فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی
سال هفدهم، شماره ۵۰ ، تابستان ۱۳۸۸، صفحات ۹۲-۷۷

مدل‌سازی نااطمینانی تورم در اقتصاد ایران

دکتر نظر دهمرده
دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان
Nazar@hamoon.usb.ac.ir

دکتر مهدی صفدری
استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان
Mahdalis@hamoon.usb.ac.ir

فرشید پورشهابی
کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه سیستان و بلوچستان
pourshahabi.f@gmail.com

این مطالعه، با استفاده از مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو تعمیم یافته (GARCH) که امکان تغییر واریانس شرطی جمله خطا در طول زمان را دارد، به مدل‌سازی نااطمینانی تورم اقتصاد ایران طی دوره فروردین ۱۳۶۹ تا اسفند۱۳۸۷ می‌پردازد.
ابتدا به برآورد مدل‌های مورد نظر می‌پردازیم و در ادامه آثار غیر متقارن و پایدار شوک‌های تورمی بر نااطمینانی تورم بررسی می‌شود. نتایج نشان می‌دهند که آثار شوک‌ها نامتقارن بوده‌اند و شوک‌های قیمتی مثبت بر نااطمینانی تورم اثر بیشتری نسبت به شوک‌های قیمتی منفی داشته‌است، البته آثار این شوک‌های قیمتی نیز بر نااطمینانی تورم دائمی نیست، اما از درجه پایداری بالایی برخوردار است. علاوه بر این، نتایج آزمون علیت گرنجر نشان می‌دهد که تورم، علت گرنجری نااطمینانی تورم در اقتصاد ایران است و رابطه عکس بین آنها برقرار نیست.

طبقه بندی JEL : E37، E31.
واژه‌های کلیدی: تورم، نااطمینانی، مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو تعمیم یافته.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

۱. مقدمه

تورم یا افزایش مداوم سطح عمومی قیمت‌ها و کاهش مستمر قدرت خرید پول، یکی از دشوارترین مسائل اقتصادی کشورهای درحال‌توسعه مانند ایران است. بر اساس نظریه ساختارگرای تورم، با افزایش تورم، ریسک سرمایه‌گذاری نیز افزایش می‌یابد و موجب نااطمینانی بیشتر در نظام اقتصادی می‌شود.

نااطمینانی در شرایطی ایجاد می‌شود که یا رویدادهای آینده مشخص نباشند و یا با وجود مشخص بودن این رویدادها، احتمال وقوع آنها قابل پیش‌بینی نباشد. در چنین شرایطی، تصمیم‌گیری برای آینده پیچیده و دشوار می‌شود و این نااطمینانی تصمیم‌گیری، عاملان اقتصادی را متأثر می‌نماید. در واقع، نااطمینانی تورم شرایطی است که درآن عاملان اقتصادی در تصمیمات اقتصادی خود نسبت به میزان تورم آینده نامطمئن‌اند.

گالوب[1] (۱۹۹۴)، نااطمینانی تورم را از مهم‌ترین هزینه‌های تورم می‌داند و معتقد است که نااطمینانی تورم مانند ابر بر تصمیمات عاملان اقتصادی سایه می‌افکند و رفاه آنها کاهش را می‌دهد، زیرا آنها در شرایط مطمئن می‌توانند تصمیمات بهتری اتخاذ نمایند.

گالوب معتقد است که نااطمینانی تورمی دو نوع اثر دارد. اولین اثر این است که عاملان اقتصادی تصمیماتی را اتخاذ نمایند که متفاوت از آن چیزی باشد که انتظار داشته‌اند و آنها این تصمیمات را با توجه به تورم پیش‌بینی شده اتخاذ می‌نمایند (آثار ex-ante). اثر دوم، هنگامی روی می‌دهد که تورم واقعی متفاوت از تورم پیش‌بینی شده باشد (آثار ex-post) و این آثار مربوط به روند پس از اخذ تصمیم است. (فرزین وش، عباسی، ۱۳۸۵)

در سالهای اخیر، رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم موضوع بررسی بسیاری از تئوری‌های اقتصادی و امور کاربردی بوده است و مطالعات نشان می‌دهند که نااطمینانی در مورد تورم آینده، تصمیم‌گیری عاملان اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد و به انحراف تصمیمات مربوط به سرمایه‌گذاری، پس انداز، تخصیص منابع و موارد دیگر منتهی می‌شود.

1. Golob

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

۲. مروری بر ادبیات موضوع

از جنبه تئوریکی، فریدمن[1] (۱۹۷۷) در ارائه نوبل خود مطرح می‌کند که رابطه مثبتی بین سطح تورم و نااطمینانی تورم وجود دارد. به عبارتی، تورم بالاتر به نااطمینانی بیشتر تورم منجر می‌گردد و موجب کاهش رفاه و کارایی رشد تولید می‌شود. علاوه بر این، نااطمینانی تورم هنگامی‌که قیمت‌های نسبی را منحرف می‌نماید و ریسک قراردادهای اسمی را افزایش می‌دهد، پرهزینه است.

بال[2] (۱۹۹۲) فرضیه فریدمن را با استفاده از بازی اطلاعات نامتقارن فرمول بندی نمود. به عقیده وی، برخی از سیاستگذاران تمایل دارند تورم را کاهش دهند و برخی دیگر مخالف آن هستند. هنگام تورم پایین، هر دو گروه سیاستگذاران می کوشند تا آن را پایین نگهدارند، اما هنگام بروز تورم‌های بالا، تنها سیاستگذاران ضد تورمی حاضر به پذیرش هزینه‌های کاهش تورم‌اند و در نتیجه زمانی‌که تورم‌های بالاتری ایجاد می‌شود، نااطمینانی بیشتری هم نسبت به سیاست‌های مالی آینده ایجاد می‌شود زیرا عکس‌العمل آنی سیاستگذاران در زمینه تصمیمات آنها که موجب کاهش تورم خواهد شد و یا خیر را نمی‌توان پیش‌بینی کرد.

هلند[3](۱۹۹۳) معتقد است که بنگاهها در زمینه سطوح قیمتی ناشی از یک تغییر مشخص در حجم پول نامطمئن‌اند. در این مدل، نااطمینانی تورم به شوک‌های پولی و غیر پولی وابسته است و در نتیجه نااطمینانی تورم در نرخ‌های تورم انتظاری بالاتر افزایش می‌یابد.

کوکرمن و ملتزر[4](۱۹۸۶) معتقدند که رابطه علیت از سمت دیگری است و افزایش نااطمینانی تورم علت افزایش سطح تورم است.

هلند (۱۹۹۵)، نوع دیگری از موضوع را ارائه نمود و ادعا داشت که اگر بانک مرکزی به حداقل نمودن هزینه‌های رفاهی نااطمینانی تورم توجه داشته باشد، نااطمینانی تورم بالاتر به سطح تورم پایین منتهی می گردد.

در این مطالعه تلاش شده تا به بررسی نااطمینانی تورم اقتصاد ایران بپردازیم، زیرا طی دوره مورد مطالعه، بی‌ثباتی آشکاری در نرخ تورم ایران مشاهده می‌شود. علاوه بر این، برای مدل سازی

1. Friedman
2. Ball
3. Holland
4. Cukierman &Meltzer.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

نااطمینانی تورم از مدل (EGARCH) استفاده کرده‌ایم که این مدل نسبت به سایر مدل‌های ARCH از جنبه‌های متفاوت برتری دارد. هدف اصلی این مطالعه، بررسی بی‌ثباتی تورم اقتصاد ایران طی فروردین ۱۳۶۹ تا اسفند ۱۳۸۷ است.

۳. مروری بر مطالعات تجربی

کانتونیکاس[1](۲۰۰۴)، در بررسی رابطه بین نااطمینانی تورم و اثر هدف‌گذاری تورم در انگلستان با استفاده از داده‌های دوره (۲۰۰۲-۱۹۷۲) به این نتیجه دست یافت که بین تورم گذشته و نااطمینانی جاری رابطه مثبت وجود دارد.

در این مطالعه، نااطمینانی با استفاده از بی‌ثباتی شرطی متقارن، نامتقارن و مولفه (GARCH-M) برای تورم، جایگزین شد. وی دریافت که تعیین اهداف مشخص به حذف پایداری تورم و کاهش نااطمینانی بلند مدت منجر می‌گردد.

کاراناسوس و دیگران (۲۰۰۴) روش مشابهی را در مورد تورم کشور آمریکا با استفاده از داده‌های ماهانه طی سال‌های (۱۹۶۰ تا ۱۹۹۹) بکار بردند. نتایج مطالعه آنها، رابطه دو سویه بین تورم و نااطمینانی تورم را همانطور که توسط فریدمن و کوکرمن و ملتزر پیش‌بینی شده بود، نشان داد.

فونتاس، لوانیدیس و کاراناسوس[2] (۲۰۰۴) با استفاده از داده‌های ماهانه سال‌های (۱۹۶۰ تا ۱۹۹۹) در شش کشور اروپایی و والادوینوس[3] (۲۰۰۱)، برمبنای داده‌های ماهانه سال‌های (۱۹۶۵ تا ۱۹۹۹) را در کشور پاراگوئه بکار بردند.

مطالعه والادوینوس نشان داد که سطح تورم بالاتر همراه با نااطمینانی تورم بالاتر است. اما نتایج مطالعه فونتاس، لوانیدیس و کاراناسوس نتایج مختلفی داشت و در همه کشورهای اروپایی به جز آلمان، فرضیه فریدمن پذیرفته شد و شواهد متقن کمتری برای فرضیه‌های هلند، کوکرمن و ملتزر ارائه شد.

1. Kontonikas
2. Karanassou, Fountas, Lovannidis.
3. Valdovinos

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

نیاپتی[1] (۲۰۰۱) با استفاده از مدل (EGARCH)، نااطمینانی تورم کشور ترکیه را با استفاده از داده‌های ماهانه سال‌های (۲۰۰۰-۱۹۸۶) بررسی کرد و نتایج این مطالعه نیز نشان داد که اثر شوک‌های مثبت بر نااطمینانی نسبت به شوک‌های منفی تورمی بیشتر است.

برای اقتصاد ایران نیز مطالعه‌ای توسط احمد تشکینی (۱۳۸۵) جهت پاسخگویی به این پرسش که آیا نااطمینانی تورم با سطح تورم تغییر می‌یابد، انجام شده است. این مطالعه، بر اساس مدل‌های (GARCH) انجام شد. یافته‌های این مطالعه نشان دهنده این است که تورم به دلیل نااطمینانی آن است. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه به صورت ماهانه و شامل دوره زمانی (۱۳۸۳-۱۳۶۹) است.

۴. روش شناسی تحقیق

استفاده از روش‌های سنتی در اقتصاد سنجی برای مطالعات تجربی مبتنی بر فرض پایایی متغیرها است. طبق بررسی‌های انجام شده در این زمینه، این فرض در بسیاری از سری‌های زمانی کلان اقتصادی نادرست بوده است و اغلب این متغیرها نامانا هستند.

۴-۱. آزمون دیکی_فولر تعمیم یافته (ADF)

در این تحقیق، از آماره دیکی - فولر تعمیم یافته برای بررسی مانایی و نامانایی متغیرها استفاده شده است. این آماره از رابطه زیر به دست آمده است:

$$\Delta y_t = \gamma_0 + \gamma_1 y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} \delta_j y_{t-j} + \omega_t$$

که در این رابطه ω_t، جمله پسماند است.

آماره مذکور همان آماره t ضریب تخمین زده شده γ_1 است. در این رابطه، معیار آکائیک[2] برای تعیین تعداد وقفه بهینه مورد استفاده قرار گرفت. اگر قدرمطلق آماره t دیکی _ فولر تعمیم یافته بیشتر از مقدار بحرانی جدول مک کینون باشد، فرضیه H_0 (وجود ریشه واحد یا نامانا بودن) رد خواهد شد یعنی γ_t، یک متغیر مانا ((I(0)) است. در صورت پذیرفتن این فرض، این آزمون را می‌بایست

1. Berument, H., K.Metin-Ozcan & Neyapti.
2. Akaike

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

برای تفاضل اول y_t انجام داد. در این حالت، اگر قدر مطلق آماره t دیکی_فولر تعمیم یافته بیشتر از مقدار بحرانی جدول مک کینون باشد، با رد شدن فرضیه H_0 نتیجه می‌گیریم که y_t یک متغیر I(1) یا Δy_t یک متغیر I(0) است و با تفاضل‌گیری مرتبه اول ساکن می‌شود.[1]

در این مطالعه، از مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو تعمیم یافته استفاده شد که در ادامه به معرفی این مدل‌ها می‌پردازیم.

۲-۴. ARCH

انگل[2] (۱۹۸۲)، مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو (ARCH) را ارائه کرد. از این مدل برای تعیین تغییرات نااطمینانی در زمان‌های مختلف استفاده می‌شود که به ما امکان می‌دهد تا واریانس شرطی را طی تغییرات زمانی محاسبه نماییم.

h_t به‌طور مشخص به این صورت است :

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{q} \alpha_1 \varepsilon_{t-j}^2$$

که به صورت ARCH(q) نشان داده می شود.

۳-۴. GARCH

بالرسلو[3] (۱۹۸۶)، تعیین واریانس شرطی را با وارد نمودن ارزش‌های وقفه دار h_t در سمت راست معادله بالا بسط داد. بالرسلو، h_t را به این صورت ارائه کرد:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{q} \alpha_{1j} \varepsilon_{t-j}^2 + \sum_{j=1}^{p} \alpha_{2j} h_{t-j}$$

این معادله به‌صورت GARCH(p , q) نشان داده می‌شود. برای مشخص شدن GARCH، معادله $\sum_{j=1}^{q} \alpha_{1j} + \sum_{j=1}^{p} \alpha_{2j}$ می‌بایست کوچکتر از یک باشد تا شرط مانایی برقرار شود و علاوه بر این، α_{1j} ها و α_{2j} ها باید شرط منفی نبودن را داشته باشند.

1. Bollerslev
2. Engle
3. Bollerslev

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

EGARCH .۴-۴

مدل دیگری که امکان آثار نامتقارن[1] جملات خطای گذشته را بر واریانس خطای شرطی فراهم می‌نماید، مدل GARCH نمایی[2] (EGARCH) است. یکی از مشکلات مدل‌های GARCH استاندارد این است که می‌بایست مثبت بودن همه ضرایب را به گونه‌ای تضمین کنیم. نلسون[3]، h_t را به‌گونه‌ای مدل سازی کرد که در آن الزامی به اعمال قید غیرمنفی وجود نداشت، بنابراین امکان منفی بودن ضرایب در اینجا وجود دارد.

معادله زیر یک مدل EGARCH است:

$$\ln\left(\delta_t^2\right)=\alpha_0+\sum_{i=1}^{p}\alpha_i\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\delta_{t-i}}\right|+\sum_{j=1}^{q}\beta_j\ln\left(\delta_{t-j}^2\right)+\sum_{i=1}^{p}\gamma_t\left(\frac{\varepsilon_{t-i}}{\delta_{t-i}}\right)$$

۵-۴. آزمون علیت گرنجر

گرنجر[4] در سال ۱۹۶۹ روشی را برای آزمون علیت ابداع کرد. در این روش ابتدا می بایست بررسی کرد که چه مقدار از Y جاری می‌تواند توسط مقادیر گذشته Y توضیح داده شود و سپس باید توجه کنیم که افزودن مقادیر با وقفه X موجب بهبود این توضیح می‌شود یا خیر؟ اگر X به پیش‌بینی Y کمک کند و یا به عبارت دیگر، اگر ضرایب X با وقفه از لحاظ آماری معنادار باشد، X علیت گرنجری Y است. شکل دو متغیره مدل علّی گرنجر به صورت زیر است:

$$Y_t=\alpha_0+\alpha_1+\ldots+\alpha_L Y_{t-L}+\beta_1 X_{t-1}+\ldots+\beta_q X_{t-q}+\varepsilon_t$$
$$X_t=\alpha_0+\alpha_1 X_{t-1}+\ldots+\alpha_L X_{t-L}+\beta_1 Y_{t-1}+\ldots+\beta_q Y_{t-q}+\varepsilon_t$$

1. Asymmetric Effects
2. Exponential GARCH
3. Nelson
4. Granger

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

فرضیه صفر مورد آزمون در مدل گرنجر این است که در رگرسیون اول، X علت گرنجری Y نیست و در رگرسیون دوم نیز Y علت گرنجری X نیست، به عبارت دیگر:

$$H_0 = \beta_1 = \beta_2 = ... = \beta_q = 0$$

جهت آزمون فرضیه بالا، از آماره والد استفاده می‌شود که به این صورت ارائه می‌شود:

$$F = \frac{(RSS_R - RSS_U)/q}{RSS_U/(T-2q-1)}$$

در این رابطه RSS_R ،مجموع مربع باقیمانده‌های با محدودیت H_0 و RSS_U مجموع مربع باقیمانده‌های بدون محدودیت H_0 ، T تعداد مشاهدات و q طول وقفه متغیر علّی است و به عبارت دیگر،آماره F مجموع مربع باقیمانده‌های با و بدون محدودیت H_0 را مقایسه می نماید.

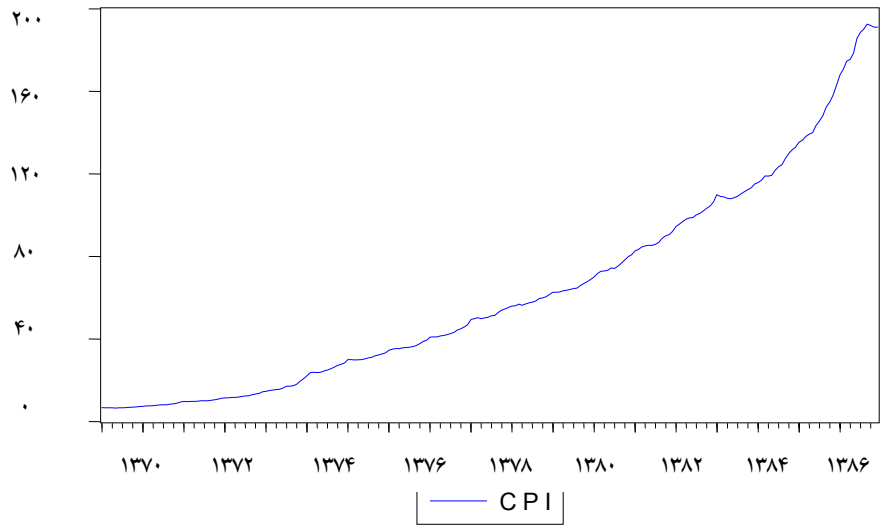
یادآوری می‌شود که برای تعیین وقفه متغیرهای X و Y در رگرسیون‌های بالا از معیار آکائیک استفاده می‌شود.

۵ . مشاهدات تجربی

در این مطالعه، از سری زمانی ماهانه شاخص قیمت کالاهای مصرفی (CPI)[1] به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ استفاده شده است و منبع داده‌های مورد استفاده نیز بانک مرکزی ایران است. همان‌طور که در نمودار شماره یک مشاهده می‌شود، سری زمانی ماهانه شاخص قیمت کالاهای مصرفی طی سال‌های (۱۳۸۷-۱۳۶۹) روند افزایشی داشته است و از میزان ۶/۷ در فروردین سال ۱۳۶۹ به میزان ۱۹۱/۹ در اسفند سال ۱۳۸۷ افزایش یافته است و همواره افزایش متوسط سالانه این شاخص طی سال‌های (۱۳۶۹ تا ۱۳۸۷) را مشاهده کرده‌ایم.

1. Consumer Price Index

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

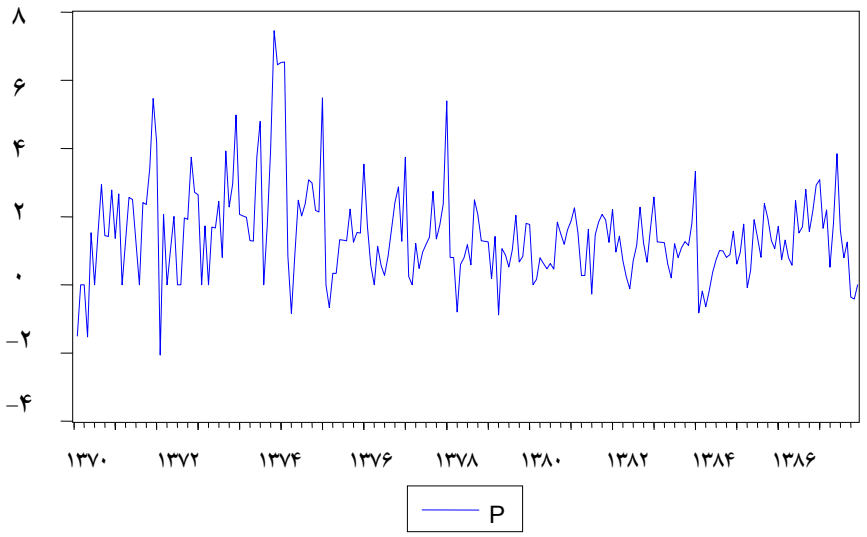


مأخذ: بانک مرکزی ایران.

نمودار ۱. سری زمانی ماهانه شاخص قیمت کالاهای مصرفی طی سال‌های (۱۳۸۷-۱۳۶۹)

علاوه بر این، نمودارشماره دو، سری زمانی ماهانه تورم را طی سال‌های (۱۳۶۹ تا ۱۳۸۷) نشان می‌دهد. همان طور که مشاهده می‌شود، تورم تمایل ویژه‌ای به افزایش و کاهش دارد و بیشترین میزان آن در سال‌های ۱۳۷۳ و ۱۳۷۴ مشاهده شده است که به ترتیب تورم سالانه در این سال‌ها به میزان ۳۵/۲ و ۴۹/۴ درصد بوده است. کمترین میزان تورم سالانه هم در سال‌های ۱۳۶۹ و ۱۳۸۴ بوده است که میزان آن نیز به ترتیب ۹ و ۱۰/۴ درصد بوده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]



مأخذ: بانک مرکزی ایران.

نمودار ۲. سری زمانی ماهانه تورم طی سال‌های(۱۳۸۷-۱۳۶۹)

پیش از برآورد مدل، لازم است تا از مانایی و نامانایی متغیرهای مدل اطلاع یابیم. به این جهت از آزمون دیکی_فولر تعمیم یافته(ADF) برای اطلاع از درجه مانایی متغیرها استفاده نموده‌ایم. همان طور که در جدول شماره یک مشاهده می‌شود، تورم (rcpi) با سطح اطمینان ۹۵ درصد در سطح مانا است و شاخص قیمت کالاهای مصرفی با یک بار تفاضل‌گیری مانا می شود و در سطح نامانا است، درنتیجه این متغیر I(1) است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

جدول۱. نتایج به دست آمده از بررسی مانایی متغیرها

متغیر	آماره ADF محاسبه شده	آماره ADF در سطح ۰/۹۹	آماره ADF در سطح ۰/۹۵	آماره ADF در سطح ۰/۹۰
cpi	۱/۶۶۵۱۹۵	-۳/۹۹۹۱۸۰	-۳/۴۲۹۸۳۴	-۳/۱۳۸۴۴۹
d(cpi)	-۲/۵۷۵۳۲۶	-۲/۵۷۵۳۲۶	-۱/۹۴۲۲۴۹	-۱/۶۱۵۷۵۵
rcpi	-۹/۹۱۵۵۹۷	-۳/۹۹۹۱۸۰	-۳/۴۲۹۸۳۴	-۳/۱۳۸۴۴۹

مأخذ: نتایج تحقیق.

ابتدا با استفاده از روش‌های اقتصاد سنجی، سری زمانی بهترین مدل را با استفاده از معیار شوارتز- بیزین و نمودار همبستگی نگار انتخاب می‌کنیم و سپس وجود و یا عدم آثار ARCH را با استفاده از آماره (ARCH-LM) مورد بررسی قرار می‌دهیم.

جدول۲. نتایج به دست آمده از آزمون ARCH-LM

۰/۰۰۰۰۳۶	احتمال (آماره F)	۱۷/۸۱۶۶۶	آماره F
۰/۰۰۰۰۴۶	احتمال (آماره کای دو)	۱۶/۵۹۵۷۸	آماره کای دو

مأخذ: نتایج تحقیق.

نتایج جدول شماره دو نشان می‌دهد که فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم اثر ARCH با سطح اطمینان ۹۹ درصد رد می‌شود و فرضیه مقابل آن یعنی وجود اثر ARCH پذیرفته می‌شود. در نتیجه با استفاده از مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی به تخمین مدل EGARCH(1,1) می‌پردازیم.

برآورد مدل EGARCH(1,1) به این صورت است:

```
LOG(GARCH) = C(5) + C(6)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) +
    C(7)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(8)*LOG(GARCH(-1))
```

جدول ۳. برآورد ضرایب مدل EGARCH(1,1)

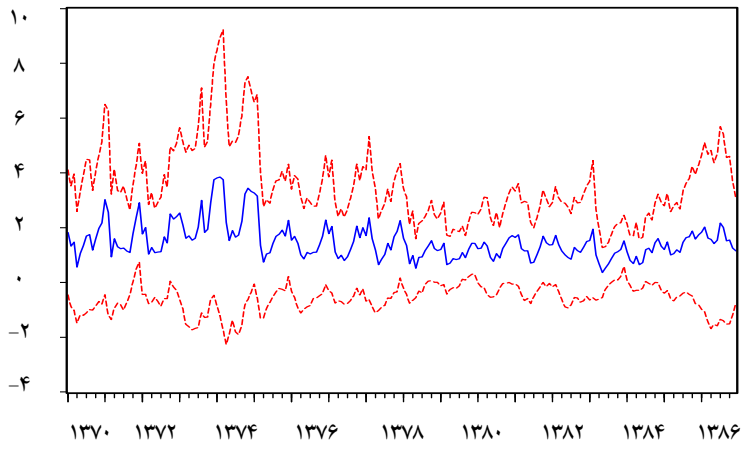
مدل EGARCH	ضریب	احتمال (آماره t)
C(5)	-۰/۱۱۷۷۰۲	۰/۰۰۰۰
C(6)	-۰/۱۵۸۰۷۸	۰/۰۰۰۰
C(7)	۰/۲۶۳۹۷۷	۰/۰۰۰۰
C(8)	۰/۹۵۹۵۰۳	۰/۰۰۰۰

مأخذ: نتایج تحقیق.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

همان‌طور که در جدول شماره سه مشاهده می‌شود، همه ضرایب برآوردی مدل با سطح اطمینان ۹۹ درصد از لحاظ آماری معنا دارند. علاوه بر این، ضریب c(7) در این برآورد مثبت و معنادار است و بنابراین شوک‌های مثبت قیمتی، نااطمینانی را بیشتر از شوک‌های منفی افزایش می‌دهند و اثرگذاری شوک‌های قیمتی نامتقارن است.

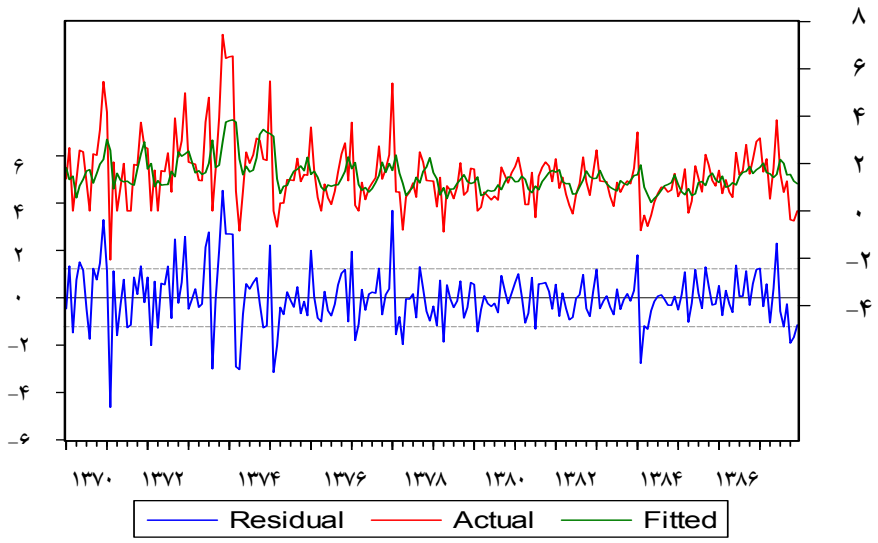
علاوه بر این، از ضریب c(8) استنباط می‌شود که اثر شوک‌های قیمتی دائمی نیست، اما از درجه پایداری بالایی برخوردار است.اکنون به پیش‌بینی تغییر پذیری با استفاده از مدل EGARCH(1,1) می‌پردازیم:



مأخذ: نتایج تحقیق.

نمودار ۳. مقادیر پیش‌بینی شده تورم حاصل از برآورد مدل EGARCH(1,1)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

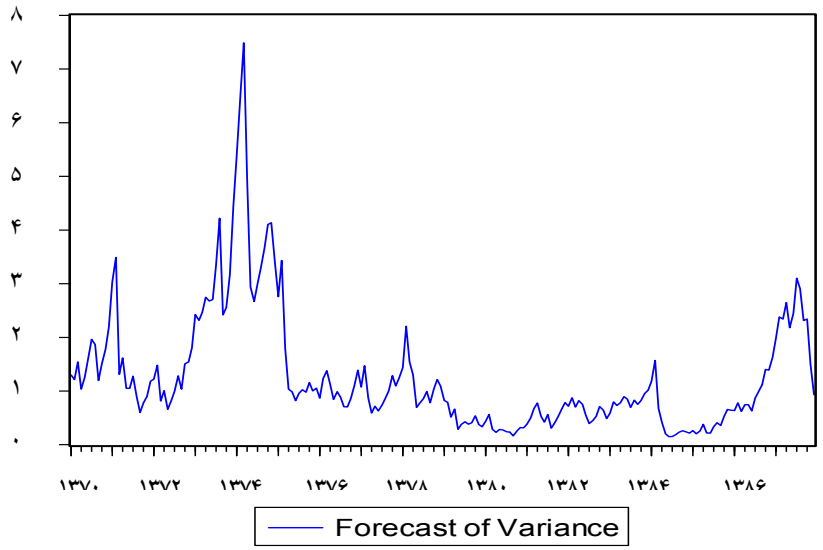


مأخذ: نتایج تحقیق.

نمودار ۴. مقادیر واقعی، برازش شده و پسماند حاصل از برآورد مدل EGARCH(1,1)

سرانجام برای محاسبه نااطمینانی تورم ایران، از مدل واریانس ناهمسانی شرطی خود رگرسیو تعمیم یافته برآورد شده استفاده می‌کنیم. نااطمینانی تورم ایران در نمودار شماره پنج نشان می‌دهد که واریانس شرطی مدل EGARCH(1,1) است که به عنوان جانشین نااطمینانی تورم مورد استفاده قرار می‌گیرد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]



مأخذ: نتایج تحقیق.

نمودار ۵. واریانس شرطی حاصل از مدل EGARCH(1,1)

نمودار شماره پنج نشان می‌دهد که نااطمینانی تورم در سالهای ۱۳۷۰، (۱۳۷۴-۱۳۷۲)، ۱۳۷۷ و ۱۳۸۶ به میزان بالایی بوده است و در سال ۱۳۷۴ به بالاترین میزان رسیده است. همان طور که مشاهده می‌شود، نااطمینانی تورم فقط طی سال‌های (۱۳۷۵ تا ۱۳۸۵) ثبات نسبی داشته است.

پس از استخراج واریانس شرطی به عنوان جانشینی برای نااطمینانی تورم، در این بخش با استفاده از آزمون علیت گرنجر به بررسی رابطه بین رشد شاخص قیمت‌ها و نااطمینانی تورم می‌پردازیم. نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجر در جدول شماره چهار ارائه می‌شود.

جدول ۴. نتایج به دست آمده از آزمون علیت گرنجر

فرضیه‌های صفر	آماره F	احتمال (آماره F)
نااطمینانی، علت گرنجر تورم نیست	۰/۶۷۰۱۴	۰/۵۱۲۷
تورم، علت گرنجر نااطمینانی نیست	۶۷۲/۵۵۱	۰/۰۰۰۰

مأخذ: نتایج تحقیق.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجر نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، رابطه علیت از تورم به سمت نااطمینانی تورم است و رابطه عکس آن یعنی رابطه علیت از سمت نااطمینانی به تورم با سطح اطمینان ۹۵ درصد برقرار نیست.

۶. جمع بندی و نتیجه‌گیری

در این مطالعه با توجه به اهمیت موضوع نااطمینانی تورم و آثار آن بر اقتصاد، رابطه تورم و نااطمینانی تورم طی فروردین ۱۳۶۹ تا اسفند ۱۳۸۷ مورد بررسی قرار گرفت. روش مورد استفاده برای برآورد نااطمینانی تورم در این بررسی نیز مدل EGARCH است و دلیل انتخاب این مدل نیز برتری‌های آن نسبت به مدل‌های دیگر ARCH است.

نتایج مدل برآوردی نشان می‌دهد که اثر شوک‌های قیمتی بر نااطمینانی تورم نامتقارن است و شوک‌های مثبت قیمتی نیز اثر بیشتری نسبت به شوک‌های منفی قیمتی بر نااطمینانی تورم دارد. این موضوع نشان‌دهنده این است که با افزایش تورم، نااطمینانی تورم به میزان بیشتری نسبت به کاهش تورم افزایش می‌یابد.

علاوه بر این، از مدل برآوردی استنباط می‌شود که اثر شوک‌های قیمتی دائمی نیست، اما از میزان پایداری بالایی برخوردارند. با توجه به این موضوع، درمی‌یابیم که اثر یک شوک قیمتی برای چند دوره، نااطمینانی تورم را تحت تأثیر قرار می‌دهد و اینگونه نیست که یک شوک تورمی فقط بر نااطمینانی یک دوره اثر داشته باشد.

نتایج آزمون علیت گرنجر نیز نشان داد که رابطه علیت از سمت تورم به نااطمینانی تورم است و رابطه عکس بین آنها برقرار نیست. در نتیجه، نااطمینانی تورم در اقتصاد ایران به کاهش تورم منتهی نشده است و این نکته نشان می‌دهد که سیاست‌های بانک مرکزی و تصمیم گیرندگان اقتصادی کشور یا در راستای حداقل نمودن هزینه‌های رفاهی نااطمینانی تورم نبوده است و یا اینکه سیاستگذاریهای آنها در این زمینه ناموفق بوده است و در نهایت توجه جدی به این موضوع می‌تواند در سیاستگذاریهای آینده مورد توجه قرار گیرد.

پیشنهاد می‌شود در کوتاه مدت، با دوری از اتخاذ سیاست‌های تورم زا و در بلند مدت با اتخاذ سیاستهای ضد تورمی در جهت کاهش نااطمینانی تورم اقدام شود و نااطمینانی تورم به عنوان یک متغیر مهم و تأثیرگذار مورد توجه سیاستگذاران اقتصادی قرار گیرد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

منابع

اندرس، والتر (۱۹۴۸)، *اقتصادسنجی سری‌های زمانی*، مترجمان: دکتر مهدی صادقی و سعید شوال‌پور (۱۳۸۶)، دانشگاه امام صادق(ع).

تشکینی، احمد (۱۳۸۵)، " آیا نااطمینانی تورمی با سطح تورم تغییر می‌کند؟"، *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۳، صص ۲۱۰-۱۹۳.

فرزین وش، اسداله و موسی عباسی (۱۳۸۵)، "بررسی ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی در ایران با استفاده از مدل‌های GARCH و حالت - فضا (۱۳۸۲-۱۳۴۰)"، *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۴، صص ۵۵- ۲۵.

گجراتی، دامودار (۱۹۸۳)، *مبانی اقتصاد سنجی*، حمید ابریشمی (۱۳۷۷)، دانشگاه تهران.

Ball, L. & S. Cecchetti (1990), "Inflation and Uncertainty at Short and Long Horizons", *Brookings Papers on Economics Activity*, PP. 215-245.

Berument, H., K.Metin-Ozcan & Bi. Neyapti (2001), "Modelling Inflation uncertainty Using EGARCH: An Application to Turkey", *Federal Reserve Bank of Louis Review 66,* PP. *15-26.*

Bollerslev, T., Chou,R.Y. & K.F Kroner (1992), "ARCH Modeling in Finance–A Review of Theory and Empirical Evidence", *Journal of Econometrics 52*, PP. 6-59.

Bollerslev, T., England, R.F. & D.B Nelson (1994), " ARCH Models, in R.F. Engele and D.L Mc Fadden (eds.)",Handbook of Econometrics, Vol. IV, Elsevier Scince B.V.

Fountas,S. , Loannidis,A. & M. Karanasos (2004)," Inflation, Inflation Uncertainty and A Common European Monetary Policy", *The Manchester School 72*, PP.221-242.

Friedam, M. (1977), "Nobel Lecture: Inflation and Unemployment", *Journal of Political Economy 85*, PP.451- 472.

Holland, S. (1993), "Uncertain Effects of Money and the Link Between the Inflation Rate and Inflation Uncertainty", *Economic Inquiry January*.

Karanasos, M., Karanassou,M. & S. Fountas (2004),"Analyzing US Inflation by a GARCH Model with Simultaneous Feedback", *WSEAS Transactions on Information Science and Applications,* PP. 767-772.

Kontonikas, A. (2004), "Inflation and Inflation Uncertainty in the United Kingdom, Evidence GARCH Modelling", *Economic Modelling 21*, PP. 525-543.

Nelson, D.B. (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica 59*, PP. 347–370.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]