

رابطه تورم، نااطمینانی تورم، و رشد اقتصادی در ایران:

رویکرد غیرخطی مارکوف- سوئیچینگ

علی رضازاده*

چکیده

هدف اصلی این مطالعه بررسی رابطه نااطمینانی تورم و تورم و نیز بررسی تاثیر همزمان آنها بر رشد اقتصادی در ایران است. در این راستا، شاخص نااطمینانی تورم با استفاده از الگوی $GARCH(1,1)$ محاسبه شده و رابطه آن با تورم و رشد اقتصادی بررسی شد. بر اساس نتایج حاصل تخمین مدل $MSIAH(2)-VAR(2)$ یک رابطه علیت گرنجری دوسویه بین تورم و نااطمینانی تورم وجود دارد. همچنین با توجه به تاثیر مثبت تورم بر نااطمینانی تورم در شرایط نااطمینانی بالا و پایین، فرضیه فریدمن (۱۹۷۷) و بال (۱۹۹۲) مورد تایید قرار گرفت. از سوی دیگر با توجه به تاثیر منفی نااطمینانی تورم بر تورم در شرایط تورمی پایین فرضیه هولاند (۱۹۹۵) تایید شده است. تخمین مدل $MSIAH(2)$ برای رشد اقتصادی نیز نشان داد که تاثیر تورم بر رشد اقتصادی بدون توجه به سطح رشد اقتصادی، همواره منفی و معنادار است. نااطمینانی تورم تاثیر معنادار بر رشد اقتصادی ندارد و تاثیر نرخ رشد تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بر رشد اقتصادی نیز تنها در رژیم مرتبط با میانگین رشد بالا مثبت و معنادار بوده است. نتایج به دست آمده تا حدود زیادی با واقعیات اقتصاد ایران همخوانی دارند.

کلیدواژه‌ها: نرخ تورم، نااطمینانی تورم، رشد اقتصادی، مدل مارکوف- سوئیچینگ

طبقه‌بندی JEL: C22, C51, E31

* استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، rezazadeh@urmia.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۶/۱۰، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۰/۱۵

۱. مقدمه

تورم از جمله پدیده‌هایی است که می‌تواند اثرات زیان باری بر کل اقتصاد یک کشور بر جای گذارد. بسیاری از اقتصاددانان از جمله گلوب (Golob 1994) و فریدمن (Friedman 1977) معتقدند که عمده‌ترین زیان‌های ناشی از تورم از طریق ایجاد نااطمینانی تورم است. چرا که عدم اطمینان از سطح آینده تورم باعث اختلال در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری و پس‌انداز می‌شود و از این طریق ارزش واقعی پرداخت‌های اسمی آینده را با ابهام روبه‌رو می‌کند. این انحرافات، اثرات نامناسبی بر کارایی تخصیصی منابع و سطوح فعالیت واقعی اقتصاد خواهد داشت. عدم اطمینان شرایطی است که در آن پیشامدهای که در آینده امکان وقوع دارد مشخص نیست، و یا این که در صورت مشخص بودن این پیشامدها احتمال‌های مربوط به وقوع آن‌ها در دسترس نیست. در صورت پیشامد هر کدام یا هر دوی این موارد تصمیم‌گیری نسبت به آینده پیچیده و مشکل‌تر می‌شود. از این رو فضای نااطمینانی بر تصمیمات اقتصادی حاکم خواهد شد. نااطمینانی یک متغیر نیست که دارای شاخص معینی باشد؛ بلکه یک مفهوم اقتصادی است که برای سنجش آن از شاخص‌ها و جانشین‌های مختلفی استفاده می‌کنند.

از سوی دیگر، دستیابی به نرخ رشد بالا و باثبات اقتصادی، کاهش نرخ تورم، ایجاد اشتغال کامل و توزیع عادلانه درآمد از جمله اهداف کلان هر نظام اقتصادی می‌باشد. در این راستا سیاستگذاران اقتصادی همواره به دنبال تداوم رشد سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی همراه با نرخ تورم پایین می‌باشند. همانطور که گفته شد، ادبیات اقتصادی مربوط به این حوزه، نااطمینانی تورم را از مهم‌ترین زیان‌های ناشی از تورم قلمداد می‌کند. نااطمینانی تورم موجب شکاف بین تصمیمات پس‌انداز و سرمایه‌گذاری می‌شود و این عدم اطمینان اثر منفی بر روی کارایی در تخصیص منابع خواهد گذاشت. فریدمن (Friedman 1977) و بال (Ball 1992) معتقدند که افزایش در نرخ متوسط تورم منجر به نااطمینانی بیش‌تری در مورد نرخ تورم و کارایی اقتصادی پایین‌تری می‌شود. در مقابل این دیدگاه، کوکرمن و ملتزر (Cukierman & Meltzer 1986) معتقد به ارتباط مثبت از نااطمینانی تورمی به تورم می‌باشند. از سوی دیگر در رابطه با اثر نااطمینانی بر رشد اقتصادی دیدگاه واحدی وجود ندارد. به طوری که هارتمن (Hartman 1972) و ابل (Able 1983) معتقدند که نااطمینانی تورمی بالا دارای تاثیر مثبت بر سرمایه‌گذاری و در نتیجه رشد اقتصادی است. از طرف دیگر برنانکه

(Bernanke 1983) و دیکسیت و پیندیک (Dixit & Pindyck 1994) بر این باور هستند که نااطمینانی تورمی اثر منفی بر سرمایه‌گذاری و در نهایت رشد اقتصادی دارد. در این مطالعه تلاش شده است که با در نظر گرفتن امکان انتقال بین حالت‌ها و رژیم‌های مورد نظر، رابطه تورم و نااطمینانی آن و همچنین تاثیر همزمان آنها بر رشد اقتصادی ایران مورد بررسی قرار گیرد. اقتصاد ایران در طی سال‌های متمادی با معضل تورم مواجه بوده است و رابطه واقعی تورم و نااطمینانی تورم و تاثیر آنها بر رشد اقتصادی هنوز به طور کامل در این اقتصاد شناخته نشده است. علاوه بر این، مطالعات اخیر هنری و همکاران (Henry et al. 2007) و فرزین‌وش و عباسی (۱۳۸۵) نشان می‌دهد که رابطه بین شوک‌های تورم و نااطمینانی تورم می‌تواند به صورت نامتقارن باشد. یعنی اثرات شوک‌های مثبت و منفی قیمت بر نااطمینانی تورم برابر نباشد که این موضوع در خصوص تاثیر تورم و نااطمینانی آن بر رشد نیز صادق است. بنابراین مطالعه رابطه میان تورم و نااطمینانی آن با وجود احتمال اثرات نامتقارن می‌تواند در اتخاذ سیاست‌های درست و جلوگیری از به وجود آمدن زیان‌های ناشی از تورم متمر ثمر واقع شود و بررسی رابطه میان تورم و نااطمینانی آن و تاثیر آنها بر رشد، با وجود انتقال رژیم و توجه به احتمال وجود اثرات نامتقارن می‌تواند شناخت بهتری از چگونگی رفتار تورم در ایران تحت وضعیت و شرایط متفاوت ارائه نماید که این امر می‌تواند به نوبه خود راهگشای مسئولین پولی و سیاست‌گذاران اقتصادی قرار گیرد و ضرورت انجام این تحقیق در اقتصاد ایران مشخص می‌گردد. با توجه به مطالب بالا بررسی ارتباط بین نااطمینانی تورم، تورم و رشد اقتصادی به صورت غیرخطی در اقتصاد کشور حائز اهمیت است. لذا در این مطالعه سعی می‌شود در قالب مدل غیرخطی مارکوف-سویچینگ رابطه بین تورم و نااطمینانی آن و همچنین تاثیر توامان این دو متغیر بر رشد اقتصادی مورد بررسی قرار گیرد.

۲. ادبیات تحقیق

۱.۲ مبانی نظری

۱.۱.۲ تاثیر نااطمینانی تورم بر تورم

بال (Ball 1992) سیاست‌گذاران را به دو دسته تفکیک می‌کند: دسته اول، سیاست‌گذارانی که برنامه‌هایی را دنبال می‌کنند که موجب تورم می‌شود و دسته دوم، سیاست‌گذارانی که کنترل

تورم را در دستور کار خود قرار می دهند. حال، در صورتی که در دوره جاری تورم بالا باشد، سؤال اساسی این خواهد بود که در دوره بعد کدام سیاست گذار روی کار خواهد آمد؟ آیا سیاست‌هایی را اتخاذ خواهد کرد که نتیجه آن افزایش تورم است و یا برعکس به دنبال سیاست‌های کنترل و کاهش تورم خواهد بود؟ بال نشان می‌دهد که در شرایط تورمی، چگونه مردم درباره واکنش سیاست‌گذاران نسبت به تورم بالا، نااطمینان خواهند بود. طبق تحلیل بالا، سطح بالای تورم موجب نااطمینانی بیشتر درباره تورم آتی خواهد شد (راسخی و خانعلی‌پور ۱۳۹۱: ۱۵).

به طور کلی در این ارتباط فریدمن و بال معتقد هستند که افزایش در نرخ تورم منجر به نااطمینانی بیشتر در نرخ تورم و کاهش کارایی اقتصادی می‌شود. فریدمن دو سازوکار را درباره آثار نااطمینانی تورم بیان می‌کند: اولاً، نااطمینانی تورم با تغییراتی که در مدت قرارداد دستمزد بهینه و شاخص دستمزد ایجاد می‌شود، باعث افزایش بیکاری و کاهش رشد اقتصادی می‌شود. ثانیاً، افزایش نااطمینانی تورم به کاهش کارایی در نظام هماهنگی فعالیت‌های اقتصادی منجر می‌شود. تصمیم‌گیری در بازار اقتصادی به سیگنال‌های قیمتی واضح و آشکار بستگی دارد، اما نااطمینانی درباره قیمت‌های آینده، ارزش حقیقی پرداختی‌ها و دریافتی‌های آینده را به سمت نااطمینانی می‌برد. بنابراین عواملان اقتصادی در این وضعیت برای اجتناب از نااطمینانی تورم تصمیم‌گیری‌شان را تعدیل می‌کنند (صفدری و پورشهایی ۱۳۸۸: ۶۸). البته اوکان اولین بار قبل از فریدمن، به وجود رابطه‌ای مثبت از تورم به نوسانات آن دست یافته است.

در مقابل دیدگاه فوق دیدگاه دیگری وجود دارد که توسط کوکرمین و ملتزر بیان شده است. آنها معتقد به ارتباط مثبت از نااطمینانی تورمی به نرخ تورم می‌باشند. بر اساس این دیدگاه، نااطمینانی تورمی موجب کاهش سطح فعالیت‌های اقتصادی می‌شود و در چنین شرایطی سیاست‌گذاران اقتصادی یک سلسله سیاست‌های انبساطی اجرا می‌کنند که سبب ایجاد تورم در اقتصاد می‌شود (غلامی و کمیجانی ۱۳۸۹: ۵). کوکرمین و ملتزر در سال ۱۹۸۶ با استفاده از مدل بارو-گوردون (Barro-Gordon) که یک تابع تصمیم‌گیری برای سیاستمداران و یک تابع برای انتظار مردم از نرخ سیاست‌های پولی انبساطی در نظر می‌گیرد نشان می‌دهند به علت اطلاع نداشتن مردم از سیاست‌های که اتخاذ می‌شود این انگیزه‌ای را برای سیاست‌گذاری ایجاد می‌کند که با یک شوک تورمی، رشد تولید را تحریک نماید. در واقع سیاستمداران با ایجاد تورم غافلگیرانه در یک محیط تورمی، سعی

می‌کنند فعالیت‌های واقعی اقتصاد را افزایش دهند. همچنین، زمانی که نااطمینانی تورمی در سطح بالایی قرار دارد، چون تصمیمات سرمایه‌گذاران، ممکن است تحت تأثیر منفی قرار گیرد و سیاستمداران احتمال می‌دهند که حجم فعالیت‌های اقتصادی کاهش پیدا کند، سیاست‌های انبساطی اتخاذ می‌نمایند. به تبع سیاست‌های انبساطی، سطح عمومی قیمت‌ها افزایش می‌یابد و لذا نااطمینانی تورمی علت تورم در جامعه خواهد بود.

در مقابل هولاند (Holland 1995) این اثر را با توجه به هزینه‌های اجتماعی، منفی می‌داند. نااطمینانی تورم هزینه اجتماعی را زیاد و رفاه اجتماعی را کاهش می‌دهد. سیاست‌گذاران برای کاهش عوارض جانبی سیاست تثبیت را پیاده می‌سازند در نتیجه آن تورم کاهش می‌یابد. خیلی از مطالعات تجربی نتایج متفاوت داشته و اثر نااطمینانی تورم بر تورم را مثبت، منفی یا بی‌معنا پیدا نموده‌اند. مطالعات اخیر که توسط هولاند و بردین و فونتاس (Bredin & Fountas 2006) انجام شده است، نشان می‌دهد که این رابطه می‌تواند به مقدار زیاد به چرخه‌های تجاری بستگی داشته باشد (Balcilar et al. 2011: 270).

پورگرامی و ماسکوس (Pourgerami & Maskus 1987) با در نظر گرفتن این که تضعیف و زوال ثروت و درآمد واقعی ناشی از افزایش قیمت‌ها، زمانی که قراردادها در شرایط تورم بالا بطورضعیفی تعدیل‌سازی شده است (Poorly indexed)، بیشتر است، معتقدند با افزایش تورم، هزینه اطلاعات غلط و نادرست تورمی، افزایش می‌یابد. بر این اساس قابل انتظار است که عوامل 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 (Disinflation) پیش آمده، بردارند. بنابراین خطای پیش‌بینی که معیاری از نااطمینانی است کاهش می‌یابد (غلامی و کمیجانی ۱۳۸۹: ۴).

۲.۱.۲ تاثیر تورم و نااطمینانی آن بر رشد اقتصادی

اثر نااطمینانی تورم بر سرمایه‌گذاری یکی از مهم‌ترین مباحث مورد بحث اقتصاد در زمینه رشد اقتصادی است. از لحاظ نظری، نااطمینانی از چند جهت مانند ریسک‌گریزی و هزینه-

های تعدیل می‌تواند سرمایه‌گذاری را متأثر کند (Caballero 1991: 11). برخی از این عوامل آثار ناسازگاری را بر سرمایه‌گذاری دارند.

مطالعات در خصوص اثر نااطمینانی بر سرمایه‌گذاری و در نتیجه رشد اقتصادی به‌طور عمده بر طبیعت ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران تأکید می‌کند (Serven 1998: 2). اثر نااطمینانی بر سرمایه‌گذاری در مدل‌های با تحلیل ریسک به رابطه بین درآمد نهایی و متغیرهای مؤثر بر مواردی که نااطمینانی بر آن‌ها اثر دارد، مثل قیمت فروش کالا، نهادهای تولید، مواد اولیه و دستمزد بستگی دارند. برای مثال یک بنگاه اقتصادی را در شرایط بازار رقابت کامل در نظر بگیرید که سرمایه تنها عامل ثابت تولید و قیمت مواد خام و سایر قیمت‌ها در بازار به جز قیمت خود کالا ثابت است. در این شرایط شوک‌های قیمتی بنگاه را به مسیری هدایت می‌کند که ترکیب بهینه نیروی کار و سرمایه را در تولید تغییر و حاشیه سود بنگاه را به نسبت تغییر قیمت افزایش (کاهش) دهد. در چنین شرایطی سوددهی نهایی تابعی معکوس از قیمت کالای تولیدی است و نابرابری جنسن بر این نکته دلالت می‌کند. که نااطمینانی بیشتر قیمتی، موجودی سرمایه مطلوب را افزایش می‌دهد و در نتیجه سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد (Abel & Eberly 1994: 7).

به طور کلی می‌توان گفت که ۳ عامل مهمی که نااطمینانی اقتصادی می‌تواند آن‌ها را تحت تأثیر قرار دهد عبارتند از: (۱) مسئله تأخیرات و هزینه‌های تعدیل اجرای پروژه سرمایه‌گذاری (۲) هزینه‌ها و دریافتی‌های انتظاری آینده (۳) ریسک. عوامل مذکور اثر مستقیمی بر سرمایه‌گذاری بهینه در اقتصاد دارند و از میزان آن خواهد کاست. بنابراین نااطمینانی اقتصادی می‌تواند به صورت غیرمستقیم از سطح بهینه سرمایه‌گذاری در اقتصاد بکاهد.

گلوب (Golob 1994) یکی از مهمترین هزینه‌های تورم را نااطمینانی تورم می‌داند که مانند ابری بر روی تصمیمات مصرف‌کنندگان و سرمایه‌گذاران نسبت به آینده سایه افکنده و موجب کاهش رفاه آنها می‌شود. زیرا این نااطمینانی نهایتاً سبب کاهش فعالیت‌های حقیقی اقتصاد خواهد شد (عباسی و همکاران ۱۳۸۸: ۲). به عبارت دیگر افزایش نااطمینانی تورم کاهش رشد اقتصادی را به دنبال خواهد داشت.

براساس بخش دوم استدلال فریدمن، افزایش نااطمینانی تورم باعث افزایش هزینه‌های رفاهی تورم می‌شود. تصمیم‌گیری عوامل اقتصادی در مواردی هم چون خرید یا فروش، خرید اوراق قرضه یا انجام سرمایه‌گذاری، به قیمت‌های آتی بستگی دارد. لذا، با نااطمینانی

تورمی که به منزله نااطمینانی درخصوص قیمت‌های آتی است، تصمیمات بین دوره‌ای (از طریق نرخ بهره) و تصمیمات درون دوره‌ای (از طریق قیمت‌های نسبی) موجب تخصیص غیر بهینه منابع و لذا باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود. هم‌چنین، نااطمینانی تورم می‌تواند از کانال سرمایه‌گذاری اثر معکوسی بر رشد داشته باشد (راسخی و خانعلی‌پور ۱۳۹۱: ۱۶). بریولت (Briault 1995) نیز بر وجود اثرگذاری معکوس نااطمینانی تورم و رشد اشاره دارد. طبق این نظریه، با فرض عدم توهم پولی، عوامل اقتصادی اثر تورم و نااطمینانی درخصوص قیمت‌های آتی را بر ارزش‌داری‌های اسمی و واقعی درک کرده و لذا مردم نسبت به پس‌اندازهای بلندمدت تمایل کمتری نشان می‌دهند. نتیجه این فرآیند، کاهش منابع بانکها برای وام‌دهی و در نتیجه افزایش هزینه قرض از بانک است. بنابراین، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری کاهش یافته و از این طریق، نااطمینانی تورم اثر بازدارنده‌ای بر رشد خواهد داشت. به طور کلی نااطمینانی تورمی از کانال ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران و هزینه‌های تعدیل می‌تواند سرمایه‌گذاری را تحت تاثیر قرار دهد (عرب‌مازار و نظری‌گوار ۱۳۹۱: ۶۳).

هم‌چنین نااطمینانی تورم که بخشی از نااطمینانی اقتصاد است از سه طریق آینده را تحت تاثیر قرار می‌دهد: اولاً نرخ بهره بلندمدت را در بازارهای مالی تغییر می‌دهد و با افزایش ریسک بازده اسمی وام‌های بلندمدت، بازده انتظاری بالاتری را به همراه داشته و نرخ بهره بلندمدت را افزایش می‌دهد که کاهش سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات و تجهیزات و سایر کالاهای بادوام را در پی دارد. ثانیاً نااطمینانی تورم بر نااطمینانی دیگر متغیرهای اقتصادی که در تصمیمات اقتصادی مهم هستند، اثر می‌گذارد. ثالثاً نااطمینانی تورم تولیدکنندگان را به هزینه کردن منابع مالی (از قبیل اصلاح پیش‌بینی و هجینگ) برای اجتناب از ریسک‌های مرتبط تشویق می‌کند (ابراهیمی و سوری ۱۳۸۵: ۱۱۲).

در تئوری‌های رشد نیز دیدگاه‌های متفاوتی در رابطه با تورم و رشد اقتصادی وجود دارد. یکی از این دیدگاه‌ها از سوی سیدراسکی (Sidrauski 1967) ارائه شده است. وی با کمک روش بهینه‌سازی رفتار عوامل اقتصادی و با در نظر گرفتن مانده حقیقی پول در تابع مطلوبیت، نشان داد که اثر پول بر رشد خنثی است. مطالعه دوم از جیمز توپین (Tobin 1965) است. وی با فرض اینکه پول به عنوان جانشینی برای سرمایه است، اثر مثبت تورم بر رشد را ثابت نمود. سومین مطالعه مربوط به استاکمن (Stockman 1981) است که دامنه اثر توپین را محدود نمود. به نظر استاکمن اثر منفی تورم بر رشد عمدتاً مربوط به مدل‌های پیش‌پرداخت نقدی می

باشد، وی پول را به عنوان مکمل برای سرمایه در نظر می گیرد (صفدری و پورشهبابی ۱۳۸۸: ۶۹).

۲.۲ پیشینه تحقیق

مجموعه مطالعات متعددی در خصوص موضوع تحقیق حاضر صورت گرفته است که آنها را می توان به دو گروه عمده تقسیم بندی نمود: گروهی از مطالعات صرفاً رابطه بین تورم و نااطمینانی آن را مورد بررسی قرار داده اند و گروهی دیگر رابطه تورم و یا نااطمینانی آن با رشد اقتصادی یا متغیرهای حقیقی اقتصاد را مدنظر قرار داده اند. در این قسمت به برخی از مطالعات مهم (داخلی و خارجی) در هر گروه اشاره شده است.

۱.۲.۲ مطالعات در خصوص رابطه تورم و نااطمینانی تورم

بردین و فونتاس (Bredin & Fountas 2006) به بررسی اثر تورم بر نااطمینانی تورم با رویکرد انتقال رژیم مارکوف (Markov Regime Switching)، در چهار کشور اروپایی (هلند، ایتالیا، آلمان و انگلیس) طی بازه زمانی ۲۰۰۵-۱۹۶۶ می پردازند. آنها بین شوک های موقتی یا گذرا و شوک های بلندمدت یا دائمی تمایز قائل می شوند. در حالی که فریدمن معتقد است تورم اثر مثبت بر نااطمینانی تورم دارد در این مطالعه این اثر مثبت فقط در مورد شوک های کوتاه مدت تأیید می شود. نتایج مطالعات آنها نشان می دهد زمانی که، شوک ها گذرا و موقتی هستند این رابطه مثبت و هنگامی که شوک ها دائمی است رابطه منفی می شود.

اوپیلا و جیرانیاکول (Opiela & Jiranyakul 2009) رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم را در پنج کشور آسیایی (اندونزی، مالزی، تایلند، فیلیپین و سنگاپور) طی بازه ۲۰۰۷:۱۲ - ۱۹۷۰:۱ با استفاده از مدل گارچ نمایی، مورد مطالعه قرار دادند. نتایج حاکی از آن است که افزایش تورم باعث افزایش نااطمینانی تورم و افزایش نااطمینانی تورم باعث افزایش تورم در این پنج کشور آسیایی می شود.

کاستیلو و همکاران (Castillo et al. 2010) در مقاله ای تحت عنوان "انتقال رژیم و نااطمینانی تورمی در پرو" به بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در کوتاه مدت و بلندمدت طی بازه زمانی ۲۰۱۰ - ۱۹۴۹ با استفاده از مدل انتقال مارکوف می پردازند. نتایج نشان می دهد در دوره ای که تورم زیاد (کم)، در بلندمدت و کوتاه مدت نااطمینانی تورمی کم

(زیاد) است. اما ارتباط بین تورم و نااطمینانی در بلندمدت قوی‌تر از رابطه تورم و نااطمینانی در کوتاه‌مدت است.

بالجیلار و همکاران (Balcilar et al. 2011) به بررسی رابطه غیر خطی بین تورم و نااطمینانی تورم در کشورهای گروه سه (ژاپن، آمریکا و انگلیس) طی دوره ۲۰۰۶:۱۰ - ۱۹۵۷:۱ با استفاده از روش گارچ می‌پردازند. نتایج نشان می‌دهد که نرخ تورم بالاتر منجر به نااطمینانی بیشتر برای سه کشور می‌شود که تأیید کننده نظریه فریدمن است. اما اثر نااطمینانی تورم بر تورم برای ژاپن مثبت و برای آمریکا و انگلیس رابطه معناداری مشاهده نشده است.

نصر و همکاران (Nasr et al. 2015) رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در آفریقای جنوبی را با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری مارکوف - سوئیچینگ مورد مطالعه قرار داده‌اند. آنها با استفاده از داده‌های ماهانه دوره ۱۹۲۱-۲۰۱۲ شاخص نااطمینانی را با الگوی APGARARCH به دست آورده‌اند. تمین مدل برای چهار حالت یا رژیم، وجود رابطه متغیر طی زمان بین تورم و نااطمینانی تورم را تایید کرده است.

تشکینی (۱۳۸۴) با استفاده از مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی خود رگرسیو (ARCH) و خودرگرسیو تعمیم‌یافته (GARCH) به بررسی رابطه تورم و نااطمینانی تورم برای اقتصاد ایران طی دوره فروردین ۱۳۶۹ تا اسفند ۱۳۸۳ پرداخت. نتایج مطالعه حاکی از آن است که افزایش تورم منجر به نااطمینانی تورم شده ولی رابطه معکوس صادق نیست.

ابراهیمی و سوری (۱۳۸۵) رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم را با استفاده از داده‌های ماهانه تورم و طی دوره زمانی ۱۳۴۷-۱۳۸۳ مورد بررسی قرار داده‌اند. آنها پس از برآورد شاخص نااطمینانی با استفاده از الگوی GARCH رابطه علیت گرنجری بین این دو متغیر را آزمون کرده‌اند. نتایج تجربی وجود رابطه علی بین تورم و نااطمینانی تورم را تایید کرده است.

صمدی و مجدزاده طباطبائی (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای رابطه بین تورم و نااطمینانی آن را با استفاده از الگوی چرخشی مارکوف مورد بررسی قرار داده‌اند. در این مطالعه که با استفاده از اطلاعات ماهانه شاخص قیمت مصرف کننده ایران طی دوره ۱۳۶۹-۱۳۹۱ انجام شده، جهت برآورد شاخص نااطمینانی از روش واریانس ناهمسان شرطی خودرگرسیو تعمیم یافته بهره گرفته شده است. بر اساس نتایج سری زمانی تورم در یاران از دو حالت یا رژیم تبعیت نموده و در هر دو رژیم افزایش در تورم به افزایش نااطمینانی منجر شده است.

شکروی و خلیلی عراقی (۱۳۹۴) با استفاده از مدل ناهمسانی واریانس مارکوف-سوئیچینگ (MRSH) رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در اقتصاد ایران را طی دوره ۱۳۶۷-۱۳۹۱ بررسی کرده‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که در بلندمدت رابطه مثبت بین تورم و نااطمینانی تورم وجود دارد، در حالی که در کوتاه‌مدت این رابطه منفی است. لذا فرضیه فریدمن-بال تنها به صورت محدود و در بلندمدت تایید می‌شود.

فرزین‌وش و همکاران (۱۳۹۵) علیت گرنجری بین تورم و نااطمینانی تورمی در ایران را با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم مارکف (MSVAR) و طی دوره زمانی ۱۳۶۹:۱-۱۳۹۴:۴ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاکی از آن است که در ۵ مورد از ۶ حالت برآورد شده، رابطه علیت از سوی تورم به نااطمینانی تورم تایید شده و فرضیه فریدمن-بال مبنی بر اینکه تورم بالا منجر به نااطمینانی تورمی می‌شود، تایید شده است. در مورد وجود رابطه علیت از سوی نااطمینانی تورم به تورم نیز نتایج بیانگر تایید این رابطه در یک مورد از ۶ حالت برآورد شده بوده است.

۲.۲.۲ مطالعات در خصوص رابطه تورم، نااطمینانی تورم و رشد یا فعالیت‌های

اقتصادی

بار و مالک (Bhar & Mallik 2008) به بررسی رابطه بین تورم، رشد محصول، نااطمینانی تورم و نااطمینانی رشد محصول برای کشور آمریکا طی دوره ۲۰۰۷-۱۹۵۷ با استفاده از روش گارچ نمای می‌پردازند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که نااطمینانی تورم، تورم را افزایش و رشد را کاهش می‌دهد. اما نااطمینانی رشد محصول اثر معناداری بر روی تورم و رشد محصول ندارد.

کونراد و همکاران (Conrad et al. 2010) در قالب مدل VAR و الگوی GARCH-M رابطه تورم، نااطمینانی تورم و رشد تولید را در کشور بریتانیا مورد مطالعه قرار داده‌اند. آنها با بکارگیری آمار و اطلاعات سالهای ۱۹۶۲-۲۰۰۴ به این نتیجه رسیده‌اند که تورم تاثیر مثبتی بر نوسانات اسمی و واقعی اقتصاد کلان دارد. همچنین نوسانات اسمی دارای اثر منفی بر رشد بوده و تورم را به طور مثبت تحت تاثیر قرار می‌دهند.

گیربجاسانکار (Girijasankar 2011) تاثیر نااطمینانی تورم، نااطمینانی تولید و قیمت نفت را روی تورم و رشد در استرالیا با استفاده از داده‌های ماهانه با روش EGARCH ارزیابی

نموده و به این نتیجه رسید که نااطمینانی تورم و نااطمینانی تولید اثرات منفی بر رشد تولید می‌گذارد. همچنین نتایج بیانگر تأثیر مثبت نااطمینانی تورم بر تورم می‌باشد.

حیدری و همکاران (Heidari et al. 2013) رابطه بین تورم، نااطمینانی تورم و رشد اقتصادی در ایران طی دوره ۱۹۸۸-۲۰۰۸ را با استفاده از مدل BGARCH-M و رویکرد BEKK مورد ارزیابی قرار داده‌اند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که تورم علت نااطمینانی تورمی بوده و فرضیه فریدمن-بال مورد تأیید قرار می‌گیرد. نااطمینانی تورم رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد که بیانگر تأیید فرضیه فریدمن (۱۹۷۷) است. نااطمینانی رشد سطح رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد که بیانگر تأیید فرضیه فریدمن (۱۹۶۸) می‌باشد. و نهایتاً نتایج نشان می‌دهد که نااطمینانی رشد اقتصادی سطح تورم در ایران را تحت تأثیر قرار می‌دهد که این نتیجه فرضیه (Deveraux 1989) را حمایت می‌کند.

بهارومشاه و همکاران (Baharumshah et al. 2016) رابطه بین تورم، نااطمینانی تورم و رشد اقتصادی در ۹۴ کشور در حال توسعه و نوظهور را در قالب داده‌های تلفیقی پویا و روش GMM سیستمی مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج بیانگر تأثیر منفی نرخ‌های بالای تورم بر رشد بوده و نرخ‌های پایین تورم باعث افزایش رشد اقتصادی در این کشورها شده است. همچنین تورم بر نااطمینانی تورم تأثیر مثبت داشته و تأثیر مثبت نااطمینانی تورم بر رشد زمانیکه نرخ تورم در سطح متوسط قرار دارد، مشاهده می‌شود.

آیدین و همکاران (Aydin et al. 2016) تأثیر نرخ تورم بر رشد اقتصادی در جمهوری-های ترک شامل آذربایجان، قزاقستان، قرقیزستان، ازبکستان و ترکمنستان را طی دوره زمانی ۱۹۹۲-۲۰۱۳ بررسی نموده‌اند. آنها با استفاده از مدل آستانه‌ای تلفیقی پویا نشان دادند که یک رابطه غیرخطی بین تورم و رشد وجود دارد. همچنین مقدار آستانه برای تأثیر تورم بر رشد نرخ ۷/۹۷ درصد می‌باشد. در نرخ‌های بالاتر از این نرخ، تورم بر رشد اقتصادی تأثیر منفی داشته و در نرخ‌های پایین‌تر تأثیر آن مثبت بوده است.

صفدری و پورشهبابی (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای با استفاده از الگوهای EGARCH و VECM تأثیر نااطمینانی تورم بر رشد اقتصادی در ایران را مورد ارزیابی قرار داده‌اند. آنها با کاربرد آمار و اطلاعات دوره زمانی ۱۳۵۰-۱۳۸۶ نشان داده‌اند که با افزایش تورم نااطمینانی تورم افزایش یافته و منجر به کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد ایران شده است و این مسئله تأثیر منفی بلندمدت بر نرخ رشد اقتصادی کشور داشته است.

پیرایی و دادور (۱۳۹۰) در مطالعه خود تاثیر تورم و نااطمینانی آن را بر رشد اقتصادی ایران بررسی کرده‌اند. آنها با استفاده از آمار و اطلاعات متغیرها طی دوره ۱۳۵۳-۱۳۸۶ و پس از محاسبه شاخص نااطمینانی تورم با روش GARCH تاثیر تورم و نااطمینانی را بر رشد ارزیابی نموده‌اند. بر اساس یافته‌های تجربی، تورم و نااطمینانی آن تاثیر منفی و معنادار بر رشد اقتصادی ایران داشته‌اند.

عرب مازار و نظری گوار (۱۳۹۱) تاثیر نااطمینانی تورم بر سرمایه‌گذاری خصوصی در اقتصاد ایران را طی دوره ۱۳۳۸-۱۳۸۵ مورد ارزیابی قرار داده‌اند. آنها ابتدا شاخص نااطمینانی تورم را با الگوی GARCH به دست آورده و در ادامه مدلی برای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را با استفاده از الگوی ARDL برآورد کرده‌اند. نتایج این مطالعه، حاکی از منفی بودن اثر نااطمینانی نرخ تورم بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در کوتاه‌مدت و بلندمدت است. همچنین تولید ناخالص داخلی اثر مثبت و نرخ سود تسهیلات بانکی و نرخ تورم نیز اثر منفی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارند.

مرور مطالعات نشان می‌دهد که در اغلب مطالعات از مدل‌های معمولی GARCH جهت استخراج نااطمینانی تورم استفاده شده و رابطه آن با تورم و یا رشد اقتصادی اغلب در چارچوب مدل‌های خطی مورد آزمون قرار گرفته است. لذا با توجه به اینکه به بررسی روابط غیرخطی این متغیرها (به طور همزمان) در اقتصاد ایران کمتر توجه شده است و از سوی دیگر تمامی مطالعات از الگوهای معمولی GARCH جهت محاسبه شاخص نااطمینانی تورم استفاده کرده‌اند، انجام مطالعه حاضر از اهمیت لازم برخوردار خواهد بود.

۳. معرفی مدل و روش‌شناسی تحقیق

بر اساس اهداف تحقیق و مرور مبانی نظری و تجربی موضوع، مدل‌های تحقیق به صورت زیر معرفی می‌شوند:

$$(۱) \inf_t = f(\inf unc_t)$$

$$(۲) growth_t = f(I_t, \inf_t, \inf unc_t)$$

در مدل‌های فوق، \inf بیانگر نرخ تورم است که بر اساس شاخص قیمت مصرف‌کننده فصلی بر پایه سال ۱۳۷۶ به دست آمده است. $\inf unc$ نیز شاخص نااطمینانی تورم را نشان می‌دهد که بر اساس الگوی واریانس ناهمسان شرطی خودرگرسیو محاسبه می‌شود.

Growth نیز نشان دهنده نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بر حسب میلیارد ریال به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ می باشد. I نیز بیانگر سرمایه گذاری است. در این مطالعه از نرخ رشد تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بر حسب میلیارد ریال و به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ به عنوان جانشینی برای سرمایه گذاری استفاده شده است. آمار و اطلاعات همه متغیرها به صورت فصلی طی دوره ۱۳۷۰-۱۳۹۵ از گزارشات و نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی ایران و حساب های ملی مرکز آمار ایران استخراج شده است.

ابتدا شاخص نااطمینانی تورم با استفاده از الگوی واریانس ناهمسان شرطی خودرگرسیو محاسبه شده و سپس در قالب مدل مارکوف- سوئیچینگ رابطه تورم و نااطمینانی تورم و نیز تاثیر توامان این دو متغیر بر رشد اقتصادی ایران برآورد خواهد شد. توضیحات لازم در خصوص این مدل در ادامه ارائه شده است.

در مدل های غیرخطی فرض بر این است که رفتار متغیری که مدل سازی روی آن انجام می گیرد در وضعیت های مختلف متفاوت بوده و تغییر می کند. مدل های غیرخطی از لحاظ سرعت تغییر از یک وضعیت به وضعیت دیگر به دو گروه عمده تقسیم می شوند. در برخی از این مدل های غیرخطی، تغییر از یک وضعیت به وضعیت دیگر به صورت ملایم و آهسته (Smooth Transition) انجام می گیرد (مانند مدل های خودرگرسیون انتقال ملایم (STAR) و شبکه مصنوعی (ANN))، در برخی دیگر از این مدل های غیرخطی این انتقال به سرعت انجام می گیرد که مدل مارکوف- سوئیچینگ از این نوع مدل ها می باشد.

در مدل های STAR و ANN فرآیند تبدیل رژیم تدریجی است؛ فرآیند تعدیل در این مدل ها بستگی به وضعیت سیستم دارد. بر خلاف این مدل ها، در مدل انتقال مارکوف که توسط همیلتون ارائه شده است، تبدیل رژیم به صورت برونزا در نظر گرفته شده است.

مدل های مارکوف - سوئیچینگ توسط کوانت (۱۹۷۲)، کوانت و گلدفلد (۱۹۷۳) ارائه و توسط همیلتون (۱۹۸۹) برای استخراج چرخه های تجاری توسعه داده شده است. لیکن در مدل سوئیچینگ معرفی شده توسط کوانت (۱۹۷۲)، مکانیزم های انتقال مستقل از همدیگر می باشند. در مدل های ارائه شده توسط گلدفلد و کوانت (۱۹۷۳) و همیلتون (۱۹۸۹) انتقال ها توسط زنجیره مرتبه اول مارکوف صورت می گیرند (Fallahi and Rodríguez 2007). برای درک بهتر مدل مارکوف- سوئیچینگ، متغیر ایستای y_t را فرض نمایید که برای رژیم اول $s_t = 1$ توسط فرآیند اتورگرسیو زیر توصیف می شود:

$$y_t = \alpha_1 + \beta_1 y_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (3)$$

$$\varepsilon_{1t} \rightarrow N(0, \sigma_1^2)$$

حال فرض کنید متغیر y_t برای رژیم دوم $s_t = 2$ توسط مدل اتورگرسیو متفاوت زیر تبیین شود

$$(۴) \quad y_t = \alpha_2 + \beta_2 y_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

$$\varepsilon_{2t} \rightarrow N(0, \sigma_1^2)$$

اگر جزء اخلاص در دو مدل (۳) و (۴) یکسان باشند، فرآیند تغییرات متغیر y_t را می-توان با استفاده از متغیر مجازی به صورت مدل واحد ارائه کرد (توجه شود در مدل مارکوف لزومی به یکسان بودن اجزاء اخلاص مدل‌های (۳) و (۴) نیست و امکان دارد دو مدل دارای اجزاء اخلاص متفاوت باشند که در این صورت امکان ارائه مدل (۵) وجود ندارد):

$$(۵) \quad y_t = \alpha_1 + \beta_1 y_{t-1} + \delta D + \gamma Dy_{t-1} + \varepsilon_t$$

در مدل (۵) متغیر مجازی D برای زمانی که سیستم در رژیم اول قرار دارد ($s_t = 1$) مقدار صفر و زمانی که سیستم در رژیم دوم ($s_t = 2$) باشد، مقدار یک اخذ می‌کند. با فرض اینکه متغیر y_t با فرآیند اتورگرسیو مرتبه p و با m رژیم، مدل‌سازی شود ($MS(m) - AR(p)$) خواهیم داشت:

$$(۶) \quad y_t = \sum_{i=1}^m \left(\sum_{j=1}^p (\beta_{ij} y_{t-j}) + u_{it} \right) I_i(s_{t=i})$$

$$I_i(s_{t=i}) = \begin{cases} s_t = i \rightarrow 1 \\ s_t \neq i \rightarrow 0 \end{cases}$$

در مدل (۶) احتمال انتقال وضعیت از یک رژیم به رژیم دیگر در قالب احتمالات شرطی قابل محاسبه است. به عنوان مثال p_{ij} که نشانگر انتقال از رژیم j به رژیم i است به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$P_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j | s_t = i); \sum_{j=1}^m P_{ij} = 1, \forall i, j \in \{1, 2, \dots, m\}$$

مدل انتقال مارکوف $MS(m) - AR(p)$ می‌تواند با توجه به اینکه کدام قسمت مدل اتورگرسیو وابسته به رژیم باشد و تحت تاثیر آن انتقال یابد، به انواع مختلف طبقه بندی - شود. آنچه در مطالعات اقتصادی بیشتر مورد توجه است، شامل چهار حالت مدل‌های مارکوف-سوئیچینگ در میانگین (MSM)، عرض از مبدأ (MSI)، پارامترهای

اتورگرسیو (MSA) و ناهمسانی در واریانس (MSH) می‌باشد. مدل‌های MS-VAR نیز دقیقاً مشابه مدل‌های MS-AR تعریف و طبقه بندی می‌شوند. در حالت کلی می‌توان انواع مختلف مدل‌های اتورگرسیو مارکوف-سوئیچینگ را با استفاده از مدل اتورگرسیو خطی تبیین نمود.

با توجه به این واقعیت که برخی از متغیرهای اقتصادی بر اساس تئوری‌های اقتصادی و مشاهدات تجربی دارای رفتار غیرخطی هستند، لذا می‌توان این‌گونه متغیرها را با استفاده از مدل‌های مختلف مارکوف-سوئیچینگ به صورت غیر خطی مدل‌سازی کرد. در نهایت باید متذکر شد که تخمین مدل مارکوف-سوئیچینگ از روش‌هایی نظیر Maximum Likelihood Estimation (MLE)، Expectation Maximization (EM) و روش نمونه‌گیری گیبز (Gibbs Sampling Approach) انجام می‌گیرد.

۴. تجزیه و تحلیل یافته‌های تجربی

در این بخش، ابتدا شاخص نااطمینانی تورم استخراج شده و در ادامه تاثیر نااطمینانی تورم بر تورم و تاثیر توامان تورم و نااطمینانی آن بر رشد اقتصادی در چارچوب مدل غیرخطی مارکوف-سوئیچینگ مورد بررسی قرار گرفته است.

۱.۴ استخراج شاخص نااطمینانی تورم

برای تخمین شاخص نااطمینانی (بی‌ثباتی) نرخ تورم، از مدل‌های خودرگرسیون تعمیم یافته تحت شرایط ناهمسانی واریانس استفاده شده است. قبل از تخمین مدل‌های خانواده GARCH، لازم است مدل ARIMA برای متغیر نرخ تورم تخمین زده شود. همچنین قبل از مدلسازی ARIMA لازم است مرتبه انباشتگی متغیر بررسی شود. نتایج بررسی ایستایی متغیر نرخ تورم نشان داد که این متغیر در سطح ایستا می‌باشد (جدول ۶). لذا با توجه به ایستا بودن متغیر، مدل‌سازی ARIMA باید با استفاده از سطح این متغیر صورت گرفته و برآورد شود.

نمودار همبستگی نگار متغیر نرخ تورم، نشان می‌دهد که مقدار آماره AC در وقفه‌های ۲، ۴، ۷، ۸، ۱۲ و ۱۶ از لحاظ قدر مطلق بیشتر از مقدار بحرانی می‌باشد. همچنین مقدار آماره PAC در وقفه‌های ۲، ۴، ۶، ۹ و ۱۶ از لحاظ قدر مطلق بیشتر از مقدار بحرانی محاسبه شده

می‌باشد. در این راستا انواع مدل‌های ARMA برای نرخ تورم برآورد گردید و بر اساس معناداری ضرایب و مقدار آماره آکائیک مدل $ARMA(9,16)$ یا همان $ARIMA(9,0,16)$ به عنوان معادله میانگین شرطی برای نرخ تورم انتخاب گردید. نتایج تخمین مدل مذکور در جدول (۱) ارائه شده است. نتایج آزمون ایستایی جملات اختلال مدل نیز در جدول (۲) گزارش شده است.

جدول (۱): نتایج تخمین مدل $ARMA(9,16)$ برای متغیر نرخ تورم

ضرایب	مقدار ضریب	انحراف استاندارد	ارزش احتمال
عرض از مبدا	۴/۶۱	۰/۸۱	۰/۰۰۰
AR(4)	۰/۷۸	۰/۰۸	۰/۰۰۰
AR(9)	-۰/۱۲	۰/۰۷	۰/۰۹۶
MA(2)	۰/۱۷	۰/۰۹۸	۰/۰۳۷
MA(12)	-۰/۵۵	۰/۱۶	۰/۰۰۱
MA(16)	۰/۵۰	۰/۱۷	۰/۰۰۴

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۲): نتایج آزمون ایستایی جملات اختلال مدل ARMA

مقدار آماره آزمون ADF		نام متغیر
در سطح (با عرض از مبدا و روند زمانی)	در سطح (با عرض از مبدا)	
-۹/۴۶	-۹/۵۲	e (جمله اختلال)
-۴/۰۶	-۳/۵۱	مقدار بحرانی مک کینون در سطح معناداری ۱ درصد

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۲) می‌توان بیان کرد که برای جمله اختلال، مقدار آماره آزمون ADF از مقادیر بحرانی مک کینون در سطح معناداری یک درصد بزرگتر بوده و فرضیه صفر مبنی بر نایستایی جمله اختلال رد می‌شود. در مرحله بعد، باید با استفاده از آزمون کلی خود همبستگی Serial Correlation LM Test وجود و یا عدم وجود خود

همبستگی بین اجزای جملات اختلال برای مدل ARIMA برآورد شده، بررسی شود. نتایج بررسی وجود خود همبستگی بین اجزای جملات اختلال (با وقفه ۳) در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول (۳): نتایج آزمون خود همبستگی بین جملات اختلال مدل ARMA

χ^2	F	آماره آزمون
۵/۸۸	۱/۹۰	مقدار آماره آزمون
(۰/۱۱۷)	(۰/۱۳۵)	مقدار احتمال (pV)

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۳) می‌توان بیان کرد که با مدل‌سازی میانگین شرطی متغیر نرخ تورم به صورت ARMA(9,12)، خود همبستگی بین جملات اختلال رفع شده است، زیرا مقادیر آماره های آزمون F و کای مربع به ترتیب برابر با ۱/۹۰ و ۵/۸۸ بوده که از مقادیر بحرانی کوچکتر می‌باشند. لذا فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی بین اجزای جملات اختلال در سطح معنادار ۰/۰۵ رد نمی‌شود. مرحله بعدی در تخمین مدل‌های GARCH، نشان دادن وجود ناهمسانی واریانس در جملات اختلال معادله ARIMA برآورد شده می‌باشد. نتایج بررسی وجود و یا عدم وجود ناهمسانی واریانس در جمله اختلال در جدول (۴) ارائه شده است:

جدول (۴): نتایج آزمون ناهمسانی واریانس بین جملات اختلال مدل ARMA

χ^2	F	آماره آزمون
۸/۵۶	۹/۱۷	مقدار آماره آزمون
(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۳)	مقدار احتمال (pV)

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۴) می‌توان بیان کرد که مقادیر احتمال آماره های آزمون F و χ^2 برابر صفر بوده که در ناحیه عدم پذیرش فرضیه صفر مبنی بر همسانی واریانس بین اجزای جملات اختلال قرار می‌گیرد و یا به عبارت دیگر بین اجزای جملات اختلال در

سطح یک درصد، ناهمسانی واریانس وجود دارد. لذا می‌توان از مدل‌های GARCH برای مدلسازی واریانس شرطی اجزای اخلاص مدل ARMA(9,16) نرخ تورم استفاده کرد. از بین مدل‌های معمولی GARCH(1,1) مدل بر اساس معناداری ضرایب و آماره آکائیک انتخاب شده است. مدل انتخاب شده به صورت زیر برآورد شده است:

$$(V) \sigma_t^2 = 0.36 + 0.24 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.64 \sigma_{t-1}^2$$

$\frac{1.96}{}$
 $\frac{2.22}{}$
 $\frac{7.59}{}$

رابطه برآورد شده (V)، شرط لازم و کافی برای همگرایی مدل GARCH را بر اساس مبانی نظری و تئوریک آن تأمین می‌نماید. زیرا شرط لازم برای اینکه مدل GARCH پایای ضعیف باشد، این است که مجموع ضرایب مدل GARCH کوچکتر از یک باشد که در رابطه برآوردی نیز مجموع ضرایب برابر با ۰/۸۸ و کوچکتر از یک می‌باشد. به بیان دیگر، شرط لازم برای اینکه شوک‌های وارده به جملات اختلال پایدار نباشد، این است که مجموع ضرایب مدل GARCH کوچکتر از یک باشد. شرط کافی برای مدل GARCH این است که عرض از مبدأ مثبت بوده و ضریب واریانس شرطی جمله اختلال مثبت و معنادار باشد که رابطه برآورد شده (V) این شرط را نیز تأمین نموده است. در ادامه لازم است آزمون ARCH جهت بررسی وجود ناهمسانی واریانس در مدل برآورد شده مورد استفاده قرار گیرد. نتایج این آزمون که در جدول (۵) گزارش شده است، نشان می‌دهد که اجزای اخلاص مدل ناهمسانی واریانس ندارند و به بیان دیگر مدلسازی واریانس معادله میانگین به صورت GARCH(1,1) توانسته است به شکل مناسبی ناهمسانی واریانس شرطی را توضیح دهد.

جدول (۵): نتایج آزمون ناهمسانی واریانس بین جملات اخلاص مدل GARCH(1,1)

χ^2	F	آماره آزمون
۱/۱۲	۱/۱۱	مقدار آماره آزمون
(۰/۲۹۱)	(۰/۲۹۴)	مقدار احتمال (p)

منبع: یافته‌های تحقیق

پس از برآورد مدل GARCH(1,1) شاخص ناطمینانی نرخ تورم بر اساس این مدل استخراج و تحت عنوان متغیر infunc مورد استفاده قرار گرفته است.

۲.۴ برآورد مدل‌های تحقیق با استفاده از روش مارکوف - سوئیچینگ

پس از استخراج شاخص نااطمینانی برای متغیر نرخ تورم در چارچوب الگوی GARCH، مدل‌های معرفی شده در فصل سوم تحقیق با بهره‌گیری از روش غیرخطی مارکوف - سوئیچینگ برآورد شده‌اند. در مدل اول تاثیر شاخص نااطمینانی تورم بر نرخ تورم مورد بررسی قرار گرفته است. بر اساس مبانی نظری، امکان وجود رابطه دوسویه بین تورم و نااطمینانی تورم وجود دارد فلذا، در این قسمت از الگوی خودرگرسیون برداری مارکوف - سوئیچینگ (MS-VAR) جهت برآورد رابطه بین دو متغیر بهره گرفته شده است. در مدل دوم نیز تاثیر همزمان شاخص نااطمینانی تورم و تورم بر نرخ رشد اقتصادی در چارچوب مدل اتورگرسیو مارکوف - سوئیچینگ آزمون شده است.

با توجه به اینکه متغیرهای مورد استفاده در مدل مارکوف - سوئیچینگ باید ایستا باشند، لذا قبل از برآورد مدل لازم است ایستایی متغیرهای هر دو مدل مورد آزمون قرار گیرد. بررسی ایستایی متغیر با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته انجام گرفته و نتایج در جدول (۶) نمایش داده شده است.

جدول (۶): آزمون ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون ADF

متغیر	سطح	
	با عرض از مبدا	با عرض از مبدا و روند
inf	-۵/۳۹***	-۵/۴۹**
Infunc	-۳/۳۰**	-۳/۲۰*
ggdp	-۱۱/۱۲***	-۱۱/۱۹***
I(gcfg)	-۳/۹۷***	-۴/۳۹***

مقادیر بحرانی مک کینون در حالت با عرض از مبدا: سطح ۱ درصد ۳/۴۹-، سطح ۵ درصد ۲/۸۹-، سطح ۱۰ درصد ۲/۵۸-

*** معنادار در سطح ۱ درصد ** معنادار در سطح ۵ درصد * معنادار در سطح ۱۰ درصد

منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج آزمون دیکی- فولر، تمامی متغیرهای مورد استفاده در مدل در سطح و بدون تفاضل گیری ایستا بوده و انباشته از مرتبه صفر هستند. لذا تمامی آنها را می‌توان بدون تفاضل گیری در الگوی مارکوف- سوئیچینگ مورد استفاده قرار داد.

جهت بررسی استحکام نتایج و با توجه به اینکه برآورد مدل‌های نهایی تحقیق در چارچوب روش غیرخطی صورت می‌گیرد، در ادامه ایستایی متغیرهای با آزمون زیوت- اندریوز Zivot-Andrews unit root test نیز بررسی شده است. این آزمون وجود یک شکست ساختاری در متغیر را نیز لحاظ می‌نماید. لذا در جدول زیر نتایج آزمون ریشه واحد زیوت- اندریوز در چارچوب الگوی C این آزمون که شکست ساختاری در عرض از مبدا و روند را به طور همزمان در نظر می‌گیرد، جهت بررسی ایستایی متغیرها گزارش شده است:

جدول (۷): آزمون ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون زیوت- اندریوز با لحاظ شکست ساختاری در عرض از مبدا و روند

نام متغیر	دوره شکست	آماره t
inf	۱۳۷۴:۰۴	-۶/۸۱***
Infunc	۱۳۷۶:۰۱	-۶/۵۸***
ggdp	۱۳۹۱:۰۱	-۵/۰۳*
I(gcfg)	۱۳۷۸:۰۳	-۵/۵۶**

مقدار بحرانی آزمون در سطح ۱ درصد برابر ۵/۵۷-، در سطح ۵ درصد برابر ۵/۰۸- و در سطح ۱۰ درصد برابر ۴/۸۲- می‌باشد

*** معنادار در سطح ۱ درصد ** معنادار در سطح ۵ درصد * معنادار در سطح ۱۰ درصد

منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق

همانطور که نتایج آزمون ریشه واحد زیوت- اندریوز نشان می‌دهد، تمامی متغیرها با لحاظ یک سال شکست در سطح ایستا بوده و انباشته از مرتبه صفر هستند. لذا بدون تفاضل گیری و در سطح می‌توانند در چارچوب مدل مارکوف- سوئیچینگ مورد استفاده قرار گیرند.

حال در این قسمت از تحقیق، تاثیر نااطمینانی تورم بر تورم را در چارچوب مدل خودرگرسیون برداری مارکوف- سوئیچینگ بررسی می‌کنیم. قبل از اینکه مدل مارکوف سوئیچینگ برآورد شود، باید از مناسب بودن مدل غیرخطی برای داده‌های مورد بررسی اطمینان حاصل نمود. آزمون ضریب لاگرانژ (جدول (۸)) که آزمون خطی بودن را بر اساس آماره کای مربع انجام می‌دهد، غیرخطی بودن مدل را نشان می‌دهد. همچنین، قبل از برآورد مدل مارکوف- سوئیچینگ لازم است تعداد رژیم‌های مدل تعیین شود. برای تعیین رژیم‌ها از مقدار معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC) بهره گرفته شده است. با توجه به اینکه مقدار این معیار برای مدل دو رژیمی پایین‌تر از سایر مدل‌ها بوده است (برای تمامی الگوهای برآورد شده)، لذا مدل MSIAH با دو رژیم به عنوان مدل نهایی انتخاب گردید. همچنین بر اساس مقدار معیار آکائیم تعداد ۲ وقفه به عنوان وقفه بهینه الگوی خودرگرسیون برداری تعیین شد. نتایج تخمین مدل MSIAH(2)-VAR(2) در جدول ۹ گزارش شده است.

جدول (۸): نتایج تخمین مدل MSIAH(2)-VAR(2) و آزمون محدودیت ضرایب جهت بررسی علیت گرنجری

معادله نااطمینانی تورم		معادله تورم		ضرایب
رژیم دوم	رژیم اول	رژیم دوم	رژیم اول	
۰/۴۱ (۰/۰۲۵)	۲۹/۸۳ (۰/۰۰۰)	۱/۶۱ (۰/۰۰۱)	۱۷/۵۵ (۰/۰۰۰)	عرض از میدا (C)
-۰/۰۷ (۰/۱۱۲)	۰/۹۸ (۰/۰۰۱)	۰/۱۹ (۰/۰۷۶)	-۰/۰۵۹ (۰/۰۱۸)	Inf(-1)
۰/۱۵ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۵۴ (۰/۰۰۰)	۰/۴۷ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۰۴ (۰/۸۴۴)	Inf(-2)
۰/۹۴ (۰/۰۰۰)	۱/۱۸ (۰/۰۰۰)	-۰/۲۳ (۰/۰۱۱)	۰/۰۷ (۰/۵۶۳)	Infunc(-1)
-۰/۲۳ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۵۷ (۰/۰۰۰)	۰/۱۲ (۰/۲۲۲)	-۰/۲۴ (۰/۰۶۴)	Infunc(-2)
N=99	AIC = 7.88868225		Linearity LR-test Chi ² (15) = 89.277 (0.000)	
آزمون محدودیت ضرایب (مقدار آماره کای مربع)				
۱۴/۶۸ (۰/۰۰۱)	۳۵/۳۳ (۰/۰۰۰)	---	---	Inf(-1)=inf(-2)=0
---	---	۱۸/۴۷ (۰/۰۰۰)	۵/۵۲ (۰/۰۶۳)	Infunc(-1)=infunc(-2)=0

ماتریس احتمال انتقالات				
P_{11}	P_{12}	P_{22}	P_{21}	$p_{\{i j\}}$
۰/۷۷۱	۰/۰۳۷	۰/۹۶۳	۰/۲۲۹	

اعداد داخل پراتز سطح معناداری ضرایب را نشان می‌دهند

منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق

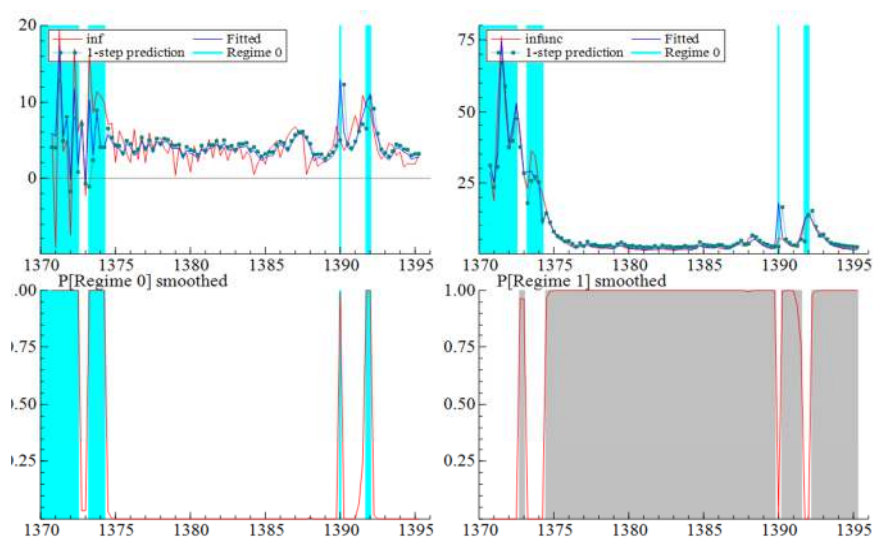
بر اساس نتایج برآورد مدل و عرض از مبدا برآورد شده رژیم‌ها، رژیم اول مربوط به دوره‌هایی است که نرخ تورم و نااطمینانی تورم بالا بوده و رژیم دوم مربوط به دوره‌های با تورم و نااطمینانی تورم نسبتاً پایین است. با توجه به انجام آزمون علیت گرنجری، می‌توان رابطه دوسویه بین تورم و نااطمینانی تورم را بررسی کرد. همانطور که نتایج آزمون برقراری محدودیت ضرایب در جدول (۸) نشان می‌دهد، متغیر نااطمینانی تورم در رژیم اول معادله تورم، در سطح معناداری ۱۰ درصد علیت گرنجری تورم بوده و در رژیم دوم معادله در سطح معناداری ۱ درصد علیت گرنجری تورم بوده است. بر اساس آزمون محدودیت ضرایب، متغیر تورم در هر دو رژیم معادله نااطمینانی تورم، در سطح معناداری ۱ درصد علیت گرنجری نااطمینانی بوده است. بنابراین در طی دوره زمانی مورد بررسی، یک رابطه علیت دوسویه بین تورم و نااطمینانی آن در ایران وجود داشته است.

نگاهی به مقادیر و علامت ضرایب برآورد شده نیز نشان می‌دهد که وقفه اول متغیر تورم در رژیم اول معادله نااطمینانی تورم، تاثیر مثبت و معنادار بر نااطمینانی تورم داشته و وقفه دوم آن تاثیر منفی دارد. فلذا با توجه به بزرگ بودن تاثیر مثبت آن، می‌توان تاثیر مثبت تورم بر نااطمینانی تورم در رژیم اول را که بیانگر دوره‌های با نااطمینانی بالاست، نتیجه گرفت. بنابراین فرضیه فریدمن (۱۹۷۷) و بال (۱۹۹۲) مورد تایید قرار می‌گیرد. همچنین در رژیم اول معادله تورم، وقفه اول متغیر نااطمینانی تورم تاثیر معنادار بر تورم نداشته و وقفه دوم آن نیز تاثیر منفی بر تورم دارد که در سطح ۱۰ درصد معنادار است. بنابراین در خصوص جهت تاثیر نااطمینانی تورم بر تورم در شرایط تورمی بالا نمی‌توان اظهار نظر کرد. در رژیم دوم نیز با توجه به سطح معناداری ضرایب و مقادیر و علامت ضرایب برآورد شده، ملاحظه می‌شود که در شرایط تورمی پایین، افزایش نااطمینانی تورمی موجب کاهش در تورم شده است که دلالت بر تایید فرضیه هولاند (۱۹۹۵) دارد. بر اساس مقادیر و علامت و معناداری ضرایب متغیر تورم در معادله نااطمینانی تورم نیز می‌توان تاثیر مثبت تورم بر

نااطمینانی تورم در شرایط نااطمینانی تورمی پایین را نتیجه گرفت. بر این اساس نیز فرضیه فریدمن (۱۹۷۷) و بال (۱۹۹۲) تایید می‌شود.

بر اساس ماتریس احتمال انتقالات، پایداری رژیم دوم بالاتر از رژیم اول می‌باشد. یعنی وقتی تورم و نااطمینانی آن نسبتاً پایین است، تمایل به حفظ این وضعیت در دوره‌های آتی نیز وجود دارد. همچنین احتمال انتقالات نشان می‌دهد که احتمال انتقال از رژیم یک به دو یعنی سطح تورم بالا به پایین بر اساس نتایج تخمین پایین‌تر از احتمال انتقال از رژیم دو به یک می‌باشد. لذا بر اساس این نتایج می‌توان استدلال نمود که زمانی که تورم در سطوح بالا قرار دارد، احتمال انتقال تورم به سطوح پایین‌تر در ایران کمتر است.

در ادامه مقادیر واقعی نرخ تورم و نااطمینانی تورم و مقادیر توضیح داده شده آن‌ها توسط مدل غیرخطی برآورد شده و تفکیک رژیم‌ها طی دوره مورد مطالعه در نمودار (۱) نشان داده شده است. همانطور که نمودارها نشان می‌دهند، در مدل برآورد شده قدرت توضیح دهنده مدل بالا بوده و رژیم اول (رژیم صفر) دوره‌هایی را شامل می‌شود که میزان نرخ تورم و نااطمینانی تورم بالاست.



نمودار (۱): مقادیر نرخ تورم و نااطمینانی تورم و مقادیر توضیح داده شده آن‌ها توسط مدل غیرخطی و تفکیک رژیم‌ها (مدل ۱)

منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق

همانطور که نمودار نیز نشان می‌دهد، مقدار تورم و نااطمینانی آن در اوایل دهه ۱۳۷۰ و نیز اوایل دهه ۱۳۹۰ بسیار بالا بوده است. این نتیجه با واقعیات اقتصاد ایران کاملاً سازگار است. فلذا رژیم‌بندی درونزای انجام بیافته بر اساس مدل مارکوف-سوئیچینگ قابل اعتماد بوده و از این حیث نیز می‌توان نتایج به دست آمده از تخمین مدل را قابل اعتماد تلقی کرد. در ادامه به بررسی تاثیر همزمان تورم و نااطمینانی آن بر رشد اقتصادی در ایران پرداخته شده است. جدول (۹) نتایج آزمون خطی بودن مدل (۲) را نشان می‌دهد. بر اساس مقدار آماره آزمون کای مربع، مناسب بودن برازش مدل غیرخطی برای رشد اقتصادی را می‌توان نتیجه گرفت.

جدول (۹): نتایج آزمون LR

مدل	مقدار آماره	ارزش احتمال
۲	۲۲/۳۵	۰/۰۰۰

منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق

در ادامه با توجه به مقدار آماره آکائیک و معناداری ضرایب به دست آمده، مدل MSIAH دورژیمی برای رشد اقتصادی انتخاب گردید. نتایج تخمین الگوی مذکور برای مدل رشد اقتصادی در جدول (۱۰) گزارش شده است.

جدول (۱۰): نتایج تخمین مدل MSIAH(2) برای رشد اقتصادی

ضرایب	رژیم اول	رژیم دوم
C	۲/۳۶ (۰/۰۰۰)	۲/۶۷ (۰/۰۰۰)
inf	-۰/۱۲ (۰/۰۵۱)	-۰/۴۵ (۰/۰۰۰)
infunc	-۰/۰۲ (۰/۲۷۲)	۰/۰۱ (۰/۷۷۵)
I(gcfg)	-۰/۰۵ (۰/۱۴۱)	۰/۰۹ (۰/۰۶۲)

sigma		
۳/۵۷	۱/۵۰	ضریب
۰/۳۴	۰/۴۳	خطای استاندارد
ماتریس احتمال انتقالات		
۰/۷۹		P ₁₁
۰/۲۱		P ₁₂
۰/۱۰		P ₂₂
۰/۹۰		P ₂₁

اعداد داخل پرانتز سطح معناداری ضرایب را نشان می دهند

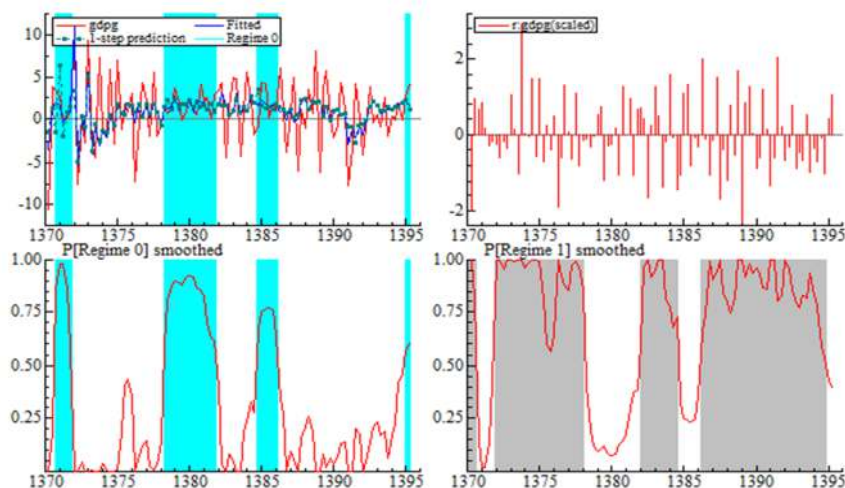
منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج به دست آمده، در مدل فوق رژیم دوم بیانگر دوره‌های با نرخ رشد اقتصادی بالاتر بوده و رژیم اول سطوح پایین رشد اقتصادی را نشان می دهد. از طرف دیگر سیگمای رژیم با میانگین رشد پایین در مدل از سیگمای رژیم دوم یعنی رژیم با میانگین رشد بالا کمتر بوده و لذا در این مدل رژیم دوم یک رژیم پرنوسان تلقی می شود. تاثیر نرخ تورم بر رشد اقتصادی در هر دو رژیم منفی و معنادار بوده است. لذا بدون توجه به اینکه رشد اقتصادی در چه سطحی قرار دارد، افزایش مستمر سطح عمومی قیمت‌ها به کاهش فعالیت‌های حقیقی اقتصاد و در نتیجه رشد اقتصادی منجر می شود. همچنین نااطمینانی تورم در هیچ یک از رژیم‌ها تاثیر معنادار بر رشد اقتصادی نداشته است.

متغیر رشد تشکیل سرمایه ثابت ناخالص نیز که انتظار می رود تاثیر مثبت بر رشد اقتصادی داشته باشد، در رژیم دوم یعنی سطوح رشد اقتصادی بالا بر رشد تاثیر مثبت و معنادار داشته و در رژیم دیگر تاثیر معنادار بر رشد نداشته است.

بر اساس ماتریس احتمال انتقالات نیز پایداری رژیم با نرخ رشد پایین نسبت به رژیم با نرخ رشد بالا بیشتر بوده است. در مدل برآورد شده احتمال پایداری رژیم اول بالاتر از رژیم دوم است که در آن رژیم اول بیانگر میانگین پایین رشد است. لذا می توان استدلال نمود که در ایران در اغلب دوره‌ها، رشد اقتصادی پایین تجربه شده و زمانیکه رشد اقتصادی در سطح پایین قرار داشته، با احتمال قوی در دوره آتی نیز سطح رشد اقتصادی پایین بوده است. این نتیجه نیز کاملا با واقعیات اقتصاد ایران مطابقت دارد.

به طور خلاصه می‌توان استدلال نمود که یافته‌های تجربی به طور قوی دلالت بر تاثیر منفی تورم بر رشد اقتصادی در ایران دارند ولی نااطمینانی تورم تاثیر معنادار بر رشد اقتصادی نداشته است. جهت آگاهی از کیفیت برازش مدل‌های برآورد شده، در ادامه مقادیر واقعی نرخ رشد اقتصادی و مقادیر توضیح داده شده آن توسط مدل‌های غیرخطی برآورد شده، جملات اخلاص مدل و تفکیک رژیم‌ها طی دوره مورد مطالعه در نمودار (۲) نمایش داده شده است. همانطور که نمودار نشان می‌دهد، قدرت توضیح دهندگی مدل بالا می‌باشد.



نمودار (۲): مقادیر واقعی نرخ رشد اقتصادی و مقادیر توضیح داده شده آن توسط مدل، جملات اخلاص و تفکیک رژیم‌ها

منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق

۵. بحث و نتیجه‌گیری

در این مطالعه سعی شد رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم و تاثیر همزمان تورم و نااطمینانی آن بر رشد اقتصادی در قالب الگوی غیرخطی مورد ارزیابی قرار گیرد. شاخص نااطمینانی تورم بر اساس شرایط لازم و کافی در چارچوب الگوی $GARCH(1,1)$ برآورد شد. پس از آزمون ایستایی متغیرها با استفاده از دو آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته و

زیوت- اندریوز که نتایج بیانگر ایستایی تمامی متغیرهای مورد استفاده بود، مدل‌های تصریح شده برای تورم و رشد اقتصادی در قالب مدل مارکوف- سوئیچینگ برآورد شدند. با توجه به وجود رابطه دوسویه بین تورم و نااطمینانی از لحاظ نظری، سعی شد با استفاده از مدل MS-VAR وجود علیت بین دو متغیر مورد بررسی قرار گیرد. فلذا بر اساس معیارهای اقتصادسنجی مدل MSIAH(2)-VAR(2) به عنوان مدل بهینه انتخاب شده و برآورد شد. برای رشد اقتصادی نیز مدل MSIAH(2) به صورت تک معادله برآورد شد.

نتایج تخمین مدل اول نشان داد که یک رابطه علیت گرنجری دوسویه بین تورم و نااطمینانی تورم طی دوره زمانی مورد مطالعه وجود داشته است. همچنین بر اساس رژیم-بندی درونزای صورت گرفته، دوره‌های ابتدایی دهه ۱۳۷۰ و ۱۳۹۰ در رژیم یک قرار گرفتند که تورم و نااطمینانی تورمی بالا را نشان می‌داد. این نتیجه با واقعیات اقتصاد ایران مطابقت دارد.

بر اساس سطح معناداری، مقادیر و نیز علامت ضرایب برآورد شده، می‌توان نتیجه گرفت در شرایط تورمی پایین، نااطمینانی تورم باعث کاهش تورم در ایران شده است و بر این اساس فرضیه هولاند (۱۹۹۵) تایید می‌شود. از سوی دیگر، با توجه به تاثیر مثبت و معنادار تورم بر نااطمینانی تورم در شرایط نااطمینانی بالا و پایین، می‌توان تایید فرضیه فریدمن (۱۹۷۷) و بال (۱۹۹۲) در ایران را نتیجه گرفت.

از طرف دیگر تخمین مدل مربوط به رشد اقتصادی نیز نشان داد که بدون توجه به سطح رشد اقتصادی، تاثیر تورم بر رشد در ایران همواره منفی و معنادار است. نااطمینانی تورم تاثیر معنادار بر رشد اقتصادی ندارد. و تاثیر نرخ رشد تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بر رشد نیز تنها در رژیم دوم مثبت و معنادار بوده است. با توجه به اینکه رژیم دوم در مدل مذکور با میانگین رشد بالا مطابقت دارد، می‌توان استدلال کرد که در دوره‌هایی که رشد اقتصادی بالا بوده است، تاثیر مثبت متغیر تشکیل سرمایه بر رشد قابل مشاهده است. به عبارت دیگر، می‌توان سرمایه‌گذاری و تشکیل سرمایه بالا را از عوامل مهم تقویت رشد اقتصادی در دوره‌های مذکور تلقی کرد.

همچنین بررسی ماتریس احتمال انتقالات بیانگر آن است که پایداری رژیم با میانگین تورم پایین بیشتر از رژیم دیگر بوده است. بنابراین می‌توان استدلال کرد که در مقاطعی که سطح تورم در کشور پایین است، در دوره آتی نیز تمایل به سطح تورم پایین در کشور وجود دارد. همچنین پایداری رژیم اول در مدل رشد اقتصادی بالا بوده است، فلذا استدلال

می‌شود در مقاطعی که رشد اقتصادی پایین است، با احتمال قوی در دوره آتی نیز اقتصاد کشور رشد اقتصادی پایین را تجربه خواهد کرد. این نتایج با واقعیت‌های اقتصادی کشور همخوانی دارد.

با توجه به تاثیر مثبت تورم بر نااطمینانی تورمی در سطوح بالا و پایین نااطمینانی، پیشنهاد می‌شود سیاست‌های مهار تورم همواره مدنظر برنامه‌ریزان اقتصادی کشور قرار گیرد، چراکه در صورت افزایش تورم، نااطمینانی تورمی حاصل شده و این نااطمینانی بر افزایش مجدد تورم در کشور دامن خواهد زد. همچنین با توجه به تاثیر منفی تورم بر رشد اقتصادی، سیاست‌های مهار تورم در کنار تقویت اشتغال، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی مورد توجه سیاستمداران و برنامه‌ریزان اقتصادی قرار گیرد.

کتابنامه

- ابراهیمی، محسن و سوری، علی (۱۳۸۵). رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در ایران. مجله دانش و توسعه، ۱۸: ۱۱۱-۱۲۶.
- پیرایی، خسرو و دادور، بهاره (۱۳۹۰). تاثیر تورم بر رشد اقتصادی در ایران با تاکید بر نااطمینانی. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۱۱(۱): ۸۰-۶۷.
- راسخی، سعید و خانعلی‌پور، امیر (۱۳۹۱). تورم، رشد، نااطمینانی تورم و رشد در ایران: کاربردی از مدل گارچ چندمتغیره. پژوهشنامه اقتصاد کلان، ۷(۱۳): ۳۸-۱۳.
- شکروی، سمیه و خلیلی عراقی، سیدمنصور (۱۳۹۴). پویایی‌های تورم و نااطمینانی تورم در اقتصاد ایران با در نظر گرفتن تغییرات رژیم. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۳(۷۳): ۱۵۲-۱۲۹.
- صفدری، مهدی و پورشهابی، فرشید (۱۳۸۸). اثر نااطمینانی تورم بر رشد اقتصادی ایران (کاربرد مدل-های EGARCH و VECM (۸۶-۱۳۵۰)). مجله دانش و توسعه، ۱۷(۲۹): ۸۷-۶۵.
- صمدی، علی حسین و مجدزاده طباطبایی، شراره (۱۳۹۲). رابطه بین تورم و نااطمینانی تورمی در ایران با استفاده از رگرسیون چرخشی مارکوف. فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، ۷(۲۳): ۶۵-۴۷.
- عباسی، غلام‌رضا؛ رحیم‌زاده، اشکان و سلمانی، داوود (۱۳۸۸). نااطمینانی تورمی و رشد اقتصادی در ایران. فصلنامه اقتصاد مالی، ۳(۹): ۱۰۹-۸۵.
- عرب مازار، عباس و نظری گوار، سارا (۱۳۹۱). اثر نااطمینانی نرخ تورم بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران. جستارهای اقتصادی ایران، ۹(۱۸): ۷۶-۵۹.
- فرزین وش، اسدالله و عباسی، موسی (۱۳۸۵). بررسی ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورم در ایران با استفاده از مدل‌های GARCH و حالت - فضا. مجله تحقیقات اقتصادی، ۷۵: ۵۵-۲۵.

رابطه تورم، نااطمینانی تورم، و رشد اقتصادی در ایران: ... ۶۵

فرزین‌وش، اسدالله؛ الهی، ناصر؛ کیالحسینی، سیدضیاءالدین و هاشمی دیزج، عبدالرحیم (۱۳۹۵). علیت گرنجری بین تورم و نااطمینانی تورمی در ایران با استفاده از مدل MSVAR. فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ۳(۲): ۴۸-۲۳.

مهرآرا، محسن و مجاب، رامین (۱۳۸۸). ارتباط میان تورم، نااطمینانی تورم، تولید و نااطمینانی تولید در اقتصاد ایران. فصلنامه پول و اقتصاد، ۲: ۳۰-۱.

- Abel, A. B. (1983). Optimal Investment under Uncertainty. *The American Economic Review*, 73(1): 228-233.
- Abel, A. B., Janice, E. (1994). A unified Model of Investment under Uncertainty. *The American Economic Review*, 84(5): 1369-1384.
- Aydin, C.; Esen, O. and Bayrak, M. (2016). Inflation and economic growth: A dynamic threshold analysis for Turkish Republics in transition process. *Procedia- Social and Behavioral Sciences*, 229: 196-205.
- Baharumshah, Ahmad Zubaidi; Slesman, Ly, Wohar, Mark E. (2016). Inflation, inflation uncertainty, and economic growth in emerging and developing countries: Panel data evidence. *Economic Systems*, <http://dx.doi.org/10.1016/j.ecosys.2016.02.009>.
- Balcilar, M.; Ozdemir, Z., Cakan, E. (2011). On the nonlinear causality between inflation and inflation uncertainty in the G3 countries. *Journal of Applied Economics*, XIV(2), 269-296.
- Ball, L. (1992). Why Does High Inflation Raise Inflation Uncertainty?. *Journal of Monetary Economics*, 29: 371-388.
- Bernanke, B.S. (1983). Irreversibility, Uncertainty and Cyclical investment. *Quarterly Journal of Economics*, 97(1): 85-106.
- Bhar, R., Mallik, G. (2008). Inflation, Inflation Uncertainty and Output Growth in the USA. *Physica A*, 389: 5503-5510.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3): 307-327.
- Bredin, D., Fountas, S. (2006). Inflation, Inflation Uncertainty, and Markov Regime Switching Heteroskedasticity: Evidence from European Countries. Money Macro and Finance (MMF) Research Group Conference 2006, No.125.
- Briault, C. (1995). The costs of inflation. Bank of England Quarterly Bulletin, February, 33-45.
- Brooks, C. (2008). *Introductory econometrics for finance*. Cambridge University Press, Second Edition.
- Caballero, R.J. (1991). On the sign of the Investment-Uncertainty Relationship. *The American Economic Review*, 81(1): 279-288.
- Castillo, P; Humala, A., Albert, V.o (2010). Regime Shifts and Inflation Uncertainty in Peru, *Journal of Applied Economics*, XV(1): 71-87.
- Conrad C.; Karanasos, M., Zeng, N. (2010). The link between macroeconomic performance and variability in the UK. *Economic letters*, 106(3): 154-157.

- Cuikerman A., Meltzer, A. (1986). A Theory of Ambiguity, Credibility and Inflation under Discretion and Asymmetric Information. *Econometrica*, 54: 1099-1128.
- Dixit, A., Pindyck. R. (1994). *Investment under Uncertainty*. Princeton: Princeton University Press.
- Engle, R.F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50: 987-1007.
- Fallahi, F., Rodríguez, G. (2007). Using Markov-Switching Models to Identify the Link between Unemployment and Criminality. Working Papers 0701E, *University of Ottawa*, Department of Economics.
- Friedman, M. (1977). Nobel Lecture: Inflation and Unemployment. *The Journal of Political Economy*, 85: 451-472.
- Golob, J. (1994). Does Inflation Uncertainty Increase with Inflation?. *Economic Review*, 79(3): 27-38.
- Hartman, R.(1972). The Effects of Price and Cost Uncertainty on Investment. *Journal of Economic Theory*, 5(2): 258-266.
- Heidari, H.; Katircioglu, S. T., Bashiri, S. (2013). Inflation, inflation uncertainty and growth in the Iranian economy: an application of BGARCH-M model with BEKK approach. *Journal of Business Economics and Management*, 14(5): 819-932.
- Henry S.G.B.; Kirby, S., Riley, R. (2007). *A Model of UK Long-Run Unemployment*. NIESR mimeo.
- Holland, S. (1995). Inflation and Uncertainty: Tests for Temporal Ordering. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 27: 827-837.
- Krolzig, H.M. (1997). *Markov Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*. Berlin: Springer.
- Nasr, Adnen Ben; Balcilar, Mehmet, Ajmi, Ahdi N., Aye, Goodness C., Gupta, Rangan, van Eyden, Rene'e. (2015). Causality between Inflation and Inflation Uncertainty in South Africa: Evidence from a Markov-Switching Vectorautoregressive model. *Emerging Markets Review* doi: 10.1016/j.ememar.2015.05.003.
- 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.
- Sidrauski, M. (1967). Inflation and Economic Growth. *journal of political economy*, 75: 796-810.
- Stockman, A. (1981). Anticipated Inflation and Capital Stock in a Cash-in-Advance Economy. *journal of monetary economics*, 8: 387-393.
- Tobin, J. (1965). Money and Economic Growth. *Econometrica*, 33: 671-684.