فصلنامهٔ پژوهش‌های پولی ـ بانکی
سال شانزدهم، شمارهٔ ۵۶، تابستان ۱۴۰۲
صفحات ۳۴۹ ـ ۳۷۹

پویایی‌های تورم: پایداری تورمی، شکست‌های ساختاری، و تغییرات در پایداری تورم ایران

محمدمهدی مومن‌زاده [*]
مجتبی رستمی [†]
مسلم نیلچی [‡]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۵/۰۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۱/۱۸

چکیده

برای اندازه‌گیری پایداری تورم، روش‌های مختلفی توسعه داده شده است که بر یکی از دو مؤلفهٔ اصلی آن یعنی سرعت همگرایی و برون‌زا یا درون‌زا بودن سطح تعادل بلندمدت تورم نسبت به تکانه‌ها تمرکز داشته‌اند. در این پژوهش، هر دو مؤلفهٔ پایداری به‌دقت ارزیابی شده‌اند. به‌منظور اندازه‌گیری سرعت همگرایی در هر دو گشتاور مرتبهٔ اول و دوم تورم ماهانه، از مدل‌های سرعت نمایی و هایپربولیک استفاده شده است؛ همچنین، اثر شکست ساختاری در سطح تعادل و تغییرات ضریب پایداری تورم بررسی شده است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که وقوع شکست ساختاری در اردیبهشت ۱۳۹۷ سطح تعادلی بلندمدت تورم ماهانه را ۱/۳ درصد افزایش داده است. وقایع‌نگاری زمان وقوع شکست ساختاری نشان‌دهندهٔ تطابق آن با تحریم‌های اقتصادی ناشی از خروج یک‌جانبهٔ امریکا از برجام است. همچنین از این تاریخ به بعد، پایداری تورمی در هر دو گشتاور شرطی مرتبهٔ اول و دوم افزایش یافته و ضریب پایداری تورم پس از وقوع شکست ساختاری به میزان ۸ درصد بیشتر شده است. در چنین وضعیتی، تکانه‌های تورمی بالقوه بیشتر به تورم انتظاری و تورم واقعی سرریز می‌شود. بنابراین، غلبه بر عدم قطعیت تورمی و افزایش ضریب پایداری تورمی علاوه بر سیاست‌گذاری مناسب پولی، نیازمند کاهش تنش‌های سیاسی شدید کشور است.

واژه‌های کلیدی: تورم، پایداری تورم، حافظهٔ طولانی، شکست ساختاری
طبقه‌بندی JEL: E31، E42، E58

[*] دانشجوی دکتری حسابداری، دانشگاه تهران، تهران، ایران. momenzadeh2000@yahoo.com
[†] دکتری اقتصاد، تهران، ایران.
[‡] دکتری مالی ـ مهندسی مالی، دانشگاه یزد، یزد، ایران (نویسندهٔ مسئول)؛ Moslem.nilchi@gmail.com

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1402.16.56.6.2]

۱ مقدمه

تورم شاخص مهمی برای رشد اقتصادی، هزینه‌های زندگی، و به‌طورکلی رفاه جامعه است. به‌منظور حفظ تورم در سطوح پایین و تا حد امکان باثبات نگهداشتن آن، طراحی یک سیاست پولی بهینه لازم است. در جهت نیل به این هدف، مقامات پولی کشورها بر پایداری تورم[1] نظارت می‌کنند که نشان‌دهندهٔ توانایی آن‌ها برای بازیابی تعادل پس از واردآمدن تکانه به سطوح تعادلی یا هدف است. در تعریف رسمی، پایداری تورم به‌عنوان سرعتی تعریف می‌شود که تورم پس از واردآمدن یک تکانه به حالت تعادلش همگرا می‌شود. دو ایدهٔ مهم در این تعریف عبارت‌اند از سرعت و تعادل که برای اندازه‌گیری دقیق پایداری تورم باید بااحتیاط با آن‌ها برخورد کرد. سرعت همگرایی به‌سمت تعادل به دوام[2] تکانه (گذرا یا طولانی‌بودن آن) بستگی دارد. اگر روند تعدیل تکانه طولانی باشد و تکانه انباشته شود، سرعت همگرایی آهسته خواهد بود و در نتیجه، پایداری قوی وجود دارد. در این حالت، تکانه تأثیر ماندگاری در مسیر تاریخی تورم دارد و سیاست‌گذار پولی چالش جدی در حفظ ثبات قیمت‌ها خواهد داشت. بنابراین، وجود درجهٔ بالایی از پایداری تورم پیامدهای مهمی در مدل‌سازی اقتصاد کلان و تدوین سیاست‌های اقتصادی دارد. فوهرر[3] (۲۰۰۹) بیان می‌کند که اگر روند تورم یک روند پایدار باشد، در صورت انحراف تورم از مقدار تعادل یا هدف، بانک مرکزی برای بازگرداندن آن هزینه‌های قابل‌توجهی باید متحمل شود (نسبت فداکاری بالاست).

از سویی دیگر، محاسبهٔ پایداری تورم به این موضوع مهم بستگی دارد که آیا سطح تعادلی تورم نسبت به تکانهٔ واردآمده بر تورم برون‌زاست[4] یا درون‌زا[5]. در ساختارهای مدل‌سازی سری زمانی تک‌متغیره، پایداری تورم با این فرض محاسبه می‌شود که تکانه‌ها در مقدار تعادلی سری[6] تأثیر نمی‌گذارند و یا به بیان فنی، سطح تورم بلندمدت یا تورم هدف بانک مرکزی (در صورت هدف‌گذاری تورم) نسبت به تکانه‌ها برون‌زا تلقی می‌شود. اما، تغییر رژیم‌های سیاست پولی و/یا شکست‌های ساختاری ناشی از تکانه‌های بیرونی همچون تکانه‌های انرژی یا

---

[1] Inflation Persistence

[2] Continuity

[3] Fuhrer

[4] Exogenous

[5] Endogenous

[6] سطح تعادلی بلندمدت در ادبیات اقتصادسنجی با میانگین غیرشرطی سری زمانی مانا در کواریانس نشان داده می‌شود.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1402.16.56.6.2]

تحریم‌های تجاری و مالی در سطح تعادلی تورم اثرگذار خواهند بود. نادیده‌گرفتن چنین اثراتی در سطح تعادلی تورم، به برآوردهای شدیداً اریب و به‌سمت بالا از پایداری تورم می‌انجامد. شواهد قوی در این زمینه وجود دارد که ویژگی‌های حافظهٔ طولانی، شکست‌های ساختاری و/یا تغییر رژیم در سری‌های تورم بسیاری از کشورها رخ می‌دهد؛ برای مثال، سچتی و دبل[1] (۲۰۰۶) پایداری تورم را برای اقتصادهای صنعتی بزرگ بررسی کردند و دریافتند که مشروط به شکست ساختاری در عرض از مبدأ، پایداری تورم بسیار کمتر از حالت نادیده‌گرفتن شکست‌های ساختاری در میانگین است. سیچتی و همکاران (۲۰۰۷) شواهد تجربی در مورد نیاز به استفاده از مدل‌هایی را ارائه کردند که امکان شکست ساختاری در میانگین، تلاطم، و پایداری تورم را فراهم می‌کرد. بلخوجا و بوتاهر[2] (۲۰۰۹) با استفاده از مدل $ARFIMA$ برای نرخ تورم ایالات متحده، نشان دادند که محاسبهٔ تغییر رژیم در سطح و در ضریب پایداری منجر به تخمین پایین‌تری از پایداری حافظهٔ طولانی می‌شود. کانگ[3] و همکاران (۲۰۰۹) شکست ساختاری در پایداری تورم ایالات متحده را با استفاده از مدلی با پارامترهای تغییر رژیم مارکوفی بررسی کردند و دو تغییر رژیم را یافتند. بیلی و مورانا[4] (۲۰۱۲) با بررسی نرخ تورم در کشورهای $G7$ دریافتند که تخمین‌های پارامترهای تفاضل کسری با شکست ساختاری به‌طورکلی کوچک‌تر از مدل‌های معمولی $ARFIMA$ هستند که هیچ تعدیلی برای شکست‌های ساختاری در میانگین و/ یا در واریانس بلندمدت ندارند. بنابراین، تخمین دقیق پایداری تورم مستلزم احتساب شکست‌های ساختاری چندگانه در رفتار تورم است.

علاوه بر این موضوع، در پس‌زمینهٔ تغییرات و شکست‌های ساختاری و جابه‌جایی سطح تعادلی تورم، می‌توان انتظار تغییر در خود پایداری تورم در طی زمان را داشت. اندازهٔ چنین تغییراتی هم از منظر تحلیلی و هم از منظر سیاستی حائز اهمیت است، زیرا تغییرات در درجهٔ پایداری تورم می‌تواند منعکس‌کنندهٔ تغییر انعطاف‌پذیری اقتصادها در برابر تکانه‌ها یا نتیجه‌ی تثبیت و عدم تثبیت انتظارات تورمی باشد (کومار[5]، ۲۰۰۷؛ تیلمان[6]، ۲۰۱۲).

بر مبنای آنچه تاکنون گفته شد، بررسی ویژگی‌های اساسی فرایند تورم و میزان تغییر در آن‌ها به‌منظور طراحی سیاست‌های اقتصادی و بررسی پیامدهای آن‌ها بر محیط کسب‌وکار و

---

[1] Cecchetti
[2] Belkhouja & Boutahar
[3] Kang
[4] Baillie & Morana
[5] Kumar
[6] Tillmann

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1402.16.56.6.2]

فضای اقتصاد کلان ایران بسیار مهم است؛ به‌ویژه آنکه در دو دهۀ اخیر، اقتصاد ایران تحت‌تأثیر عوامل متعددی مانند تغییرات در قیمت‌های جهانی نفت، بی‌ثباتی در فرایند سیاست‌گذاری اقتصادی، و فاکتورهای سیاسی همچون تحریم‌های اقتصادی یک‌جانبه و چندجانبه (که منجر به کاهش تجارت بین‌المللی، سرمایه‌گذاری و سرکوب پیوندهای مالی این کشور با جهان شده است) قرار داشته و نرخ‌های تورم بالا را تجربه کرده است.

در پژوهش حاضر به‌منظور بررسی ویژگی‌های پایداری و پایداری تلاطمی تورم، شکست ساختاری و اثرات متقابل این پدیده‌ها در یکدیگر، مجموعه‌ای از مدل‌های $AR[F]IMA-GARCH[I][F]$ را برای دو دستۀ ۱ـ داده‌های اصلی و ۲ـ داده‌های اصلی با شکست‌های ساختاری استفاده خواهیم کرد. شناسایی شکست‌های ساختاری چندگانه در میانگین و واریانس با استفاده از روش ارائه‌شده توسط کلیک[1] و همکاران (۲۰۱۲) انجام می‌شود. شایان ذکر است که علت انتخاب این ترکیب از مدل‌ها، ارزیابی سرعت همگرایی به‌سمت تعادل در میانگین و واریانس شرطی است.

همچنین، به‌منظور تأمین سازگاری انحراف استاندارد ضرایب تخمینی، تمام مدل‌ها با استفاده از روش‌های نیرومند[2] و الگوریتم $BFGS$ برآورد می‌شوند.

در ادامه، این پژوهش به شرح زیر سازمان‌دهی شده است: در بخش ۲، ادبیات پژوهشی ارائه شده است؛ بخش ۳ روش شناسایی پژوهش شامل مدل‌های مختلف میانگین‌ـ‌واریانس مورداستفاده برای مدل‌سازی دینامیک نرخ تورم و الگوریتم کلیک و همکاران (۲۰۱۲) برای شناسایی شکست‌های ساختاری در میانگین را شرح می‌دهد؛ در بخش ۴، تجزیه و تحلیل توصیفی و استنباطی داده‌ها و نتایج تجربی، و در بخش ۵، خلاصه و نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲ مروری بر ادبیات پژوهشی

بانرجی[3] و همکاران (۲۰۰۱) و بانرجی و راسل[4] (۲۰۰۱) شواهدی مبنی بر وجود یک ریشۀ واحد در نرخ تورم پیدا کردند.

---

[1] Killick
[2] Robust
[3] Banerjee
[4] Russell

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1402.16.56.6.2]

نارایان[1] (۲۰۱۴) و نارایان و لیو[2] (۲۰۱۵) استدلال کردند که آزمون‌های ریشهٔ واحد مبتنی بر مدل‌های خطی استاندارد نامناسب هستند اگر داده‌ها دارای تغییرات سطح همراه با اثرات قابل‌توجه $ARCH$ باشند. آن‌ها یک آزمایش ریشهٔ واحد با دو شکست ساختاری درون‌زا پیشنهاد می‌کنند که به‌طور خاص شامل مشخصات $GARCH(1,1)$ برای تلاطم است. نتایج به‌دست‌آمده پاسخ روشن‌تر و ارزشمندتری را در مورد موضوع غیرثابت‌بودن تورم به ارمغان آورد.

سچتی و دبل[3] (۲۰۰۶) پایداری تورم را برای اقتصادهای صنعتی بزرگ بررسی کردند و دریافتند که با احتساب شکست در عرض از مبدأ، پایداری تورم بسیار کمتر از حالت نادیده‌گرفتن شکست ساختاری در میانگین است.

سیچتی و همکاران (۲۰۰۷) شواهد تجربی در مورد نیاز به استفاده از مدل‌هایی را ارائه می‌کنند که امکان شکست ساختاری در میانگین، تلاطم، و پایداری تورم را فراهم می‌کند.

بلخوجا و بوتاهر[4] (۲۰۰۹) با استفاده از مدل $ARFIMA$ برای نرخ تورم ایالات متحده، نشان دادند که محاسبهٔ تغییرات رژیم در سطح و پایداری، منجر به تخمین پایداری حافظهٔ طولانی پایین‌تر می‌شود.

کانگ[5] و همکاران (۲۰۰۹) تغییر ساختاری در پایداری تورم ایالات متحده را با استفاده از مدلی با پارامترهای تغییر رژیم مارکوفی بررسی کردند و دو تغییر رژیم ناگهانی را یافتند.

بیلی و مورانا (۲۰۱۲) با بررسی نرخ تورم $G7$ دریافتند که تخمین‌های پارامترهای تفاضل کسری با شکست ساختاری، به‌طورکلی کوچک‌تر از مدل‌های معمولی $ARFIMA$ هستند که هیچ تعدیلی برای تغییرات ناگهانی در میانگین بلندمدت ندارند.

گیل آلانا[6] و همکاران (۲۰۱۹) در پژوهشی که به بررسی رفتار نرخ تورم در ایران در بازه زمانی ۱۹۹۲ـ۲۰۱۷ می‌پردازد، پایداری بالای نرخ تورم را یکی از ویژگی‌های اقتصاد ایران برمی‌شمرند. آن‌ها ناکارآمدی سیاست‌های کاهش تورم در ایران را به چنین ویژگی نسبت

---

[1] Narayan
[2] Liu
[3] Cecchetti
[4] Belkhouja & Boutahar
[5] Kang
[6] Gil-Alana

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1402.16.56.6.2]

می‌دهند. پیشنهاد آن‌ها این است که سیاست پولی فعال در ایران نتایج موردانتظار را به بار نمی‌آورد.

دئوپورا[1] و همکاران (۲۰۲۱) در پژوهشی پایداری متغیر با زمان تورم را برای ۳۶ کشور آسیایی ازجمله ایران بررسی می‌کنند. مطالعهٔ آن‌ها شواهد قوی مبنی بر پایداری متغیر با زمان برای همهٔ اقتصادهای آسیایی ارائه می‌دهد. تاریخ‌های شکست ساختاری از نظر آماری معنی‌دارند. همچنین، آن‌ها نشان می‌دهند که تاریخ‌های شکست ساختاری با تغییرات در چهارچوب سیاست پولی اقتصادهای آسیایی مربوطه و همچنین با بحران مالی جهانی هم‌زمان است.

کومار و اوکیموتو (۲۰۰۷) یک شکست ساختاری در درجهٔ کسری تورم ماهانهٔ CPI ایالات متحده مصادف با سال ۱۹۸۲ پیدا کردند.

هاسلر و ملر (۲۰۱۱) این رویکرد را با آزمون تغییرات ساختاری چندگانه در درجهٔ کسری تورم گسترش دادند.

از تحقیقات داخلی در ایران، می‌توان به پژوهش بالونژاد نوری و محمدپور (۲۰۲۱) اشاره کرد. آن‌ها با استفاده از روش $MS-ARFIMA$، شواهدی از تغییر در درجهٔ کسری تورم سالانه ارائه و بیان می‌کنند که در رژیم با تورم و تلاطم تورمی بالا، شواهدی از پایداری تورم وجود ندارد و در رژیم با تورم و تلاطم تورمی ملایم، درجهٔ کسری تورم مثبت و معنادار است.

۳ روش‌شناسی

در این بخش، مشخصات انواع مدل‌های $AR[F]IMA$، $[F][I]GARCH$، و همچنین آزمون شکست‌های ساختاری در میانگین نرخ تورم را که استفاده می‌شود، به‌اختصار ارائه می‌کنیم.

۳/۱ مدل‌های $ARFIMA(p,d,q)$

فرایند تصادفی y جمعی‌شده کسری[2] از مرتبهٔ d_m نامیده می‌شود هرگاه با استفاده از فیلتر $(1-L)^{d_m}$، به یک سری مانای ضعیف و معکوس‌پذیر چون x_t تبدیل شود. به بیان فنی، یعنی:

[1] Devpura

[2] Fractionally Integrated

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1402.16.56.6.2]

$$(1-L)^{d_m} y_t = \delta + x_t \qquad (۱)$$

در این رابطه، فرض می‌شود $0 < d_m < 1$ و x یک فرایند $ARMA(p,q)$ است. با استفاده از بسط دوجمله‌ای برای فیلتر $(1-L)^{d_m}$، خواهیم داشت:

$$(1-L)^{d_m} = 1 - d_m L - \frac{d_m(1-d_m)}{2!}L^2 - \frac{d_m(1-d_m)(2-d_m)}{3!}L^3 - \cdots = \sum_{j=0}^{\infty} d_{m_j} L^j \,,; d_{m_j} = \frac{j-1-d_m}{j} d_{m_{j-1}}, d_{m_0} = 1 \qquad (۲)$$

فرایند اصلی y با عنوان $ARFIMA(p, d_m, q)$ (فرایندهای میانگین متحرک خودرگرسیون کسری) نشان داده می‌شود.

ضرایب d_{m_j} به‌ازای $|d_m| < 0.5$ جمع‌پذیر درجهٔ دوم می‌باشد. این فرایندها به‌ازای $0 < d_m < 0.5$ مانا بوده و حافظهٔ طولانی را نشان می‌دهند. به‌ازای $|d_m| \geq 0.5$ فرایند نامانا‌ست. بنابراین، طیف وسیعی از مقادیر d $(0.5 \leq d_m \leq 1)$ و نه‌تنها $d_m = 1$ وجود دارد که فرایندهای پایدار و نامانا را تولید می‌کند. با جای‌گذاری $-d_m$ به‌جای d_m در رابطه (۲)، خواهیم داشت:

$$(1-L)^{-d_m} = 1 + d_m L + \frac{d(1+d_m)}{2!}L^2 + \frac{d(1+d_m)(2+d_m)}{3!}L^3 + \ldots \qquad (۳)$$

بنابراین، اگر فیلتر $(1-L)^{-d_m}$ بر فرایند مانا و معکوس‌پذیر $ARMA(p,q)$ با نمایش $\phi(L) = \theta(L)\varepsilon_t$ اعمال شود، به یک فرایند $ARFIMA$ به‌صورت $y_t = (1-L)^{-d_m} x_t$ می‌رسیم. اگر $x_t = \varepsilon_t$ باشد که $\varepsilon_t = \frac{-\delta}{1-\theta} + \frac{1-\theta L}{1-\gamma L} y_t$ است، آنگاه یک فرایند $ARFIMA(1, d_m, 1)$ خواهیم داشت. در این رابطه، عبارت $\frac{-\delta}{1-\theta}$ را برای سادگی می‌توان با μ جایگزین کرد.

باید توجه داشت که حافظهٔ طولانی حاکی از نوعی وابستگی سریالی و پایداری است که توسط فرایندهای سنتی $ARMA$ قابل‌درک نیست. برای این فرایندها، تابع خودهمبستگی $\rho(w)$ به‌صورت زیر کاهش می‌یابد:

$$\rho(w) \sim C w^{2d_m - 1} \; as \; w \to \infty. \qquad (۴)$$

در نتیجه، زمانی‌که $d_m \in (0,0.5)$ هرچند فرایند ماناست، اما با نرخی بسیار کند $\rho(w)$ به سمت صفر میل می‌کند.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1402.16.56.6.2]

۳/۲ مدل $GARCH$

مدل $ARCH[G]$ که توسط انگل[1] (۱۹۸۲) و بالرسلیف[2] (۱۹۸۶) توسعه یافته است، ابزار مفیدی برای ثبت تجربی تکانه در واریانس شرطی است. مطابق این مدل، تکانه به واریانس با توجه به ساختار میانگین متحرک اتورگرسیو ($ARMA$) مجذور باقی‌مانده‌ها فرایند بسط می‌یابد. چنانچه ε_t عبارت خطای معادلهٔ میانگین نرخ تورم باشد، آنگاه معادله یک فرایند $GARCH(p,q)$ به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\varepsilon_t = z_t\sqrt{\sigma_t^2} \quad (۵)$$
$$z_t \sim iid.\, N(0,1)$$
$$\varepsilon_t \sim N\left(0, \sqrt{\sigma_t^2}\right)$$
$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha(L)\varepsilon_t^2 + \beta(L)\sigma_t^2$$

در این رابطه، L عملگر وقفه و $\alpha(L) = \sum_{i=1}^{q} \alpha_i L^i, \beta(L) = \sum_{j=1}^{p} \beta_j L^j$ است. به‌منظور برآورده‌ساختن شرط نامنفی‌بودن باید $\omega > 0$، $\alpha \geq 0$ و $\beta \geq 0$ باشد. مانایی فرایند زمانی حاصل خواهد شد که قید $\sum_i^q \alpha_i + \sum_j^p \beta_j < 1$ برقرار باشد.

همچنین، لینگ و مکالییر[3] (۲۰۰۲) شرایط منظم‌بودن[4] یک مدل $GARCH(1,1)$ را به‌صورت $E[\varepsilon_t^2] = \alpha_1 + \beta_1 < 1$ و $E[\varepsilon_t^4] = 3\alpha_1^2 + 2\alpha_1\beta_1 + \beta_1^2 < 1$ استخراج کردند که به رابطهٔ آخر، شرط وجود گشتاور مرتبهٔ چهارم می‌گویند.

شایان ذکر است که مجموع $\alpha_1 + \beta_1$ در یک مدل $GARCH(1,1)$ پایداری تلاطمی فرایند را نشان می‌دهد و به‌شکل نمایی میرا می‌شود.

۳/۳ مدل $IGARCH$

بسیاری از شواهد داده‌های بازارهای مالی نشان می‌دهند که پایداری واریانسی که توسط مدل‌های $GARCH$ اندازه‌گیری می‌شود، کاملاً قابل‌توجه است؛ به‌طوری‌که نمی‌توان فرضیهٔ $\sum_{i=1}^{q} \alpha_i + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \approx 1$ را رد کرد. این موضوع انگل و بالرسلیف (۱۹۸۶) را بر آن داشت تا فرایند جمعی‌شدهٔ[5] $GARCH$ یا $IGARCH$ را معرفی کنند، که در آن تکانه‌های واریانس در

---

[1] Engle
[2] Bollerslev
[3] Ling & McAleer
[4] Regularity Conditions
[5] Integrated

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1402.16.56.6.2]

طول زمان تحلیل نمی‌روند. با فرض $v_t = \varepsilon_t^2 - \sigma_t^2$ مدل $GARCH(p,q)$ را می‌توان به‌شکل یک فرایند $ARMA(p,q)$ بازنویسی کرد:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha(L)\varepsilon_t^2 + \beta(L)\sigma_t^2 \quad (۶)$$
$$[1-\alpha(L)-\beta(L)]\varepsilon_t^2 = \omega + [1-\beta(L)]v_t$$

مشابه آنچه انگل و بالرسلیف (۱۹۸۶) انجام دادند، با حضور ریشهٔ واحد در عبارت $[1-\alpha(L)-\beta(L)]$، به فرایند $IGARCH(p,q)$ خواهیم رسید:

$$(1-L)\phi(L)\varepsilon_t^2 = \omega + [1-\beta(L)]v_t \quad (۷)$$
$$\sigma_t^2 = \omega[1-B(L)]^{-1} + \{1-\phi(L)(1-L)[1-\beta(L)]^{-1}\}\varepsilon_t^2$$

در این رابطه، $\phi(L) = [1-\alpha(L)-\beta(L)](1-L)^{-1}$ است.

خاصیت جمعی در واریانس، مشابه وجود ریشهٔ واحد در میانگین یک فرایند تصادفی است که نمونه‌ای از آن فرایند گام تصادفی است.

۳/۴ مدل $FIGARCH$

توصیف درجهٔ شدید پایداری تلاطم شرطی با مدل $IGARCH$ به این معناست که اثر ضمنی یک تکانه در پیش‌بینی بهینهٔ تلاطم شرطی آینده به‌صورتی است که وزن‌های پاسخ به ضربهٔ تجمعی[1] مربوطه را به یک ثابت غیرصفر متمایل کند. در این حالت، پیش‌بینی‌ها به‌صورت خطی با افق پیش‌بینی افزایش می‌یابند. این نشان می‌دهد که قیمت‌گذاری اوراق بهادار ریسکی[2]، ازجمله اختیارات بلندمدت[3] و قراردادهای آتی[4]، ممکن است وابستگی شدید به شرایط اولیه یا وضعیت فعلی اقتصاد را نشان دهد (بایلی[5] و همکاران، ۱۹۹۶). این درجهٔ شدید از وابستگی با رفتار مشاهده‌شده در قیمت‌گذاری دارایی‌ها متناقض است. بنابراین، مشاهدهٔ رفتار $IGARCH$ ممکن است مصنوع از یک حافظهٔ طولانی باشد.

---

[1] Cumulative Impulse Response Weights
[2] Risky Securities
[3] Long-term Options
[4] Futures Contracts
[5] Bailliea

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1402.16.56.6.2]

بایلی و همکاران (۱۹۹۶) کلاس انعطاف‌پذیرتر $FIGARCH$ را برای واریانس شرطی معرفی کرده‌اند که توانایی بیشتری برای توضیح و نمایش وابستگی‌های زمانی مشاهده‌شده در تلاطم بازار مالی دارند. یک مدل $FIGARCH(p, d_v, q)$ به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$(1-L)^{d_v}\phi(L)\varepsilon_t^2 = \omega + [1-\beta(L)]v_t \quad (۸)$$
$$\sigma_t^2 = \omega[1-B(L)]^{-1} + \{1-[1-\beta(L)]^{-1}\phi(L)(1-L)^{d_v}\}\varepsilon_t^2$$

به‌منظور برقراری نامنفی‌بودن واریانس، باید شرط‌های $0 \le d_v < 1$ ، $\omega > 0$ ، $0 \le \phi_i < 1$ و $0 \le \beta_i < 1$ برقرار باشند. d_v پارامتر تفاضل کسری[1] و عبارت $(1-L)^{d_v}$ عملگر تفاضل کسری هستند.

در مدل‌های $FIGARCH$ خودهمبستگی واریانس‌های شرطی در طول زمان با نرخ هایپربولیک و نه نمایی (مانند مدل $IGARCH$) کاهش می‌یابد، به‌طوری‌که پارامتر تفاضل کسری اطلاعات مهمی در مورد الگو و سرعت انتشار تکانه‌ها به تلاطم ارائه می‌دهد. این بدان‌معنی است که اثر یک تکانهٔ تلاطمی به‌طور متوسط برگردانده می‌شود، اما کاملاً (در طول زمان) پایدار است.

۳/۵ شکست ساختاری در میانگین و تعیین نقاط رخداد آن‌ها

در پژوهش حاضر، برای تشخیص شکست‌های ساختاری در میانگین از روش ارائه‌شده توسط کیلیک و همکاران (۲۰۱۲) استفاده شده است. براساس تعریف، یک نقطهٔ گسست در مجموعهٔ داده‌های مرتب $x_{1:n} = (x_1, \dots, x_n)$ زمانی رخ می‌دهد که حداقل یک نقطهٔ زمانی مانند $\tau \in \{1, \dots, n-1\}$ وجود داشته باشد که ویژگی آماری بخش $\{x_1, \dots, x_\tau\}$ با بخش $\{x_{\tau+1}, \dots, x_n\}$ به شیوه‌ای متفاوت باشد. با گسترش این ایده از یک نقطهٔ گسست منفرد به چندین نقطهٔ گسست، تعداد m نقطهٔ گسست همراه با موقعیت آن‌ها، $\tau_{1:m} = (\tau_1, \dots, \tau_m)$، خواهیم داشت. موقعیت هر نقطهٔ گسست عددی صحیح بین 1 و $n-1$ است. با فرض آنکه $\tau_0 = 0$ و $\tau_{m+1} = n$ باشد و نقاط گسست به‌گونه‌ای مرتب شده باشند که اگر و فقط اگر $i < j$ آنگاه $\tau_i < \tau_j$ باشد. معمولاً در تجزیه و تحلیل داده‌ها، به‌دنبال شناسایی تعداد نقاط گسست تخمین مقادیر پارامترهای مرتبط با هر بخش هستیم.

[1] Fractional Difference

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1402.16.56.6.2]

برای تصمیم‌گیری در مورد اینکه آیا شکست ساختاری رخ داده است یا خیر، محاسبهٔ حداکثر لگاریتم راست‌نمایی در هر دو فرضیهٔ صفر و رقیب ضروری است.[۱]

۴ تجزیه و تحلیل داده‌ها

در این پژوهش از داده‌های شاخص قیمت‌های مصرف‌کننده با تناوب ماهانه در بازه زمانی فروردین ۱۳۸۰ تا اسفند ۱۴۰۱ که در پایگاه اینترنتی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران قرار گرفته، استفاده شده است. تورم ماهانه با استفاده از رابطهٔ زیر محاسبه می‌شود:

$$Inf_t = ln\frac{P_t}{P_{t-1}} \quad (۹)$$

در این رابطه، P_t شاخص قیمت مصرف‌کننده در زمان t با تناوب ماهانه است. همچنین، برای بررسی‌های اقتصادی نیاز است که پیش از تحلیل‌های استنباطی، از داده‌ها تعدیل فصلی به عمل آید. در این پژوهش با استفاده از روش‌های تفاضل میانگین متحرک، برای فرایندهای جمعی[۲] از داده‌ها تعدیل فصلی صورت گرفته است.

۴/۱ معرفی و تجزیه و تحلیل توصیفی داده‌ها

شکل ۱ مسیر زمانی تورم ماهانه را در دو دههٔ اخیر نشان می‌دهد. نمودار نشان‌دهندهٔ آن است که تورم ماهانه در ایران بسیار متلاطم بوده است. بیشترین مقادیر تورم ماهانهٔ ایران پس از سال ۱۳۹۷ روی داده و در خرداد ۱۴۰۱ پس از حذف ارز ترجیحی (برابری یک دلار با ۴۲۰۰ تومان ایران)، تورم ماهانه به نزدیک ۱۲ درصد رسیده است. به‌طورکلی، عوامل متعددی منشأ جریان‌های تورمی در ایران بوده است که ازجملهٔ آن‌ها می‌توان به نرخ ارز، درآمدهای نفتی، مخارج دولت، و نقدینگی اشاره کرد (گیل آلانا[۳] و همکاران، ۲۰۱۹). عملکرد این عوامل در کنار تکانه‌های سیاسی همچون تحریم‌های مالی و تجاری قابل‌توضیح است. شکل ۱ امکان وجود شکست ساختاری در میانگین و واریانس را به‌خوبی نشان می‌دهد؛ برای مثال، به‌نظر می‌رسد که از ابتدای سال ۱۳۹۷ تورم وارد یک فاز افزایشی متفاوت هم از نظر سطوح تورم تجربه‌شده و هم در میزان تلاطم تورمی با سالیان گذشته شده است. در نتیجه،

---

[۱] در مقالهٔ کیلیک و همکاران (۲۰۱۲)، مثال‌های مختلفی از کاربرد این روش در حوزه‌های مختلف کلان، مالی، و سایر داده‌ها همچون داده‌های هیدرولوژی ارائه شده است.

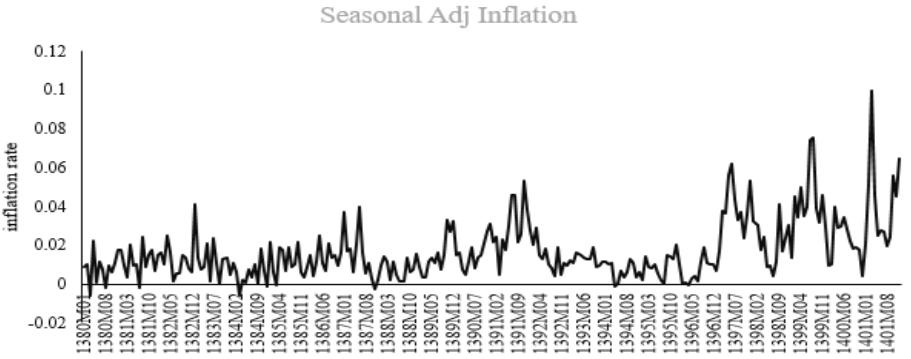
[2] Additive

[3] Gil-Alana

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1402.16.56.6.2]

بررسی وقوع شکست‌های ساختاری احتمالی برای مدل‌سازی مناسب تورم و اندازه‌گیری پایداری آن ضروری می‌نماید.



شکل ۱. مسیر زمانی تورم ماهانه در ایران براساس داده‌های بانک مرکزی ج.ا.ا.

شکل ۲ با استفاده از ترسیم توابع خودهمبستگی نمونه‌ای و چگالی طیفی، توصیفی از پایداری تورم کشور در دو دهۀ اخیر را ارائه می‌دهد. براساس اطلاعات این شکل، خودهمبستگی نمونه‌ای تورم (ACF) حاوی میرایی ضعیف به‌سمت صفر بوده و تا ۲۴ ماه مثبت و در سطح ۵ درصد معنی‌دار است.[۱] همچنین، تمام ACFها مثبت‌اند. به‌نظر می‌رسد که پایداری ذاتی[۲] و وابستگی شدید تورم به گذشتۀ خود یک واقعیت اقتصاد ایران است. نمودار (۲) چگالی طیفی نرخ تورم نیز نشان می‌دهد که در فراوانی صفر، چگالی طیفی به‌سمت بی‌نهایت میل می‌کند.

همان‌گونه که بوردکین و سیکلوس[۳] (۱۹۹۹) بیان می‌کنند، با درجات بالاتر خودهمبستگی در فرایند تورم، می‌توان انتظار داشت که نسبت بیشتری از افزایش قیمت مشاهده‌شده در دورۀ گذشته، در آینده ادامه یابد. این موضوع باعث خواهد شد تا دستمزدها نسبت به تورم تأخیری پاسخ‌گوتر باشند.

---

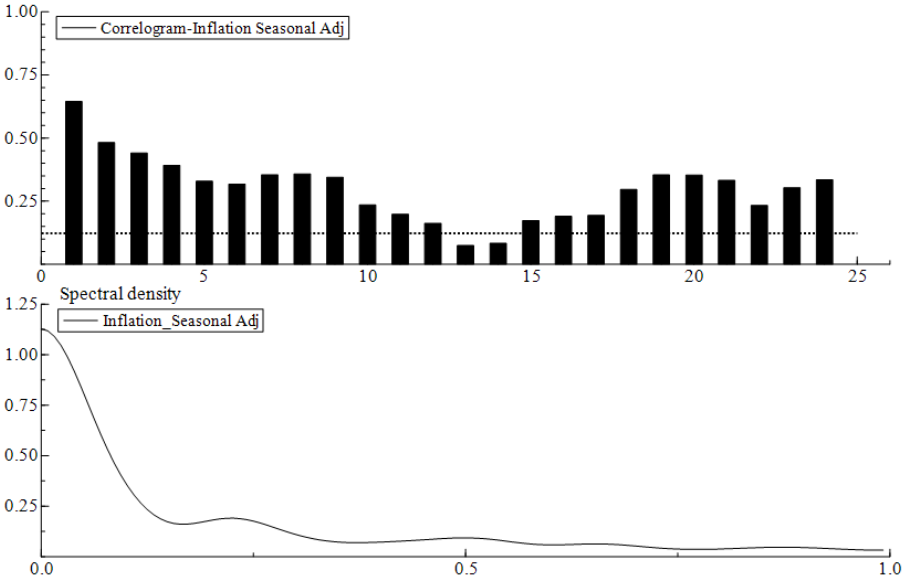
[۱] معنی‌داری با قرارگرفتن بیرون از خطوط نقطه‌چین مشخص می‌شود.

[2] Intrinsic Persistence

[3] Burdekin & Siklos

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1402.16.56.6.2]



شکل ۲. بالا: توابع خودهمبستگی (ACF) و خودهمبستگی جزئی $(PACF)$؛ پایین: چگالی طیفی تورم

جدول ۱ آماره‌های توصیفی تورم ماهانهٔ دو دههٔ اخیر کشور را نشان می‌دهد. براساس یافته‌های ارائه‌شده در این جدول، متوسط ماهانهٔ تورم ۱/۶ درصد با انحراف استاندارد ۱/۴۷ درصد است. کمترین مقدار تورم ماهانه در بازه این پژوهش ۱/۱۷ـ درصد و بیشترین مقدار آن ۱۱/۵ درصد بوده است. ضریب کشیدگی تورم ماهانه تقریباً ۴ برابر مقدار آن برای توزیع نرمال است. در نتیجه، می‌توان استدلال کرد که وقوع تورم‌های بسیار بزرگ‌تر از میانگین در مقایسه با توزیع نرمال با مشخصات مشابه با نمونه (میانگین و واریانس مشابه داده‌ها) پیش‌بینی می‌کند. ضریب چولگی داده‌های تورم ماهانه نیز عددی مثبت و بزرگ است که بیانگر لنگرانداختن تورم به‌سمت راست و نرخ‌های بزرگ‌تر از میانگین است. در نهایت، مقدار محاسبه‌شده برای آمارهٔ جارکیو-برا نیز فرضیهٔ نرمال‌بودن نرخ تورم ماهانه را در سطوح مختلف معنی‌داری رد می‌کند.

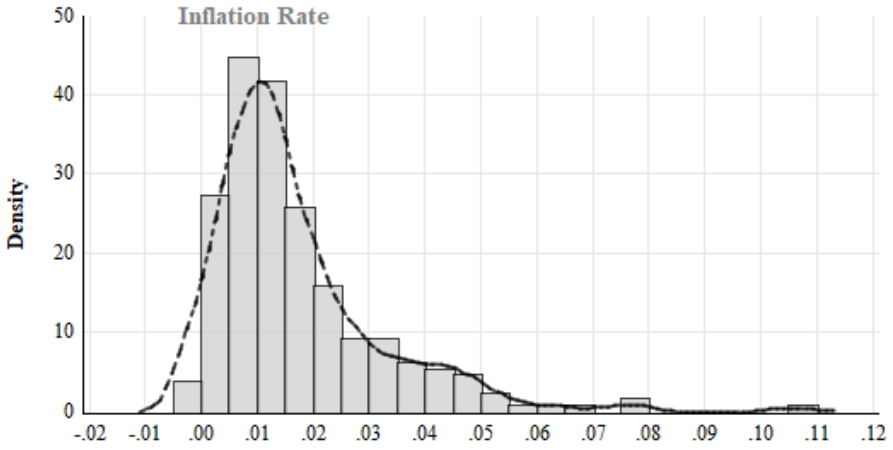
[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1402.16.56.6.2]

جدول ۱

آمار توصیفی تورم ماهانه در ایران

جارکیو- برا	کشیدگی	چولگی	انحراف استاندار	مینیمم	ماکزیمم	میانگین
۹۳۸/۲۹***	۱۱/۵۲	۰/۲۷	۱/٤٦	-۱/۱٦۹	۱۱/۵۱	**۱/٦۳**

چگالی تجربی داده‌های نرخ تورم ماهانه در شکل ۳ ترسیم شده است. این شکل به‌خوبی نشان‌دهندهٔ احتمال کوچک وقوع نرخ‌های تورم بزرگ و احتمال بزرگ وقوع نرخ‌های تورم ماهانهٔ کوچک است. بنابراین، می‌توان این‌گونه نتیجه گرفت که اگر رخداد غیرمنتظره‌ای روی ندهد، رفتار تورم ماهانه به‌سمت وقوع تورم‌های کوچک‌تر از میانگین ۱/۶ درصد گرایش دارد.



شکل۳. چگالی تجربی داده‌های نرخ تورم ماهانه ــ کل نمونهٔ داده‌ها

۴.۲ تحلیل استنباطی داده‌های تورم

در این پژوهش، به‌منظور بررسی جامع همهٔ شقوق ممکن در اندازه‌گیری پایداری تورم، ضرایب بخش AR فرایندهای $ARMA$ پایداری تورم یا سرعت همگرایی به‌سمت تعادل را اندازه می‌گیرد. در جدول ۲، این ضرایب تنها شامل γ است. مطابق تعریف، فرایندهای $ARMA$ فرایندهای با حافظهٔ کوتاه می‌باشند و لذا، به‌شکل پیش‌فرض، درجهٔ تفاضل کسری d_m در آن‌ها برابر با صفر خواهد بود (هاسلر[1]، ۲۰۱۸).

[1] Hassler

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1402.16.56.6.2]

براساس معیارهای AIC، BIC، و HQC در بین مجموعهٔ مدل‌های جدول ۲، مدل $ARMA-IGARCH(1,1)$ مدل منتخب است. پذیرش این نتیجه به‌معنای آن است که واگرایی از سطح تعادل بلندمدت ویژگی داده‌های تورم ماهانه باشد، زیرا براساس این مدل پایداری تلاطمی تورم با نرخی نمایی به‌سمت بی‌نهایت میل می‌کند. در این حالت، تکانه‌های واردآمده به تلاطم تورم در بلندمدت نیز از بین نخواهند رفت. در نتیجه، تکانه‌های واردآمده به تورم زمان t، امواج عدم قطعیت تا $\lim_{n\to\infty} t+n$ ایجاد می‌کنند. ضریب γ که پایداری (میانگین شرطی) تورم را نشان می‌دهد، در هر سه مدل بسیار بزرگ و نزدیک به یک است. در مدل منتخب، این پارامتر برابر با ۰/۸۶۲۳ است که پایداری بالای تورمی در ایران را نشان می‌دهد. این شرایط در دو مدل دیگر نیز چندان تفاوتی نمی‌کند. در مدل $ARMA-FIGARCH(1,d,1)$، پایداری تورمی (پارامتر γ) و پایداری تلاطمی تورم (پارامتر d_v) ــ که درجهٔ گذرا یا موقت‌بودن امواج عدم قطعیت تورمی را اندازه می‌گیرد ــ به‌ترتیب عبارت‌اند از ۰/۸۴۷۰ و ۰/۴۶۱۲. بنابراین، در چهارچوب این مدل، وجود حافظهٔ طولانی در تلاطم نرخ تورم ماهانه در سطح ۹۵ درصد رد نمی‌شود. ترکیب این دو مقدار با یکدیگر نشان‌دهندهٔ بی‌ثباتی شدید تورم در ایران است. لذا، هرچند با واردآمدن هر تکانهٔ تلاطمی به نرخ تورم ماهانه تعدیل صورت خواهد گرفت (برخلاف مدل $ARMA-IGARCH(1,1)$)، مدت‌زمان این فرایند تعدیل طولانی خواهد بود.

بررسی باقی‌مانده‌های هر سه مدل ارائه‌شده در جدول ۲ نشان‌دهندهٔ آن است که هیچ‌گونه خودهمبستگی در توان اول و دوم آن‌ها وجود ندارد (که به‌ترتیب با آماره‌های $Q(12)$ و $Q^2(12)$ نشان داده شده است). همچنین، آمارهٔ $LM(12)$ نشان‌دهندهٔ آن است که مدل‌ها فاقد هرگونه تأثیرات $ARCH$ تصریح‌نشده در مدل‌ها هستند و لذا، استنباط نتایج در مورد پارامترهای پایداری تورم و سایر پارامترها با صحت صورت گرفته است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1402.16.56.6.2]

جدول ۲

تخمین مدل‌های میانگین‌ـ واریانس؛ داده‌های اصلی بازده نرخ تورم بدون احتساب حافظهٔ طولانی و شکست ساختاری در میانگین

	$ARMA-GARCH(1,1)$	$ARMA-IGARCH(1,1)$	$ARMA-FIGARCH(1,d,1)$
μ	۰/۰۱۱۲***	۰/۰۱۱۰***	۰/۰۱۱۲***
	(۰/۰۰۱۹)	(۰/۰۰۱۸)	(۰/۰۰۱۶)
γ	۰/۸۶۱۳***	۰/۸۶۲۳***	۰/۸۴۷۰***
	(۰/۰۵۰۲)	(۰/۰۴۸۳)	(۰/۰۵۵۰)
θ	−۰/۵۲۶۲***	−۰/۵۲۹۲***	−۰/۵۱۵۳***
	(۰/۱۳۲۷)	(۰/۱۰۶۷)	(۰/۱۲۰۷)
d_m	۰	۰	۰
ω	۰/۰۷۸۸۴	۰/۰۶۳۸	۲/۲۱۷۹
	(۰/۱۵۲۹)	(۰/۰۶۰۱)	(۱/۶۰۵۹)
α_1	۰/۱۵۲۱۹۶	۰/۱۷۷۸*	–
	(۰/۰۹۶۳)	(۰/۱۰۵۵)	–
ϕ	–	–	۰/۴۹۷۰**
	–	–	(۰/۲۰۹۱)
β_1	۰/۸۱۰۳***	۰/۸۲۲۱	۰/۷۱۳۵***
	(۰/۲۴۲۱)		(۰/۱۷۴۴)
d_v	۰	۱	۰/۴۶۱۲**
			(۰/۱۹۵۸)
		آزمون باقی‌مانده‌ها	
$Q(12)$	۱۱/۸۰۹	۱۱/۲۹۱۸	۱۱/۹۶۲۲
$Q^2(12)$	۹/۳۳۷۷	۸/۶۱۴۲	۶/۳۱۷۲
$LM(12)$	۰/۸۰۰۷	۰/۷۲۱۶	۰/۵۱۴۷
		معیارهای اطلاعاتی درون‌نمونه‌ای	
AIC	−۶/۳۳۷۵	−۶/۳۴۳۵	−۶/۳۳۵۳
BIC	−۶/۲۴۲۶	−۶/۲۶۲۲	−۶/۲۲۶۹
HQC	−۶/۲۹۹۴	−۶/۳۱۰۸	−۶/۲۹۱۷

* در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار است.

** در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است.

*** در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1402.16.56.6.2]

نتایج فوق می‌توانند تحریف شده باشند. معمولاً سطح تورم (یا به بیان فنی میانگین شرطی تورم) به‌عنوان نمونه‌ای از سری‌های زمانی با درجهٔ جمعی کسری یا $ARFIMA$ شناخته شده است (هاسلر و ولترز[1]، ۱۹۹۵). با توجه به تفاوت فرایند کسری با فرایند $ARMA$ در سرعت همگرایی به‌سمت تعادل بلندمدت، معیارهای پایداری استاندارد مانند مجموع ضرایب AR ممکن است گمراه‌کننده باشند. ماهیت واقعی رفتار با حافظهٔ طولانی می‌تواند توسط یک فرایند حافظهٔ کوتاه که تحت‌تأثیر شکست‌های ساختاری است، به‌طور کاذب تقلید شود (چارفدین و مائوچین[2]، ۲۰۱۹). بنابراین، پیش از ورود پارامتر تفاضل کسری به مدل، بررسی و تعیین ماهیت واقعی یا جعلی رفتار با حافظهٔ طولانی مشاهده‌شده در داده‌های نرخ تورم ضروری است.

کو[3] (۲۰۱۱) آزمونی را برای تشخیص یک فرایند حافظهٔ طولانی واقعی از یک فرایند کاذب پیشنهاد کرد. در این آزمون، فرضیهٔ صفر یک فرایند مانا با حافظهٔ طولانی است و فرضیهٔ مقابل آن یک فرایند ماناست که تحت‌تأثیر تغییر روندهای هموار یا تغییر رژیم‌ها آلوده شده است.

آمارهٔ آزمون کو (۲۰۱۱) براساس تابع راست‌نمایی ویتل[4] است که فرم آن به‌شکل زیر است:

$$Q(C,d) = \frac{1}{m}\sum_{j=1}^{m}\left\{logCw_j^{-2d} + \frac{I(w_j)}{Cw_j^{-2d}}\right\} \qquad (۱۰)$$

آمارهٔ آزمون کو (۲۰۱۱)، که با W نشان داده می‌شود، به‌صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$W = \sup_{r\in[\varepsilon,1]}\left(\sum_{j=1}^{m} v_j^2\right)^{-0.5}\left|\sum_{j=1}^{mr} v_j\left(\frac{I(w_j)}{C(\hat{d})w_j^{-2\hat{d}}} - 1\right)\right| \qquad (۱۱)$$

آمارهٔ آزمون فوق به نسبت پیرایش داده‌ها که با ε نشان داده می‌شود بستگی دارد و معمولاً برابر با ۲ درصد یا ۵% درصد کل نمونه انتخاب می‌گردد. در جدول ۳، نتایج آزمون کو (۲۰۱۱) برای داده‌های ماهانهٔ تورم در ایران گزارش شده است:

---

[1] Hassler & Wolters

[2] Charfeddine & Maouchi

[3] Qu

[4] Whittle

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1402.16.56.6.2]

جدول ۳

آزمون جعلی‌بودن حافظهٔ طولانی در سری داده‌های ماهانهٔ تورم ایران

مقادیر بحرانی		سطوح	$W(\varepsilon = 0.02 \,\&\, \varepsilon = 0.05)$	پهنای باند
$\varepsilon = 0.05$	$\varepsilon = 0.02$	معنی‌داری		
۱،۰۲۲	۱/۱۱۸	$\alpha = 0.1$	۰/۰۸۲۸	$m^{0.2}$
۱،۱۵۵	۱/۲۵۲	$\alpha = 0.05$	۱/۰۰۹	$m^{0.5}$
۱،۴۲۶	۱/۵۱۷	$\alpha = 0.01$	۰/۶۴۵	$m^{0.7}$

نتایج ارائه‌شده در جدول ۳ نشان‌دهندهٔ آن است که به‌ازای پهنای باندهای مختلف و سطوح معناداری مختلف، فرضیهٔ صفر رد نمی‌شود. در نتیجه، می‌توان در معادلهٔ میانگین داده‌های ماهانهٔ تورم، پارامتر تفاضل کسری را وارد کرد.

در جدول ۴، تعمیم کسری میانگین مدل‌های ارائه‌شده در جدول ۲ آمده است. براساس نتایج گزارش‌شده در این جدول در تمام مدل‌ها، پارامتر تفاضل کسری در فاصلهٔ $0 < d_{\mathrm{m}} < 0.5$ قرارگرفته و در سطوح ۹۰، ۹۵، و ۹۹ درصد معنادار است. بنابراین، وجود حافظهٔ طولانی در میانگین شرطی تورم ماهانهٔ ایران فارغ از نوع تصریح مدل واریانس تأیید می‌شود. براساس معیارهای اطلاعاتی، در این چهارچوب از مدل‌سازی، رفتار تورم ماهانهٔ ایران با مدل $ARFIMA - IGARCH(1,1)$ سازگاری بیشتری نشان می‌دهد. پارامتر d_{m} در این مدل برابر با ۰/۴۷۸ گزارش شده و با توجه به نزدیکی بسیار زیاد d_{m} به کران بالای ۰/۵، نشان‌دهندهٔ پایداری بالای تورم است. براساس این نتیجه، افزودن پارامتر تفاضل کسری به معادلهٔ میانگین تغییری در واگرایی تورم از سطح تعادل بلندمدت آن ایجاد نکرده است. ضریب d_{m} در مدل $ARFIMA - FIGARCH(1, d, 1)$ نیز برابر با ۰/۴۳۶۹ به‌دست آمده است. همچنین، ضریب d_V در این مدل برابر ۰/۴۰۹۹۵۶ گزارش شده است که نسبت به نتایج گزارش‌شده در جدول ۲ کاهشی تقریباً ۶ درصد را نشان می‌دهد. در نتیجه، احتساب حافظهٔ طولانی در معادلهٔ میانگین تورم، ضریب پایداری تلاطمی تورم را کاهش داده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1402.16.56.6.2]

جدول ۴

تخمین مدل‌های میانگین–واریانس؛ داده‌های اصلی تورم با حافظهٔ طولانی در میانگین و بدون شکست ساختاری

	$ARFIMA-GARCH(1,1)$	$ARFIMA-IGARCH(1,1)$	$ARFIMA-FIGARCH(1,d,1)$
μ	***۰/۰۱۴۷۷۶	***۰/۰۱۴۹۲۶	***۰/۰۱۴۸۸۴
	(۰/۰۰۱۴۳۲۳)	(۰/۰۰۱۴۱۵۹)	(۰/۰۰۱۴۶۳۴)
γ	***–۰/۰۸۸۷۵۵۵	***۰/۸۸۷۳۸۹–	***۰/۸۸۶۳۸۵–
	(۰/۰۳۵۳۵۴)	(۰/۰۳۴۵۷۷)	(۰/۰۳۸۷۸۵)
θ	***۰/۹۳۴۶۱۹	***۰/۹۳۰۹۰۳	***۰/۹۳۳۷۸۸
	(۰/۰۳۱۵۶۲)	(۰/۰۳۵۰۷۲)	(۰/۰۳۲۹۲۲)
d_{m}	*** ۰/۳۹۲۸۶۷	۰/۳۹۸۲۰۸***	***۰/۳۸۷۶۸۶
	(۰/۰۳۸۴۵۰)	(۰/۰۴۶۰۹۴)	(۰/۰۴۷۳۲۴)
ω	۰/۰۳۰۷۷۵	۰/۰۰۶۹۶۱	۰/۰۳۱۴۷۵
	(۰/۰۲۹۶۳۷)	(۰/۰۱۰۸۵۲)	(۰/۰۴۴۷۶۳)
α_1	۰/۰۶۱۸۶*	۰/۰۵۶۱۵۶	–
	(۰/۰۳۳۷۱۱)	(۰/۰۴۷۵۷۱)	–
ϕ	–	–	۰/۳۵۶۳۷۲
	–	–	(۰/۲۵۰۷۶)
β_1	***۰/۹۰۷۹۵۰	۰/۹۴۳۸۴۴	***۰/۶۸۵۸۴۷
	(۰/۰۵۳۴۳۴)		(۰/۲۰۲۲۳)
d_v	۰	۱	*۰/۴۰۹۹۵۶
			(۰/۲۳۱۶۳)
		آزمون باقی‌مانده‌ها	
$Q(12)$	۸/۵۷۵۳	۹/۲۲۱۱	۹/۰۷۰۲
$Q^2(12)$	۸/۶۹۳۴	۷/۶۲۹۳	۹/۹۶۴۸
$LM(12)$	۰/۷۵۵۹	۰/۶۴۶۱	۰/۷۹۷۱
		معیارهای اطلاعاتی درون‌نمونه‌ای	
AIC	–۶/۴۷۳۵	–۶/۴۷۵۶	–۶/۴۶۶۱
BIC	–۶/۳۵۱۶	–۶/۳۶۷۲	–۶/۳۳۰۷
HQC	–۶/۴۲۴۵	–۶/۴۳۲۰	–۶/۴۱۱۷

باوجود تصحیح معادلهٔ میانگین تورم، همچنان ممکن است نتایج به‌دست‌آمده تحریف شده باشد، زیرا داده‌های تورم می‌توانند در معرض تغییر رژیم و/یا شکست‌های ساختاری

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1402.16.56.6.2]

باشند که در مدل خطی لحاظ نشده‌اند؛ برای مثال، پرون[1] (۱۹۹۰) نشان داد که نادیده‌گرفتن شکست ساختاری در میانگین منجر به برآورد بیش‌ازحد پایداری متغیر تحت بررسی می‌گردد. همچنین، دیبولد[2] (۱۹۸۶) و لامورئوکس و لاستراپس[3] (۱۹۹۰) نشان داده‌اند که اگر در میانگین یا واریانس متغیری شکست ساختاری روی دهد، تخمین پایداری تلاطم اریب به سمت بالا خواهد داشت. در این زمینه، هیلبراند[4] (۲۰۰۵) و کرامر و آزامو[5] (۲۰۰۷) به‌لحاظ فنی نشان داده‌اند که نادیده‌گرفتن شکست ساختاری در واریانس، منجر به همگرایی ضریب پایداری تلاطمی به یک یا اریب به‌سمت بالای تخمین آن خواهد شد. بنابراین، نتایج، در مورد پایداری تورم و عدم قطعیت تورم می‌تواند با حضور شکست‌های ساختاری در معادلات اصلاح شود.

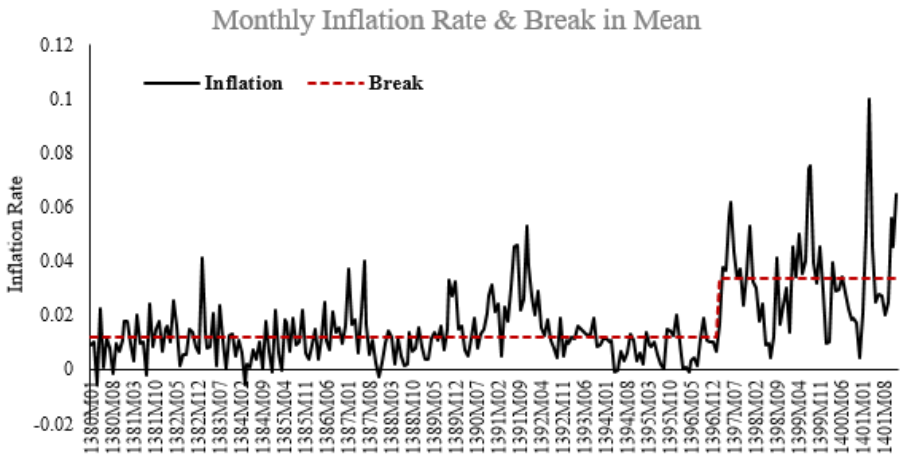
۴/۳ تعیین شکست ساختاری چندگانه در میانگین و واریانس تورم

به‌منظور ارزیابی اینکه آیا رفتار پایداری تورم (حافظهٔ طولانی) و عدم قطعیت ذاتی تورم توصیف‌شده در جدول‌های ۲ و ۳ واقعی است یا یک رفتار جعلی[6] ایجادشده توسط شکست‌های ساختاری، باید وجود شکست در میانگین بررسی شود. شکل ۴ نشان می‌دهد که در میانگین نرخ تورم ماهانهٔ کشور در ماه مه ۲۰۱۸ یا اردیبهشت ۱۳۹۷، یک شکست ساختاری اتفاق افتاده است. ویژگی این شکست ساختاری بدین‌صورت بوده است که میانگین نرخ تورم را افزایش داده است. این نقطهٔ شکست شناسایی‌شده در داده‌های تورم، دو وضعیت متفاوت تورمی را به‌وجود آورده است که با انتقال افزایشی میانگین نرخ تورم و تا حدودی افزایش واریانس غیرشرطی (بلندمدت) تورم قابل‌توصیف است. بنابراین، شکست ساختاری روی داده در داده‌های ماهانهٔ تورم ایران نشان‌دهندهٔ بدترشدن وضعیت تورم در هر دو گشتاور غیرشرطی مرتبهٔ اول و دوم است. چنین وضعیت بی‌ثباتی می‌تواند نشان‌دهندهٔ عملکرد نامناسب بانک مرکزی باشد (گادزینسکی و اورلاندی[7]، ۲۰۰۴).

---

[1] Perron
[2] Diebold
[3] Lamoureux & Lastrapes
[4] Hillebrand
[5] Krämer & Azamo
[6] Spurious
[7] Gadzinski & Orlandi

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1402.16.56.6.2]



شکل ۴. شکست ساختاری در میانگین تورم ماهانه

رخداد شکست ساختاری در میانگین تورم ایران با خروج یک‌جانبهٔ امریکا از برجام در اردیبهشت ۱۳۹۷ (مه ۲۰۱۸) ارتباط دارد. براساس اطلاعات ارائه‌شده در شکل ۴، واریانس تورم در طول دوره‌های با تورم بالا (از ۲۰۱۸ به بعد) به‌شدت افزایش و در سایر دوره‌ها به‌ویژه بازه زمانی۲۰۱۳ تا ابتدای ۲۰۱۸ (در این بازه زمانی توافق برجام بین ایران و کشورهای موسوم به ۵+۱ منعقد شده بود) کاهش یافته است. بنابراین، می‌توان گفت تجربهٔ ایران نشان‌دهندهٔ اثر چرخه‌های سیاسی در متغیرهای کلیدی اقتصاد همچون تورم است.

جدول ۵

وقایع‌نگاری شکست ساختاری در میانگین تورم در ایران

تاریخ وقوع رویداد	رویداد متناظر
اردیبهشت ۱۳۹۷	خروج امریکا از برجام به‌طور یک‌جانبه

ماهیت شکست ساختاری در میانگین تورم ایران، برخلاف روند طی‌شده در اقتصادهای صنعتی جهان، از پس از دههٔ ۱۹۸۰ است (بلخوجا و موتامری[1]، ۲۰۱۶). در این اقتصادها به‌دلیل افزایش تمرکز بانک‌های مرکزی بر ثبات قیمت‌ها، تورم درحال کاهش بوده است؛ اما

[1] Belkhouja & Mootamri

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1402.16.56.6.2]

در مورد ایران به‌نظر می‌رسد که تغییرات سیاسی بی‌ثباتی ساختاری در اقتصاد کلان را افزایش داده‌اند.

جدول ۶ نتایج مربوط به دینامیک تورم در سطح و عدم قطعیت تورمی را در ایران باوجود شکست ساختاری در میانگین نشان می‌دهد. در هر سه مدل ارائه‌شده در جدول ۶، شکست ساختاری در میانگین که با متغیر مجازی dum_{mean} نشان داده شده است، در میانگین بلندمدت (یا میانگین غیرشرطی) تورم تأثیر مثبت و معنی‌داری (در تمام سطوح متعارف معنی‌داری) گذاشته است. براساس این مدل‌ها، تحریم‌های اقتصادی و پیامدهای ناشی از خروج برجام به‌طور متوسط تورم بلندمدت را ۱/۳ درصد افزایش داده است. بنابراین، آثار سیاسی و تحریم‌های اقتصادی پس از خروج امریکا از برجام، سالانه به‌طور متوسط ۱۵/۶ درصد تورم را در اقتصاد تولید می‌کند. نتایج نشان‌دهندهٔ آن است که معیارهای اطلاعاتی درون‌نمونه‌ای در مجموع مدل $ARFIMA-FIGARCH(1,d,1)$ را بر سایر مدل‌ها ارجح می‌دانند. بنابراین، وجود همگرایی به‌سمت تعادل در هر دو گشتاور مرتبهٔ اول و دوم زمانی‌که شکست‌های ساختاری در مدل‌ها لحاظ می‌شوند، رد نمی‌شود؛ اما، نرخ سرعت روی‌دادن آن هایپربولیک است و به‌آهستگی روی می‌دهد. همچنین، ضرایب پایداری d_{m} و d_v به‌شکلی نامتقارن از نظر اندازه تغییر کرده‌اند. ضریب d_{m} از ۰/۳۹۸۲۰۸ در مدل منتخب جدول ۴ یا مدل $ARFIMA-IGARCH(1,1)$ به ۰/۳۵۷۰۴۰ کاهش یافته، اما ضریب d_v از ۱ به ۰/۶۰۷۹۸ کاهش یافته است. بنابراین، با احتساب شکست ساختاری ناشی از خروج امریکا از برجام، پایداری تورم در مدل منتخب نسبت به حالت عدم احتساب آن تنها ۴ درصد کاهش می‌یابد[1]، اما پایداری تلاطمی تورم به میزان قابل‌توجهی کاهش پیدا می‌کند. مقایسهٔ این دو مدل (براساس معیارهای اطلاعاتی درون‌نمونه‌ای) همچنین نشانه‌دهندهٔ برتری مدل $ARFIMA-FIGARCH(1,d,1)$ است. این موضوع بیانگر اهمیت لحاظ‌کردن شکست‌های ساختاری در مدل‌سازی رفتار تورم در کشور است. نادیده‌گرفتن این پدیده به برآوردی نادرست از سطح تعادلی نرخ تورم و سرعت همگرایی به این سطح منجر خواهد شد.

[1] آزمون LM بین دو مدل باوجود شکست ساختاری و بدون شکست ساختاری نشان‌دهندهٔ آن است که این میزان کاهش هرچند کوچک، در سطح ۹۹ درصد معنادار است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1402.16.56.6.2]

جدول ۶

تخمین مدل‌های میانگین–واریانس؛ داده‌های اصلی نرخ تورم با احتساب حافظهٔ طولانی در میانگین شکست ساختاری

	$ARFIMA-GARCH(1,1)$	$ARFIMA-IGARCH(1,1)$	$ARFIMA-FIGARCH(1,d,1)$
μ	۰/۰۱۳۱۴۲**	۰/۰۱۳۵۹۷***	۰/۰۱۴۷۱۲***
	(۰/۰۰۲۱۹۱۶)	(۰/۰۰۲۲۰۵۶)	(۰/۰۰۱۳۱۵۷)
dum_{mean}	۰/۰۱۳۴۲۵**	۰/۰۱۲۸۶۰***	۰/۰۱۳۴۸۳**
	(۰/۰۰۲۱۹۱۶)	(۰/۰۰۲۰۱۵۴)	(۰/۰۰۱۸۴۵۶)
γ	۰/۶۲۷۰۶۴**	۰/۶۲۱۶۲۴**	−۰/۸۸۸۰۳۶***
	(۰/۲۷۶۲۸)	(۰/۲۶۲۲۰)	(۰/۰۳۸۹۱۰)
θ	−۰/۳۴۵۹۸۸**	−۰/۳۵۶۰۵۲**	۰/۹۳۷۹۸۷***
	(۰/۱۵۳۰۹)	(۰/۱۴۱۲۱)	(۰/۰۲۶۵۱۴)
d_m	۰/۱۲۲۹۰۹	۰/۱۴۰۷۲۷	۰/۳۵۷۰۴۰**
	(۰/۲۵۹۰۶)	(۰/۲۴۹۹۰)	(۰/۰۵۴۵۳۵)
ω	۰/۰۳۲۲۷۹	۰/۰۰۹۳۰۴	۰/۰۳۸۷۰۸
	(۰/۰۳۶۴۲۳)	(۰/۰۱۱۹۲۰)	(۰/۰۳۷۶۰۲)
α_1	۰/۰۶۲۹۷۶**	۰/۰۵۹۶۸۳	–
	(۰/۰۳۱۹۸۳)	(۰/۰۳۸۸۱۱)	–
ϕ	–	–	۰/۲۰۱۴۲۱
	–	–	(۰/۱۹۸۹۰)
β_1	۰/۹۰۷۶۲۵***	۰/۹۴۰۳۱۷	۰/۷۵۱۶۶۱***
	(۰/۰۵۸۰۷۷)	–	(۰/۲۰۵۷۴)
d_v	۰	۱	۰/۶۰۷۹۸۴***
			(۰/۳۵۴۳۰)
	آزمون باقی‌مانده‌ها		
$Q(12)$	۷/۹۴۶۸۵	۸/۱۵۰۸	۷/۵۹۷۱
$Q^2(12)$	۵/۷۰۰۵۴	۵/۶۷۰۲	۴/۵۲۰۱
$LM(12)$	۰/۵۱۹۶۷	۰/۴۸۴۹	۰/۴۱۸۵
	معیارهای اطلاعاتی درون‌نمونه‌ای		
AIC	−۶/۴۷۲۵	−۶/۴۷۵۲	−۶/۴۹۱۸
BIC	−۶/۳۳۷۰	−۶/۳۵۳۳	−۶/۳۴۲۸
HQC	−۶/۴۱۸۰	−۶/۴۲۶۲	−۶/۴۳۱۹

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

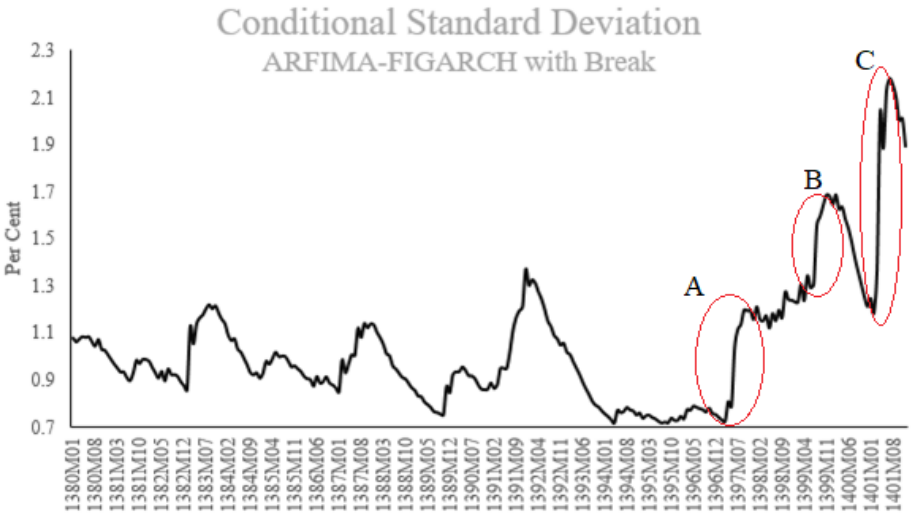
[DOR: 20.1001.1.26453355.1402.16.56.6.2]

نتایج بررسی باقی‌مانده‌های تمام مدل‌ها در جدول ۶ نیز نشان‌دهندهٔ آن است که هیچ‌گونه اثرات $ARCH$ احتساب نشده و خودهمبستگی در باقی‌مانده‌ها و توان دوم آن‌ها مشاهده نمی‌شود. ضریب پایداری میانگین تورم در مدل $ARFIMA-FIGARCH(1,d,1)$ با احتساب شکست‌های ساختاری در میانگین، کمتر از مقادیر ارائه‌شده در جدول‌های ۲ و ۳ است.

شکل ۵ انحراف استاندارد شرطی به‌دست‌آمده از مدل $ARFIMA-FIGARCH(1,d,1)$ با احتساب شکست ساختاری در میانگین را نشان می‌دهد. این شکل، روند ماهانهٔ عدم قطعیت تورمی در ایران را نشان می‌دهد. براساس یافته‌های این شکل، از اردیبهشت ۱۳۹۷ مصادف با خروج امریکا از برجام، روند عدم قطعیت تورمی در ایران نسبت به پیش از آن شدت یافته است. همان‌گونه که شکل ۴ نشان می‌دهد، افزایش عدم قطعیت تورم به‌شکل پلکانی همراه با تکانه‌های ارزی صورت گرفته است. در این شکل، سه پلهٔ A، B، و C متناظر با تکانه‌های ارزی در سال‌های ۱۳۹۷، ۱۳۹۹، و ۱۴۰۱ است. عدم قطعیت تورم پس از تکانهٔ ناشی از حذف ارز ترجیحی در خرداد ۱۴۰۱ به بالاترین نقطهٔ خود در دو دههٔ اخیر رسید. تأمل بیشتر در شکل ۵ نشان می‌دهد که سطح عدم قطعیت تورمی ایران در چندسالهٔ اخیر بیشتر از سطح آن در فاصلهٔ سال‌های ۱۳۹۱ـ۱۳۹۳ است که کشور در معرض تحریم‌های یک‌جانبه و چندجانبهٔ امریکا، اتحادیهٔ اروپا، و شورای امنیت سازمان ملل علیه برنامهٔ هسته‌ای کشور قرار داشت. این روند افزایش عدم قطعیت‌های تورمی در چند سال اخیر (به‌ویژه در مقایسه با تحریم‌های چندجانبهٔ غرب و شورای امنیت سازمان ملل) به این دلیل باید موردتوجه قرارگیرد که آثار ناشی از نبودِ یک سیاست مشخص و معتبر برای دستیابی به ثبات قیمت‌ها و مدیریت ارزی را روشن می‌سازد. در نتیجه، تشدید بی‌ثباتی در انتظارات تورمی عوامل اقتصادی در سالیان اخیر در پرتو تکانه‌های ارزی متعدد را می‌توان از علل پایداری ذاتی تورم و پایداری تلاطمی آن توصیف کرد.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1402.16.56.6.2]



شکل ۵. انحراف استاندارد شرطی مدل $ARFIMA-FIGARCH(1,d,1)$ با شکست ساختاری در میانگین

۴/۴ بررسی تغییر پایداری تورم ایران در زیرنمونه‌های پیش و پس از اردیبهشت ۱۳۹۷

نه‌تنها پایداری سطح تورم در تحلیل‌های اقتصادی مهم است، بلکه این سؤال که آیا پایداری تغییر کرده است نیز اهمیت دارد. در این پژوهش، همچنین به‌دنبال پاسخ به این پرسش هستیم که آیا ماهیت فرایند تورم به‌گونه‌ای تغییر کرده است که به رشد تورم کمک کرده باشد؟ اگر تغییر در ضریب پایداری تورم به‌درستی محاسبه نشود، ممکن است پیش‌بینی‌های تورم و تصمیم‌گیری‌های سیاستی در زمینهٔ ثبات‌بخشی به قیمت‌ها اشتباه باشد. در این پژوهش، دو آزمون گویک و پورتر–هیوداک[1] (۱۹۸۳) با شکل اختصاری GPH و آزمون روبینسون و هندری[2] (۱۹۹۹) با شکل اختصاری GSP برای تخمین ضریب پایداری تورم در زیرنمونه‌های تفکیک‌شده براساس زمان رخداد شکست ساختاری در میانگین داده‌ها مورداستفاده قرار گرفته است. این آزمون‌ها به‌طور گسترده در ادبیات مرتبط مورداستفاده قرار گرفته‌اند.

[1] Geweke & Porter-Hudack
[2] Robinson & Hendry

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1402.16.56.6.2]

با این آزمون، به‌دنبال این موضوع هستیم که آیا شواهدی از تغییر در پایداری تورم به‌دلیل شکست ساختاری ناشی از خروج امریکا و تشدید تنش ایران با غرب وجود دارد یا خیر. بررسی چنین سؤالی پس از وقوع شکست‌های ساختاری در تورم، موضوعی پرتکرار بوده است (هالونگا[1] و همکاران، ۲۰۰۹).

جدول ۷

بررسی تغییر در ضریب پایداری تورم در پیش و پس از زمان وقوع شکست ساختاری در داده‌های تورم

آزمون	پیش از سال اردیبهشت ۱۳۹۷	پس از اردیبهشت ۱۳۹۷
$\hat{d}_{GPH}$	۰/۲۸۹۱۱۹***	۰/۳۳۷۴۱۹**
	(۰/۰۷۶۷۸۴۹)	(۰/۱۶۲۹۴۳)
$\hat{d}_{GSP}$	۰/۳۰۲۸۹۹***	۰/۳۸۹۷۰۹***
	(۰/۰۴۹۵۰۷۴)	(۰/۰۹۲۸۴۷۷)

نتایج ارائه‌شده در جدول ۶ نشان می‌دهد که پایداری تورمی پس از خروج امریکا از برجام نسبت به دورهٔ قبل از آن تقریباً ۵ درصد و به‌شکل معنی‌داری افزایش یافته است. هر دو آزمون GPH و GSP بدون هیچ ابهامی نشان می‌دهند که پس از وقوع این اتفاق، ضریب پایداری تورم (نسبت به قبل از رخداد آن در بازه زمانی پژوهش) افزایش پیدا کرده است. در پاسخ به این سؤال که چرا پایداری تورم افزایش یافته است، می‌توان به عوامل متعددی همچون پایداری عرضهٔ پول[2]، تداوم عدم موفقیت بانک مرکزی در کنترل تورم و تکانه‌های ارزی که انتظارات تورمی را به‌محض وقوع هر تکانهٔ تورمی تحریک و بی‌ثبات می‌کند، و موارد دیگری از این دست اشاره کرد. در اهمیت مورد اخیر، یگیت[3] (۲۰۱۰) نشان می‌دهد که حافظهٔ طولانی در سری‌های تورمی می‌تواند منعکس‌کنندهٔ انتظارات تورمی بی‌ثبات باشد. لذا، کاهش اعتبار سیاست‌گذاری پولی به‌معنای افزایش پایداری تورم است، زیرا [با تبدیل گذشتهٔ فرایند تورم به نقطهٔ مرجع انتظارات] تورم گذشته به‌شدت در تورم آینده بازتاب داده خواهد شد.

[1] Halunga
[2] Money Supply Persistence
[3] Yigit

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1402.16.56.6.2]

۵ خلاصه و نتیجه‌گیری

این پژوهش بر ویژگی‌های کلیدی تورم شامل پایداری (در سطح و تلاطمی) تورم و تغییرات پایداری آن طی زمان تمرکز داشته است. یافته‌های اصلی مدل منتخب حاکی از آن است که پایداری تورم در هر دو گشتاور شرطی مرتبهٔ اول و دوم در ایران بالاست (زیرا پارامترهای $0 < d_m < 0.5$ و $d_v > 0$ هستند). بنابراین، تورم در پاسخ به تکانه‌ها تمایل دارد نزدیک به آخرین مقادیر خود باقی بماند؛ یا به‌معنایی دیگر، تورم به تکانه‌ها بسیار آرام پاسخ می‌دهد و پدیده‌ای همچون پرش[1] را در تورم نمی‌توان به‌شکل سیستماتیک مشاهده کرد. نتایج نشان‌دهندهٔ اهمیت احتساب شکست‌های ساختاری در معادلهٔ میانگین تورم است. بدون احتساب شکست ساختاری در میانگین، رفتار تلاطم تورم ماهانه با مدل $IGARCH$ سازگار است که بر نامیرایی تلاطم دلالت دارد. با توجه به دیدگاه پوتربا و سامرز[2] (۱۹۸۶) که نامیرایی تلاطم در یک بازار دارایی به‌معنای فروپاشی و سقوط آن بازار است، سقوط شدید ارزش پول پیامد چنین تلقی از تلاطم تورم خواهد بود. با احتساب شکست‌های ساختاری، مدل $FIGARCH$ با پارامتر d_v برابر با ۰/۶ با داده‌های تورم سازگار خواهد بود که دال بر میرایی تلاطم همراه با حافظهٔ طولانی در داده‌هاست. ازآنجاکه پایداری تلاطمی تورم یکی از منشأهای اصلی بی‌ثباتی انتظارات تورمی است، انتخاب مدل $IGARCH$ یا $FIGARCH$ برای توضیح رفتار تورم بسیار مهم است، زیرا تفاوت میان آن‌ها نشان‌دهندهٔ توان سیاست‌گذاران پولی برای مدیریت و کنترل انتظارات تورمی بی‌ثبات به علت عدم قطعیت‌های تورمی است. زمانی‌که انتظارات تورمی به‌خوبی تثبیت شوند [با مهار عدم قطعیت‌های تورمی]، تکانهٔ واردآمده بر اقتصاد، چه در سمت عرضه و چه در سمت تقاضا، تأثیر کمتری در تورم موردانتظار خواهد داشت. براین‌اساس، تأثیر آن در تورم واقعی کمتر پایدار خواهد بود (میشکین[3]، ۲۰۰۷). اورفانیدس و ویلیامز[4] (۲۰۰۵) نیز بیان می‌کنند انتظارات تورمی بلندمدت که به‌خوبی تثبیت شده، به نسبتِ زمانی‌که عموم مردم در مورد هدف بلندمدت تورم عدم قطعیت دارند، منجر به پایداریِ تورمی کمتری خواهد شد. در مدل اعتبار ناقص ارسگ و لوین[5] (۲۰۰۳)، فقدان اعتبار در مورد هدف تورمی منبع مهمی برای پایداری تورم برشمرده شده است. بنابراین، اگر عوامل اقتصادی اطلاعات بیشتری در مورد اهداف بانک مرکزی

---

[1] Jump
[2] Poterba & Summers
[3] Miskin
[4] Orphanides & Williams
[5] Erceg & Levin

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1402.16.56.6.2]

داشته باشند، پایداری تورم کمتر می‌شود. همچنین، نتایج ارائه‌شده در جدول ۶ نشان‌دهندهٔ آن بود که شکست‌های ساختاری، میانگین تورم ماهانه را ۱/۳ درصد افزایش داده است (تغییر در سطح بلندمدت تورم). در نتیجه، ۱۵/۶ درصد از تورم سالانهٔ ایران پس از اردیبهشت ۱۳۹۷ را می‌توان به اثرات منفی خروج امریکا از برجام نسبت داد. بررسی‌های بیشتر نشان‌دهندهٔ آن بود که اثرگذاری شکست ساختاری علاوه بر تأثیر نسبتاً قوی در میانگین تورم، پایداری تورم را نیز در حدود ۸ درصد افزایش داده است که بیانگر سخت‌ترشدن مبارزه با تورم و کندشدن سرعت همگرایی تورم با مقادیر تعادلی آن است (زیرا تورم با پایداری بالاتر برای تعدیل با تکانهٔ تورمی به زمان بیشتری نیاز دارد). وقایع‌نگاری زمان وقوع شکست ساختاری در میانگین نشان‌دهندهٔ تطابق آن با خروج یک‌جانبهٔ امریکا از برجام است و می‌توان گفت که عدم قطعیت‌های سیاسی که کشور با آن‌ها روبه‌رو بوده از کانال تکانه‌های ارزی که پیامد سخت‌ترشدن تجارت کشور با جهان خارج است، از علت‌های زیربنایی ایجاد عدم قطعیت تورم می‌باشد. خروجی نهایی این پژوهش را می‌توان در این جمله خلاصه کرد که پایداری بالای تورم ویژگی ذاتی اقتصاد ایران در دو دههٔ اخیر ماست، هرچند پس از خروج امریکا از برجام افزایش پیدا کرده است. در این زمینه، باید توجه داشت که در دور اول تحریم‌های تجاری و مالی علیه برنامهٔ هسته‌ای ایران، فروش نفت ایران و درآمدهای ارزی بالاتر و ذخایر ارزی از قبل قابل‌توجه بود؛ اما با وقوع بحران بانکی در بازه زمانی ۱۳۹۲ــ۱۳۹۶، تورم به‌شدت افزایش یافت و خطر ابرتورم اقتصاد ایران را تهدید می‌کرد. به این دلیل، به‌نظر می‌رسد که بعد از ۱۳۹۷ جهش‌های تورمی کمتر از آنچه بود که انتظار می‌رفت. هرچند اندازهٔ آن تحت‌تأثیر شکست‌های ساختاری بوده، به‌هرحال نمی‌توان افزایش آن را به نادیده‌گرفتن شکست‌های ساختاری و حافظهٔ طولانی در مدل‌ها نسبت داد. در نتیجه، اثرات تکانه‌های تورمی تمایل به ماندگاری بالایی دارند. همان‌گونه که میشکین (۲۰۰۷) بیان می‌کند، ریشهٔ پایداری بالای تورم و افزایش آن به‌سمت بالا به‌علت لنگرزدایی انتظارات تورمی[1] و بی‌ثبات‌شدن روند بلندمدت تورم است و در نتیجه، هرچند شکست ساختاری و بی‌ثباتی ارزی به‌دلیل تحریم‌های اقتصادی را در کشور شاهد بوده‌ایم، پایداری بالای تورمی را باید به بی‌ثباتی پولی نسبت داد؛ برای مثال، می‌توان به ناترازی نظام بانکی در سال‌های پیش از ۱۳۹۷ و بحران بازار سرمایه در سال ۱۳۹۹ اشاره کرد که از طریق درگیرشدن منابع بانک‌ها، منجر به تشدید رشد نقدینگی شد. در چنین وضعیتی به‌علت لنگرزدایی انتظارات تورمی، تکانه‌های خارجی همچون

[1] De-anchoring of Inflation Expectations

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1402.16.56.6.2]

نوسانات در نرخ ارز خارجی تأثیر بیشتری در تورم انتظاری و روند بلندمدت تورم خواهند داشت و در نتیجه، پایداری اثر این تکانه‌ها افزایش خواهد یافت.

براساس این نتایج، دلیل اینکه پایداری تورم افزایش یافته این است که سیاست پولی در اجرای وظایف دوگانهٔ خود یعنی بهبود ثبات قیمت‌ها و بهبود سطح اشتغال پایدار موفق نبوده است. اگر مقامات پولی بخواهند رویهٔ پیشین را ادامه دهند و تصور کنند که می‌توانند با عدم واکنش سریع و جدی با تکانه‌های مختلف سمت عرضه یا تقاضا کنار بیایند، مطمئناً لنگرزدایی انتظارات تورمی بیش از پیش شدت خواهد گرفت و می‌تواند کشور را درگیر ابرتورم کند.

فهرست منابع

Baillie, R. T., & Morana, C. (2012). Adaptive ARFIMA models with applications to inflation. *Economic Modelling*, 29(6), 2451-2459.

Baillie, R. T., Bollerslev, T., & Mikkelsen, H. O. (1996). Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 74(1), 3-30.

Baillie, R. T., Bollerslev, T., & Mikkelsen, H. O. (1996). Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 74(1), 3-30.

Baillie, R. T., Chung, C. F., & Tieslau, M. A. (1996). Analysing inflation by the fractionally integrated ARFIMA–GARCH model. *Journal of applied econometrics*, 11(1), 23-40.

Balounejad Nouri, R., & Mohammadpoor, S. (2021). Investigating the dynamics of inflation stability in Iran: An application of MS-ARFIMA generalized nonlinear approach. *Macroeconomics Research Letter*, *16*(31), 85-104.

Banerjee, A., & Russell, B. (2001). The relationship between the markup and inflation in the G7 economies and Australia. *Review of Economics and Statistics*, 83(2), 377-384.

Banerjee, A., Cockerell, L., & Russell, B. (2001). An I (2) analysis of inflation and the markup. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 221-240.

Belkhouja, M., & Mootamri, I. (2016). Long memory and structural change in the G7 inflation dynamics. *Economic Modelling*, 54, 450-462.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1402.16.56.6.2]

Burdekin, R. C., & Siklos, P. L. (1999). Exchange rate regimes and shifts in inflation persistence: does nothing else matter? *Journal of Money, Credit, and Banking*, 235-247.

Cecchetti, S. G., & Debelle, G. (2006). Has the inflation process changed? *Economic Policy*, 21(46), 312-352.

Cecchetti, S. G., Hooper, P., Kasman, B. C., Schoenholtz, K. L., & Watson, M. W. (2007, March). Understanding the evolving inflation process. In US Monetary Policy Forum (Vol. 8).

Charfeddine, L., & Maouchi, Y. (2019). Are shocks on the returns and volatility of cryptocurrencies really persistent? *Finance Research Letters*, 28, 423-430.

Cukierman, A., & Meltzer, A. H. (1986). A theory of ambiguity, credibility, and inflation under discretion and asymmetric information. *Econometrica: journal of the econometric society*, 1099-1128.

Devpura, N., Sharma, S. S., Harischandra, P. K. G., & Pathberiya, L. R. (2021). Is inflation persistent? Evidence from a time-varying unit root model. *Pacific-Basin Finance Journal*, 68, 101577.

Engle, R. F., & Bollerslev, T. (1986). Modelling the persistence of conditional variances. Econometric reviews, 5(1), 1-50.

Erceg, C. J., & Levin, A. T. (2003). Imperfect credibility and inflation persistence. *Journal of monetary economics*, 50(4), 915-944.

Evans, M., & Wachtel, P. (1993). Inflation regimes and the sources of inflation uncertainty. *Journal of Money, Credit and Banking*, 25(3), 475-511.

Friedman, M. (1977). Nobel lecture: Inflation and unemployment. *Journal of political economy*, 85(3), 451-472.

Gadzinski, G., & Orlandi, F. (2004). Inflation persistence in the European Union, the Euro Area, and the United States. Available at SSRN 617807.

Geweke, J., & Porter-Hudak, S. (1983). The estimation and application of long memory time series models. *Journal of time series analysis*, 4(4), 221-238.

Gil-Alana, L. A., Dadgar, Y., & Nazari, R. (2019). Iranian inflation: Persistence and structural breaks. *Journal of Economics and Finance*, 43, 398-408.

Halunga, A. G., Osborn, D. R., & Sensier, M. (2009). Changes in the order of integration of US and UK inflation. *Economics Letters*, 102(1), 30-32.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1402.16.56.6.2]

Hassler, U. (2018). *Time series analysis with long memory in view*. John Wiley & Sons.

Holland, A. S. (1995). Inflation and uncertainty: Tests for temporal ordering. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(3), 827-837.

Killick, R., Fearnhead, P., & Eckley, I. A. (2012). Optimal detection of changepoints with a linear computational cost. *Journal of the American Statistical Association*, 107(500), 1590-1598.

Kumar, M. S., & Okimoto, T. (2007). Dynamics of persistence in international inflation rates. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(6), 1457-1479.

Ling, S., & McAleer, M. (2002). Necessary and sufficient moment conditions for the GARCH (r, s) and asymmetric power GARCH (r, s) models. *Econometric theory*, 18(3), 722-729.

Mishkin, F. S. (2007). Inflation dynamics. *International Finance*, 10(3), 317-334.

Qu, Z. (2011). A test against spurious long memory. *Journal of Business & Economic Statistics*, 29(3), 423-438.

Robinson, P. M., & Henry, M. (1999). Long and short memory conditional heteroskedasticity in estimating the memory parameter of levels. *Econometric theory*, 15(3), 299-336.

Samuelson, P. A. (2009). *Understanding inflation and the implications for monetary policy: A Phillips curve retrospective*. J. C. Fuhrer, Y. K. Kodrzycki, J. S. Little, & G. P. Olivei (Eds.). Cambridge, MA: MIT Press.

Tillmann, P. (2012). Has inflation persistence changed under EMU? *German Economic Review*, 13(1), 86-102.

Yigit, T. M. (2010). Inflation targeting: An indirect approach to assess the direct impact. *Journal of International Money and Finance,* 29(7): 1357-1368.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1402.16.56.6.2]