطمینانی تورمی کوتاه‌مدت و بلندمدت، تأثیر مثبت

بزرگی را بر نرخ تورم ایجاد می‌کند که ممکن است از منافع کسب شده کوتاه‌مدت بیشتر باشد. در نتیجه جهت پرهیز از تأثیرات منفی‌ای که نااطمینانی تورمی بر اقتصاد ایجاد می‌کند، پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذار از سیاست‌هایی که نه تنها نااطمینانی تورمی بلندمدت را تحت تأثیر قرار می‌دهد اجتناب کند بلکه از سیاست‌هایی که نااطمینانی کوتاه‌مدت را نیز افزایش می‌دهد پرهیز کند.

منابع

الف- فارسی

ابراهیمی، محسن و علی سوری (۱۳۸۵)، «رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در ایران»، مجله *دانش و توسعه*، شماره ۱۸، نیمه اول سال ۱۳۸۵.

تشکینی، احمد (۱۳۸۲)، آیا تورم یک پدیده پولی است؟، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

تشکینی، احمد (۱۳۸۴)، «آیا نااطمینانی با سطح تورم تغییرمی‌کند؟»، مجله *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۳، خرداد و تیر ۱۳۸۵، صفحات ۲۱۰-۱۹۳.

خیابانی، ناصر (۱۳۷۵)، بررسی رابطه بین نااطمینانی تورمی و تورم در ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران، دانشکده اقتصاد.

فرزین‌وش، اسدالله و موسی عباسی (۱۳۸۴)، «بررسی رابطه بین نااطمینانی تورمی و تورم در ایران با استفاده از مدل‌های GARCH و حالت- فضا»، مجله *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۴، صفحات ۵۵-۲۵.

گودرزی، امیرحسین (۱۳۸۷)، به کارگیری کالمن فیلتر در پیش‌بینی بازار ارز، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران، دانشکده اقتصاد.

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 ۱۳۸۸.

ب- انگلیسی

Achour, M. & A. Trabelsi (2011), "Markov Switching and State-Space Approaches for Investigating the Link between Egyptian Inflation Level

and Uncertainty", *Review of Middle East Economics and Finance*, 2011, vol. 6, issue 3.

Ball, L. & S. G. Cecchetti (1990), "Inflation and uncertainty at short and long horizons", *Brookings papers on Economic Activity*, No. 1, pp. 215–254.

Ball, L. (1992), "Why does high inflation raise uncertainty?", *Journal of Monetary Economics*, No. 29, pp. 371–388

Barro, R. & D. Gordon (1983), "A positive theory of monetary policy in a natural rate model", *Journal of Political Economy*, No. 91, pp. 589–610.

Berument, H. Metin-Ozcan, K. & B. Neyapti (2001), Modelling inflation uncertainty using EGARCH: An Application in Turkey, Bilken university, Ankara, Turkey.

Bhar, R. & S. Hamori (2004), "The link between inflation and inflation uncertainty: evidence from G7 countries", *Empirical Economics*, No. 29, pp. 825–853.

Blanchard, O.A. & J. Sheen (2007), *Macroeconomics*, Pearson Education, Frenchs Forest, NSW.

Bredin, D. & S. Fountas (2006), Inflation, inflation uncertainty, and Markov regime switching heterorskedasticity: evidence from European countries.

Chang, K. (2012), "The impacts of regime-switching structures and fat-tailed characteristics on the relationship between inflation and inflation uncertainty", *Journal of Macroeconomics*, No. 34 (2012) pp. 523–536.

Cukierman, A. & A. Meltzer (1986), "A theory of ambiguity, credibility and inflation under discretion and asymmetric information", *Econometrica*, No. 54, 1099–1128.

Daal, E. Naka & B. ASanchez (2005), "Re-examining inflation and inflation uncertainty in developed and emerging countries", *Economic Letters*, No. 89, pp. 180-189.

Engle, R. F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of theVariance of U.K Inflation", *Econometrica*, No. 50, pp. 987–1008.

Evans, M. (1991), "Discovering the link between inflation rates and inflation uncertainty", *Journal of Money*, Credit and Banking, No. 23, pp. 169-184.

Evans, M. and P. Wachtel (1993), "Inflation Regimes and Sources of Inflation Uncertainty", *Journal of Money*, Credit and Banking, No. 25, (3), pp. 475-511.

Friedman, M. (1977), "Nobel lecture: inflation and unemployment", *Journal of Political Economy*, No. 85, pp. 451–472.

Golob, J. (1994), "Does Inflation Uncertainty Increase with Inflation?", *Economic Review*, Third Quarter, Federal Reserve Bank of Kansas City.

Griere & Perry (1998), "On inflation and inflation uncertainty in the G7countrie", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 17, PP. 671-689.

Hakan Berument, M., Yalcin, Y. & J. Yildirim (2012), "Inflation and inflation uncertainty: A dynamic framework", *Physica A*, No. 391 (2012), pp. 4816–4826.

Hamilton, J. D. (1990), "Analysis of time series subject to changes in regime", *Journal of Econometrics*, No. 4, pp. 39–70.

Hartmann, M. & H. Herwartz (2012), "Causal relations between inflation and inflation uncertainty-Cross sectional evidence in favour of the Friedman–Ball hypothesis", *Economics Letters*, No. 115 (2012), pp. 144–147.

Holland, S. (1993), "Comment on inflation regimes and sources of inflation uncertainty", *Journal of Money*, Credit and Banking, No. 25, pp. 514–520.

Joseph, P., Byrne, E. & Philip Davis (2004), "Permanent and temporary inflation uncertainty and investment in the United States", *Economics Letters*, No. 85 (2004), pp. 271–277.

Karunaratne, N. D. & R. Bhar (2011), "Regime-shifts and post-float inflation dynamics of Australia", *Economic Modelling*, No. 28 , pp. 1941–1949.

Kim, C. J. & C. R. Nelson (1999), *State Space Models with Regime Switching, Classical and Gibbs Sampling Approaches with Applications*, MIT Press, Cambridge. Massachusetts.

Kim, C. J. (1993), "Unobserved-component models with Markov switching heteroscedasticity: changes in regime and link between inflation rates and inflation uncertainty", *Journal of Business and Economic Statistics*, No. 11, pp. 341–349.

Moradi, M. A. (2008), "A GARCH Model of Inflation and Inflation Uncertainty in Iran", *Journal of Economic Research*, No. 6.

Nazar D., Farshid, P. and K. Z. M. Mojtaba (2010), "Asymmetry Effects of Inflation on InflationUncertainty in Iran: Using from EGARCH Model, 1959-2009", *American Journal of Applied Sciences*, No. 7, pp. 535-539.

Paul Castillo, P. & A. Humala (2012), "Regime shifts and inflation uncertainty in Peru", *Journal of Applied Economics*, Vol XV, No. 1 (May 2012) , pp. 71-87.

Trabelsi, Abdelwahed and Maha Achour (2005), Markov switching and state space approaches for investigating the link between inflation level and inflation uncertainty. Mimeo, February.