بررسی اثر نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی تورم بر نااطمینانی تورم در ایران از طریق بسط الگوی بال (۱۹۹۲)

سعید کریمی پتانلار[۱]، احمد جعفری صمیمی[۲]، علی اکبر باجلان[۳]

تاریخ دریافت: ۹۷/۸/۹ تاریخ پذیرش: ۹۸/۲/۱۰

چکیده

هدف مقاله حاضر بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی تورم بر نااطمینانی تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت است. بدین منظور، ابتدا الگوی بال (۱۹۹۲) از طریق تجزیه شوک‌های تورمی به شوک‌های مثبت و منفی تقاضای پول و شوک‌های مثبت و منفی عرضه پول بسط داده شده است. سپس با استفاده از الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیع شده غیر خطی و استفاده از داده‌های سری زمانی اقتصاد ایران برای دوره ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۶ اثر شوک‌های مثبت و منفی تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر نااطمینانی تورم که از الگوی خودرگرسیون واریانس شرطی تعمیم یافته نمایی استخراج شده است، مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. نتایج حاصل از این پژوهش نشان دهنده این است که اثر شوک‌های مثبت تورم بر نااطمینانی تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت مثبت و معنادار است؛ در مقابل، شوک‌های منفی تورم اثری بر نااطمینانی تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت نداشته است؛ به عبارت دیگر، افزایش تورم موجب افزایش نااطمینانی تورم در ایران شده است؛ در حالی که کاهش تورم چنین اثری بر نااطمینانی تورم نداشته است.

واژه‌های کلیدی: الگوی بال، الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیع شده غیرخطی، الگوی واریانس شرطی تعمیم یافته نمایی.

طبقه‌بندی JEL: C32، E31.

---

۱. دانشیار اقتصاد، دانشگاه مازندران Email: saeedkarimi35@yahoo.com

۲. استاد اقتصاد، دانشگاه مازندران Email: jafarisa@umz.ac.ir

۳. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه مازندران، (نویسنده مسئول) Email: bajelanaliakbar@yahoo.com

۱. مقدمه

در هر نظام اقتصادی، کاهش نرخ تورم و تثبیت سطح عمومی قیمت یکی از اهداف کلان اقتصادی است. تورم از جمله پدیده های مضر اقتصادی است که بر سایر متغیرهای کلان اقتصادی اثرگذار بوده و هزینه‌های زیادی را بر جامعه تحمیل می‌کند. از آثار مخرب تورم می‌توان به توزیع مجدد درآمد به نفع صاحبان سرمایه و دارایی و به زیان اقشار مزد و حقوق بگیران، افزایش نااطمینانی و بی‌ثباتی در اقتصادکلان و در نتیجه کوتاه‌تر شدن افق زمانی تصمیم‌گیری و کاهش سرمایه‌گذاری بلندمدت اشاره کرد (منجذب و محمودی، ۲۰۱۷). همچنین، بالا بودن نرخ تورم، افزون بر دیگر پیامدهای نامطلوب رفاهی، تأثیر به-سزایی در کند شدن فرایند رشد اقتصادی و کاهش بهره‌وری دارد و از این طریق هزینه‌های بسیاری را بر اقتصاد تحمیل می‌کند (ابریشمی و همکاران، ۲۰۱۵).

یکی از مهم‌ترین هزینه‌های تورم ایجاد نااطمینانی در نرخ‌های آینده تورم و به تبع آن نااطمینانی در سایر متغیرهای اقتصادی است (هولاند، ۱۹۹۵). اثر نااطمینانی تورم بر اقتصاد را می‌توان به دو بخش آثار پیشین[1] و آثار پسین[2] تقسیم کرد. آثار پیشین نااطمینانی تورم به دلیل کاهش دقت پیش‌بینی نرخ تورم در اثر افزایش نااطمینانی تورم بوجود می‌آید و از سه طریق بر بخش واقعی اقتصاد تاثیرگذار است: ۱-نااطمینانی تورم از طریق افزایش نرخ بهره بلندمدت موجب اختلال در کارکرد صحیح بازارهای مالی می‌شود. در صورت وجود نااطمینانی تورم، پرداخت وام‌های بلندمدت با نرخ بهره پایین، دارای ریسک بالایی است. در چنین شرایطی وام‌دهندگان نرخ‌های بهره بالاتری را برای وام‌های پرداختی خود مطالبه می‌کنند. این امر موجب کاهش سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها در تجهیزات و ماشین‌آلات و در مقابل افزایش سرمایه‌گذاری در پروژه‌های پرریسک‌تر می‌شود. ۲-نااطمینانی تورم می‌تواند به نااطمینانی در مورد سایرمتغیرهای اقتصادی مانند نرخ بهره، سود، سرمایه‌گذاری، تولید و ... منجر شود. زمانی که پرداخت‌های اسمی با تورم شاخص‌بندی نشوند نااطمینانی تورم موجب می‌شود که کارفرمایان و کارگران در مورد دستمزدهای آینده و موجرین و

1. Ex-Ante Effects
2. Ex-Post Effects

مستأجرین نسبت به اجاره‌بهای آینده دچار نوعی نااطمینانی شوند. از سوی دیگر اگر مالیات ها نیز با تورم شاخص‌بندی نشوند، نااطمینانی تورم بر نااطمینانی نرخ مالیات نیز دلالت دارد. به عنوان مثال اگر مالیات بر سود سرمایه شاخص‌بندی نشود، نااطمینانی تورم موجب می‌شود که مدیران شرکت‌ها نسبت به مالیات بر سود سرمایه خود نیز دچار نااطمینانی شوند. همچنین ارزش واقعی استهلاک که بر صرفه‌جویی مالیاتی تاثیرگذار است نیز نامطمئن خواهد بود. هنگامی‌که بنگاه ها درباره نرخ بهره، دستمزد، اجاره، نرخ مالیات و سود نامطمئن هستند ممکن است تصمیمات مربوط به استخدام، اجاره، تولید و سرمایه گذاری را تا حل برخی از نااطمینانی‌ها به تأخیر بیاندازند. در بین این متغیرها، سرمایه-گذاری آسیب‌پذیرترین متغیر است به این دلیل که وارونه کردن جریان سرمایه‌گذاری تقریبا غیرممکن یا بسیار پرهزینه است. نااطمینانی نرخ بهره موجب می‌شود که بنگاه‌ها و مصرف‌کنندگان جهت مقابله با ریسک ناشی از افزایش نرخ بهره کوتاه‌مدت، مخارج مورد نیاز خود جهت سرمایه گذاری را از طریق وام های بلندمدت با نرخ بهره ثابت، تأمین مالی کنند که نرخ بهره بالاتری نسبت به وام‌های کوتاه‌مدت دارند؛ بنابراین، استفاده از وام‌های بلندمدت، هزینه‌های سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد و موجب کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود. تقاضا برای وام مسکن مثالی از این تأثیر است. ۳-کارگزاران اقتصادی در مواجهه با نااطمینانی تورم، ممکن است منابع بیشتری را جهت پیش‌بینی دقیق‌تر نرخ تورم صرف کنند یا از طریق ابزارهای مالی تخصصی که اصطلاحاً «ابزارهای مشتقه[1]» نامیده می‌شوند سعی در کاهش ریسک‌های احتمالی نااطمینانی تورم نمایند؛ که موجب افزایش هزینه بنگاه‌های اقتصادی جهت اجتناب از خطرات احتمالی نوسانات قیمت خواهد شد و منابع مالی را از پروژه‌های تولیدی‌تر به پروژه‌های غیرتولیدی‌تر سوق می‌دهد. در حالی که این استراتژی، ریسک نااطمینانی تورم را کاهش می‌دهد، اما ریسک را به طور کلی از بین نمی‌برد. علاوه بر آن، این استراتژی برای بنگاه‌ها و مصرف‌کنندگان کوچک و متوسط چندان عملی نیست. آثار پسین نااطمینانی تورم، مربوط به زمانی است که تورم واقعی با

1. Derivative Instruments

تورم مورد انتظار یکسان نیست. اگر دریافت‌ها و پرداخت‌ها شاخص‌بندی نشوند یا به عبارت دیگر بر اساس قراردادهای اسمی تعیین شوند، تورم غیر قابل پیش‌بینی می‌تواند موجب انتقال ثروت از یک کارگزار اقتصادی به کارگزار اقتصادی دیگر شود. هنگامی که دستمزدها، اجاره‌ها و نرخ‌های بهره بوسیله قراردادهای اسمی تثبیت می‌شوند، کارگران، مؤجرین و پرداخت‌کنندگان وام از تورم پیش‌بینی نشده زیان بیشتری می‌بینند و بالعکس (گلوب[1]، ۱۹۹۴).

مشکلات ناشی از تورم و به تبع آن نااطمینانی تورم که در نتیجه تورم ایجاد می‌شود، در نهایت می‌تواند به بی‌ثباتی اقتصادی و اجتماعی و حتی سیاسی منجر شود، لذا ضروری است که توجه به مقوله تورم و نااطمینانی ناشی از آن از مهم‌ترین مباحث در بررسی های اقتصاددانان و مسئولان نظام اقتصادی هر کشوری باشد (منجذب و محمودی، ۲۰۱۷).

سازماندهی پژوهش به این صورت است که بعد از مقدمه ارائه شده در بخش اول، مبانی نظری پژوهش در بخش دوم ارائه می‌شود. در بخش سوم، به برخی از مهم‌ترین مطالعات تجربی انجام شده در این زمینه اشاره می‌شود. در بخش چهارم الگوی تحقیق و روش برآورد ارائه می‌شود. بخش پنجم نیز به داده‌های مورد استفاده در پژوهش، نتایج تجربی حاصل از پژوهش و پیشنهادات سیاستی اختصاص دارد.

۲. مبانی نظری

در زمینه ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورم، هیچ‌گونه اجماعی بین اقتصاددانان مختلف وجود ندارد؛ به طوری که نظریات مختلفی در این زمینه مطرح شده است. در این پژوهش، تمرکز اصلی بر روی نظریه بال[2] (۱۹۹۲) و بسط مدل اولیه بال به حالاتی است که بتواند، در برگیرنده اثر شوک‌های منفی و مثبت تورم بر نااطمینانی تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت باشد.

1 . Golob
2. Ball

در الگوی بال (۱۹۹۲) سیاست‌گذاران پولی به دو گروه سیاست‌گذاران محافظه‌کار[1] (تورم گریز) و سیاست‌گذاران لیبرال[2] (رکودگریز) تقسیم می‌شوند. در سطوح پایین تورم، هر دو نوع سیاست‌گذار پولی تلاش خواهند کرد تا تورم را پایین نگه دارند، زیرا پایین نگه داشتن تورم در این حالت هزینه‌های چندانی را بر اقتصاد تحمیل نمی‌کند، بنابراین هنگامی که تورم پایین است، مسیر سیاست پولی برای کارگزاران بخش خصوصی قابل پیش بینی است؛ اما در سطوح بالای تورم، فقط سیاست‌گذاران محافظه‌کار، حاضر به پذیرش هزینه-های اقتصادی ناشی از اجرای سیاست پولی انقباضی جهت کاهش نرخ تورم هستند. از آنجا که کارگزاران بخش خصوصی قادر به تشخیص نوع سیاست‌گذاران پولی در اقتصاد نیستند، در طول دوره‌های تورمی بالا نسبت به دوره‌های تورمی پایین، مسیر سیاست پولی آینده نامطمئن‌تر می‌شود و این امر موجب افزایش نااطمینانی تورم در دوره‌های تورمی بالا نسبت به دوره‌های تورمی پایین می‌شود. در فرضیه بال، تابع زیان سیاست‌گذار پولی در دوره t به صورت زیر است:

$$\begin{cases} L_t^C = \alpha \cdot \pi_t^2 \\ L_t^L = \alpha \cdot \pi_t^2 + (U_t - U_t^*) \end{cases} \quad (۱)$$

که توابع L_t^C و L_t^L به ترتیب توابع زیان سیاست‌گذاران محافظه‌کار و لیبرال؛ U_t و U_t^* به ترتیب نرخ بیکاری واقعی و نرخ بهینه اجتماعی بیکاری و π_t نشان‌دهنده نرخ تورم در دوره t است. فرض بر این است که نرخ بهینه اجتماعی بیکاری در طول زمان ثابت است. همچنین نرخ بیکاری واقعی توسط منحنی فیلیپس کوتاه‌مدت به صورت زیر تعیین می‌شود:

$$U_t = U^N - (\pi_t - \pi_t^e) \quad (۲)$$

که π_t^e نرخ تورم انتظاری در دوره t است که بر اساس اطلاعات موجود در دوره $t-1$ شکل گرفته است؛ U^N نیز نرخ طبیعی بیکاری است. جهت اجتناب از مشکل ناسازگاری زمانی نرخ طبیعی بیکاری به صورت $U^N = U^* + 1$ تعریف می‌شود. با

1. Conservative
2. Liberal

ترکیب معادلات (۱) و (۲) تابع زیان سیاست‌گذاران لیبرال را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$L_t^L = \alpha \cdot \pi_t^2 + (\pi_t - \pi_t^e - 1) \qquad (۳)$$

در این الگو فرض بر این است که قدرت سیاست‌گذاران به صورت تصادفی و بر مبنای فرایند مارکوف تغییر می‌کند. در الگوی بال (۱۹۹۲) فرض بر این است که در دوره t سیاست‌گذاران لیبرال در مسند قدرت قرار دارند. احتمال این که سیاست‌گذاران لیبرال قدرت خود را در دوره $t + 1$ به سیاست‌گذاران محافظه‌کار واگذار نمایند، برابر p است و بالعکس. همچنین فرض بر این است که سیاست‌گذاران، هدف خود را بر مبنای تورم هدف به صورت زیر تعیین می‌کنند:

$$\pi_t = \pi_t^* + \delta_t \qquad (۴)$$

که δ_t بیانگر شوک‌های تصادفی وارد شده بر تورم است. رابطه (۴) به طور ضمنی فرض می‌کند که هر دو سیاست‌گذار پولی به طور جداگانه نرخ تورم انتظاری یکسانی را که بر فرض انتظارات عقلایی استوار است، در نظر می‌گیرند. آن گاه سیاست‌گذاران تورم هدف مورد نظرشان را تعریف می‌کنند، که فقط به سطوح تورمی دوره قبل بستگی دارد. تعادل سیاست‌گذاران از طریق حداقل سازی ارزش‌های انتظاری توابع زیان اجتماعی آن‌ها به دست می‌آید. بر مبنای این بازی حالت‌های مختلفی وجود دارد که بستگی به نوع سیاست‌گذاران قرار گرفته در مسند قدرت و نرخ تورم در دوره قبل دارد. اگر سیاست-گذاران محافظه کار در دوره $t - 1$ در مسند قدرت باشند، آنگاه تورم انتظاری برای دوره t برابر صفر است، زیرا سیاست‌گذاران محافظه کار فقط بر روی تورم تمرکز دارند و هدف آن‌ها کاهش نرخ تورم است. اگر سیاست‌گذاران لیبرال در دوره $t - 1$ در مسند قدرت باشند، انتظارات تورمی آن‌ها برای دوره t به سطوح تورم دوره قبل بستگی دارد؛ زیرا سیاست‌گذاران لیبرال بر روی هر دو هدف تورم و بیکاری تمرکز دارند و بنابراین در

صدد فریب عموم مردم از طریق افزایش غیر قابل پیش‌بینی تورم جهت کاهش نرخ بیکاری هستند. دو حالت مختلف را می‌توان در نظر گرفت. اگر نرخ تورم هدف سیاست‌گذاران لیبرال کمتر از یک آستانه مشخص باشد، در این حالت هدف تورمی سیاست‌گذاران لیبرال به نرخ تورم صفر میل می‌کند. این رفتار از طریق این واقعیت توضیح داده می‌شود که سیاست‌گذاران لیبرال در صدد فریب عموم مردم هستند اما این ترس وجود دارد که نرخ تورم از آستانه مورد نظر تجاوز کند. اگر نرخ تورم هدف سیاست‌گذاران لیبرال بیشتر از یک حد آستانه باشد، در این حالت هدف تورمی سیاست‌گذاران لیبرال مثبت است. استدلال در این حالت به این صورت است که سیاست‌گذاران پولی از یک واکنش تهاجمی برای کاهش تورم اجتناب می‌کنند، زیرا این ترس وجود دارد که رکود اقتصادی بدتر شود.

بر مبنای حالت‌های فوق و از آنجا که، احتمال ماندن سیاست‌گذاران لیبرال در مسند قدرت برابر $1-p$ است، نرخ تورم انتظاری می‌تواند دو ارزش مختلف صفر یا $(1-p)\cdot\pi_t^*$ را داشته باشد. هنگامی که $\pi_t^e = E(\pi_t/\omega_t) = 0$ نااطمینانی در اقتصاد وجود ندارد. در مقابل هنگامی که $\pi_t^e = E(\pi_t/\omega_t) = (1-p)\cdot\pi_t^*$ است بر مبنای رابطه (۴) تورم در دوره t واریانسی به صورت زیر خواهد داشت:

$$\mathrm{var}(\pi_t) = \mathrm{var}(\pi_t^* + \delta_t) = \mathrm{var}(\delta_t) \qquad (۵)$$

الگوی بال (۱۹۹۲) در روابط (۱) تا (۵) خلاصه‌سازی شده است. الگوی بال (۱۹۹۲) را می‌توان از طریق تجزیه شوک‌های وارده بر تورم به چهار شوک مختلف بسط داد. در این صورت داریم:

$$\delta_t = \delta_t^{S+} + \delta_t^{S-} + \delta_t^{L+} + \delta_t^{L-} \qquad (۶)$$

در رابطه (۶)، δ_t^{S+} شوک مثبت کوتاه‌مدت وارد شده بر تورم است که ناشی از افزایش تقاضای پول است؛ δ_t^{S-} شوک منفی کوتاه‌مدت وارد شده بر تورم است که ناشی از کاهش تقاضای پول است؛ δ_t^{L+} شوک مثبت بلندمدت وارد شده بر تورم است که ناشی از افزایش پیش‌بینی نشده عرضه پول است؛ و δ_t^{L-} شوک منفی بلندمدت وارد شده بر تورم

است که ناشی از کاهش پیش بینی نشده عرضه پول است. با جایگذاری δ_t^{S+}، δ_t^{S-}، δ_t^{L+} و δ_t^{L-} به جای δ_t در رابطه (۴) و فرض این که این اجزاء به صورت سریالی ناهمبسته، مستقل از یکدیگر و به صورت نرمال با میانگین صفر و به ترتیب با واریانس σ_{S+}^2، σ_{S-}^2، σ_{L+}^2 و σ_{L-}^2 توزیع شده‌اند، می‌توان دریافت که نااطمینانی تورم بستگی به ماهیت شوک-های وارد شده به تورم دارد. به طور مثال اگر فقط یک شوک مثبت کوتاه‌مدت تورمی وجود داشته باشد، آن گاه نااطمینانی تورم به صورت زیر خواهد بود:

$$\begin{aligned} \mathrm{var}(\pi_t) = \mathrm{var}(\pi_t + \delta_t) = \mathrm{var}(\delta_t) = \mathrm{var}\left(\delta_t^{S+}\right) \\ = \sigma_{S+}^2 + p \cdot (1-p) \cdot \pi_t^{*+} \end{aligned} \tag{۷}$$

به همین ترتیب برای شوک‌های منفی کوتاه‌مدت، شوک‌های مثبت بلندمدت و شوک‌های منفی بلندمدت تورمی می‌توان به ترتیب روابط (۸)، (۹) و (۱۰) را نوشت:

$$\begin{aligned} \mathrm{var}(\pi_t) = \mathrm{var}(\pi_t + \delta_t) = \mathrm{var}(\delta_t) = \mathrm{var}\left(\delta_t^{S-}\right) \\ = \sigma_{S-}^2 + p \cdot (1-p) \cdot \pi_t^{*-} \end{aligned} \tag{۸}$$

$$\begin{aligned} \mathrm{var}(\pi_t) = \mathrm{var}(\pi_t + \delta_t) = \mathrm{var}(\delta_t) = \mathrm{var}\left(\delta_t^{L+}\right) \\ = \sigma_{L+}^2 + p \cdot (1-p) \cdot \pi_t^{*+} \end{aligned} \tag{۹}$$

$$\begin{aligned} \mathrm{var}(\pi_t) = \mathrm{var}(\pi_t + \delta_t) = \mathrm{var}(\delta_t) = \mathrm{var}\left(\delta_t^{L-}\right) \\ = \sigma_{L-}^2 + p \cdot (1-p) \cdot \pi_t^{*-} \end{aligned} \tag{۱۰}$$

چنین فرمول‌بندی از پویایی‌های نااطمینانی در الگوی بال (۱۹۹۲) از طریق تجزیه شوک‌های وارد بر تورم، پیشنهاد می‌کند که بر خلاف الگوی اولیه بال (۱۹۹۲) که افزایش تورم موجب افزایش نااطمینانی تورم می‌شود، اثر تورم بر نااطمینانی تورم پیچیده و بستگی به ماهیت و دوره زمانی شوک‌های تورمی وارد شده بر اقتصاد دارد که در مطالعات تجربی قبلی به آن توجهی نشده است.

۳. پیشینه پژوهش

مطالعات تجربی بسیاری به تحلیل اثر تورم بر نااطمینانی تورم پرداخته‌اند. هر چند اکثر این مطالعات بر روی کشورهای توسعه‌یافته متمرکز هستند، اما نمونه‌هایی از این گونه

مطالعات را در کشورهای در حال توسعه نیز می‌توان مشاهده کرد. در ادامه، برخی از مطالعات خارجی و داخلی صورت گرفته در این زمینه به طور خلاصه معرفی می‌شوند.

تلاتار و همکاران[1] (۲۰۰۳) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین تورم و منابع مختلف نااطمینانی با استفاده از الگوی مارکوف-سوئیچینگ برای کشور ترکیه پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد که افزایش نرخ تورم، موجب افزایش نااطمینانی تورم در ترکیه شده است.

بهار و هاموری[2] (۲۰۰۴) به بررسی ارتباط متقابل تورم و نااطمینانی تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت در کشورهای عضو گروه G7 با استفاده ازالگوی ناهمسانی واریانس مارکوف-سوئیچینگ[3] پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم بستگی به موقتی یا دائمی بودن شوک‌های تورمی دارد.

ترابلسی و آکور[4] (۲۰۰۵) به بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم با استفاده از الگوی مارکوف-سوئیچینگ والگوی حالت-فضا[5] با خودرگرسیونی واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم‌یافته در فرانسه پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که افزایش تورم موجب افزایش نااطمینانی تورم در فرانسه شده است. همچنین نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که اثر تورم بر نااطمینانی تورم در کوتاه‌مدت نسبت به بلندمدت بیشتر است. این نویسندگان در مطالعه‌ای در سال ۲۰۱۱ نیز نتایج مشابهی را برای اقتصاد مصر، بدست آورده‌اند.

بردین و فونتس[6] (۲۰۰۶) ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورم را با استفاده از الگوی واریانس ناهمسانی مارکوف-سوئیچینگ در چهارکشورآلمان، انگلیس، ایتالیا و هلند بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد که رابطه بین تورم و نااطمینانی

1. Telatar et al.
2. Bhar & Hamori
3. Markov Switching Regime Heteroskedasticity
4. Trabelsi & Achour
5. State-Space Model
6. Bredin & Fountas

تورم بسته به این که شوک‌ها موقتی یا دائمی هستند، متفاوت است و این تفاوت بستگی به ساختار کشورها دارد.

میلز و ویجوربرگ[1] (۲۰۰۹) به بررسی رابطه پویای بین تورم و نااطمینانی تورم با استفاده از الگوی مارکوف-سوئیچینگ برای کشور آمریکا پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که تورم موجب افزایش نااطمینانی تورم شده است و نااطمینانی تورم نیز به نوبه خود موجب کاهش سرمایه‌گذاری و تولید شده است.

بالکیلار و اوزدمیر[2] (۲۰۱۳) به بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم با استفاده از الگوی مارکوف-سوئیچینگ برای کشورهای توسعه یافته مختلف پرداخته‌اند. در این پژوهش مقادیر نااطمینانی تورم با استفاده از الگوی خودرگرسیونی میانگین متحرک انتقال هموار انباشته کراندار[3] با ناهمسانی واریانس شرطی توانی نامتقارن[4] (FISTARMA-APARCH) محاسبه شده‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که افزایش تورم، موجب افزایش نااطمینانی تورم در امریکا و کانادا شده است.

بامانگا و همکاران[5] (۲۰۱۶) با استفاده از داده‌های ماهانه کشور نیجریه به بررسی فرضیه فریدمن-بال در دوره (۱)۱۹۶۰ تا (۷)۲۰۱۴ پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش حاکی از تأیید فرضیه فریدمن-بال در کشور نیجریه است.

الزهد و صالح[6] (۲۰۱۷) با استفاده از داده‌های ماهانه شاخص قیمت مصرف کننده در دوره ۱۹۹۲ تا ۲۰۱۶ به بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در کشور کویت پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان دهنده صحت فرضیه فریدمن-بال در اقتصاد کویت است.

مندی و ویدودو[7] (۲۰۱۸) با استفاده از داده‌های ماهانه اقتصاد گامبیا برای دوره (۱)۱۹۷۰ تا (۵)۲۰۱۷ به بررسی ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورم پرداخته‌اند. نتایج حاصل

1. Miles & Vijverberg
2. Balcilar & Ozdemir
3. Fractionally Integrated Smooth Transition Autoregressive Moving Average
4. Asymmetric Power ARCH
5. Bamanga et al.
6. Al-Zuhd & Saleh
7. Mendy & Widodo

از ایـن پـژوهش حـاکی از تأییـد فرضـیه فریـدمن-بـال در اقتصـاد اوگانـدا پـس از دوره اصلاحات پولی و هدف‌گذاری تورم است.

تائو و همکاران[1] (۲۰۱۸) با استفاده ازتحلیل موجک به بررسی فرضـیه فریـدمن-بـال در اقتصاد اسلواکی در دوره ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۵ پرداخته اند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان می-دهد که در کوتاه‌مدت افزایش نااطمینـانی تـورم شـده اسـت. بـه عبارت دیگر نتایج پژوهش حاکی از صادق بودن فرضیه فریدمن-بال در اقتصاد اسلواکی و در دوره کوتاه‌مدت است.

آلبولسکو و همکاران[2] (۲۰۱۹) با استفاده از داده‌های تـاریخی اقتصـاد آمریکـا و تحلیـل موجک به بررسی ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورم برای دوره ۱۷۷۵ تا ۲۰۱۴ پرداخته‌انـد. در این پژوهش نااطمینانی تورم توسط شاخص‌های مختلفی اندازه‌گیری شـده اسـت. نتـایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد کـه ارتبـاط بـین تـورم و نااطمینـانی تـورم بـه شـاخص اندازه‌گیری تورم، حساسیت دارد. به طوری که، اگر مبنای محاسبه نااطمینانی تـورم، روش کرانه‌ای پیشنهاد شده توسط چان و همکاران[3] (۲۰۱۳) باشد، فرضیه فریدمن-بـال در میـان-مدت و بلندمدت تأیید می‌شود. در صورتی که اگر نااطمینانی تـورم از روش پیشـنهاد شـده توسط استوک و واتسون[4] (۲۰۰۷) محاسبه شود، فرضیه فریدمن-بال تأیید نمی‌شود.

فرزین‌وش و عباسی (۲۰۰۶) به بررسـی ارتبـاط بـین تـورم و نااطمینـانی تـورم در ایـران پرداخته‌اند. در این مطالعه برای محاسبه نااطمینانی تورم در کوتاه‌مدت ازالگـوی GARCH و در بلندمدت از الگوی حالت–فضا استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهـد کـه ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورم در ایران در کوتاه‌مـدت مثبـت اسـت؛ امـا در بلندمـدت، هیچ ارتباطی بین آن‌ها وجود ندارد. همچنین در کوتاه‌مدت، شوک‌های تورمی منفی نسبت به شوک‌های تورمی مثبت اثر کمتری بر نااطمینانی تورم دارند.

1. Tao et al.
2. Albulescu et al.
3. Chan et al.
4. Stock & Watson

تشکینی (۲۰۰۶) به بررسی ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورم در ایران با استفاده از آزمون علیت گرنجری و الگوی GARCH پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که افزایش تورم، موجب افزایش نااطمینانی تورم در اقتصاد ایران شده است.

ابراهیمی و سوری (۲۰۰۶) به بررسی ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورم در ایران با استفاده از آزمون علیت گرنجری و الگوی GARCH پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان‌دهنده یک رابطه علیت دو طرفه بین تورم و نااطمینانی تورم است. به طوری که افزایش تورم موجب افزایش نااطمینانی تورم و افزایش نااطمینانی تورم موجب افزایش تورم شده است.

جعفری صمیمی و موتمنی (۲۰۰۹) با استفاده از الگوی خودرگرسیون واریانس شرطی تعمیم یافته نمایی[1] و آزمون علیت گرنجری به بررسی رابطه تورم و نااطمینانی تورم در ایران پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که یک رابطه علیت یک طرفه از تورم به نااطمینانی تورم وجود دارد. همچنین نتایج الگو نشان دهنده این است که شوک‌های مثبت تورم نسبت به شوک‌های منفی تورم اثر بیشتری بر نااطمینانی تورم دارند.

دهمرده و همکاران (۲۰۰۹) به بررسی ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورم در ایران با استفاده از الگوی خودرگرسیون واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته نمایی پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که اثر شوک‌های قیمتی برنااطمینانی تورم دائمی نیست، اما از درجه پایداری بالایی برخوردار است. همچنین، شوک‌های قیمتی مثبت نسبت به شوک-های قیمتی منفی اثر بیشتری بر نااطمینانی تورم دارند. علاوه بر این، نتایج آزمون علیت گرنجری نشان می‌دهد که یک رابطه علیت یک طرفه از تورم به نااطمینانی تورم در ایران وجود دارد.

حیدری و بشیری (۲۰۱۰) با استفاده از الگوی GARCH و روش حداکثر راستنمایی با اطلاعات کامل[2] به بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در ایران پرداخته‌اند. نتایج

1. Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
2. Full Information Maximum Likelihood

حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد که افزایش تورم، موجب افزایش نااطمینانی تورم در ایران شده است.

کمیجانی و همکاران (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه علیت بین تورم، رشد تولید، قیمت نفت وناطمینانی آن‌ها در ایران با استفاده از یک الگوی خودرگرسیونی ناهمسانی شرطی تعمیم یافته سه متغیره پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که افزایش تورم موجب افزایش نااطمینانی تورم در ایران شده است.

صمدی و مجدزاده طباطبائی (۲۰۱۳) با استفاده از یک رهیافت دو مرحله‌ای به بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در ایران پرداخته‌اند. در این مطالعه ابتدا از طریق الگوی GARCH مقادیر نااطمینانی تورم محاسبه شده‌اند و سپس با استفاده از الگوی رگرسیون دو رژیمی مارکوف ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورم بدست آمده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در هر دو رژیم (رژیم با میانگین بالا و نوسان پایین و رژیم با میانگین پایین ونوسان بالا)، افزایش تورم موجب افزایش نااطمینانی تورم شده است.

فلاحی و حاج امینی (۲۰۱۵) با استفاده از الگوی خودرگرسیونی خود راه انداز[1] رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم را در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این مطاله نشان می‌دهد که افزایش تورم موجب افزایش نااطمینانی تورم در اقتصاد ایران شده است.

شاه‌آبادی و همکاران (۲۰۱۷) به بررسی ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورم در ایران با تاکید بر انتظارات عقلایی و استفاده از الگوی EGARCH پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که یک رابطه علیت یک‌طرفه از تورم به نااطمینانی تورم در ایران وجود دارد.

بر اساس نتایج حاصل از مطالعات تجربی صورت گرفته می‌توان گفت که در اکثر این مطالعات افزایش در نرخ تورم موجب افزایش نااطمینانی تورم شده است. دو ویژگی، پژوهش حاضر را از سایر مطالعات داخلی و خارجی صورت گرفته در این زمینه متمایز می‌سازد؛ که عبارتند از: ۱-در این پژوهش الگوی اولیه بال (۱۹۹۲) توسط محققین بسط

1. Self-Exciting Threshold Autoregressive (SETAR)

داده شده است و از این طریق نشان داده شده است که اثر تورم بر نااطمینانی تورم بسیار پیچیده و به منشا شوک‌های وارد بر تورم بستگی دارد که در مطالعات قبلی به آن توجهی نشده است. ۲-در این پژوهش بر خلاف سایر پژوهش‌های صورت گرفته از الگوی «خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیع شده غیر خطی[1]» که قادر به بررسی مجزای شوک‌های مثبت و منفی کوتاه‌مدت و بلندمدت تورم بر نااطمینانی تورم است استفاده شده است.

٤. مدل تحقیق و روش برآورد

یکی از الگوهای پویا که جهت به دست آوردن رابطه بین متغیرهای مستقل و متغیر وابسته استفاده می‌شود، الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیع شده است. از ویژگی اصلی این الگو این است که علاوه بر تخمین پویایی‌های کوتاه‌مدت الگو، ارتباط بلندمدت متغیرهای الگو را نیز مشخص می‌سازد. همچنین مشخص می‌نماید که چند دوره طول می-کشد تا اثر یک شوک وارد شده بر الگو تعدیل شود. الگوی خود رگرسیونی با وقفه توزیع شده به دو الگوی متقارن و نامتقارن تقسیم می‌شود. در حالت متقارن فرض بر این است که اثر افزایش و کاهش در متغیر مستقل بر متغیر وابسته یکسان است، در این حالت می‌توان از الگوی معرفی شده توسط پسران و همکاران[2] (۲۰۰۱) استفاده کرد. در مقابل هنگامی که اثرات افزایش و یا کاهش در متغیر مستقل بر متغیر وابسته به یک اندازه نباشد و به عبارت دیگر در صورت مواجه با اثرات نامتقارن در افزایش یا کاهش متغیرها، باید از الگوی معرفی شده توسط شین و همکاران[3] (۲۰۱۴) استفاده کرد.

با توجه به ماهیت نامتقارن اثر شوک‌های مثبت و منفی تورم بر نااطمینانی تورم که در بخش مبانی نظری بدان پرداخته شد، جهت درک بهتر پیچیدگی اثرات تورم بر نااطمینانی تورم، در این پژوهش از الگوی «خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیع شده غیر خطی» که قادر به بررسی اثر شوک‌های مثبت و منفی تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت به طور جداگانه بر

1. Nonlinear Auto-Regressive Distributed Lag (NARDL)
2. Pesaran et al.
3. Shin et al.

نااطمینانی تورم است، استفاده شده است. بدین منظور، ابتدا سری زمانی تورم به دو سری زمانی مجزا، حاوی شوک‌های مثبت و منفی تورم، تجزیه شده است. بنابراین داریم:

$$\mathrm{inf}_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta \mathrm{inf}_j^+ = \sum_{j=1}^{t} \max(\Delta \mathrm{inf}_j . 0) \qquad (۱۱)$$

$$\mathrm{inf}_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta \mathrm{inf}_j^- = \sum_{j=1}^{t} \min(\Delta \mathrm{inf}_j . 0) \qquad (۱۲)$$

با جایگزاری شوک‌های مثبت و منفی به جای تورم، رابطه بلندمدت بین شوک‌های مثبت و منفی تورم و نااطمینانی تورم بر اساس الگوی بال (۱۹۹۲) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\mathrm{infunc}_t = \alpha + \delta^+ \cdot \mathrm{inf}_t^+ + \delta^- \cdot \mathrm{inf}_t^- + \varepsilon_t \qquad (۱۳)$$

شین و همکاران (۲۰۱۴) این نوع روش تصریح را اصطلاحا الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیع شده غیر خطی نامیده‌اند. ارتباط کوتاه‌مدت بین شوک‌های مثبت و منفی تورم و نااطمینانی تورم بر اساس الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیع شده را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\mathrm{infunc}_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \cdot \mathrm{infunc}_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_1} \delta_i^+ \cdot \mathrm{inf}_{t-i}^+ + \sum_{i=1}^{q_2} \delta_i^- \cdot \mathrm{inf}_{t-i}^- + \varepsilon_t \qquad (۱۴)$$

در رابطه (۱۴)، p، q_1 و q_2 تعداد وقفه‌های بهینه متغیرهای الگو است که می‌تواند از طریق معیارهای اطلاعاتی مانند معیار اطلاعاتی آکائیک بدست آید (منجذب و نصرتی؛ ۲۰۱۸). جهت برآورد رابطه (۱۴)، از میان پنج حالتی که توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) ارائه شده حالت‌های سوم، چهارم و پنجم که بیشتر با واقعیات اقتصادی سازگاری دارند و توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) توصیه شده‌اند، بررسی می‌شوند (حالت سوم: با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند، حالت چهارم: با عرض از مبدأ نامقید و روند محدود، حالت پنجم: با عرض از مبدأ نامقید و روند نامحدود)؛ و از میان آن‌ها الگویی انتخاب می‌شود که به تصریح هرچه بهتر الگو و پایداری الگوی رگرسیونی کمک می‌کند. وجود عدم تقارن در اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت شوک‌های مثبت و منفی تورم بر نااطمینانی تورم را می-

توان از طریق آزمون فرضیات $\delta^+ = \delta^-$ و $\sum_{i=1}^{q_1} \delta_i^+ = \sum_{i=1}^{q_2} \delta_i^-$ آزمون کرد. رد هر یک از این فرضیات نشان‌دهنده وجود عدم تقارن در الگو و مرجح بودن الگوی NARDL بر الگوی ARDL است[1].

۵. داده‌ها و نتایج تجربی

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش نرخ تورم سالانه کشور ایران به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ و برای دوره ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۶ است که از طریق شاخص قیمت مصرف کننده در نقاط شهری ایران محاسبه شده است و منبع داده‌های مورد استفاده نیز بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران است. در این پژوهش جهت آزمون علیت نامتقارن بین تورم و نااطمینانی تورمی از یک متدولوژی دو مرحله‌ای استفاده شده است. بدین صورت که ابتدا مقادیر نااطمینانی تورم با استفاده از الگوی خودرگرسیونی واریانس ناهمسان شرطی نمایی محاسبه شده‌اند و سپس اثر نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی تورم بر نااطمینانی تورم با استفاده از الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیع شده غیرخطی مورد بررسی قرار گرفته است.

۵. ۱. محاسبه نااطمینانی تورم

نااطمینانی شرایطی است که در آن یا پیشامدهای ممکن که در آینده اتفاق می افتند مشخص و معلوم نیستند یا این که اگر پیشامدها مشخص و معلوم باشند، احتمال‌های مربوط به وقوع این پیشامدها در دسترس نیست و زمانی که هر کدام یا هر دوی این موارد پیش می آید، تصمیم‌گیری نسبت به آینده، پیچیده و مشکل شده و از این رو، نااطمینانی بر تصمیم‌گیری‌ها حاکم می‌شود. بنابراین، نااطمینانی فضایی است که در آن تصمیم‌گیرندگان و عاملین اقتصادی نسبت به میزان تغییر و جهت متغیرهای اقتصادی نامطمئن هستند. نااطمینانی حاصل از منابع مختلف، موجب تغییر در روش و نوع تصمیم‌های عاملین اقتصادی می‌شود که در نهایت بر روی فعالیت های واقعی آنها تأثیر می‌گذارد (حیدری و بشیری، ۲۰۱۲).

---

۱. در این پژوهش نتایج حاصل از آزمون هر دو فرضیه فوق حاکی از رد این فرضیات است. بنابراین در این پژوهش الگوی NARDL بر الگوی ARDLمرجح است. نتایج ذیل جداول ۵ و ۷ ملاحظه شود.

روش‌های مختلفی جهت محاسبه نااطمینانی تورم وجود دارد. ساده‌ترین روش محاسبه نااطمینانی تورم، استفاده از واریانس یا انحراف معیار نرخ تورم فصلی یا ماهیانه است که برای محاسبه نااطمینانی تورم در طول سال بکار می‌رود. روش دیگر محاسبه نااطمینانی تورم، استفاده ازواریانس یا انحراف معیار غلتان نرخ تورم است. در این روش واریانس یا انحراف معیار نرخ تورم برای دوره‌های سه ساله یا پنج ساله منتهی به سال مورد نظر به عنوان شاخصی از نااطمینانی تورم در سال مورد نظر به کار می‌رود. روش سوم محاسبه نااطمینانی تورم، استفاده از الگوهای اقتصادسنجی است. در این زمینه می‌توان به الگوی خودرگرسیونی واریانس شرطی تعمیم یافته نمایی اشاره کرد. این الگو اولین بار توسط نلسون[1] در سال ۱۹۹۱ ارائه شد. مهم‌ترین مزیت این الگو نسبت به سایر الگوهای خودرگرسیون واریانس شرطی این است که در این الگو الزامی به قید غیرمنفی بودن ضرایب وجود ندارد. در ساده‌ترین حالت، این الگو را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\ln(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \alpha_1\left(\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right|\right) + \beta_1 \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma_1\left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right) \qquad (۱۵)$$

در رابطه (۱۵)، σ^2 واریانس شرطی، ε جزء خطای رگرسیون و ln لگاریتم طبیعی است. شرط مانایی این الگو، این است که $|\beta_1| < 1$ باشد. جهت محاسبه نااطمینانی تورم، ابتدا مانایی یا نامانایی متغیر تورم با استفاده از آزمون ریشه واحد لی-استرازیسیچ[2] با لحاظ یک و دو شکست ساختاری مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۱) گزارش شده است.

جدول ۱. آزمون ریشه واحد لی استرازیسیچ بر روی نرخ تورم

	با یک شکست ساختاری			با دو شکست ساختاری			
متغیر	مقدار آماره	نقطه شکست	نتیجه	مقدار آماره	نقطه شکست اول	نقطه شکست دوم	نتیجه
تورم	-۵/۴۹۳***	۱۳۷۵	I(0)	-۵/۴۰۱***	۱۳۷۰	۱۳۷۵	I(0)

منبع: یافته‌های پژوهش.* : معناداری در سطح ۱۰ درصد، **: معناداری در سطح ۵ درصد، ***: معناداری در سطح ۱ درصد

1. Nelson
2. Lee Strazicich

همان طور که از جدول (۱) مشاهده می‌شود، سری زمانی نرخ تورم با لحاظ یک شکست ساختاری و دو شکست ساختاری، مانا است. سپس، الگوی بهینه خودرگرسیونی میانگین متحرک تشریح کننده رفتار تورم با استفاده از الگوهای اقتصادسنجی سری‌های زمانی و استفاده از تابع همبستگی نگار و معیار اطلاعاتی آکائیک تعیین شده است که شامل دو وقفه از متغیر نرخ تورم است و وجود یا عدم وجود اثرات ARCH در این الگو، مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از آزمون اثرات ARCH در جدول ۲ گزارش شده است.

جدول ۲. آزمون وجود اثرات ARCH در الگوی خودرگرسیونی نرخ تورم

نوع آزمون	مقدار آماره	سطح معناداری
ARCH-LM(1)	۵/۰۵۰	۰/۰۲۵

منبع: یافته‌های پژوهش.

همانطور که از جدول ۲ مشاهده می‌شود فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود اثرات ARCH در سطح معناداری ۵ درصد رد می‌شود؛ به عبارت دیگر در الگوی مورد بررسی اثرات ARCH وجود دارد. پس از مشخص شدن وجود اثرات ARCH در الگو، مقادیر نااطمینانی تورم با استفاده از الگوی EGARCH بدست آمده است. نتایج حاصل از تخمین الگوی EGARCH در جدول ۳ گزارش شده است.

جدول ۳. نتایج تخمین الگوی EGARCH (متغیر وابسته: نرخ تورم)

	ضریب	آماره z	سطح معناداری
عرض از مبدا	۱۸/۲۶۴	۶۹۷/۲۱۱	۰/۰۰۰
وقفه مرتبه اول تورم	۰/۴۹۶	۳۱۱/۹۴۲	۰/۰۰۰
وقفه مرتبه دوم تورم	−۰/۲۸۳	−۳۲۰/۹۳۸	۰/۰۰۰
α_0	۳/۹۴۰	۵/۹۸۳	۰/۰۰۰
α_1	۰/۷۶۶	۴/۶۲۵	۰/۰۰۰
β_1	۰/۳۴۴	۱/۵۳۸	۰/۱۲۴
Γ	−۰/۲۵۲	−۲/۲۹۸	۰/۰۲۲
ARCH-LM(1)	۰/۰۹۹		
R^2	۰/۳۲		
Durbin-Watson	۱/۵۴		
Jarque-Bera	۱/۲۱		

منبع: یافته‌های پژوهش.

همانطور که از جدول ۳ مشاهده می‌شود، شرط مانایی الگوی EGARCH برقرار است، همچنین نتایج حاصل از تخمین الگو نشان دهنده نرمال بودن توزیع جملات خطا و عدم وجود اثرات ARCH در جملات خطای الگو است.

از آنجایی که رهیافت آزمون کرانه‌ها در شرایطی که متغیرها انباشته از درجه دو باشند قابل کاربرد نیست در ابتدا جهت اطمینان از این مسئله که هیچکدام از متغیرهای رابطه (۱۳) انباشته از درجه دو نیستند از آزمون ریشه واحد لی-استرازیسیچ با یک و دو شکست ساختاری استفاده شده است. نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول ٤. نتایج آزمون ریشه واحد لی استرازیسیچ جهت بررسی مانایی متغیرهای الگو

	با یک شکست ساختاری			با دو شکست ساختاری			
متغیر	مقدار آماره	نقطه شکست	نتیجه	مقدار آماره	نقطه شکست اول	نقطه شکست دوم	نتیجه
شوک مثبت تورم	-۴/۲۴۱***	۱۳۷۴	I(0)	-۴/۱۰۱***	۱۳۶۹	۱۳۷۴	I(0)
شوک منفی تورم	-۳/۷۵۵**	۱۳۸۵	I(0)	-۳/۷۷۰**	۱۳۷۷	۱۳۸۵	I(0)
نااطمینانی تورم	-۶/۰۱۷***	۱۳۷۴	I(0)	-۶/۲۳۹***	۱۳۷۴	۱۳۸۸	I(0)

منبع: یافته‌های پژوهش.*: معناداری در سطح ۱۰ درصد، **: معناداری در سطح ۵ درصد، ***: معناداری در سطح ۱ درصد

نتایج حاصل از بررسی مانایی متغیرهای الگو از طریق آزمون لی-استرازیسیچ نشان می‌دهد که کلیه سری‌های زمانی مانا هستند؛ بنابراین، رهیافت F کرانه‌ها قابل کاربرد است. نتایج حاصل از تخمین الگوی کوتاه‌مدت در جدول (۵) گزارش شده است.

جدول ۵. نتایج حاصل از تخمین رابطه کوتاه‌مدت

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معناداری
$\mathrm{infunc}(-1)$	-۰/۱۰۰	-۰/۹۱۴	۰/۳۷۱
$\mathrm{infunc}(-2)$	-۰/۳۳۰	-۲/۲۴۶	۰/۰۳۶
inf^{+}	۱/۷۰۷	۳/۲۰۶	۰/۰۰۴
$\mathrm{inf}^{+}(-1)$	۲/۷۰۵	۲/۶۴۷	۰/۰۱۵
$\mathrm{inf}^{+}(-2)$	-۱/۹۷۰	-۲/۸۵۳	۰/۰۰۹
inf^{-}	-۱/۸۱۴	-۱/۸۱۵	۰/۰۸۴
$\mathrm{inf}^{-}(-1)$	۰/۷۲۲	۰/۵۸۱	۰/۵۶۸
$\mathrm{inf}^{-}(-2)$	۰/۸۸۸	۱/۲۱۷	۰/۲۳۷
$\mathrm{inf}^{-}(-3)$	۰/۸۷۶	۱/۰۸۳	۰/۲۹۱
$\mathrm{inf}^{-}(-4)$	۰/۹۸۶	۱/۵۰۹	۰/۱۴۶
$\mathrm{inf}^{-}(-5)$	-۱/۲۷۶	-۲/۸۴۵	۰/۰۰۹
Intercept	۴۷/۸۸۷	۴/۰۴۳	۰/۰۰۰
Trend	-۶/۸۲۸	۲/۷۲۳	۰/۰۱۲

منبع: یافته‌های پژوهش

ضریب تعیین الگو، برابر ۰/۷۴ است که نشان دهنده قدرت توضیح دهندگی بالای الگو است. همچنین آماره F الگو برابر ۴/۸۷ بدست آمده است، که نشان می‌دهد رابطه رگرسیون به طور کلی معنادار است. مقدار آماره جارک-برا برابر ۳/۸۱ و غیر معنادار است که نشان می دهد اجزاءخطا به طور نرمال توزیع شده‌اند. مقدار آماره χ^2 مربوط به آزمون فرضیه ناهمسانی واریانس (وجود اثرات ARCH) بر روی جملات خطا برابر ۰/۰۲ و غیرمعنادار به دست آمده است که بیانگر عدم وجود ناهمسانی واریانس در جملات خطای الگو می‌باشد. همچنین مقدار آماره براش-گادفری مربوط به آزمون فرضیه همبستگی پیاپی مرتبه اول بر روی اجزاء خطا نیز برابر ۱/۹۴ و غیر معنادار بدست آمده است و نشان می‌دهد که بین اجزاء خطا هیچ گونه همبستگی پیاپی از مرتبه اول وجود ندارد. با توجه به جدول (۵) و از آنجایی که مجموع وقفه‌های متغیر وابسته (نااطمینانی تورم) منفی می‌باشد، می‌توان گفت که اثر تورم بر نااطمینانی تورم در کوتاه‌مدت بیشتر از بلندمدت است؛ این امر

احتمالاً به دلیل نحوه شکل‌گیری انتظارات کارگزاران بخش خصوصی اقتصاد است؛ زیرا پیش‌بینی نرخ تورم در دوره‌های بلندمدت نسبت به دوره‌های کوتاه‌مدت از دقت بالاتری برخوردار است و بنابراین سیاستگذار پولی در بلندمدت کمتر قادر به فریب کارگزاران بخش خصوصی اقتصاد از طریق ایجاد شوک‌های پیش‌بینی نشده در عرضه پول است. همچنین از آنجایی که تعداد وقفه‌های بهینه بدست آمده برای متغیرهای $\inf^+$ و $\inf^-$ با یکدیگر متفاوت هستند، می‌توان نتیجه گرفت که تعدیلات کوتاه‌مدت در الگو به صورت نامتقارن انجام می‌شود. بررسی ضرایب متغیرهای شوک‌های مثبت و منفی تورم و وقفه‌های متناظر با این متغیرها نشان می‌دهد که ضرایب متغیر شوک مثبت تورم و وقفه مرتبه اول و دوم آن به ترتیب مثبت، مثبت و منفی و همگی معنادار هستند. همچنین مجموع این ضرایب برابر ۲/۴۴ است و نشان می‌دهد که با افزایش یک درصد در نرخ تورم در کوتاه‌مدت، نااطمینانی تورم به مقدار ۲/۴۴ درصد افزایش می‌یابد. در مقابل، ضرایب متغیر شوک منفی تورم و وقفه‌های مرتبه اول تا پنجم آن نشان می‌دهد که این ضرایب فقط در سطح و وقفه مرتبه پنجم معنادار هستند. مجموع ضرایب معنادار این متغیر برابر ۳/۰۹- محاسبه شده است و نشان‌دهنده این است که هر یک درصد کاهش در نرخ تورم در کوتاه‌مدت موجب کاهش ۳/۰۹ درصد در نااطمینانی تورم می‌شود. جهت بررسی تقارن یا عدم تقارن اثر شوک‌های تورمی بر نااطمینانی تورم در کوتاه‌مدت، می‌توان آزمون فرضیه $\sum \delta^+ = \sum \delta^-$ را انجام داد. در صورت رد فرضیه صفر، می‌توان نتیجه گرفت که درکوتاه‌مدت، اثر شوک مثبت تورم بر نااطمینانی تورم متفاوت از اثر شوک منفی تورم بر نااطمینانی تورم است. در این پژوهش مقدار آماره والد این آزمون برابر ۷/۶۲۳ و معنادار در سطح ۵ درصد محاسبه شده است که دلالت بر نامتقارن بودن اثر کوتاه‌مدت شوک‌های تورمی بر نااطمینانی تورم دارد. جهت بررسی علیت گرنجری تورم بر نااطمینانی تورم می‌توان دو فرضیه $\sum \delta^+ = 0$ یا $\sum \delta^- = 0$ را آزمون کرد. اگر فرضیه اول رد شود، می‌توان نتیجه گرفت که افزایش تورم موجب تغییر نااطمینانی تورم می‌شود، در غیر این صورت، افزایش تورم هیچ اثری بر نااطمینانی تورم ندارد. به طور مشابه اگر فرضیه دوم رد

شود، می‌توان نتیجه گرفت که کاهش تورم موجب نااطمینانی تورم می‌شود، در غیر این صورت، کاهش تورم هیچ اثری بر نااطمینانی تورم ندارد. آماره والد جهت آزمون فرضیات فوق به ترتیب برابر ۹/۲۶۳ و ۰/۳۴۴ محاسبه شده است که دلالت بر وجود رابطه علیت از شوک‌های مثبت تورم بر نااطمینانی تورم دارد و بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که افزایش تورم موجب تغییر نااطمینانی تورم می‌شود، در صورتی که کاهش تورم چنین اثری بر نااطمینانی تورم ندارد.

وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای inf^{+}، inf^{-} و infunc را می‌توان بوسیله آزمون F و استفاده از مقادیر بحرانی کران بالای ارائه شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) آزمون کرد. در آزمون F کرانه‌ها در این زمینه باید دقت شود از آنجایی که همبستگی بین متغیرهای inf^{+} و inf^{-} بسیار بالا است، متغیرهای inf^{+} و inf^{-} باید به عنوان یک متغیر واحد در نظر گرفته شوند؛ به عبارت دیگر، مقادیر بحرانی جهت انجام آزمون همجمعی باید برای حالتی که $K = 1$ است در نظر گرفته شوند (شین[1] و همکاران، ۲۰۱۴). نتیجه آزمون رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو در جدول (۶) گزارش شده است.

جدول ٦. نتایج حاصل از آزمون رابطه بلندمدت الگو

مقادیر کران بالای بحرانی آماره F کرانه‌ها			
سطح ۱ درصد	سطح ۵ درصد	سطح ۱۰ درصد	آماره آزمون
۱۱/۲۹۵	۸/۰۵۵	۶/۶۸۰	۱۰/۸۹۵

منبع: یافته‌های پژوهش.

با توجه به نتایج ارائه شده در جدول (۶) می‌توان گفت که بین نااطمینانی تورم، شوک مثبت تورم و شوک منفی تورم در ایران رابطه بلندمدت وجود دارد؛ بنابراین، بدون هراس از وجود رگرسیون کاذب می‌توان رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو را تخمین زد.

1 . Shin

نتایج حاصل از تخمین رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو در جدول (۷) گزارش شده است:

جدول ۷. نتایج حاصل از تخمین رابطه بلندمدت

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معناداری
inf^+	۱/۷۰۸	۴/۳۴۲	۰/۰۰۰
inf^-	۰/۲۶۷	۰/۶۱۶	۰/۵۴۴

منبع: یافته‌های پژوهش

همان گونه که در جدول (۷) مشاهده می‌شود، ضریب بلندمدت شوک مثبت تورم بر نااطمینانی تورم برابر ۱/۷ و معنادار است و بیانگر این است که با افزایش یک درصد در نرخ تورم، نااطمینانی تورم به مقدار ۱/۷۰۸ درصد افزایش می‌یابد. در مقابل ضریب بلندمدت شوک منفی تورم بر نااطمینانی تورم برابر ۰/۲۶۷ و غیرمعنادار است و بیانگر این است که کاهش نرخ تورم، اثری بر نااطمینانی تورم در بلندمدت ندارد. آماره والد مربوط به آزمون فرضیه اثر نامتقارن تورم بر نااطمینانی تورم در بلندمدت ($\rho^+ \neq \rho^-$) برابر ۸/۵۴۸ و در سطح ۱ درصد معنادار است و دلالت بر نامتقارن بودن اثرات شوک‌های تورم بر نااطمینانی تورم در بلندمدت دارد. با توجه به نتایج بدست آمده می‌توان گفت که در دوران افزایش تورم نسبت به دوران کاهش تورم، مسیر سیاست پولی برای کارگزاران بخش خصوصی اقتصاد قابل پیش‌بینی نیست. با توجه به مقایسه نتایج به دست آمده در کوتاه‌مدت و بلندمدت و از آنجایی که اثر شوک‌های مثبت تورم بر نااطمینانی تورم در هر دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت معنادار است؛ در صورتی که اثر شوک‌های منفی تورم بر نااطمینانی تورم فقط در دوره‌های کوتاه‌مدت معنادار است، می‌توان به این نتیجه دست یافت که افزایش در نرخ تورم توسط کارگزاران بخش خصوصی اقتصاد به عنوان پدیده‌ای دائمی و کاهش در نرخ تورم به عنوان پدیده‌ای گذرا و موقتی در نظر گرفته می‌شود. جهت بررسی پویایی‌های کوتاه‌مدت بین متغیرها و نحوه تعدیل به سمت تعادل بلندمدت، الگوی تصحیح خطا به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\Delta infunc_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \cdot \Delta infunc_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1-1} \delta_i^+ \cdot \Delta inf_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^{q_2-1} \delta_i^- \cdot \Delta inf_{t-i}^- + \gamma \cdot cointeq_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۱۶)$$

در رابطه (۱۶)، γ ضریب تصحیح خطا است و سرعت رسیدن به تعادل را نشان می‌دهد؛ به عبارت دیگر نشان می‌دهد که چند درصد از خطای عدم تعادل در کوتاه‌مدت در هر دوره تعدیل می‌شود. شرط وجود رابطه بلندمدت و حرکت به سمت تعادل این است که ضریب تصحیح خطا در رابطه (۱۶) معنادار و بین ۰ و ۲- قرار گیرد. اگر ضریب تصحیح خطا بین ۰ و ۱- باشد، حرکت به سمت تعادل به صورت غیرنوسانی همگرا و اگر ضریب تصحیح خطا بین ۱- و ۲- قرار گیرد، حرکت به سمت تعادل به صورت نوسانی همگرا صورت می‌گیرد (نارایان و اسمیت[1]، ۲۰۰۶). نتایج حاصل از تخمین الگوی تصحیح خطا در جدول (۸) گزارش شده است.

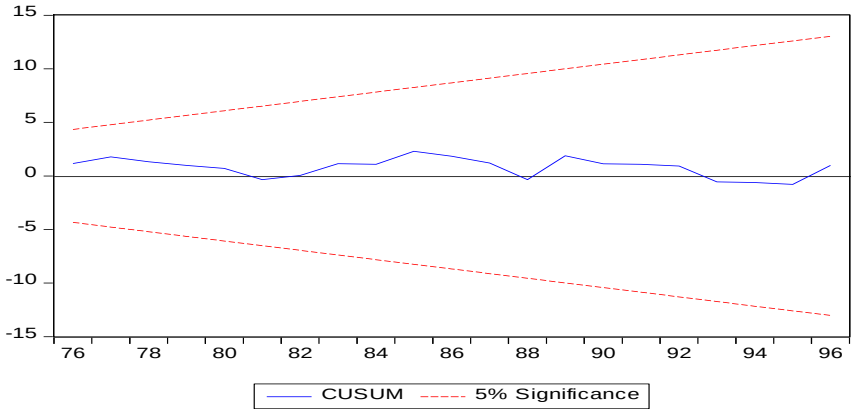
جدول ۸. نتایج حاصل از تخمین الگوی تصحیح خطا

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معناداری
$D(infunc(-1))$	۰/۳۳۰	۱/۹۴۰	۰/۰۶۶
$D(inf^+)$	۱/۷۰۷	۲/۰۴۶	۰/۰۵۳
$D(inf^+(-1))$	۱/۹۷۰	۲/۳۷۱	۰/۰۲۷
$D(inf^-)$	-۱/۸۱۴	-۲/۵۸۴	۰/۰۱۷
$D(inf^-(-1))$	-۱/۴۷۴	-۱/۷۱۱	۰/۱۰۲
$D(inf^-(-2))$	-۰/۵۸۵	-۰/۷۵۰	۰/۴۶۲
$D(inf^-(-3))$	۰/۲۹۰	۰/۴۷۷	۰/۶۳۹
$D(inf^-(-4))$	۱/۲۷۶	۱/۹۲۰	۰/۰۶۹
$cointeq(-1)$	-۱/۴۳۰	-۵/۹۸۳	۰/۰۰۰
Intercept	۴۷/۸۸۷	۳/۳۴۰	۰/۰۰۳
Trend	-۶/۸۲۸	-۵/۷۱۱	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

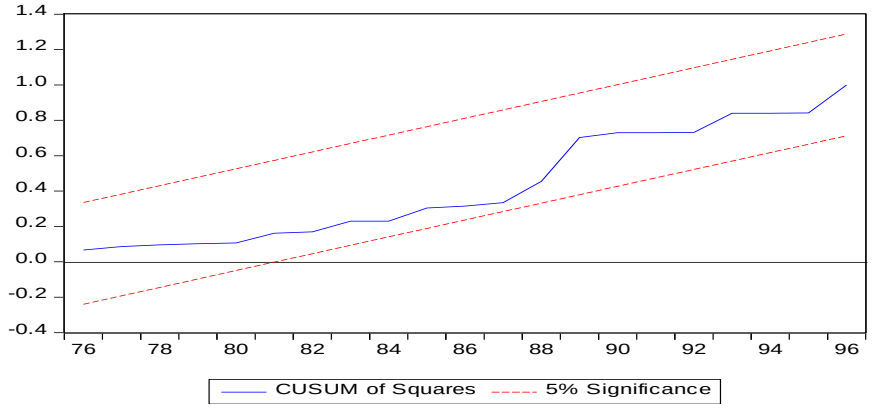
1 . Narayan & Smith

مقدار ضریب تعیین، آماره F معناداری رگرسیون و آماره دوربین-واتسون الگوی تصحیح خطا به ترتیب برابر ۰/۷۹، ۸/۷۵ و ۲/۱۶ محاسبه شده‌اند که نشان از مناسب بودن الگو دارد. همچنین ضریب تصحیح خطا برابر ۱/۴۳- و معنادار است و نشان می‌دهد که ۱۴۳ درصد از اثر شوک‌های تورم بر نااطمینانی تورم در هر دوره تعدیل می‌شود. به عبارت دیگر پس از وارد شدن یک شوک تورمی بر اقتصاد کمتر از یک دوره (حدوداً ۸ ماه) طول می‌کشد تا نااطمینانی تورم به مقدار تعادلی بلندمدت خود باز گردد. جهت بررسی ثبات و پایداری ضرایب برآورد شده الگو می‌توان از آزمون‌های CUSUM و CUSUMQ استفاده کرد. در این آزمون‌ها اگر مقادیر برآورد شده بین دو مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد قرار گیرد، فرضیه صفر مبنی بر پایدار بودن رگرسیون برآورد شده را نمی‌توان رد کرد. نتایج این دو آزمون در نمودارهای (۱) و (۲) نشان داده شده‌اند.



نمودار ۱. آزمون CUSUM جهت بررسی پایداری ضرایب الگو

منبع: یافته‌های پژوهش



نمودار ۲. آزمون CUSUMQ جهت بررسی پایداری ضرایب الگو

منبع: یافته‌های پژوهش

همانطور که از نمودارهای (۱) و (۲) مشاهده می‌شود و از آنجایی که مقدار آماره این دو آزمون بین دو حد بحرانی بالا و پایین قرار گرافته‌اند ضرایب برآورد شده الگو از پایداری و ثبات لازم برخوردار هستند.

٦. نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها

در این مقاله با استفاده از یک متدولوژی دو مرحله‌ای اثر نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی تورم بر نااطمینانی تورمی در ایران برای دوره ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۶ مورد بررسی قرار گرفت. بدین منظور ابتدا با استفاده از الگوی خودرگرسیونی ناهمسانی واریانس شرطی نمایی مقادیر نااطمینانی تورم برای دوره مورد نظر محاسبه شده است. سپس با استفاده از الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیع شده غیرخطی، اثر شوک‌های مثبت و منفی تورم بر نااطمینانی تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که اثر شوک‌های تورم بر نااطمینانی تورم در کوتاه‌مدت از بلندمدت بیشتر است و در هر دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت، اثر شوک‌های مثبت تورم بر نااطمینانی تورم نسبت به اثر شوک‌های منفی تورم بر نااطمینانی تورم بیشتر است که حاکی

از نامتقارن بودن اثر شوک‌های مثبت و منفی تورم بر نااطمینانی تورم در هر دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت دارد. همچنین نتایج مطالعه نشان می‌دهد که یک رابطه علیت از شوک‌های مثبت تورم بر نااطمینانی تورم وجود دارد؛ به عبارت دیگر، افزایش نرخ تورم، موجب افزایش نااطمینانی تورم می‌شود در صورتی که کاهش نرخ تورم چنین اثری بر نااطمینانی تورم ندارد.

با توجه به نتایج تحقیق و هزینه های قابل توجهی که تورم و نااطمینانی تورم بر اقتصاد تحمیل می‌کنند، پیشنهاد می‌شود که بانک مرکزی هدف گذاری تورم را اولویت اصلی سیاست‌گذاری‌های خود قرار دهد. یک هدف تورمی صریح که سیاست گذاران پولی بر آن پایبند باشند می‌تواند نااطمینانی محیط اقتصاد کلان را در بلندمدت از طریق کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین سیاست‌گذاران و عموم کاهش دهد؛ زیرا هدف‌گذاری تورم و پایبندی سیاست‌گذاران پولی به آن موجب شکل‌گیری انتظارات تورمی بر مبنای تورم هدف می‌شود. جهت اجرای موفقیت آمیز هدف‌گذاری تورم، اجرای اصلاحات ساختاری در اقتصاد مانند استقلال بانک مرکزی، افزایش ظرفیت تولید و کاهش کسری بودجه دولت لازم و ضروری است. استقلال بانک مرکزی می‌تواند نااطمینانی تورم را از طریق ایجاد شفافیت در سیاست پولی و محدود کردن اندازه سیاست پولی کاهش دهد و انتظارات تورمی را بر تورم هدف منطبق سازد. در این زمینه می‌توان از تجربه موفق سایر کشورها در زمینه هدف‌گذاری تورم، بهره جست.

همچنین، از آنجایی که نتایج این پژوهش بر اثر نامتقارن تورم بر نااطمینانی تورم تاکید دارد، پیشنهاد می‌شود که در تحقیقات آینده تمرکز بر نوع قواعد پولی و سیاست‌های تثبیت که با این گونه رفتار غیرخطی سازگار است صورت گیرد.

منابع و مآخذ

- Abrishami, H., Mehara, M., Nouri, M., Mohaghegh, M. (2010). "The Relationship between Inflation and Productivity Growth in Iran: A Wavelet Causality Approach". *Economic Modeling Research*. 12(1): 1-28.{In Persian}.
- Albulescu, C. T., & Tiwari, A. K., & Miller, S. M., & Gupta, R. (2019). "Time-Frequency Relationship between US Inflation and Inflation Uncertainty: Evidence from Historical Data". *Scottish Journal of Political Economy*, Version of Record Online. 1-30. Available from http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/sjpe.12207.
- Achour, M., & Trabelsi, A. (2011). "Markov switching and state-space approaches for investigating the link between Egyptian inflation level an uncertainty". *Review of Middle East Economics and Finance*, 6(3), 46-62.
- Balcilar, M., & Ozdemir, Z.A. (2013). "Asymmetric and time-varying causality between inflation and inflation uncertainty in G-7 countries". *Scottish Journal of Political Economy*, 60(1), 1-41.
- Ball, L. (1992). "Why does higher inflation raise inflation uncertainty?". *Journal of Monetary Economics*, 29, 371-378.
- Bamanga, M. A., & Musa, U., & Salihu, A., & Udoette, U. S., & Adejo, V. T., & Edem, O. N., & Bukar, H., & Udechukwu-Peterclaver, C. T. (2016). "Inflation and Inflation Uncertainty in Nigeria: A Test of the Friedman's Hypothesis ". *CBN Journal of Applied Statistics.* 7(1): 147-169.
- Bhar, R., & Hamori, S. (2004). "The link between Inflation and inflation uncertainty evidence from G7 countries". *Empirical Economics*, 29, 825-853.
- Bredin, D., & Fountas, S. (2006). "Inflation, inflation uncertainty, and Markov Regime Switching Heterorskedasticity: evidence from European countries". *Economic Modeling*, 36(9), 112-230.
- Chang, K. L., & He, C. W. (2010). "Does the magnitude of the effect of inflation uncertainty on output growth depend on the level of inflation?". *Manchester School*, 78, 126–148.
- Dahmardeh N,. & Safdari M,. & Pourshahabi, F. (2009). "Modeling of IRAN Economy Inflation Uncertainty". *Economic Research and Policies*. 17(50) :77-92. {In Persian}.
- Ebrahimi, M., & Soori, A. (2006). "The relationship between inflation and inflation uncertainty in Iran". *Knowledge and Development*. 18: 111-126. {In Persian}.
- Falahi, M. A., & Hajamini, M. (2015). "Relationship between Inflation and Inflation Uncertainty in Iran: An Application of SETAR-GARCH Model". *Journal of Money and Economy,* 10(2): 69-90.

- Farzinvash, A., & Abasi, M. (2006). "The Investigation of relationship between inflation and inflation uncertainty in Iran using GARCH and state-space models". *Economic Research*. 41(3): 25-55. {In Persian}.
- Golob, J. E. (1994). "Does inflation uncertainty increase with inflation?". *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*. 79: 27-38.
- Heidari, H., & Bashiri, S. (2010). "Inflation and Inflation Uncertainty in Iran: An Application of GARCH-in-Mean Model with FIML Method of Estimation". *International Journal of Business and Development Studies*. 2(1): 131-146.
- Heidari, H., & Bashiri, S. (2012). "Investigating the Relationship between Real Exchange Rate Uncertainty and Stock Price Index in Tehran Stock Exchange Using VAR-GARCH Models". *Economic Modeling Research*. 9(3): 71-93.{In Persian}.
- Jafari, S. A., & Motameni, M. (2009). "Inflation and Inflation uncertainty in Iran". *Australian Journal of Basic and Applied Sciences*, 3(3): 2935-2938.
- Komijani, A., & Tavakolian, H., & Tavakolian, A. (2013). "The survey of causality between inflation, production growth, oil prices and their uncertainty using a Trivariate GARCH Model". *Iranian Economic Journal: Macroeconomics(IEJM)*. 15(1): 83-108. {In Persian}.
- Lee, J. and Strazicich, M. C. (2004). "Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break". *Appalachina State University Working Papers, No.04-17*.
- Mendy, D. and Widodo, T. (2018)."On the Inflation-Uncertainty Hypothesis in The Gambia: A Multi-Sample View on Causality Linkage". *MPRA Paper No. 86743*.
- Monjazeb, M. R., & Mahmoodi, P. M. (2017). "Government Size and Inflation in Developing Countries: a Panel Data Approach". *Economic Modeling Research*. 26(3): 65-87.{In Persian}.
- Monjazeb, M. R., & Nosrati, R. (2018). "Advanced Econometrics Models". First Edition. Mehraban Publisher. Tehran. 415 pages.{In Persian}.
- Narayan, P. K., & Smyth, R. (2006). "What Determines Migration Flows from Low-Income to High Income Countries? An Empirical Investigation of Fiji-U.S. Migration 1972-2001". *Contemporary Economic Policy*. 24(2): 332–342.
- Nelson, D. B. (1991). "Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach". *Econometrica.* 59: 347-370.
- Pesaran, M. H., & Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships". *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.

- Samadi, A, H., & Tabatabaee, S. M. (2013). "Investigating the Relationship between Inflation Rates and Inflation Uncertainty in Iran by Using Markov-Switching Regression". *Economical Modeling*. 7(23): 47-63. {In Persian}.
- Shahabadi, A,. & Salmani, Y., & Valinia, A. (2017). "The Relationship between Inflation and Inflation Uncertainty with an Emphasis on Rational Expectation in Iran". *Financial Monetary Economics*. 20(12): 45-63. {In Persian}.
- Shin, Y., & Yu, B. C., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). "Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework", Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications, eds. By R. Sickels and W. Horrace: *Springer*, 281-314.
- Tao, R., & Li, Z. Z., & Li, X. L. & Su, C. W. (2018). "A Reexamination of Friedman-Ball's Hypothesis in Slovakia: Evidence from Wavelet Analysis". *Romanian Journal of Economic Forecasting*. 21(4):41-54.
- Tariq, A. H. Al-Zohd & Saleh, M. H. (2017). "Inflation and Inflation Uncertainty Nexus in Kuwait: A GARCH Modeling Approach". *International Journal of Economics and Financial*. 7(5): 198-203.
- Tashkini, A. (2006). "Does inflation uncertainty change with inflation levels?". *Economic Research*. 41(2): 193-210. {In Persian}.
- Telatar, F., & Telatar, E. (2003). "The relationship between inflation and different sources of inflation uncertainty in turkey". *Applied Economic Letters*, 10, 431-435.
- Trabelsi, A., & Achour, M. (2005). "Markov switching and state-space approaches for investigating the link between inflation level and inflation uncertainty". *Review of Middle East Economics and Finance*. 3(2): 31-52.
- Warne, A. (2000). "Causality and regime inference in a Markov switching VAR". *Working Paper Series*, 118. Sveriges Riks bank (Central Bank of Sweden).
- William, M., & Vijverberg, C. P. C. (2009). "Changing inflation dynamics and uncertainty in the United States". *Southern Economic Journal*. 75: 736-749.

The Survey of the Asymmetric Effects of Inflation's Positive and Negative Shocks on Inflation Uncertainty in Iran Through the Extending Ball Model (1992)

Saeed Karimi Potanlar[1], Ahmad Jafari Samimi[2], Ali Akbar Bajelan[3]

Received: 2018/10/31 Accepted: 2019/04/30

Abstract

The purpose of current paper is to survey the asymmetric effects of inflation's positive and negative shocks on inflation uncertainty in short-run and long-run. For this end, first, the Ball model (1992) has been extended through the decomposition of inflation shocks to money demand's positive and negative shocks and money supply's positive and negative shocks. Then, through using nonlinear autoregressive distribution lag model and time series data of Iranian economy from 1978 to 2017 the positive and negative effects of inflation on inflation uncertainty, which is from the exponential generalized autoregressive conditional heteroskedasticity model, has been analyzed. The results of the study show that the effects of the inflation's positive shocks on inflation uncertainty in short-run and long-run are positive and significant. In contrast, the negative shocks have not any effects on inflation uncertainty in short-run and long-run. In other words, the rise in inflation causes an increase in inflation uncertainty in Iran; whereas, decrease in inflation has not had effects on inflation uncertainty.

Keywords: Inflation, Inflation Uncertainty, Ball Model, Nonlinear Autoregressive Distribution Lag Model, Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity.

JEL Classification: C32, E31**.**

---

1. Associate Professor of Economics, Mazandaran University, Email: saeedkarimi35@yahoo.com

2 . Professor of Economics, Mazandaran University, Email: jafarisa@umz.ac.ir

3. Ph.D. Student of Economics, Mazandaran University, (Corresponding Author), Email: bajelanaliakbar@yahoo.com