بررسی مسائل اقتصاد ایران، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
دوفصل‌نامهٔ علمی (مقالهٔ علمی ـ پژوهشی)، سال ششم، شمارهٔ دوم، پاییز و زمستان ۱۳۹۸، ۳۷-۶۶

رابطهٔ 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، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، a.rezazadeh@urmia.ac.ir
تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۶/۱۰، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۰/۱۵
Copyright © 2018, IHCS (Institute for Humanities and Cultural Studies). This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International, which permits others to download this work, share it with others and Adapt the material for any purpose

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 وپس‌انداز 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 رژیم-های 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 مثمر 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 سیاست گذاران 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- سوئیچینگ 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 کارخود قرار می‌دهند. حال، در صورتی که در دوره جاری تورم بالا باشد، سؤال اساسی این خواهد بود که در دوره بعد کدام سیاست‌گذار 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 عاملان اقتصادی دراین وضعیت برای اجتناب از نااطمینانی تورم تصمیم‌گیری‌شان را تعدیل می‌کنند (صفدری و پورشهابی ۱۳۸۸: ٦٨). 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 کوکرمن 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). کوکرمن و ملتزر در سال ۱۹۸٦ 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 بی معنا 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 قرادادها در شرایط تورم بالا بطور ضعیفی 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 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 (Disinflation) پیش آمده، بردارند. بنابراین خطای پیش‌بینی که معیاری از نااطمینانی است کاهش می‌یابد (غلامی و کمیجانی ۱۳۸۹: ٤).

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 مصرف کنندگان 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: ١٦).

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 ارزش دارایی‌های 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 اثربازدارنده‌ای بر رشد خواهد داشت. به طور کلی نااطمینانی تورمی از کانال ریسک گریزی سرمایه‌گذاران و هزینه‌های تعدیل می‌تواند سرمایه‌گذاری را تحت تاثیر قرار دهد (عرب مازار و نظری گوار ۱۳۹۱: ٦٣).

هم‌چنین نااطمینانی تورم که بخشی از نااطمینانی اقتصاد است از سه طریق آینده را تحت تأثیر 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 درپی دارد. ثانیاً نااطمینانی تورم بر 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 دیدگاه های 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 توبین(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 توبین را محدود نمود. به نظر استاکمن اثر منفی تورم بر رشد عمدتاً مربو ط به مدل های پیش پرداخت نقدی می

باشد، وی پول را به عنوان مکمل برای سرمایه در نظر می گیرد (صفدری و پورشهابی ۱۳۸۸: ٦٩).

۲.۲ پیشینه تحقیق

مجموعه مطالعات متعددی در خصوص موضوع تحقیق حاضر صورت گرفته است که آنها را می‌توان به دو گروه عمده تقسیم‌بندی نمود: گروهی از مطالعات صرفا رابطه بین تورم و نااطمینانی آن را مورد بررسی قرار داده‌اند و گروهی دیگر رابطه تورم و یا نااطمینانی آن با رشد اقتصادی یا متغیرهای حقیقی اقتصاد را مدنظر قرار داده‌اند. 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- ۱۹٦٦ می‌پردازند. آن‌ها بین شوک‌های موقتی یا گذرا و شوک‌های بلندمدت یا دائمی تمایز قائل می‌شوند. در حالی که فریدمن معتقد است تورم اثر مثبت بر نااطمینانی تورم دارد در این مطالعه این اثر مثبت فقط در مورد شوک‌های کوتاه‌مدت تأیید می‌شود. نتایج مطالعات آن‌ها نشان می‌دهد زمانی که، شوک‌ها گذرا و موقتی هستند این رابطه مثبت و هنگامی که شوک‌ها دائمی است رابطه منفی می‌شود.

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 – ۱۹۷۰:۱با 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 می‌شود.

کاستیلو و همکاران (Castillo et al. 2010) در مقاله‌ای تحت عنوان " انتقال رژیم و نااطمینانی تورمی در پرو" به بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت طی بازه زمانی ۲۰۱۰ – ۱۹٤۹ با استفاده از مدل انتقال مارکوف می‌پردازند. نتایج نشان می‌دهد در دوره‌ای که تورم زیاد (کم)، در بلندمدت وکوتاه‌مدت 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 می دهد که نرخ تورم بالاتر منجر به نااطمینانی بیشتر برای سه کشور می شود 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 APGARCH به دست آورده‌اند. تمین مدل برای چهر حالت یا رژیم، وجود رابطه متغیر طی زمان بین تورم و نااطمینانی تورم را تایید کرده است.

تشکینی (۱۳۸٤) 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 ۱۳٦۹ 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 ۱۳٤۷–۱۳۸۳ 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 ۱۳٦۹–۱۳۹۱ 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 (۱۳۹٤) با استفاده از مدل ناهمسانی واریانس مارکوف- سوئیچینگ (MRSH) رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در اقتصاد ایران را طی دوره ۱۳٦۷- 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 نااطیمنانی تورمی در ایران را با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم مارکف (MSVAR) و طی دوره زمانی ۱۳٦۹:۱-۱۳۹٤:٤ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاکی از آن است که در ۵ مورد از ٦ حالت براورد 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 ٦ 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 نمایی 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، نااطینانی تورم و رشد تولید را در کشور بریتانیا مورد مطالعه قرار داده‌اند. آنها با بکارگیری آمار و اطلاعات سالهای ۱۹٦۲-۲۰۰٤ 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.

گیریجاسانکار (Girijasankar 2011) تأثیر 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 می‌گذارند. 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 تایید قرار می‌گیرد. نااطمینانی تورم رشد اقتصادی را تحت تاثیر قرار می‌دهد که بیانگر تایید فرضیه فریدمن (۱۹۷۷) است. نااطمینانی رشد سطح رشد اقتصادی را تحت تاثیر قرار نمی‌دهد که بیانگر تایید فرضیه فریدمن (۱۹٦۸) می‌باشد. و نهایتا نتایج نشان می‌دهد که نااطمینانی رشد اقتصادی سطح تورم در ایران را تحت تاثیر قرار می‌دهد که این نتیجه فرضیه Deveraux (1989) را حمایت می‌کند.

باهارومشاه و همکاران (Baharumshah et al. 2016) رابطه بین تورم، نااطمینانی تورم و رشد اقتصادی در ۹٤ کشور در حال توسعه و نوظهور را در قالب داده‌های تلفیقی پویا و روش GMM سیستمی مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج بیانگر تاثیر 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 تاثیر مثبت داشته و تاثیر مثبت نااطمینانی تورم بر رشد زمانیکه نرخ تورم در سطح متوسط قرار دارد، مشاهده می‌شود.

آیدین و همکاران (Aydin et al. 2016) تاثیر 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 تاثیر تورم بر رشد نرخ ۷/۹۷ درصد می‌باشد. در نرخ‌های بالاتر از این نرخ، تورم بر رشد اقتصادی تاثیر منفی داشته و در نرخ‌های پایین‌تر تاثیر آن مثبت بوده است.

صفدری و پورشهابی (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای با استفاده از الگوهای EGARCH و VECM تاثیر نااطمینانی تورم بر رشد اقتصادی در ایران را مورد ارزیابی قرار داده‌اند. آنها با کاربرد آمار و اطلاعات دوره زمانی ۱۳۵۰–۱۳۸٦ 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 تاثیر منفی بلندمدت بر نرخ رشد اقتصادی کشور داشته است.

پیرایی و دادور (۱۳۹۰) در مطالعه خود تاثیر تورم و نااطمینانی آن را بـر رشـد اقتصـادی ایران بررسی کرده‌اند. آنها با استفاده از آمـار و اطلاعـات متغیرهـا طـی دوره ۱۳۵۳–۱۳۸٦ و پس از محاسبه شاخص نااطمینانی تورم بـا روش GARCH تـاثیر تـورم و نااطمینـانی را بـر رشد ارزیابی نموده‌اند. بر اساس یافته‌های تجربی، تورم و نااطمینانی آن تاثیر منفی و معنـادار بر رشد اقتصادی ایران داشته‌اند.

عرب مازار و نظری گوار (۱۳۹۱) تاثیر نااطمینانی تورم بر سـرمایه‌گـذاری خصوصـی در اقتصاد ایـران را طـی دوره ۱۳۳۸–۱۳۸۵ مـورد ارزیـابی قـرار داده‌انـد. آنهـا ابتـدا شـاخص نااطمینانی تورم را با الگوی GARCH به دست آورده و درادامه مـدلی بـرای سـرمایه‌گـذاری بخش خصوصی را با استفاده از الگوی ARDL برآورد کرده‌اند. نتایج ایـن مطالعـه، حـاکی از منفی بودن اثر نااطمینانی نرخ تورم بر سـرمایه‌گـذاری بخـش خصوصـی در کوتـاه‌مـدت و بلندمدت است. همچنین تولید ناخالص داخلی اثر مثبت و نرخ سود تسهیلات بانکی و نـرخ تورم نیز اثر منفی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارند.

مرور مطالعات نشان می‌دهد که در اغلب مطالعات از مدل‌های معمولی GARCH جهـت استخراج نااطمینانی تورم استفاده شده و رابطه آن بـا تـورم و یـا رشـد اقتصـادی اغلـب در چارچوب مدل‌های خطی مورد آزمون قرار گرفته است. لذا با توجـه بـه اینکـه بـه بررسـی روابط غیرخطی این متغیرها (به طور همزمان) در اقتصاد ایران کمتر توجـه شـده اسـت و از سـوی دیگـر تمـامی مطالعـات از الگوهـای معمـولی GARCH جهـت محاسـبه شـاخص 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 بـه صـورت زیر معرفی می‌شوند:

$$(۱)\quad \inf_t = f(\inf unc_t)$$

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

در مدل‌های فوق، inf بیانگر نرخ تورم است که بر اساس شاخص قیمت مصـرف کننـده فصلی بر پایه سال ۱۳۷٦ به دست آمده است. Infunc نیز شاخص نااطمینـانی تـورم را نشـان می‌دهد که بر اساس الگـوی واریـانس ناهمسـان شـرطی خودرگرسـیو محاسـبه مـی‌شـود.

Growth نیز نشان دهنده نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بر حسب میلیارد ریال به قیمت ثابت سال ۱۳۷٦ می‌باشد. I نیز بیانگر سرمایه‌گذاری است. در این مطالعه از نرخ رشد تشکیل سرمایه ثابت ناخالص برحسب میلیارد ریال و به قیمت ثابت سال ۱۳۷٦ به عنوان جانشینی برای سرمایه‌گذاری استفاده شده است. آمار و اطلاعات همه متغیرها به صورت فصلی طی دوره ۱۳۷۰-۱۳۹۵ از گزارشات و نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی ایران و حساب‌های 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 مدل‌های غیرخطی فرض بر این است که رفتار متغیری که مدل‌سازی روی آن انجام می‌گیرد در وضعیت‌های مختلف متفاوت بوده و تغییر می‌کند. مدل‌های غیرخطی از لحاظ سرعت تغییر از یک وضعیت به وضعیت دیگر به دو گروه عمده تقسیم می‌شوند. در برخی از این مدل‌های غیرخطی، تغییر از یک وضعیت به وضعیت دیگر به صورت ملایم و آهسته (Smooth Transition) انجام می‌گیرد (مانند مدل‌های خودرگرسیون انتقال ملایم(STAR) و شبکه مصنوعی(ANN))، در برخی دیگر از این مدل‌های غیرخطی این انتقال به سرعت انجام می‌گیرد که مدل مارکوف- سوئیچینگ از این نوع مدل‌ها می‌باشد.

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

مدل‌های مارکوف - سوئیچینگ توسط کوانت (۱۹۷۲)، کوانت و گلدفلد (۱۹۷۳) ارائه و توسط همیلتون (۱۹۸۹) برای استخراج چرخه‌های تجاری توسعه داده شده است. لیکن در مدل سوئیچینگ معرفی شده توسط کوانت (۱۹۷۲)، مکانیزم‌های انتقال مستقل از همدیگر می‌باشند. در مدل‌های ارائه شده توسط گلدفلد و کوانت (۱۹۷۳) و همیلتون (۱۹۸۹) انتقال‌ها توسط زنجیره مرتبه اول مارکوف صورت می‌گیرند (Fallahi and Rodríguez 2007). برای درک بهتر مدل مارکوف- سوئچینگ، متغیر ایستای y_t را فرض نمایید که برای رژیم اول $s_t = 1$ توسط فرآیند اتورگرسیو زیر توصیف می‌شود:

$$y_t = \alpha_1 + \beta_1 y_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (۳)$$

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

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

$$(٤)\quad y_t = \alpha_2 + \beta_2 y_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

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

اگر جزء اخلال در دو مدل (۳) و (٤) یکسان باشند، فرآیند تغییرات متغیر y_t را می‌توان با استفاده از متغیر مجازی به صورت مدل واحد ارائه کرد (توجه شود در مدل مارکوف لزومی به یکسان بودن اجزاء اخلال مدلهای(۳) و (٤) نیست و امکان دارد دو مدل دارای اجزاء اخلال متفاوت باشند که در این صورت امکان ارائه مدل(۵) وجود ندارد):

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

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:

$$(٦)\quad y_t = \sum_{i=1}^{m} \left(\sum_{j=1}^{p}(\beta_{ij} y_{t-j}) + u_{it}\right) I_i(s_{t=i})$$

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

در مدل (٦) احتمال انتقال وضعیت از یک رژیم به رژیم دیگر در قالب احتمالات شرطی قابل محاسبه است. به عنوان مثال pij که نشانگر انتقال از رژیم i به رژیم j است به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$P_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j \mid s_t = i); \sum_{j=1}^{m} P_{ij} = 1, \forall i, j \in \{1.2,...,m\}$$

مدل انتقال مارکوف $MS(m) - AR(p)$ می‌تواند باتوجه 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- سوئچینگ در میانگین(MSM)، عرض از مبدا(MSI)، پارامترهای

اتورگرسیو(MSA) و ناهمسانی در واریانس(MSH) می‌باشد. مدل‌های MS-VAR نیز دقیقا 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- سوئچینگ از روش‌هایی نظیر Maximum Likelihood Estimation(MLE) ، Expectation Maximization(EM) و روش نمونه‌گیری گیبز (Gibbs Sampling Approach) انجام می‌گیرد.

٤. 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 خودرگرسیونی 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 ٦). 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 آمارهٔ AC در وقفه‌های ۲، ٤، ۷ ، ۸، ۱۲ و ١٦ از لحاظ قدر مطلق بیشتر از مقدار بحرانی می‌باشد. همچنین مقدار آماره PAC در وقفه‌های ۲، ٤، ٦، ۹ و ١٦ از لحاظ قدر مطلق بیشتر از مقدار بحرانی محاسبه شده

می‌باشد. در این راستا انواع مدل‌های ARMA برای نرخ تـورم بـرآورد گردیـد و بـر اسـاس معناداری ضرایب و مقدار آماره آکائیک مـدل ARMA(9,16) یـا همـان ARIMA(9,0,16) بـه عنوان معادله میانگین شرطی برای نرخ تورم انتخاب گردید. نتـایج تخمـین مـدل مـذکور در جدول (۱) ارائه شده است. نتایج آزمون ایستایی جملات اخـلال مـدل نیـز در جـدول (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	٤/٦١	۰/۸۱	۰/۰۰۰
AR(4)	۰/۷۸	۰/۰۸	۰/۰۰۰
AR(9)	-۰/۱۲	۰/۰۷	۰/۰۹٦
MA(2)	۰/۱۷	۰/۰۹۸	۰/۰۳۷
MA(12)	-۰/۵۵	۰/۱٦	۰/۰۰۱
MA(16)	۰/۵۰	۰/۱۷	۰/۰۰٤

منبع: یافته‌های تحقیق

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

نام متغیر	مقدار آماره آزمون ADF	
	در سطح(با عرض از مبدأ)	در سطح (با عرض از مبدأ و روند زمانی)
e (جمله اختلال)	-۹/۵۲	-۹/٤٦
مقدار بحرانی مک کینون در سطح معناداری ۱ درصد	-۳/۵۱	-٤/۰٦

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۲) می‌تـوان بیـان کـرد کـه بـرای جملـه اخـلال، مقـدار آمـاره آزمون ADF از مقادیر بحرانی مک کینون در سـطح معنـاداری یـک درصـد بزرگتـر بـوده و فرضیه صفر مبنی بر ناایستایی جمله اختلال رد می‌شود. در مرحله بعـد، بایـد بـا اسـتفاده از آزمون کلی خـود همبسـتگی Serial Correlation LM Test وجـود و یـا عـدم وجـود خـود

همبستگی بین اجزای جملات اختلال برای مدل ARIMA برآورد شده، بررسی شـود. نتـایج بررسی وجود خود همبستگی بین اجزای جملات اختلال (با وقفـه ۳) در جـدول (۳) ارائـه شده است.

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

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

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۳) می‌توان بیان کرد که با مدل‌سازی میانگین شرطی متغیر نـرخ تورم به صورت ARMA(9,12)، خود همبستگی بین جملات اخلال رفـع شـده اسـت، زیـرا مقادیر آماره های آزمون F و کای مربع به ترتیب برابـر بـا ۱/۹۰ و ۵/۸۸ بـوده کـه از مقـادیر بحرانی کوچکتر می‌باشند. لذا فرضیه صفر مبنی بر عدم وجـود خودهمبسـتگی بـین اجـزای جملات اختلال در سطح معنادار ۰/۰۵ رد نمی‌شـود. مرحلـه بعـدی در تخمـین مـدل‌هـای GARCH، نشان دادن وجود ناهمسانی واریانس در جملات اختلال معادلـه ARIMA بـرآورد شده می‌باشد. نتایج بررسی وجود و یا عدم وجود ناهمسانی واریانس در جملـه اخـتلال در جدول (٤) ارائه شده است:

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

آماره آزمون	F	χ^2
مقدار آماره آزمون	۹/۱۷	۸/۵٦
مقدار احتمال (pv)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۳)

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (٤) می‌توان بیان کرد که مقادیر احتمـال آمـاره هـای آزمـون F و χ^2 برابر صفر بوده که در ناحیهٔ عدم پذیرش فرضیهٔ صفر مبنی بر همسـانی واریـانس بـین اجزای جملات اختلال قرار می‌گیرد و یا به عبارت دیگـر بـین اجـزای جمـلات اخـلال در

سطح یک درصد، ناهمسانی واریانس وجود دارد. لذا می‌توان از مدل‌های GARCH برای مدلسازی واریانس شرطی اجزای اخلال مدل ARMA(9,16) نرخ تورم استفاده کرد.

از بین مدل‌های معمولی GARCH مدل GARCH(1,1) بر اساس معناداری ضرایب و آماره آکائیک انتخاب شده است. مدل انتخاب شده به صورت زیر برآورد شده است:

$$\sigma_t^2 = \underset{1.96}{0.36} + \underset{2.22}{0.24}\,\varepsilon_{t-1}^2 + \underset{7.59}{0.64}\,\sigma_{t-1}^2 \quad (۷)$$

رابطه برآورد شده (۷)، شرط لازم و کافی برای همگرایی مدل GARCH را بر اساس مبانی نظری و تئوریکی 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 شوک های 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 (۷) 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 اخلال 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 اخلال مدل GARCH(1,1)

آماره آزمون	F	χ^2
مقدار آماره آزمون	۱/۱۱	۱/۱۲
مقدار احتمال (pv)	(۰/۲۹٤)	(۰/۲۹۱)

منبع: یافته‌های تحقیق

پس از برآورد مدل GARCH(1,1) شاخص نااطمینانی 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 تـورم در چـارچوب الگـوی GARCH، مدل‌های معرفی شده در فصل سـوم تحقیـق بـا بهـره‌گیـری از روش غیرخطـی مـارکوف- سوئیچینگ برآورد شده‌اند. در مدل اول تاثیر شاخص نااطمینانی تورم بـر نـرخ تـورم مـورد بررسی قرار گرفته است. بر اساس مبانی نظری، امکان وجـود رابطـه دوسـوبه بـین تـورم و نااطمینانی تورم وجود دارد فلذا، در این قسمت از الگوی خودرگرسیون بـرداری مـارکوف- سوئیچینگ (MS-VAR) جهت برآورد رابطه بین دو متغیر بهره گرفتـه شـده اسـت. در مـدل دوم نیز تاثیر همزمان شاخص نااطمینانی تورم و تورم بر نرخ رشـد اقتصـادی در چـارچوب مدل اتورگرسیو مارکوف- سوئیچینگ آزمون شده است.

با توجه به اینکه متغیرهای مورد استفاده در مدل مارکوف- سوئیچینگ باید ایستا باشـند، لذا قبل از برآورد مدل لازم است ایستایی متغیرهای هر دو مـدل مـورد آزمـون قـرار گیـرد. بررسی ایستایی متغیر با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته انجام گرفتـه و نتایج در جدول (٦) 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***	-۵/٤۹**
Infunc	-۳/۳۰**	-۳/۲۰*
ggdp	-۱۱/۱۲***	-۱۱/۱۹***
I(gcfg)	-۳/۹۷***	-٤/۳۹***

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 تفاضل‌گیری ایستا بوده و انباشته از مرتبه صفر هستند. لذا تمامی آنها را می‌توان بدون تفاضل‌گیری 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 ازمبدا 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	۱۳۷٤:۰٤	-٦/٨١***
Infunc	۱۳۷٦:۰۱	-٦/٥٨***
ggdp	۱۳۹۱:۰۱	-٥/۰۳*
I(gcfg)	۱۳۷۸:۰۳	-٥/٥٦**

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 ازمون 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 تفاضل‌گیری و در سطح می‌توانند در چارچوب مدل مارکوف- سوئیچینگ مورد استفاده قرار گیرند.

حال در این قسمت از تحقیق، تـاثیر نااطمینـانی تـورم بـر تـورم را در چـارچوب مـدل خودرگرسیون برداری مارکوف- سوئیچینگ بررسی می‌کنیم. قبـل از اینکـه مـدل مـارکوف سوئیچینگ برآورد شود، باید از مناسب بودن مدل غیرخطـی بـرای داده‌هـای مـورد بررسـی اطمینان حاصل نمود. آزمون ضریب لاگرانژ (جدول (۸)) که آزمون خطی بودن را بر اسـاس آماره کای مربع انجام می‌دهد، غیرخطی بودن مدل را نشان می‌دهد. همچنین، قبل از بـرآورد مدل مارکوف- سوئیچینگ لازم است تعداد رژیم‌های مدل تعیین شود. برای تعیین رژیـم‌هـا از مقدار معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC) بهره گرفته شده است. با توجه بـه اینکـه مقـدار ایـن معیار برای مدل دو رژیمی پایین‌تر از سایر مدل‌ها بوده است (برای تمامی الگوهـای بـرآورد شده)، لذا مدل MSIAH با دو رژیم به عنوان مدل نهایی انتخاب گردید. همچنـین بـر اسـاس مقدار معیار آکائیم تعداد ۲ وقفه به عنوان وقفه بهینـه الگـوی خودرگرسـیون بـرداری تعیـین 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

ضرایب	معادله تورم		معادله نااطمینانی تورم	
	رژیم اول	رژیم دوم	رژیم اول	رژیم دوم
عرض از میدا (C)	۱۷/۵۵ (۰/۰۰۰)	۱/۶۱ (۰/۰۰۱)	۲۹/۸۳ (۰/۰۰۰)	۰/۴۱ (۰/۰۲۵)
Inf(-1)	-۰/۵۹ (۰/۰۱۸)	۰/۱۹ (۰/۰۷۶)	۰/۹۸ (۰/۰۰۱)	-/۰۷ (۰/۱۱۲)
Inf(-2)	-۰/۰۴ (۰/۸۴۴)	۰/۴۷ (۰/۰۰۰)	-۰/۵۴ (۰/۰۰۰)	۰/۱۵ (۰/۰۰۰)
Infunc(-1)	۰/۰۷ (۰/۵۶۳)	-۰/۲۳ (۰/۰۱۱)	۱/۱۸ (۰/۰۰۰)	۰/۹۴ (۰/۰۰۰)
Infunc(-2)	-۰/۲۴ (۰/۰۶۴)	۰/۱۲ (۰/۲۲۲)	-۰/۵۷ (۰/۰۰۰)	-۰/۲۳ (۰/۰۰۰)
Linearity LR-test Chi^2(15) = 89.277 (0.000)		AIC = 7.88868225		N=99
آزمون محدودیت ضرایب (مقدار آماره کای مربع)				
Inf(-1)=inf(-2)=0	---	---	۳۵/۳۳ (۰/۰۰۰)	۱۴/۶۸ (۰/۰۰۱)
Infunc(-1)=infunc(-2)=0	۵/۵۲ (۰/۰۶۳)	۱۸/۴۷ (۰/۰۰۰)	---	---

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

اعداد داخل پرانتز 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 نسبتا 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.

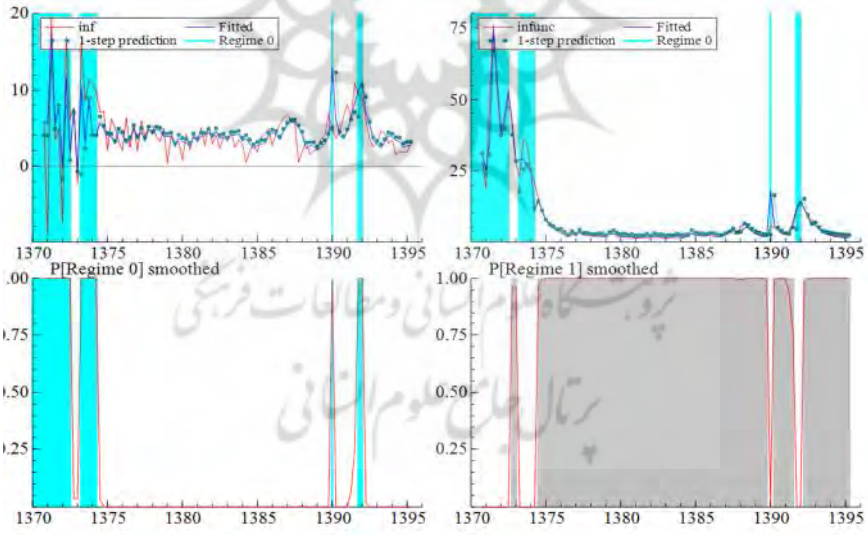
نگاهی به مقادیر و علامت ضرایب برآورد شده نیز نشان می‌دهد که وقفه اول متغیر تورم در رژیم اول معادله نااطمینانی تورم، تاثیر مثبت و معنادار بر نااطمینانی تورم داشته و وقفه دوم آن تاثیر منفی دارد. فلذا با توجه به بزرگ بودن تاثیر مثبت آن، می‌توان تاثیر مثبت تورم بر نااطمینانی تورم در رژیم اول را که بیانگر 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 نیـز فرضـیه فریدمن (۱۹۷۷) و بال (۱۹۹۲) تایید می‌شود.

بر اساس ماتریس احتمال انتقالات، پایداری رژیم دوم بالاتر از رژیم اول می‌باشـد. یعنـی وقتی تورم و نااطمنانی آن نسبتا پایین است، تمایل به حفظ این وضـعیت در دوره‌هـای آتـی نیز وجود دارد. همچنین احتمال انتقالات نشان می‌دهد که احتمال انتقال از رژیم یـک بـه دو یعنی سطح تورم بالا به پایین بر اساس نتایج تخمین پایین‌تر از احتمال انتقال از رژیم دو بـه یک می‌باشد. لذا بر اساس این نتایج می‌توان استدلال نمود که زمانی که تورم در سطوح بـالا قرار دارد، احتمال انتقال تورم به سطوح پایین‌تر در ایران کمتر است.

در ادامه مقادیر واقعی نرخ تورم و نااطمینـانی تـورم و مقـادیر توضـیح داده شـده آن‌هـا توسط مدل غیرخطی برآورد شده و تفکیک رژیم‌ها طی دوره مـورد مطالعـه در نمـودار (۱) نشان داده شده است. همانطور که نمودارها نشان مـی‌دهنـد، در مـدل بـرآورد شـده قـدرت توضیح دهندگی مدل بالا بوده و رژیم اول (رژیم صـفر) دوره‌هـایی را شـامل مـی‌شـود کـه 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 کاملا 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		
ضریب	۱/۵۰	۳/۵۷
خطای استاندارد	۰/٤۳	۰/۳٤
ماتریس احتمال انتقالات		
P_{11}	۰/۷۹	
P_{12}	۰/۲۱	
P_{22}	۰/۱۰	
P_{21}	۰/۹۰	

اعداد داخل پرانتز سطح معناداری ضرایب را نشان می‌دهند

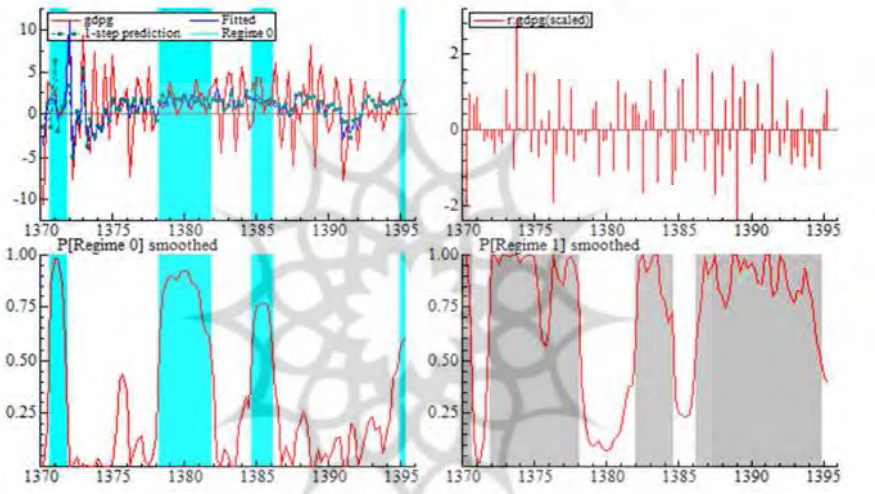
منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق

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 می‌دهد. 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 می‌شود. 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 می‌شود. همچنین نااطمینانی تورم در هیچ یک از رژیم‌ها تاثیر معنادار بر رشد اقتصادی نداشته است.

متغیر رشد تشکیل سرمایه ثابت ناخالص نیز که انتظار می‌رود 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 می‌توان 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 اخلال 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 اخلال 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، ناطمینانی 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: ۱۲۶-۱۱۱.

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 (۱۳۹٤). 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 (۸٦-۱۳۵۰)). مجله دانش و توسعه، ۱۷(۲۹): ۸۷-٦۵.

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): ٦۵-٤۷.

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 نا اطمینانی نرخ تورم بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران. جستارهای اقتصادی ایران، ۹(۱۸): ۷٦-۵۹.

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.

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.