

علیت گرنجری بین تورم و نااطمینانی تورمی در ایران با استفاده از مدل MSVAR

اسداله فرزین‌وش

استاد اقتصاد دانشگاه تهران، farzinv@ut.ac.ir

ناصر الهی

استادیار اقتصاد دانشگاه مفید، elahi@mofidu.ac.ir

سید ضیاءالدین کیاالحسینی

استادیار اقتصاد دانشگاه مفید، kiaalhoseini@mofidu.ac.ir

عبدالرحیم هاشمی دیزج*

دانشجوی دکتری دانشگاه مفید، rahim.hashemi@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۲/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۴/۲۵

چکیده

هدف اصلی این مقاله بررسی رابطه علیت میان تورم و نااطمینانی تورمی در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۹۴:۴-۱۳۶۹:۱ است. جهت دستیابی به این هدف، در مقاله حاضر از مدل خودرگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم مارکف (MS-VAR) استفاده شده است. نتایج حاصل از تخمین مدل نشان داد که بسته به اینکه متغیرهای تورم و نااطمینانی در تورم در کدام رژیم قرار دارد، رابطه علیت میان متغیرهای مذکور می‌تواند متفاوت باشد. در کل نتایج تحقیق در رابطه با وجود رابطه علیت از سوی تورم به نااطمینانی تورمی نشان داد که در ۵ مورد از ۶ حالت برآورد شده، فرضیه فریدمن (۱۹۷۷) و بال (۱۹۹۲)، مبنی بر این که تورم بالا منجر به نااطمینانی تورمی می‌گردد، تایید شده است. در مورد وجود رابطه علیت از سوی نااطمینانی تورمی به تورم نیز نتایج حاکی از این بود که فقط در یک مورد از ۶ حالت مورد بررسی، فرضیه پورگرامی و ماسکوس (۱۹۸۷) مبنی بر این که تورم باعث کاهش نااطمینانی تورمی می‌شود، مورد تایید قرار گرفته است.

واژه‌های کلیدی: علیت گرنجر، تورم، نااطمینانی تورمی، مارکف سوئیچینگ.

طبقه‌بندی JEL: C32, C54, E31.

* نویسنده مسئول مکاتبات

۱- مقدمه

تورم موجب تغییر توزیع درآمد به نفع صاحبان دارایی‌های غیر پولی و تشدید عدم تعادل در الگوی توزیع درآمد و بسط بی‌عدالتی و نابرابری‌های اجتماعی می‌گردد، همچنین وجود تورم به بی‌ثباتی اقتصاد کلان و در نتیجه کوتاه‌تر شدن افق زمانی تصمیم‌گیری منجر شده و کاهش قدرت رقابت تولیدات داخلی در سطح بین‌المللی، کاهش تراز تجاری، افزایش نرخ بهره اسمی، افزایش نااطمینانی در سودآوری پروژه‌های سرمایه‌گذاری (که منجر به تعویق انداختن سرمایه‌گذاری برای بدست آوردن اطلاعات بیشتر درباره آینده می‌شود) و در نتیجه سطوح پایین‌تر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی را به دنبال خواهد داشت.

به عقیده فریدمن^۱ (سخنرانی جایزه نوبل ۱۹۷۷)، اصلی‌ترین و مهمترین زیان‌های ناشی از تورم، عدم اطمینان از مقدار نرخ آینده آن است. نااطمینانی تورمی به سبب بی‌ثباتی و نااطمینانی که در مورد قیمت‌های فروش و هزینه‌های تولید و در نهایت پیش‌بینی سود مورد انتظار آینده به وجود می‌آورد، موجب تغییر تصمیم‌ها و فعالیت عاملان اقتصادی می‌شود. به طوری که مقدار مصرف، سرمایه‌گذاری و پس‌انداز را تحت تاثیر قرار می‌دهد و این نااطمینانی اثر منفی بر روی کارایی در تخصیص بهینه منابع خواهد گذاشت. معمولاً دولت‌ها جهت کاستن از این اثرات منفی نااطمینانی تورمی، اقدام به سیاست انبساطی می‌نمایند که این سیاست‌ها خود سبب افزایش تورم می‌گردد. بنابراین، انتظار می‌رود یک رابطه دو سویه بین تورم و نااطمینانی تورم وجود داشته باشد.

با توجه به هزینه‌هایی که تورم و نااطمینانی تورمی بر جامعه - چه از لحاظ اقتصادی و یا اجتماعی - تحمیل می‌کند، این مطالعه، با هدف بررسی و آزمون رابطه علیت بین تورم و نااطمینانی آن در اقتصاد ایران، انجام گرفته است که می‌تواند در اتخاذ سیاست‌های مناسب ضد تورمی در جهت جلوگیری از زیان‌های ناشی از تورم مفید باشد. تحقیقات صورت گرفته در کشور در این خصوص بیشتر به کمک گروه الگوهای خود بازگشت‌کننده شرطی^۲ و تحلیل سرهای زمانی با توجه به الگوی خاصی از فضا-حالت^۳ صورت گرفته است. در این روش‌ها به احتمال آن که فرایند مشاهدات از وضعیت‌های مختلفی پیروی

^۱ Friedman

^۲ Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH)

^۳ State-space

کنند، توجهی نمی‌شود، لذا در این مطالعه، از روش مارکف-سوئیچینگ^۱ استفاده شده است. این مدل غیرخطی قابلیت لحاظ کردن تغییر در نحوه ارتباط بین این دو متغیر با ایجاد رژیم‌های مختلف را دارا بوده و می‌تواند چگونگی روابط بین دو متغیر را در رژیم‌های مختلف نشان دهد. به عبارت دیگر امکان وجود شکست ساختاری در مدل لحاظ شده و این تغییر رژیم می‌تواند به دفعات اتفاق بیفتد. نقاط شکست به شکل درونزا در حین برآورد پارامترها تخمین زده می‌شوند و لذا نیاز به هیچ پیش داوری در مورد نقطه شکست وجود ندارد. اساس این روش مبتنی بر مدل‌های خودرگرسیون برداری^۲ (VAR) می‌باشد، ولی پارامترها بستگی به زمان داشته و می‌توانند در رژیم‌های متفاوت ثابت نباشند، لذا تغییرات در رابطه علیت در طی دوره مورد بررسی را می‌توان به راحتی و بدون هیچ پیش فرضی استخراج کرد.

این مطالعه در شش بخش تنظیم شده است. در بخش دوم به مبانی نظری و در بخش سوم به پیشینه تحقیق پرداخته شده است. بخش چهارم به روش تحقیق و بخش پنجم به برآورد و تجزیه و تحلیل یافته اختصاص داده شده است. نتایج به دست آمده نیز در بخش آخر ارایه شده است.

۲- مبانی نظری

۲-۱- نظریات مربوط به اثر تورم بر نااطمینانی تورمی

اوکان^۳ (۱۹۷۱) اولین بار قبل از فریدمن، به وجود رابطه‌ای مثبت از تورم به نوسانات آن دست یافته است. فریدمن (۱۹۷۷) معتقد است دولت‌ها هیچ گاه تورم بالا را به عنوان یک سیاست معرفی نمی‌کنند، بلکه از نظر آن‌ها تورم بالا در نتیجه سیاست‌های دیگر دولت‌ها نظیر سیاست‌های اشتغال کامل و یا سیاست‌های رفاهی، به وجود می‌آید. آنها منافع این سیاست را بیشتر از زیان ناشی از تورم بالاتر می‌دانند، اما با این حال همچنان به هدف قیمت‌های باثبات وفادار می‌مانند. بنابراین هنگامی که تورم به وجود می‌آید، سیاست‌هایی را برای مقابله با تورم بالا اجرا می‌کنند، که باعث تغییرپذیری بالای تورم (نااطمینانی تورمی بالاتر) می‌شود. به طوری که به دنبال افزایش نااطمینانی تورمی سطح فعالیت‌های اقتصادی کاهش یافته و منجر به کاهش رشد اقتصادی و رفاه می‌گردد.

¹ Markov Switching

² Vector Autoregressive

³ Okun

بال^۱ (۱۹۹۲) با استفاده از یک بازی اطلاعات نامتقارن - بین سیاست‌گذاران و مردم - و با تاکید بر دیدگاه فریدمن مبنی بر اینکه افزایش تورم موجب سیاست‌های عجولانه و غیر-قابل پیش‌بینی نهادهای پولی که در نتیجه آن نااطمینانی در زمینه تورم‌های آتی افزایش می‌یابد، نظریه فریدمن را فرمول‌بندی می‌کند و سیاست‌گذاران را به دو صورت، لیبرال^۲ (L) که به دنبال برنامه‌هایی هستند که موجب تورم می‌شود و محافظه‌کار^۳ (C) که کنترل تورم را در دستور کار خود قرار می‌دهند، در نظر می‌گیرد. هنگامی که تورم پایین است، هر دو گروه می‌کوشند تا آن را پایین نگه دارند، لذا مردم نسبت به سیاست آینده مطمئن می‌باشند. بنابراین نااطمینانی کاهش می‌یابد. اما هنگام بروز تورم‌های بالا، تنها سیاست‌گذاران ضدتورمی حاضر به پذیرش هزینه‌های کاهش تورم هستند. 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 نتیجه زمانی که تورم‌های بالاتری ایجاد می‌شود، نااطمینانی بیشتری هم نسبت به سیاست‌های پولی آینده ایجاد می‌شود. زیرا نمی‌توان تصمیمات سیاست‌گذاران را، که آیا موجب کاهش تورم خواهد شد یا نه، پیش‌بینی کرد.

از دیدگاه پورگرامی و ماسکوس^۴ (۱۹۸۷)، با افزایش تورم به سبب کاهش ارزش ثروت و درآمد واقعی افراد، هزینه اطلاعات غلط و نادرست تورمی با در نظر گرفتن طول قراردادهای دستمزد و عدم تعدیل به موقع آنها، افزایش می‌یابد. لذا بر این اساس قابل انتظار است که عاملان اقتصادی در کشورهای با تورم بالا، منابع بیشتری را برای ایجاد پیش‌بینی‌های دقیق و درست تورم، اختصاص دهند. بنابراین از دیدگاه آنها، بی‌ثباتی بالای نرخ‌های تورم، به شرط اینکه در همان زمان بی‌ثباتی، قابل پیش‌بینی باشد، نگرانی زیادی ایجاد نمی‌کند. در چنین مواردی، عوامل اقتصادی می‌توانند قدم‌هایی برای محافظت خودشان از تورم پیش‌بینی شده و تورم‌زدایی^۵ پیش آمده، بردارند. بنابراین خطای پیش‌بینی که معیاری از نااطمینانی است کاهش می‌یابد. در نتیجه تورم اثر منفی بر روی نااطمینانی آن دارد.

¹ Ball

² Liberal

³ Conservative

⁴ Pourgerami & Maskus

⁵ Disinflation

۲-۲- نظریات مربوط به اثر نااطمینانی بر تورمی

کوکرمن - ملترز^۱ (۱۹۸۶) نظریه خودشان را در یک سیستم پولی که در آن دولت نرخ رشد پول را بر اساس هزینه- فایده آن (افزایش تورم و کاهش بیکاری) تعیین می‌کند، ارائه می‌دهند. آنها تابع هدف اجتماعی دولت را به صورت زیر در نظر می‌گیرند.

$$S = S(P_t, U_t) \quad \dot{S}(P_t) < 0 \quad \dot{S}(U_t) < 0 \quad (۱)$$

که در آن، P_t نرخ تورم و U_t نرخ بیکاری هر دو به عنوان کالای بد می‌باشند و کاهش آنها رفاه را افزایش می‌دهد. بنابراین یک سیاست سازگار به دنبال حداکثر نمودن تابع هدف اجتماعی با توجه به محدودیت منحنی فیلیپس (معادله ۲)، می‌باشد.

$$U_t = U_N + \psi(\dot{P}_t^e - \dot{P}_t) \quad (۲)$$

که در آن $\dot{P}_t^e$ نشانگر نرخ تورم انتظاری و U_N نرخ بیکاری طبیعی می‌باشد. معادله منحنی فیلیپس نشان می‌دهد که نرخ بیکاری می‌تواند از طریق یک تورم مثبت غافل‌گیرکننده کاهش یابد. لذا با در نظر گرفتن اثرات نامطلوب نااطمینانی تورمی بر کارایی تخصیص منابع که موجب کاهش فعالیت‌های اقتصادی می‌گردد، در چنین شرایطی سیاست‌گذاران به منظور کاستن از اثرات منفی آن، سیاست‌های انبساطی اتخاذ می‌نمایند که سبب افزایش تورم خواهد شد. آنها معتقدند که بانک مرکزی برای غافل‌گیر کردن مردم برای دستیابی به رشد پایدار^۲، تورم پیش‌بینی نشده را افزایش می‌دهد. بنابراین افزایش در نااطمینانی تورمی، نرخ تورم متوسط بهینه را به وسیله افزایش در انگیزه سیاست‌گذار برای خلق تورم ناگهانی، افزایش می‌دهد و بدین ترتیب افزایش نااطمینانی تورمی به افزایش تورم می‌انجامد.

از دیدگاه هلند^۳ (۱۹۹۵)، به طور قوی افزایش تورم، قبل^۴ از بیشتر شدن نااطمینانی تورمی، رخ می‌دهد و به طور ضعیفی بیشتر شدن نااطمینانی تورمی، قبل از پایین بودن تورم اتفاق می‌افتد. وی یکی از دلایل اتفاق افتادن نااطمینانی تورمی بیشتر، قبل از تورم پایین‌تر را، مربوط به نگرش سیاست‌گذاران مبتنی بر هزینه داشتن نااطمینانی تورمی بیشتر، می‌داند. به عبارتی با افزایش تورم و در نتیجه افزایش نااطمینانی تورمی، مقامات پولی بر آن می‌شوند که برای حذف نااطمینانی تورمی بیشتر و اثرات منفی آن که سبب

^۱ Cukierman & Meltzer

^۲ Sustainable

^۳ Holland

^۴ precedes

افزایش هزینه اجتماعی و کاهش رفاه اجتماعی می‌گردد، کنترل بیشتری بر رشد عرضه پول داشته باشند و اقدام به اعمال سیاست‌های انقباضی نموده و از این رو تورم کاهش می‌یابد. این دیدگاه هلند بعدها به فرضیه «بانک مرکزی تثبیت‌کننده»^۱ مشهور شد.

۳- پیشینه تجربی

در مطالعات اولیه مانند اوکان (۱۹۷۱) واریانس تورم به عنوان جانشین نااطمینانی تورمی در نظر گرفته شده بود، ولی به دنبال معرفی مدل‌های خودرگرسیون واریانس ناهمسانی شرطی^۲ (ARCH) مطالعات تجربی گسترده از این مدل‌ها برای بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورمی استفاده نمودند، که نتایج متفاوتی در کشورها و دوره‌های مورد مطالعه حاصل شده است.

تلاتار و تلاتار^۳ (۲۰۰۳) به بررسی رابطه بین تورم و منابع مختلف نااطمینانی به کمک مدل مارکف-سوئیچینگ برای کشور ترکیه می‌پردازند که نتایج بدست آمده فرضیه بال و فریدمن را تایید کرده است. بهار و هاموری^۴ (۲۰۰۴) برای تحلیل واکنش بین تورم و نااطمینانی تورمی در کوتاه مدت و بلندمدت در کشورهای عضو گروه G7 از مدل ناهمسانی واریانس مارکف سوئیچینگ^۵ (MRSH) استفاده کردند و به این نتیجه رسیدند که رابطه بین تورم و نااطمینانی آن بسته به این که شوک‌ها موقتی یا دائمی باشد، تغییر می‌کند. ترابلسی و آکور^۶ (۲۰۰۵)، از مدل مارکف-سوئیچینگ، مدل حالت - فضا با خودرگرسیون واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته^۷ (GARCH)، به بررسی رابطه بین سطح تورم و نااطمینانی تورمی در فرانسه پرداخته‌اند. یافته‌ها دلالت بر رابطه مثبت بین سطح تورم و نااطمینانی تورمی دارند و فرضیه فریدمن تایید می‌شود به طوری که اثر تورم روی نااطمینانی آن در کوتاه مدت قوی‌تر است. ترابلسی و آکور (۲۰۱۱) در مطالعه مشابهی برای اقتصاد مصر، نتایج مشابهی بدست آوردند.

¹ Stabilization Fed Hypothesis

² Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

³ Telatar & Telatar

⁴ Bhar & Hamori

⁵ Markov Switching regime Heteroskedasticity

⁶ Trabelsi & Achour

⁷ Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

بردین و فونتس^۱ (۲۰۰۶)، برای بررسی ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی در چهار کشور اروپایی (آلمان، انگلیس، ایتالیا و هلند) از مدل واریانس ناهمسانی مارکف سوئیچینگ استفاده کردند. نتایج حاصله نشان می‌دهد که رابطه بین تورم و نااطمینانی تورمی بسته به این که شوک‌ها موقتی یا دائمی هستند، متفاوت می‌باشد و این تفاوت بستگی به ساختار کشورها دارد.

میلز و ویچوربرگ^۲ (۲۰۰۹)، در بررسی تغییرات پویای تورم و نااطمینانی حاصل از آن برای کشور آمریکا با استفاده از مدل مارکف سوئیچینگ به این نتیجه می‌رسند که تورم باعث افزایش نااطمینانی تورمی شده و نااطمینانی اثر منفی بر سرمایه‌گذاری و تولید گذاشته است.

چانک و همکاران^۳ (۲۰۱۰) به دنبال نشان دادن این فرضیه که در سطوح مختلف تورم، اثرگذاری نااطمینانی تورمی بر رشد اقتصادی متفاوت است، از مدل دو متغیره مارکف سوئیچینگ استفاده می‌کنند. نتایج، فرضیه فریدمن مبنی بر اثر مثبت تورم بر نااطمینانی در تورم‌های بالا و اثر منفی نااطمینانی تورمی روی رشد اقتصادی را تایید می‌نماید. همچنین ضرایب نااطمینانی تورمی در طول رژیم‌های اقتصادی تغییر می‌کند به طوری که در رژیم تورم پایین ضرایب نااطمینانی کمتر از رژیم تورم بالا می‌باشد.

کاروناراتنه و بهار^۴ (۲۰۱۱) در بررسی خود با استفاده از مدل MRSH در استرالیا، به این نتیجه رسیدند که رابطه بین تورم و نااطمینانی آن در شوک‌های دائمی، منفی و در شوک‌های موقتی، مثبت بوده است. به طوری که در بلندمدت نااطمینانی تورمی منجر به کاهش در نرخ متوسط تورم و در کوتاه‌مدت نااطمینانی تورمی، سبب افزایش نرخ متوسط تورم می‌شود.

بالچیلار و اوزدمیر^۵ (۲۰۱۳) از طریق اندازه‌گیری نااطمینانی تورمی با استفاده از مدل خودرگرسیون میانگین متحرک ARMA^۶ با انتقال ملایم انباشته ناتمام- ARCH نمایی نامتقارن^۷ (FISTARMA-APARCH)، از مدل خودرگرسیون برداری مارکف

^۱ Bredin and Fountas

^۲ Miles & Vijverberg

^۳ Chang et al.

^۴ Karunaratne & Bhar

^۵ Balçilar & Ozdemir

^۶ Autoregressive moving Average

^۷ Fractionally Integrated Smooth Transition Autoregressive Moving Average Asymmetric Power ARCH

سوئیچینگ^۱ (MSVAR) برای آزمون علیت استفاده کرده و نشان دادند که فرضیه «بانک مرکزی تثبیت‌کننده» هلند، برای کانادا، فرانسه، آلمان، ژاپن، انگلیس و آمریکا و همچنین فرضیه فریدمن در آمریکا و کانادا تایید می‌شود.

زیکو و همکاران^۲ (۲۰۱۴) با استفاده از مدل GARCH به بررسی ارتباط دوسویه تورم و نااطمینانی تورم در ۱۱ کشور اروپایی شرقی در دوره فوریه ۱۹۹۶ تا دسامبر ۲۰۱۳ پرداختند. در این مطالعه فرضیه فریدمن و کوکرمین-ملترز برای کشورهای بزرگ اروپایی شرقی با نرخ ارز انعطاف‌پذیر به صورت قطعی تایید و در مقابل برای کشورهای کوچکتر اقتصاد آزاد با رژیم نرخ ارز ثابت رد می‌شود.

شرف^۳ (۲۰۱۵) در مطالعه خود در مورد رابطه علیت بین تورم و نااطمینانی تورمی در مصر با استفاده از روش GARCH، به این نتیجه رسیده است که فرضیه فریدمن-بال و کوکرمین-ملترز در حالت متقارن و نامتقارن قابل تایید است.

از میان مطالعات داخلی فرزین‌وش و عباسی (۱۳۸۵) در بررسی ارتباط تورم و نااطمینانی تورمی با استفاده از مدل‌های GARCH و حالت -فضا به این نتیجه رسیدند که ارتباط بین تورم و نااطمینانی آن در ایران در کوتاه‌مدت مثبت بوده، اما در بلندمدت، هیچ ارتباطی با هم ندارند. همچنین در کوتاه‌مدت، تکان‌های تورمی منفی کمتر از تکان‌های تورمی مثبت بر روی نااطمینانی تاثیر داشته است. تشکینی (۱۳۸۵) با استفاده از آزمون علیت گرنجر و الگوی (۱،۱) GARCH نشان داد که افزایش تورم منجر به نااطمینانی تورمی خواهد شد ولی رابطه معکوس صادق نیست. دهمرده و همکاران (۱۳۸۸)، با استفاده از مدل خودرگرسیون واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته نمایی^۴ (EGARCH) نشان دادند که آثار شوک‌ها، نامتقارن بوده‌اند و شوک‌های قیمتی مثبت بر نااطمینانی تورمی اثر بیشتری نسبت به شوک‌های قیمتی منفی داشته است و آثار این شوک‌های قیمتی بر نااطمینانی تورمی دائمی نیست، اما از درجه پایداری بالایی برخوردار است. علاوه بر این، نتایج آزمون علیت گرنجر نشان می‌دهد که تورم علیت نااطمینانی تورمی در ایران است و رابطه عکس بین آنها برقرار نیست.

^۱ Markov Switching Vector Autoregression

^۲ Zikov et al.

^۳ Sharaf

^۴ Exponential GARCH

کمیجانی و غلامی (۱۳۸۹) با هدف اینکه که تعیین کنند آیا ناطمینانی تورمی تاثیری بر دو متغیر رشد سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی داشته است یا خیر، برای بدست آوردن ناطمینانی تورمی از یک مدل گارچ سه متغیره استفاده می‌کنند. نتایج نشان از اثبات فرضیه فریدمن و بال مبنی بر اینکه افزایش تورم، ناطمینانی تورمی را افزایش می‌دهد، دارد.

کمیجانی و همکاران (۱۳۹۲) به بررسی علیت میان تورم، رشد تولید، قیمت نفت و ناطمینانی آنان، با استفاده از یک مدل گارچ سه متغیره پرداختند. نتایج حکایت از تایید فرضیه فریدمن- بال دارد. صمدی و مجدزاده طباطبائی (۱۳۹۲)، با استفاده از رگرسیون چرخشی مارکف و برآورد ناطمینانی تورمی از طریق الگوی GARCH، به این نتیجه رسیدند که در هر دو رژیم- با میانگین بالا و نوسان پایین و رژیم با میانگین پایین و نوسان بالا- افزایش تورم به افزایش ناطمینانی تورمی منجر شده است.

با توجه به مطالعات داخلی انجام گرفته می‌توان بیان نمود که اولاً دوره زمانی مطالعه حاضر وسیع‌تر از سایر مطالعات داخلی بوده و ثانیاً در این مطالعه از روش‌های مختلف برآورد سری ناطمینانی تورمی استفاده شده است. همچنین در مطالعه حاضر از مدل تغییر رژیم برداری MSVAR استفاده شده است که این رویکرد در مطالعات داخلی در خصوص ارتباط میان تورم و ناطمینانی تورمی مورد استفاده قرار نگرفته است.

۴- روش تحقیق

جهت بررسی رابطه علیت میان تورم و ناطمینانی تورمی، نخست لازم است تا معیاری از ناطمینانی تورمی در نظر گرفته شود. در مطالعات تجربی به طور گسترده‌ای از واریانس شرطی برآورد شده از طریق مدل‌های خانواده GARCH به عنوان شاخصی از ناطمینانی تورمی استفاده شده است. یکی از دلایل استفاده گسترده از مدل‌های مذکور شاید این امر باشد که در مدل‌های مورد اشاره واریانس شرطی، متغیر طی زمان بوده و با استفاده از روش پارامتریک تخمین زده می‌شود.

مسأله دوم که باید در نظر گرفته شود، این است که رابطه میان تورم و ناطمینانی تورمی به چه صورت بررسی خواهد شد. بسیاری از مطالعات از مدل خودرگرسیون واریانس ناهمسانی شرطی در میانگین^۱ (GARCH-M) معرفی شده توسط انگل و همکاران^۲

^۱ GARCH-In-Mean

^۲ Engle & et al.

(۱۹۸۷) جهت بررسی اثر نااطمینانی تورمی بر تورم استفاده کرده‌اند. تصریح‌های دیگری نظیر مدل GARCH ارائه شده توسط گلاستن و همکاران^۱ (۱۹۹۳) و مدل EGARCH که توسط نلسون^۲ (۱۹۹۱) پیشنهاد شده و یا مدل‌هایی که در آنها نرخ تورم در معادله واریانس شرطی لحاظ شده است نیز از جمله رویکردهای دیگری است که جهت بررسی رابطه متقابل میان تورم و نااطمینانی تورمی مورد استفاده قرار گرفته است.

مطالعه حاضر با هدف بررسی رابطه علیت میان تورم و نااطمینانی تورمی با استفاده از مدل تغییر رژیم برداری (MS-VAR) انجام گرفته است. ایده اصلی این روش این است که پارامترهای مدل VAR به متغیر رژیمی (S_t) بستگی دارند، در عین حال (S_t) قابل مشاهده نبوده و فقط می‌توان احتمال مربوطه آن را بدست آورد. در این صورت چگالی شرطی سری زمانی قابل مشاهده y_t به صورت زیر خواهد بود:

$$P = (y_t | y_{t-1}, S_t) = \begin{cases} f(y_t | y_{t-1}, \theta_t) & \text{if } S_t = 1 \\ \dots \\ f(y_t | y_{t-1}, \theta_N) & \text{if } S_t = N \end{cases} \quad (3)$$

به طوری که θ_N بردار پارامترهای مدل VAR در رژیم $m=1, \dots, M$ بوده و Y_{t-1} نشانگر مجموعه مشاهدات $\{y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}$ است. بر این اساس، برای یک رژیم مشخص S_t بردار سری زمانی y_t با استفاده از فرایند خودرگرسیون برداری از مرتبه (p) ایجاد می‌شود که می‌توان آن را به اختصار با $VAR(p)$ بیان کرده و به صورت زیر نشان داد:

$$y_t = V(S_t) + A_1(S_t)y_{t-1} + \dots + A_p(S_t)y_{t-p} + u_t \quad (4)$$

در رابطه فوق V بردار متشکل از ضرایب عرض از مبدا و وابسته به رژیم است. A_i نیز بردار حاوی ضرایب خودرگرسیونی است. u_t به عنوان جمله اخلال بوده و دارای میانگین صفر و ماتریس واریانس-کوواریانس $\sum S_t$ است. برای تکمیل کردن فرایند ایجاد داده‌ها نیاز است که نحوه تغییر در رژیم S_t را بشناسیم، که در مدل‌های MS فرض می‌شود S_t به وسیله زنجیره مرتبه اول مارکف زیر ایجاد می‌شود:

$$Pr \left\{ S_{t-j} \mid \{S_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}, \{y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty} \right\} = Pr \{ S_t | S_{t-1}, \rho \} \quad (5)$$

که در آن ρ برداری متشکل از پارامترهای احتمالات مربوطه به رژیم‌ها است. براساس این فرض می‌توان احتمال انتقالات بین رژیم‌های مختلف را به دست آورد:

$$P_{ij} = Pr(S_{t+1} = j | S_t = i) \quad \sum_{j=1}^N P_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1 \dots N\} \quad (6)$$

¹ Glosten, Jagannathan and Runkle (GJR-GARCH)

² Nelson

با کنار هم قرار دادن این احتمالات در یک ماتریس $N \times N$ ، ماتریس احتمال انتقالات (P) به صورت زیر به دست می‌آید:

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & \cdots & P_{1N} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{N1} & \cdots & P_{NN} \end{bmatrix} \quad (7)$$

هر عنصر ماتریس فوق، احتمال وقوع (P_{ij}) رژیم j بعد از رژیم i را نشان می‌دهد و مقدار آنها بین صفر و یک است. با لحاظ کردن امکان تغییر پارامترها در رژیم‌های مختلف، مدل VAR خطی تبدیل به مدل MSVAR زیر می‌شود:

$$y_t = \begin{cases} V_1 + A_{11}y_{t-1} + \cdots + A_{p1}y_{t-p} + \sum_{i=1}^p u_t & \text{if } s_t = 1 \\ V_N + A_{1N}y_{t-1} + \cdots + A_{pN}y_{t-p} + \sum_{i=1}^p u_t & \text{if } s_t = N \end{cases} \quad (8)$$

برای معرفی این مدل می‌توان مدل تغییر رژیم برداری زیر را در نظر گرفت:

$$Y_t = \mu(s_t) + \sum_{i=1}^p A_{(s_t)}^i (Y_{t-i} - \mu(s_{t-i})) + \varepsilon_t(s_t) \quad (9)$$

در مدل فوق y_t یک بردار n بعدی شامل متغیرهای درون‌زای مورد بررسی (در مطالعه حاضر شامل نرخ تورم و نااطمینانی تورمی) بوده و اجزای اخلاص دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس $\Sigma(s_t)$ است. متغیر پنهان $s_t = 1, \dots, p$ نیز از یک زنجیره مارکف با احتمالات انتقال ثابت پیروی می‌کند و بیانگر وضعیت رژیم‌های متغیرهای مورد بررسی است (کرولیزیک^۱، ۱۹۹۸).

در کل بر اساس این که کدام قسمت مدل تغییر رژیم مارکوف وابسته به رژیم باشد، می‌توان طبقه‌بندی جزئی‌تری را از حالت‌های ممکن به دست آورد. برای مثال می‌توان حالت‌هایی از قبیل مدل‌های مارکف در میانگین^۲ (MSM)، عرض از مبدا^۳ (MSI)، پارامترهای خودرگرسیون^۴ (MSA) و ناهمسانی در واریانس^۵ (MSH) را مورد اشاره قرار داد. در حالت عمومی اگر برداری از متغیرهای سری زمانی با توجه به مدل تغییر رژیم مارکف در نظر گرفته شود (MSVAR)، آنگاه از ترکیب حالت‌های مذکور می‌توان مدل‌های جزئی دیگری را به صورت جدول (۱) معرفی کرد، که در آن μ نشانگر میانگین و σ جمله عرض از مبدا می‌باشد.

¹ Krolzig

² Markov Switching Mean

³ Markov Switching Intercept

⁴ Markov Switching Autoregressive

⁵ Markov Switching Heteroscedasticity

جدول (۱): حالت‌های مختلف مدل‌های خودرگرسیون برداری تغییر رژیم مارکوف

		MSM		MSI	
		μ متغیر	μ ثابت	ν متغیر	ν ثابت
A_i ثابت	واریانس ثابت	MSM-VAR	VAR خطی	MSI	VAR خطی
	واریانس متغیر	MSMH-VAR	MSH-VAR	MSIH-VAR	MSH-VAR
A_i متغیر	واریانس ثابت	MSMA-VAR	MSA-VAR	MSIA-VAR	MSA-VAR
	واریانس متغیر	MSMAH-VAR	MSAH-VAR	MSIAH-VAR	MSAH-VAR

منبع: کرولزیگ (۱۹۹۸)

در مطالعه حاضر، بردار متغیرهای مورد نظر به صورت یک سیستم با دو متغیر $\{y_t = [y_{1,t}, y_{2,t}]\}$ قابل بیان است. در این حالت فرم خودرگرسیون برداری با ویژگی غیرخطی (تغییر رژیم مارکف) را می‌توان به ترتیب در معادله (۱۰) و (۱۱) به صورت زیر تعریف کرد:

$$\begin{aligned} \Delta y_{1,t} &= \mu_{y_1}(s_t) + \sum \phi_{y_1, y_1, k}(s_t) \Delta y_{1,t-1} + \sum \phi_{y_1, y_2, k}(s_t) \Delta y_{2,t-k} + z(s_t) u_{y_1,t} \quad (10) \\ \Delta y_{2,t} &= \mu_{y_2}(s_t) + \sum \phi_{y_2, y_1, k}(s_t) \Delta y_{1,t-1} + \sum \phi_{y_2, y_2, k}(s_t) \Delta y_{2,t-k} + z(s_t) u_{y_2,t} \quad (11) \end{aligned}$$

$$u_{y_1,t}, u_{y_2,t} \sim \text{nid}(0,1) \quad (12)$$

که در آن s_t به عنوان متغیر تصادفی است و بیانگر رژیم در زمان t می‌باشد. $Z(s_t)$ یک ماتریس وابسته به رژیم بوده و $\phi_{y_i y_j, k}$ ضرایب خودرگرسیونی در سیستم معادلات فوق است. همچنین p نیز نشان‌دهنده مرتبه بهینه در مدل خودرگرسیون برداری خواهد بود. به فرض، درصدد بررسی وجود علیت از طرف متغیر y_2 به y_1 در رژیم ۱ باشیم، در این حالت برای انجام آزمون علیت گرنجری می‌توان فرضیه صفر را به صورت زیر بیان کرد:

$$H_0: \phi_{y_1, y_2, 1}(s_t = 1) = \dots = \phi_{y_1, y_2, p}(s_t = 1) = 0$$

فرضیه صفر فوق با استفاده از مدل MS-VAR و از طریق اعمال قید بر روی مقادیر ضرایب خودرگرسیونی قابل انجام است. در حقیقت با در نظر گرفتن فرضیه صفر مذکور، معنی‌دار بودن پارامتر خودرگرسیونی وابسته به رژیم ϕ_{y_1, y_2} در معادله اول از خودرگرسیون برداری دو متغیره فوق، به معنای وجود رابطه علیت از سوی متغیر y_2 به y_1 در رژیم ۱ خواهد بود.

۵- برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها

در این بخش، نتایج برآورد مدل تحقیق ارائه شده است. جهت برآورد مدل تحقیق از داده‌های ماهانه تورم (محاسبه شده با استفاده از شاخص قیمت مصرف کننده به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳) استفاده شده است. دوره زمانی تحقیق از فروردین ماه ۱۳۶۹ تا تیرماه ۱۳۹۴ بوده و داده‌های مورد نیاز از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است. داده‌های مربوط به متغیر نااطمینانی تورمی نیز در این مطالعه محاسبه شده که در ادامه توضیحات بیشتری در این زمینه ارائه شده است.

قبل از برآورد مدل تحقیق لازم است تا تخمین‌هایی از سری نااطمینانی تورمی به دست آید. در این راستا ضمن بررسی ایستایی متغیر تورم، انواع مدل‌های خودرگرسیون انباشته میانگین متحرک^۱ (ARIMA) برای نرخ تورم برآورد گردید و در نهایت بر اساس معنی-داری ضرایب و مقدار آماره آکائیک مدل $ARMA(2,1)$ یا همان $ARIMA(2,1)$ به عنوان معادله میانگین شرطی برای نرخ تورم انتخاب گردید. در ادامه ضمن بررسی آزمون‌های لازم از قبیل وجود و یا عدم وجود ناهمسانی واریانس در جمله اختلال معادله میانگین برآورد شده، به تخمین مدل‌های مختلف خانواده GARCH پرداخته شد. هدف از برآورد مدل‌های مختلف جهت تخمین سری نااطمینانی تورمی نیز بررسی این موضوع بوده که آیا رابطه علیت میان تورم و نااطمینانی تورمی به نوع برآورد از سری نااطمینانی تورمی حساس است یا نه؟ در این راستا سه تخمین مختلف با استفاده از مدل‌های $ARCH(1)$ ، $TGARCH(1,1)$ و $EGARCH(1,1)$ انجام گرفته و نتایج حاصل برای برآورد مدل MS-VAR بکار گرفته شد^۲. با این توصیف، سه مدل مختلف MS-VAR برآورد شد که در ادامه نتایج آنها با عناوین مدل (۱) تا (۳) مشخص شده است. همچنین مدل‌های مختلف MS-VAR که در جدول (۱) به آنها اشاره شد، تحت حالت‌های متعددی از قبیل مدل خطی، مدل با ۲ رژیم، ۳ رژیم و ۴ رژیم برآورد شده و با توجه به نتایج آزمون‌های لازم از قبیل آزمون خطی بودن مدل و مقادیر آماره آکائیک، نسبت به انتخاب مدل بهینه اقدام شده است. نتایج برآوردهای متعدد و آزمون‌های مربوطه بیانگر این بود که می‌توان مدل MS-VAR از مرتبه دوم (طول وقفه در خودرگرسیون برداری) با ۲ رژیم و امکان تغییر

^۱ Autoregressive Integration moving Average

^۲ جهت صرفه‌جویی در حجم مطالب، از ارائه نتایج مدل‌های GARCH، TGARCH و EGARCH به شکل جزئی خودداری شده است.

ضرایب در هر رژیم را به عنوان مدل بهینه انتخاب کرد. به عبارت دیگر مدل $VAR(2)$ - $MSMAH(2)$ به عنوان مدل بهینه در این تحقیق انتخاب شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل تغییر رژیم برداری برای سری تورم و نااطمینانی تورمی $(ARCH(1))$ تحت عنوان مدل (۱) در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول (۲): نتایج برآورد مدل (۱)، خودرگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم مارکف میان تورم و نااطمینانی تورمی $(ARCH(1))$ *

معادله نااطمینانی تورمی		معادله تورم		ضرایب
رژیم ۲	رژیم ۱	رژیم ۲	رژیم ۱	
۰/۰۱۲۵ (۰/۰۰۰)	-۰/۲۴۳۳ (۰/۰۰۰)	۰/۰۱۰۸ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۱۳۵ (۰/۲۹۷)	C (عرض از مبدا)
-۰/۳۵۶۲ (۰/۰۰۰)	۸/۰۵۲۱ (۰/۰۰۰)	۰/۲۲۳۴ (۰/۰۰۵)	۰/۴۰۴۲ (۰/۱۰۸)	Inf(-۱)
۰/۲۹۴۶ (۰/۰۰۱)	-۱/۷۸۲۸ (۰/۰۲۷)	۰/۱۶۳۴ (۰/۰۳۲)	۰/۳۸۵۴ (۰/۰۱۳)	Inf(-۲)
۰/۰۹۳۷ (۰/۰۰۶)	۰/۰۱۹۱ (۰/۰۱۴)	-۰/۰۹۴۵ (۰/۰۰۲)	۰/۰۶۴۵ (۰/۰۵۵)	vol(-۱)
۰/۰۹۶۲ (۰/۰۰۰)	-۰/۱۵۵۴ (۰/۰۰۰)	۰/۰۴۷۳ (۰/۰۴۴)	۰/۰۲۹۲ (۰/۳۳۰)	vol(-۲)
	-۱۹/۹۷۱	AIC	۵۲۱۸/۱ (۰/۰۰۰)	Linearity LR-test
$\chi^2(d)$ آزمون برقراری محدودیت روی ضرایب				
۲۰/۹۶۴ (۰/۰۰۰)	۷۶۴/۶۴۸ (۰/۰۰۰)	-	-	Inf(-۱)=Inf(-۲)=۰
-	-	۱۱/۳۸۶۶ (۰/۰۰۳۴)	۴/۲۹۹۳ (۰/۱۱۵۶)	vol(-۱)=vol(-۲)=۰

* اعداد داخل پرانتز بیانگر سطح معنی داری ضرایب است.

منبع: محاسبات تحقیق

در جدول فوق Inf بیانگر متغیر تورم بوده و vol نیز مربوط به سری برآورد شده نااطمینانی تورمی است (در تمامی جداول مربوط به نتایج تخمین مدل، vol بیانگر سری نااطمینانی است که با استفاده از ۳ روش مختلف برآورد شده و در عنوان جدول به شیوه برآورد سری مورد نظر اشاره شده است). نمودارهای احتمال‌های هموار شده، که بیانگر قرارگیری مشاهدات در هر رژیم است و همچنین دوره زمانی هر رژیم در پیوست تحقیق ارائه شده است. جدول فوق شامل ۲ معادله غیر خطی برای تورم و نااطمینانی تورمی است و در هر معادله نیز ضرایب برآورد شده به تفکیک برای دو رژیم گزارش شده است. همانطور که در جدول (۲) قابل ملاحظه است، نتایج آزمون خطی بودن مدل خودرگرسیون برداری

(linearity LR-test) دلالت بر رد فرضیه خطی بودن مدل دارد. همچنین در این جدول نتایج آزمون صفر بودن همزمان ضرایب برآورد شده نیز گزارش شده است. با در نظر گرفتن توضیحات فوق در خصوص جدول (۲)، تفسیر نتایج مربوط به برآورد مدل تغییر رژیم برداری برای سری تورم و نااطمینانی تورمی محاسبه شده از طریق فرایند ARCH(۱) به صورت زیر قابل بیان است:

در رژیم ۱: شرایط تورمی بالا و نااطمینانی زیاد در تورم^۱

- عدم وجود رابطه علیت از سوی نااطمینانی تورمی به تورم- با اینکه وقفه اول متغیر نااطمینانی تورمی در معادله تورم در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار است و می‌توان از آن به عنوان شاهدهی مبنی بر وجود رابطه علیت میان تورم و نااطمینانی تورمی در شرایط تورمی بالا و نااطمینانی تورمی زیاد، یاد کرد ولی آزمون محدودیت صفر بودن توأمان هر دو ضریب متغیر نااطمینانی تورمی بیانگر این است که هر دو وقفه نااطمینانی تورمی در معادله تورم به لحاظ آماری معنی‌دار نبوده است. بنابراین در کل نمی‌توان با صراحت ادعا کرد که نااطمینانی تورمی علیت گرنجری تورم است.

- وجود رابطه علیت از سوی تورم به نااطمینانی تورمی- وقفه اول متغیر تورم در معادله نااطمینانی تورمی مثبت و به لحاظ آماری در سطح ۱ درصد معنی‌دار است. بنابراین با افزایش تورم (در شرایط تورمی بالا)، نااطمینانی تورمی نیز افزایش می‌یابد. علامت وقفه دوم این متغیر منفی بوده و در سطح ۵ درصد معنی‌دار است. این نتیجه بیانگر این است که بعد از دو دوره به دنبال افزایش تورم، از نااطمینانی در مورد تورم کاسته می‌شود. در کل با توجه به سطح معنی‌داری ضرایب و مقادیر جبری ضرایب برآورد شده متغیر با وقفه تورم در معادله نااطمینانی تورمی در رژیم ۱، می‌توان اظهار کرد که رابطه علیت مثبت میان تورم و نااطمینانی تورمی وجود دارد. به نحوی که در شرایط تورمی بالا و

^۱ در مدل‌های خودرگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم، شناسایی رژیم‌ها با توجه به توزیع احتمال مشترک متغیرها انجام می‌گیرد. در مطالعه حاضر نیز پس از برآورد مدل، به تفکیک مقادیر متغیرهای مورد نظر با استفاده از احتمال-های هموار شده اقدام نموده و سپس با مقایسه مقادیر میانگین مشاهدات تفکیک شده ملاحظه شد که میانگین مشاهدات هر دو متغیر مورد نظر (در تمامی مدل‌های گزارش شده در این تحقیق) در رژیم ۱ نسبت به رژیم ۲ بزرگتر بوده است. بنابراین رژیم ۱ برای شرایط تورمی بالا و نااطمینانی بالا در تورم معرفی شده و رژیم ۲ نیز بیانگر شرایط با تورم پایین و نااطمینانی تورمی پایین در نظر گرفته شده است.

نااطمینانی تورمی زیاد، افزایش تورم موجب افزایش نااطمینانی در تورم شده است. بدین ترتیب فرضیه فریدمن (۱۹۷۷) و بال (۱۹۹۲) تایید می‌شوند.

در رژیم ۲: شرایط تورمی پایین و نااطمینانی کم در تورم

- وجود رابطه علیت از سوی نااطمینانی تورمی به تورم - با توجه به سطح معنی - داری ضرایب و مقادیر جبری ضرایب برآورد شده، ملاحظه می‌شود که در شرایط تورمی پایین و نااطمینانی کم در تورم، افزایش نااطمینانی تورمی موجب کاهش در تورم شده است که دال بر تایید فرضیه ثبات فدرال رزرو یا فرضیه هلند (۱۹۹۵) می‌باشد.

- وجود رابطه علیت از سوی تورم به نااطمینانی تورمی - افزایش تورم هم در رژیم ۱ و هم در رژیم ۲ به عنوان علیت گرنجری نااطمینانی تورمی است. نتایج برآورد نشان می‌دهد که در رژیم ۲، افزایش تورم در نهایت منجر به کاهش نااطمینانی تورمی می‌شود، لذا فرضیه پورگرامی و ماسکوس (۱۹۸۷) تایید می‌شود.

جدول (۳) حاوی نتایج مربوط به برآورد مدل تغییر رژیم برداری برای سری تورم و نااطمینانی تورمی محاسبه شده از طریق فرایند (۱، ۱) TGARCH است. با توجه به معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC)، وقفه بهینه مدل خودرگرسیون برداری مورد نظر برابر با ۲ تعیین شده و نتایج آزمون خطی بودن مدل نیز حاکی از رد فرضیه صفر مبنی بر مدل خودرگرسیون برداری خطی است. با توجه به مبانی نظری تحقیق و معنی‌داری آماری ضرایب برآورد شده، تفسیر مربوط به نتایج ارائه در جدول (۳) را می‌توان به صورت زیر بیان نمود:

در رژیم ۱: شرایط تورمی بالا و نااطمینانی زیاد در تورم

- عدم رابطه علیت از سوی نااطمینانی تورمی به تورم - با توجه به نتایج گزارش شده در جدول (۳) ملاحظه می‌شود که در معادله مربوط به تورم و در رژیم ۱) که متناظر با شرایط تورم بالا و نااطمینانی زیاد در تورم است، هر یک از ضرایب متغیر با وقفه نااطمینانی تورمی ($vol(-1)$ و $vol(-2)$) به لحاظ آماری معنی‌دار نبوده است. نتایج برقراری محدودیت روی ضرایب نیز مؤید این مطلب بوده و می‌توان بیان نمود که در مدل (۱) در شرایط تورم و نااطمینانی تورمی بالا، رابطه علیت از سوی نااطمینانی تورمی به تورم وجود ندارد.

- وجود رابطه علیت از سوی تورم به ناطمینانی تورمی - نتایج مربوط به معنی-داری ضرایب برآورد شده در معادله ناطمینانی تورمی حاکی از آن است که هم در رژیم ۱ و هم در رژیم ۲، وجود رابطه علیت از سوی تورم به ناطمینانی تورمی را نمی‌توان رد کرد. به عبارت دیگر در شرایط تورم پایین و ناطمینانی کمتر، تورم به عنوان علت گرنجری ناطمینانی تورمی به شمار می‌رود. همچنین در هر دو رژیم مورد بررسی، افزایش تورم موجب افزایش ناطمینانی تورمی شده است. لذا فرضیه فریدمن (۱۹۷۷) و بال (۱۹۹۲) مورد تایید قرار می‌گیرند.
- در رژیم ۲: شرایط تورمی پایین و ناطمینانی کم در تورم
- عدم رابطه علیت از سوی ناطمینانی تورمی به تورم - مشابه نتایج رژیم ۱، در رژیم ۲ نیز هر یک از ضرایب متغیر با وقفه ناطمینانی تورمی به لحاظ آماری معنی‌دار نیست. بنابراین رابطه علیت از ناطمینانی تورمی به تورم وجود ندارد.
- وجود رابطه علیت از سوی تورم به ناطمینانی تورمی- تایید فرضیه فریدمن (۱۹۷۷) و بال (۱۹۹۲).

جدول (۳): نتایج برآورد مدل (۲)، خودرگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم مارکف میان تورم و ناطمینانی تورمی (TGARCH (1,1))

ضرایب	معادله تورم		معادله ناطمینانی تورمی	
	رژیم ۱	رژیم ۲	رژیم ۱	رژیم ۲
C (عرض از مبدا)	۰/۰۲۳۶ (۰/۰۰۱)	۰/۰۰۶۳ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۰۳۷ (۰/۰۵۳)	-۰/۰۰۰۲ (۰/۰۰۰)
Inf(-۱)	۰/۰۵۵۹ (۰/۶۱۹)	۰/۳۲۶ (۰/۰۰۰)	۰/۴۵۵ (۰/۰۰۰)	۰/۱۲۰۱ (۰/۰۰۰)
Inf(-۲)	۰/۰۱۹۹ (۰/۹۲۴)	۰/۱۶۱۳ (۰/۰۶۱)	-۰/۱۲۶۵ (۰/۰۲۷)	-۰/۰۵۰۷ (۰/۰۰۰)
vol(-۱)	۰/۰۶۴۲ (۰/۸۷۳)	-۰/۲۶۵۵ (۰/۳۱۳)	۰/۸۵۹۵ (۰/۰۰۰)	۰/۹۳۹۲ (۰/۰۰۰)
vol(-۲)	-۰/۱۱۸۹ (۰/۷۴۹)	۰/۲۸۶۴ (۰/۲۴۱)	۰/۰۶۵۱ (۰/۵۲۰)	-۰/۰۴۳۷ (۰/۰۰۰)
Linearity LR-test	۴۳۹۸/۲ (۰/۰۰۰)	AIC	-۱۷/۲۴۵	
آزمون برقراری محدودیت روی ضرایب $\chi^2(d)$				
Inf(-۱)=Inf(-۲)=۰	-	-	۲۲۷/۷۴۸ (۰/۰۰۰)	۸۹۲/۲۴۹ (۰/۰۰۰)
vol(-۱)=vol(-۲)=۰	۰/۴۱۷۷ (۰/۸۱۲)	۱/۵۹۶۸ (۰/۴۵۱)	-	-

منبع: محاسبات تحقیق

در جدول (۴) نتایج مربوط به برآورد مدل تغییر رژیم برداری برای سری تورم و نااطمینانی تورمی محاسبه شده از طریق فرایند $EGARCH(1,1)$ گزارش شده است.

جدول (۴): نتایج برآورد مدل (۳)، خودرگرسیون برداری با امکان تغییر

رژیم مارکف میان تورم و نااطمینانی تورمی $(EGARCH(1,1))$

ضرایب		معادله تورم		معادله نااطمینانی تورم	
		رژیم ۱	رژیم ۲	رژیم ۱	رژیم ۲
C (عرض از مبدا)		۰/۰۱۹۰ (۰/۰۰۱)	۰/۰۰۵۶ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۰۳۸ (۰/۰۰۱)	-۰/۰۰۰۶ (۰/۰۰۰)
Inf(-۱)		۰/۰۹۵۵ (۰/۳۲۲)	۰/۳۵۷۹ (۰/۰۰۵)	۰/۶۳۷۷ (۰/۰۰۰)	۰/۲۲۹۹ (۰/۰۰۰)
Inf(-۲)		۰/۰۹۲۵ (۰/۶۵۹)	۰/۳۳۹۴ (۰/۰۰۱)	-۰/۳۹۲۶ (۰/۰۰۰)	-۰/۱۰۸۹ (۰/۰۰۰)
vol(-۱)		-۰/۰۰۷۹ (۰/۹۸۰)	-۰/۰۰۹۹ (۰/۰۰۱)	۱/۲۳۱۱ (۰/۰۰۰)	۱/۰۹۰۰ (۰/۰۰۰)
vol(-۲)		-۰/۰۳۰۹ (۰/۹۰۹)	۰/۶۷۴۳ (۰/۰۱۸)	-۰/۲۶۷۶ (۰/۰۰۰)	-۰/۲۱۷۰ (۰/۰۰۰)
Linearity LR-test		۴۲۳۰/۰ (۰/۰۰۰)	AIC	-۱۶/۶۷۸	
آزمون برقراری محدودیت روی ضرایب $\chi^2(d)$					
Inf(-۱)=Inf(-۲)=۰		-	-	۹۳۸/۲۷۲ (۰/۰۰۰)	۱۵۸۴/۱۶ (۰/۰۰۰)
vol(-۱)=vol(-۲)=۰		۰/۲۰۶۹ (۰/۹۰۱۷)	۱۸/۴۴۰۱ (۰/۰۰۰۱)	-	-

منبع: محاسبات تحقیق

در جدول فوق نیز علاوه بر ضرایب برآورد شده مدل خودرگرسیون برداری، نتایج مربوط به آزمون خطی بودن مدل، مقدار آماره آکائیک و نتایج آزمون برقراری محدودیت روی ضرایب ارائه شده است. با توجه به نتایج گزارش شده در جدول (۴)، نتیجه آزمون خطی بودن مدل، دلالت بر رد فرضیه صفر دارد. نتایج آزمون برقراری محدودیت روی ضرایب نیز بیانگر این است که به غیر از ضرایب مربوط به متغیر وقفه نااطمینانی تورمی در معادله تورم و در رژیم ۱، در سایر حالت‌ها دلیلی برای عدم رد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن همزمان ضرایب متغیرها وجود ندارد. در ادامه، ضمن در نظر گرفتن معنی‌داری آماری ضرایب برآورد شده مدل خودرگرسیون برداری، تفسیر نتایج اصلی به صورت زیر بیان شده است:

در رژیم ۱: شرایط تورمی بالا و نااطمینانی زیاد در تورم

- عدم وجود رابطه علیت از سوی نااطمینانی تورمی به تورم- در معادله مربوط به تورم و در رژیم ۱، هر یک از ضرایب متغیر با وقفه نااطمینانی تورمی به لحاظ آماری معنی‌دار نبوده است. نتایج برقراری محدودیت روی ضرایب نیز مؤید این مطلب بوده و می‌توان بیان نمود که در مدل (۱) در شرایط تورم و نااطمینانی تورمی بالا، رابطه علیت از سوی نااطمینانی تورمی به تورم وجود ندارد.
- وجود رابطه علیت از سوی تورم به نااطمینانی تورمی- وقفه اول و دوم متغیر تورم در معادله نااطمینانی تورمی مثبت و به لحاظ آماری در سطح ۱ درصد معنی‌دار است. با توجه مقادیر جبری ضرایب برآورد شده متغیر با وقفه تورم در معادله نااطمینانی تورمی در رژیم ۱، می‌توان اظهار کرد که رابطه علیت مثبت میان تورم و نااطمینانی تورمی وجود دارد. به نحوی که در شرایط تورمی بالا و نااطمینانی تورمی زیاد، افزایش تورم موجب افزایش نااطمینانی در تورم شده است. بنابراین تایید فرضیه فریدمن (۱۹۷۷) و بال (۱۹۹۲) صورت می‌گیرد.

در رژیم ۲: شرایط تورمی پایین و نااطمینانی کم در تورم

- وجود رابطه علیت از سوی نااطمینانی تورمی به تورم- وقفه اول متغیر نااطمینانی تورمی در معادله تورم منفی و به لحاظ آماری در سطح ۱ درصد معنی‌دار است. بنابراین با افزایش نااطمینانی تورمی (در شرایط تورمی بالا)، تورم نیز افزایش می‌یابد. علامت وقفه دوم این متغیر مثبت بوده و در سطح ۵ درصد معنی‌دار است. این نتیجه بیانگر این است که بعد از دو دوره به دنبال افزایش نااطمینانی تورمی، از میزان تورم کاسته می‌شود. در مجموع با توجه به سطح معنی‌داری ضرایب و مقادیر جبری ضرایب برآورد شده، می‌توان بیان کرد که در شرایط تورمی پایین و نااطمینانی کم در تورم، افزایش نااطمینانی تورمی موجب کاهش در تورم شده است. به طوری که فرضیه ثبات فدرال رزرو یا فرضیه هلند (۱۹۹۵) تایید می‌شود.
- وجود رابطه علیت از سوی تورم به نااطمینانی تورمی- وقفه اول متغیر تورم در معادله نااطمینانی تورمی مثبت و به لحاظ آماری در سطح ۱ درصد معنی‌دار است. بنابراین با افزایش تورم (در شرایط نااطمینانی تورمی زیاد)، نااطمینانی در تورم نیز افزایش می‌یابد. علامت وقفه دوم این متغیر منفی بوده و در سطح ۱

درصد معنی‌دار است. بر این اساس می‌توان ادعا کرد که تورم به عنوان علت گرنجری نااطمینانی تورمی بوده و با توجه به مقادیر ضرایب برآورد شده، در مجموع افزایش تورم موجب افزایش نااطمینانی تورمی شده است. تایید فرضیه فریدمن (۱۹۷۷) و بال (۱۹۹۲).

در یک جمع‌بندی کلی در جدول (۵) خلاصه نتایج آزمون وجود رابطه علیت بین تورم و نااطمینانی تورمی بر اساس برآورد مدل‌های مختلف آورده شده است.

جدول (۵): نتایج کلی آزمون وجود رابطه علیت در مدل‌های مختلف

متغیرهای لحاظ شده در مدل MS-VAR			فرضیه مورد نظر	وضعیت-های مورد بررسی
تورم و نااطمینانی تورمی (EGARCH(1,1))	تورم و نااطمینانی تورمی (TGARCH(1,1))	تورم و نااطمینانی تورمی (ARCH(1))		
شواهدی مبنی بر وجود رابطه علیت یافت نشد.	شواهدی مبنی بر وجود رابطه علیت یافت نشد.	شواهدی مبنی بر وجود رابطه علیت یافت نشد.	علیت از سوی نااطمینانی تورم به تورمی	رژیم ۱ (تورم بالا و نااطمینانی در تورم بالا)
عدم رد فرضیه فریدمن (۱۹۷۷) و بال (۱۹۹۲)	عدم رد فرضیه فریدمن (۱۹۷۷) و بال (۱۹۹۲)	عدم رد فرضیه فریدمن (۱۹۷۷) و بال (۱۹۹۲)	علیت از سوی تورم به نااطمینانی تورمی	
عدم رد فرضیه بانک مرکزی تثبیت کننده یا فرضیه هلند (۱۹۹۵)	شواهدی مبنی بر وجود رابطه علیت یافت نشد.	عدم رد فرضیه بانک مرکزی تثبیت کننده یا فرضیه هلند (۱۹۹۵)	علیت از سوی نااطمینانی تورمی به تورم	رژیم ۲ (تورم پایین و نااطمینانی در تورم پایین)
عدم رد فرضیه فریدمن (۱۹۷۷) و بال (۱۹۹۲)	عدم رد فرضیه فریدمن (۱۹۷۷) و بال (۱۹۹۲)	عدم رد فرضیه پورگرامی و ماسکوس (۱۹۸۷)	علیت از سوی تورم به نااطمینانی تورمی	

منبع: نتایج برآورد مدل‌های تحقیق

۶- نتیجه‌گیری

با توجه به برآوردهای مختلف از سری نااطمینانی تورمی و در نظر گرفتن امکان وجود تغییر رژیم در روابط میان تورم و نااطمینانی تورمی، ۶ معادله مختلف برای نااطمینانی تورمی برآورد شده و نتایج حاکی از آن است که در هر ۶ معادله برآورد شده، وجود رابطه علیت از سوی تورم به نااطمینانی تورمی را نمی‌توان رد کرد. در این میان در ۵ مورد از ۶ حالت برآورد شده، فرضیه فریدمن (۱۹۷۷) و بال (۱۹۹۲) تایید شده است. این فرضیه بیان می‌کند که به دنبال افزایش تورم، بدلیل سیاست‌های عجولانه و غیرقابل پیش‌بینی نهادهای پولی، نااطمینانی در زمینه‌ی تورم‌های آتی افزایش می‌یابد. در چنین شرایطی امکان پیش‌بینی تورم برای دوره‌های آینده نیز مشکل‌تر بوده و فعالان اقتصادی نمی‌توانند بر مبنای روند قیمت‌ها، برنامه‌ریزی‌های مناسبی را جهت قبض یا بسط فعالیت‌های خود در آینده انجام دهند. همچنین بر اساس نتایج برآورد مدل‌های تحقیق، فقط در یک مورد فرضیه پورگرامی و ماسکوس (۱۹۸۷) مورد تایید قرار گرفته است. این نتایج هم‌راستا با نتایج ارائه شده توسط تشکینی (۱۳۸۵)، دهمرده و همکاران (۱۳۸۸)، کمیجانی و غلامی (۱۳۸۹) و کمیجانی و همکاران (۱۳۹۲) است.

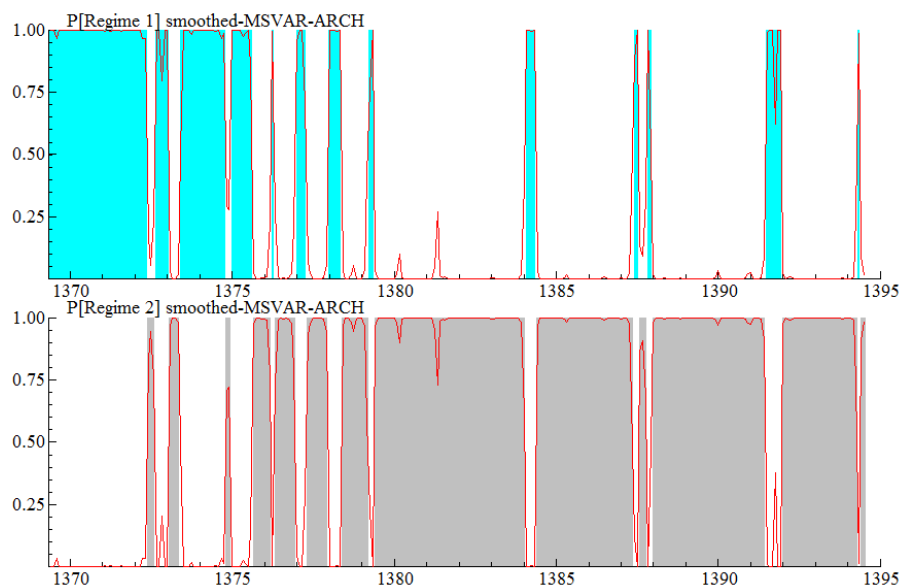
در مورد وجود رابطه علیت از سوی نااطمینانی تورمی به تورم نیز باید عنوان کرد که در ۶ معادله مختلف برآورد شده در مورد تورم، فقط در ۲ حالت وجود رابطه علیت از سوی نااطمینانی تورمی به تورم را نمی‌توان رد کرد. در این ۲ مورد نیز رابطه علیت به نحوی است که افزایش نااطمینانی تورمی منجر به کاهش نرخ تورم شده است. به عبارت دیگر فقط در ۲ مورد از مدل‌های برآورد شده می‌توان شواهدی مبنی بر عدم رد فرضیه هلند (۱۹۹۵) یا فرضیه بانک مرکزی تثبیت کننده به دست آورد.

فهرست منابع

- ۱- تشکینی، احمد (۱۳۸۵). آیا نااطمینانی تورمی با سطح تورم تغییر می کند؟. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۷۳، ۲۱۰-۱۹۳.
- ۲- دهمرده، نظر، صفدری، مهدی، و پورشهابی، فرشید (۱۳۸۸). مدل سازی نااطمینانی تورمی در اقتصاد ایران. *فصلنامه پژوهشها و سیاست های اقتصادی*، ۵۰، ۹۲-۷۷.
- ۳- صمدی، علی حسین، و مجدزاده طباطبائی، شراره (۱۳۹۲). رابطه بین تورم و نااطمینانی تورمی در ایران با استفاده از رگرسیون چرخشی مارکف. *فصلنامه مدل سازی اقتصادی*، ۳(۲۳)، ۴۷-۶۵.
- ۴- کمیجانی، اکبر، توکلیان، حسین، و توکلیان، علی (۱۳۹۲). بررسی علیت میان تورم، رشد تولید، قیمت نفت و نااطمینانی آنان، با استفاده از یک مدل گارچ سه متغیره. *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، ۱۵، ۱۰۸-۸۳.
- ۵- کمیجانی، اکبر، و غلامی، امیر (۱۳۹۰). رابطه بین تورم، نااطمینانی تورم، رشد سرمایه گذاری و رشد اقتصادی در ایران. *مجله پژوهشها و سیاست های اقتصادی*، ۷۰، ۵۳-۳۵.
- ۶- فرزینوش، اسدالله، و عباسی، موسی (۱۳۸۵). بررسی ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی در ایران با استفاده از مدل های GARCH و حالت - فضا. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۷۴، ۲۵-۵۵.
1. Achour, M., & Trabelsi. A. (2011). Markov switching and state-space approaches for investigating the link between Egyptian inflation level and uncertainty. *Review of Middle East Economics and Finance*, 6(3), 46-62.
2. Balcilar, M., & Ozdemir, Z.A. (2013). Asymmetric and time-varying causality between inflation and inflation uncertainty in G-7 countries. *Scottish Journal of Political Economy*, 60(1), 1-41.
3. Ball, L. (1992). Why does higher inflation raise inflation uncertainty? *Journal of Monetary Economics*, 29, 371-378.
4. Bhar, R., & Hamori, S. (2004). The link between Inflation and inflation uncertainty evidence from G7 countries. *Empirical Economics*, 29, 825-853.
5. Bredin, D., & Fountas, S. (2006). Inflation, inflation uncertainty, and Markov regime switching heteroskedasticity: evidence from European countries. *Economic Modeling*, 36(9), 112-230.
6. Chang, K. L., & He, C. W. (2010). Does the magnitude of the effect of inflation uncertainty on output growth depend on the level of inflation? *Manchester School*, 78, 126-148.
7. Cukierman, A. & Meltzer, A. (1986). A theory of ambiguity, credibility, and inflation under discretion and asymmetric information. *Econometrica*, 54, 1099-1128.

8. Friedman, M. (1977). Nobel lecture: inflation and unemployment. *Journal of Political Economy*, 85, 451–472.
9. Engle, R.F., Lilien, D.M., & Robins, R.P. (1987). Estimating time- varying risk premia in the term structure: the ARCH-M model. *Econometrica*, 55, 391- 408.
10. Holland, S. A. (1995). Inflation and uncertainty: tests for temporal ordering. *Journal of Money Credit and Banking*, 27(3), 827-837.
11. Karunaratne, N. D., Bhar, R. (2011). Regime-shifts and post-float inflation dynamics of Australia. *Economic Modeling*, 28, 1941–1949.
12. Krolzig, H. M. (1998). Econometric modelling of Markov-switching vector autoregressions using MSVAR for Ox. *Institute of Economics and Statistics and Nuffield College*, Oxford.
13. Miles, W., & Vijverberg. (2009). Changing inflation dynamic and uncertainty in the United States. *Southern Economic Journal*, 75,736-749.
14. Okun, A.M. (1971). The mirage of steady inflation. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2,485-498.
15. Pourgerami, A., & Maskus, K. (1987). The effects of inflation on the predictability of price changes in Latin America: some estimates and policy implications. *World Development*, 15,287-290.
16. Sharaf, mesbah fathe. (2015). Inflation and inflation uncertainty revisited: evidence from Egypt. *Economies*, 3,128-146.
17. Telatar, Funda, & Telatar, Erdinc. (2003). The relationship between inflation and different sources of inflation uncertainty in turkey. *Applied Economic Letters*, 10, 431-435.
18. Trabelsi. A., & Achour, M. (2005). Markov switching and state-space approaches for investigating the link between inflation level and inflation uncertainty. *Review of Middle East Economics and Finance*, 3(2), 31-52.
19. Warne, A. (2000). Causality and regime inference in a Markov switching VAR. *Working Paper Series*, 118, Sveriges Riksbank (Central Bank of Sweden).
20. Zivkov,Denjan., Jovan, Njegic., & Marko, Pecanac . (2014). Bidirectional linking between inflation and inflation uncertainty – the case of Eastern European countries, *Baltic Journal of Economics*, 14(1-2), 124-139.

پیوست:

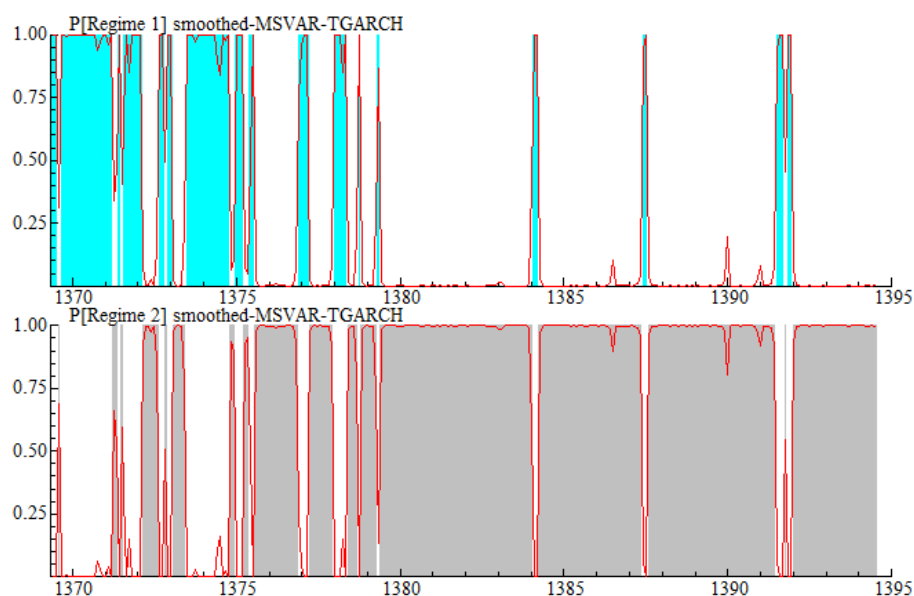


نمودار (۱): احتمالات انتقال میان رژیم ۱ و رژیم ۲ در مدل MSVAR-ARCH

منبع: محاسبات تحقیق

جدول (۶): طبقه بندی مشاهدات در مدل MSVAR-ARCH	
دوره زمانی رژیم ۱	دوره زمانی رژیم ۲
۱۳۶۹(۶)-۱۳۷۲(۵)	۱۳۷۲(۶)-۱۳۷۲(۸)
۱۳۷۲(۹)-۱۳۷۳(۱)	۱۳۷۳(۲)-۱۳۷۳(۵)
۱۳۷۳(۶)-۱۳۷۴(۱۰)	۱۳۷۴(۱۱)-۱۳۷۴(۱۲)
۱۳۷۵(۱)-۱۳۷۵(۸)	۱۳۷۵(۹)-۱۳۷۶(۳)
۱۳۷۶(۴)-۱۳۷۶(۴)	۱۳۷۶(۵)-۱۳۷۶(۱۲)
۱۳۷۷(۱)-۱۳۷۷(۴)	۱۳۷۷(۵)-۱۳۷۷(۱۲)
۱۳۷۸(۱)-۱۳۷۸(۵)	۱۳۷۸(۶)-۱۳۷۹(۳)
۱۳۷۹(۴)-۱۳۷۹(۵)	۱۳۷۹(۶)-۱۳۸۴(۱)
۱۳۸۴(۲)-۱۳۸۴(۵)	۱۳۸۴(۶)-۱۳۸۷(۵)
۱۳۸۷(۶)-۱۳۸۷(۷)	۱۳۸۷(۸)-۱۳۸۷(۱۰)
۱۳۸۷(۱۱)-۱۳۸۷(۱۲)	۱۳۸۸(۱)-۱۳۹۱(۶)
۱۳۹۱(۷)-۱۳۹۱(۱۲)	۱۳۹۲(۱)-۱۳۹۴(۴)
۱۳۹۴(۵)-۱۳۹۴(۵)	۱۳۹۴(۶)-۱۳۹۴(۷)
تعداد مشاهدات قرار گرفته در هر رژیم	
۹۳	۲۰۹
متوسط دوره دوام هر رژیم	
۷	۱۶

منبع: محاسبات تحقیق

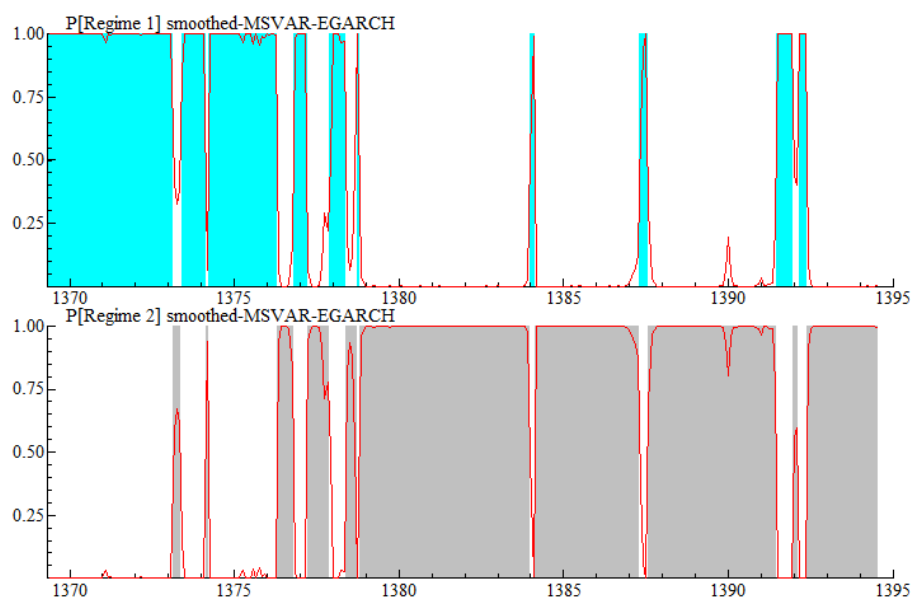


نمودار (۲): احتمالات انتقال میان رژیم ۱ و رژیم ۲ در مدل MSVAR-TGARCH

منبع: محاسبات تحقیق

جدول (۷): طبقه بندی مشاهدات در مدل MSVAR-TGARCH	
دوره زمانی رژیم ۱	دوره زمانی رژیم ۲
۱۳۶۹(۶)-۱۳۶۹(۷)	۱۳۶۹(۸)-۱۳۶۹(۸)
۱۳۶۹(۹)-۱۳۷۱(۶)	۱۳۷۱(۴)-۱۳۷۱(۵)
۱۳۷۱(۶)-۱۳۷۱(۶)	۱۳۷۱(۷)-۱۳۷۱(۷)
۱۳۷۱(۸)-۱۳۷۲(۲)	۱۳۷۲(۳)-۱۳۷۲(۸)
۱۳۷۲(۹)-۱۳۷۲(۱۰)	۱۳۷۲(۱۱)-۱۳۷۲(۱۱)
۱۳۷۲(۱۲)-۱۳۷۳(۱)	۱۳۷۳(۲)-۱۳۷۳(۶)
۱۳۷۳(۷)-۱۳۷۴(۱۰)	۱۳۷۴(۱۱)-۱۳۷۴(۱۲)
۱۳۷۵(۱)-۱۳۷۵(۳)	۱۳۷۵(۴)-۱۳۷۵(۵)
۱۳۷۵(۶)-۱۳۷۵(۷)	۱۳۷۵(۸)-۱۳۷۶(۱۱)
۱۳۷۶(۱۲)-۱۳۷۷(۳)	۱۳۷۷(۴)-۱۳۷۷(۱۲)
۱۳۷۸(۱)-۱۳۷۸(۵)	۱۳۷۸(۶)-۱۳۷۸(۹)
۱۳۷۸(۱۰)-۱۳۷۸(۱۰)	۱۳۷۸(۱۱)-۱۳۷۹(۴)
۱۳۷۹(۵)-۱۳۷۹(۵)	۱۳۷۹(۶)-۱۳۸۴(۱)
۱۳۸۴(۲)-۱۳۸۴(۳)	۱۳۸۴(۴)-۱۳۸۷(۵)
۱۳۸۷(۶)-۱۳۸۷(۷)	۱۳۸۷(۸)-۱۳۹۱(۶)
۱۳۹۱(۷)-۱۳۹۱(۹)	۱۳۸۷(۸)-۱۳۹۱(۱۰)
۱۳۹۱(۱۱)-۱۳۹۱(۱۲)	۱۳۹۲(۱)-۱۳۹۴(۷)
تعداد مشاهدات قرار گرفته در هر رژیم	
۷۴	۲۲۸
متوسط دوره دوام هر رژیم	
۴	۱۳

منبع: محاسبات تحقیق



نمودار (۳): احتمالات انتقال میان رژیم ۱ و رژیم ۲ در مدل MSVAR-EGARCH

منبع: محاسبات تحقیق

جدول (۸): طبقه بندی مشاهدات در مدل MSVAR-EGARCH	
دوره زمانی رژیم ۱	دوره زمانی رژیم ۲
۱۳۶۹(۶)-۱۳۷۳(۲)	۱۳۷۳(۳)-۱۳۷۳(۵)
۱۳۷۳(۶)-۱۳۷۴(۲)	۱۳۷۴(۳)-۱۳۷۴(۳)
۱۳۷۴(۴)-۱۳۷۶(۴)	۱۳۷۶(۵)-۱۳۷۶(۱۰)
۱۳۷۶(۱۱)-۱۳۷۷(۳)	۱۳۷۷(۴)-۱۳۷۷(۱۱)
۱۳۷۷(۱۲)-۱۳۷۸(۵)	۱۳۷۸(۶)-۱۳۷۸(۹)
۱۳۷۸(۱۰)-۱۳۷۸(۱۰)	۱۳۸۳(۱۱)-۱۳۸۳(۱۲)
۱۳۸۴(۱)-۱۳۸۴(۲)	۱۳۸۴(۳)-۱۳۸۷(۴)
۱۳۸۷(۵)-۱۳۸۷(۷)	۱۳۸۷(۸)-۱۳۹۱(۶)
۱۳۹۱(۷)-۱۳۹۱(۱۲)	۱۳۹۲(۱)-۱۳۹۲(۲)
۱۳۹۲(۳)-۱۳۹۲(۵)	۱۳۹۲(۶)-۱۳۹۴(۷)
تعداد مشاهدات قرار گرفته در هر رژیم	
۱۰۵	۱۹۷
متوسط دوره دوام هر رژیم	
۱۰	۱۹

منبع: محاسبات تحقیق