فصلنامه پژوهش‌های پولی_بانکی
سال هفدهم، شماره ۵۹، بهار ۱۴۰۳
صفحات ۱_۲۳

# تحلیلی بر عوامل مؤثر در ایجاد تورم بالا در اقتصاد ایران با استفاده از رویکرد رگرسیون کوانتایل

**محمد آقارضی درمنی** [*] **محمدرضا شهبازی** [†]
**مسعود حیدرپور** [‡]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۳/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۷/۱۸

## چکیده

تورم به یکی از مشکلات ماندگار کشور تبدیل شده و ایران برخلاف بسیاری از کشورهای جهان نتوانسته است تورم را در سطوح پایین حفظ کند. در این پژوهش، به عوامل مؤثر در تورم در بازه ۱۳۸۰ تا ۱۴۰۰ با استفاده از رویکرد رگرسیون کوانتایل پرداخته شده تا شدت اثرگذاری متغیرها در سطوح مختلف تورمی مقایسه شود. نتایج نشان‌دهندهٔ آن است که تأثیرگذاری رشد نقدینگی در تورم در طول توزیع نزولی بوده است، به‌طوری‌که تأثیر رشد نقدینگی در تورم در دهک دوم در بیشینه‌ترین حالت خود معادل ۰/۶۷۲ بوده و پس از آن، ضرایب تأثیرگذاری رشد نقدینگی روندی نزولی را طی می‌کند. ضریب تأثیرگذاری نرخ ارز نیز که در دهک اول ۰/۱۲۰ درصد بوده، در دهک آخر به ۰/۲۰۴ رسیده و نشان می‌دهد در سطوح تورمی پایین، نرخ ارز تأثیر کمتری در تورم دارد، اما در سطوح تورمی بالاتر، شدت اثرگذاری نرخ ارز در تورم نیز افزایش می‌یابد. در اقتصاد ایران، ناترازی‌هایی که منجر به ایجاد نقدینگی فراتر از تولید شده‌اند عاملی برای اضافه تقاضا و شکل‌گیری فشار برای افزایش قیمت‌ها شده‌اند. در کنار رشد نقدینگی، جهش‌های ارزی نیز نقش پررنگی در تورم ایران داشته است و در غیاب جهش‌های ارزی، نرخ تورم، تغییرات ملایم‌تری را تجربه می‌کرد.

**واژه‌های کلیدی:** تورم، سیاست پولی، نرخ ارز، رگرسیون کوانتایل
**طبقه‌بندی JEL:** C21، E31، E52، F31

[*] دانشجوی دکتری اقتصاد پولی، دانشگاه علامه طباطبائی؛ m.agharazi9@gmail.com
[†] دانشجوی دکتری اقتصاد مالی، دانشگاه امام صادق (نویسندهٔ مسئول)؛
M.reza.shahbazi.1998@gmail.com
[‡] دانشجوی دکتری اقتصادسنجی، واحد علوم و تحقیقات تهران، دانشگاه آزاد اسلامی؛ hpmasoud9@gmail.com

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

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.59.1 ]

## ۱ مقدمه

اهداف مهم اقتصاد کلان شامل تقویت رشد اقتصادی و نگه‌داشتن تورم در سطح پایین است. ثبات قیمت یکی از عوامل تعیین‌کنندهٔ نرخ رشد اقتصاد است و تورم بسیار بالا به‌شدت اقتصاد را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد (تمپل[1]، ۲۰۰۰). تورم موجب ایجاد نااطمینانی شده، چشم‌انداز فعالیت‌های اقتصادی را مخدوش کرده، و وضعیت نسبی دهک‌های درآمدی پایین را نسبت‌به دهک‌های درآمدی بالا بدتر می‌کند. ازاین‌رو، سیاست‌گذاران بسیاری از کشورها، سیاست‌های پولی و مالی را برای حفظ تورم در نرخ مطلوب اجرا می‌کنند. فریدمن[2] (۱۹۷۷) در مقالهٔ مهمی نشان داده است که افزایش نوسانات یا نااطمینانی در مورد تورم، قیمت‌های نسبی را مخدوش می‌کند، ریسک‌های مضاعفی را به قراردادهای بلندمدت اضافه می‌کند، و سطوح بالای تورم هزینه‌های بسیاری را برای اقتصاد به‌همراه دارد.

تورم در ایران به یکی از مشکلات پایدار کشور تبدیل شده و ایران برخلاف بسیاری از کشورهای جهان نتوانسته است تورم را در سطوح پایین حفظ کند. میانگین سالانهٔ تورم کشور در بازه ۱۳۷۶ تا ۱۴۰۱ برابر ۲۰ درصد بوده، درحالی‌که میانگین تورم جهان در این بازه برابر ۳/۵ درصد بوده است. میانگین تورم کشورهای منطقه نیز در این بازه زمانی بسیار کمتر از ایران بوده (برای مثال، عربستان ۲ درصد، افغانستان ۵ درصد، عراق ۸ درصد، و ارمنستان ۴ درصد) و فقط میانگین تورم ترکیه (۲۵ درصد) از ایران بیشتر بوده است. این روند نشان‌دهندهٔ این مسئله است که تورم بالا در ایران تبدیل به معضل ساختاری و ماندگار شده است.

[1] Temple
[2] Friedman

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]
[ DOI: 10.61186/jmbr.17.59.1 ]

جدول ۱

*متوسط رشد سالانهٔ متغیرهای کلان کشور (درصد)*

| متغیر | ۱۳۸۹ـ۱۳۸۰ | ۱۴۰۰ـ۱۳۹۰ |
|---|---|---|
| تولید ناخالص داخلی | ۶/۷ | ـ۰/۹ |
| شاخص قیمت مصرف‌کننده | ۱۴/۶ | ۲۶/۴ |
| نقدینگی | ۲۸/۱ | ۲۸/۹ |
| نرخ ارز | ۲/۷ | ۳۳/۱ |
| صادرات | ۲۱/۶ | ۵/۶ |
| واردات | ۱۶/۲ | ـ۱/۷ |

منبع: بانک مرکزی

میانگین رشد سالانهٔ متغیرهای کلان کشور در دو بازه مختلف در جدول ۱ قابل‌مشاهده است که نشان‌دهندهٔ تفاوت گسترده در بسیاری از متغیرها در این دو دوره است. تولید ناخالص داخلی که در دورهٔ اول به‌طور متوسط در هر سال رشد ۶/۷ درصدی داشته، در دورهٔ دوم نه‌تنها رشد نداشته است، که به‌طور متوسط در هر سال کاهش ۰/۹ درصدی داشته است. نکتهٔ قابل‌توجه این است که تغییرات سالانهٔ نقدینگی در این دو دوره بسیار به‌هم نزدیک بوده است، اما تورم سالانه در دورهٔ اول رشد ۱۴/۶ درصدی و در دورهٔ دوم رشد ۲۶/۴درصدی داشته است.

متغیری که در این دو بازه تغییرات گسترده‌ای داشته، نرخ ارز بوده است. رشد سالانهٔ این متغیر که در بازه ۱۳۸۰ الی ۱۳۸۹ برابر ۲/۷ درصد بوده، در دورهٔ ۱۳۹۰ الی ۱۴۰۰ به ۳۳/۱ درصد رسیده است. در دههٔ ۸۰ شمسی به‌علت وفور درآمدهای حاصل از صادرات نفت، دولت امکان دخالت در بازار ارز و همچنین افزایش واردات را داشته که منجر به ثبات نرخ ارز در این دوره شده است. در سال‌های بعدی اما به‌علت تشدید تحریم‌ها، از یک طرف صادرات نفت کشور کاهش داشته و دسترسی به ارز حاصل از آن نیز با مشکل مواجه شده است و از طرف دیگر، تحریم‌ها عاملی برای افزایش انتظارات تورمی شده که مجموع این عوامل منجر به وقوع جهش‌های ارزی در کشور شده است. صادرات و واردات نیز تغییرات منفی شدیدی را در دورهٔ دوم نسبت‌به دورهٔ اول داشته‌اند که جزئیات آن در جدول ۱ قابل‌مشاهده است.

در این مقاله، تحلیلی بر عوامل مؤثر در ایجاد تورم بالا در اقتصاد ایران با استفاده از رویکرد رگرسیون کوانتایل[1] طی دورهٔ ۱۳۸۰ تا ۱۴۰۰ ارائه شده است. دلیل استفاده از روش

[1] Quantile Regression

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

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.59.1 ]

کوانتایل این است که شدت اثرگذاری متغیرهای مدل در سطوح مختلف تورمی بررسی و مقایسه شود.

سامان‌دهی این مقاله به این صورت است که در بخش دوم به مرور ادبیات موضوع در خصوص متغیرهای مهم تأثیرگذار در تورم پرداخته شده و در بخش سوم، پیشینهٔ پژوهش مرتبط با موضوع بیان شده است. در بخش چهارم، روش‌شناسی مدل توضیح داده شده و در بخش پنجم نیز نتایج پژوهش ارائه شده است. بخش نهایی نیز مربوط به نتیجه‌گیری و پیشنهادهاست.

## ۲ ادبیات موضوع

ادبیات مرتبط با مسئلهٔ تورم یکی از پربحث‌ترین موضوعات در اقتصاد کلان است. در ادبیات از سیاست پولی و ابزارهای آن (عرضهٔ پول، نرخ بهره، و...)، سیاست مالی، نرخ ارز، و برخی موارد دیگر به‌عنوان عوامل مؤثر در تورم صحبت شده است. در ادامه، به مرور مهم‌ترین نظریه‌های مرتبط با تورم و عوامل تأثیرگذار در آن پرداخته شده است.

### ۲-۱ نظریهٔ مالی تعیین سطح قیمت‌ها

در نظریاتی که برای سیاست پولی در تعیین تورم نقش زیادی قائل‌اند، تورم همیشه و همه‌جا ناشی از تغییرات در عرضهٔ پول است (فریدمن، ۱۹۷۰) و سیاست مالی تنها در صورتی می‌تواند تورم‌زا باشد که با سیاست پولی ترکیب شود. سارجنت و والاس[1] (۱۹۸۱) نشان دادند که وقتی بانک مرکزی مجبور به تأمین‌مالی مخارج دولت می‌شود، نمی‌تواند تورم را کنترل کند. بااین‌حال، حتی اگر بانک مرکزی در ابتدا مجبور به تأمین‌مالی کسری نشود، کسری‌های دائمی بزرگ که از طریق فروش اوراق تأمین می‌شوند، به‌منزلهٔ تعهدی برای خلق پول در آینده بوده و ذاتاً تورم‌زایند (کاپولا[2]، ۲۰۲۱).

یکی از موضوعات اصلی موردبحث در ادبیات، شرایطی است که تحت آن سیاست مالی در فرایند تعیین قیمت تأثیر می‌گذارد. این مسئله در قالب نظریهٔ مالی تعیین سطح قیمت‌ها[3]

[1] Sargent & Wallace

[2] Coppola

[3] The Fiscal Theory of The Price Level, FTPL

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

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.59.1 ]

مطرح شده که توسط وودفورد[1] (۱۹۹۵)، سیمز[2] (۲۰۱۱)، و کوکران[3] (۲۰۲۱) توسعه پیدا کرده است. این نظریه بر قید بودجهٔ دولت تمرکز دارد و بیان می‌کند که دولت بدهی منتشر کرده و در مقابل آن مالیات می‌گیرد و سطح قیمت برابر است با مقداری که در آن، ارزش حقیقی بدهی با ارزش حال تنزیل‌شدهٔ مالیات برابر است. اگر ارزش حقیقی بدهی بالاتر از ارزش حال تنزیل‌شدهٔ مالیات باشد، تقاضای مازادی وجود دارد که تا زمانی که تعادل برقرار شود، موجب افزایش قیمت‌ها می‌شود. مطابق با بیان کامپانته[4] و همکاران (۲۰۲۱)، در شرایط بین‌زمانی، قید بودجه برابر است با:

$$M_{t-1}+B_{t-1}=P_t s_t+M_t+B_t E_t[\frac{1}{(1+i_t)}] \quad (۱)$$

با استفاده از این واقعیت که:

$$(1+i)=(1+\rho)\frac{P_{t+1}}{P_t} \quad (۲)$$

می‌توانیم رابطه را به‌صورت زیر بازنویسی کنیم:

$$B_{t-1}=P_t s_t+B_t E_t\left[\frac{1}{(1+i_t)}\right]=P_t s_t+B_t E_t[\frac{1}{(1+\rho)}\left(\frac{P_t}{P_{t+1}}\right)] \quad (۳)$$

حل این معادله با جایگذاری رو به جلو برابر است با:

$$\frac{B_{t-1}}{P_t}=E_t\ \sum_{j=0}^{\infty}\frac{s_{t+j}}{(1+\rho)^j} \quad (۴)$$

این رابطه، سطح قیمت را به‌عنوان اثر متقابل ارزش حقیقی بدهی و ارزش تنزیل‌شدهٔ فعلی مازاد مالی انتظاری تعیین می‌کند. سمت راست رابطه برابر با مقدار مالیاتی است که باید جمع‌آوری شود و سمت چپ برابر با ارزش حقیقی دارایی‌های در دستان بخش خصوصی است. اگر مقدار اول بزرگ‌تر از مازادهای آتی باشد، اثر تقاضای کل وجود خواهد داشت که قیمت‌ها را به‌سمتِ بالا سوق می‌دهد.

---

[1] Woodford
[2] Sims
[3] Cochrane
[4] Campante

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]
[ DOI: 10.61186/jmbr.17.59.1 ]

تحت این شرایط، افزایش دارایی‌ها در ترازنامهٔ بانک مرکزی (مانند تسهیل کمّی[1])، تأثیری در سطح قیمت‌ها ندارد. دولت در ازای دارایی‌های تجاری، اوراق بدهی منتشر می‌کند و اگر هم دارایی‌ها و هم بدهی‌ها نرخ‌های مشابهی داشته باشند، این مسئله در مازادهای آتی تأثیری نداشته و فقط دارایی‌ها و بدهی‌ها را به همان مقدار اضافه می‌کند. درواقع در این چهارچوب، انبساط‌های بزرگی که با تسهیل کمّی همراه بوده‌اند، لزوماً فشار تورمی ایجاد نمی‌کنند (سیمز، ۲۰۱۶).

ادبیات تجربی نیز نشان می‌دهد که سیاست مالی انبساطی به تورم بالاتر منجر می‌شود، اگرچه شواهد همیشه قطعی نیست. بررسی‌های سوابق تاریخی نشان می‌دهد که این امر به‌ویژه در زمان جنگ و زمانی که دولت‌ها تحت فشار مالی برای کاهش بدهی‌های خود به تورم متوسل می‌شوند، یا در موارد سرکوب مالی صادق است. برخی از مطالعات اخیر برای منطقهٔ یورو نشان می‌دهد که سیاست مالی تأثیر موقتی در تورم دارد (کوکران، ۲۰۲۳). همچنین فیشر[2] و همکاران (۲۰۰۲)، با استفاده از مجموعه‌داده‌های ۹۴ کشور درحال‌توسعه و توسعه‌یافته از سال ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۵، نشان داده‌اند که رابطه بین کسری مالی و تورم تنها در کشورهای با تورم بالا در طول دوره‌های تورمی قوی است و در کشورهای با تورم پایین و کشورهای با تورم بالا در دوره‌های تورمی پایین، این رابطه ضعیف است.

## ۲ـ۲ نظریهٔ پولی

اولین فرمول‌بندی نظام‌مند دربارهٔ دلایل بروز تورم در مکتب کلاسیک و توسط فیشر (۱۹۲۲) بیان شده است. نظریهٔ فیشر بیان‌کنندهٔ این مسئله است که اگر سرعت گردش پول و تولید حقیقی ثابت بمانند، میزان پول در گردش سطح قیمت‌ها را تعیین خواهد کرد. این مسئله به‌صورت رابطهٔ ۵ نمایش داده شده و بیانگر این نکته است که نرخ تغییر در میزان پول در گردش تعیین‌کنندهٔ نرخ تغییر قیمت‌ها یا تورم در اقتصاد است.

$$MV = PT \;\rightarrow\; P = \frac{MV}{T} \qquad (۵)$$

این اصل مبتنی‌بر نظریهٔ مقداری پول است و پایه‌ای است که نظریه‌های پول‌گرایی و نئوکلاسیکی مربوط به تورم بر پایهٔ آن بنا می‌شوند. نظریهٔ مقداری پول بیانگر این است که در بلندمدت، نرخ تورم برابر با نرخ رشد نقدینگی (عرضهٔ پول یا $M_2$) منهای نرخ رشد تولید

[1] Quantitative Easing
[2] Fischer

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]
[ DOI: 10.61186/jmbr.17.59.1 ]

ناخالص داخلی حقیقی است. در نرخ رشد ثابت تولید ناخالص داخلی حقیقی، رشد سریع‌تر نقدینگی منجر به تورم و در موارد شدید به ابرتورم منجر می‌شود؛ اما رشد متوسط در عرضهٔ پول که تورم متوسطی را ایجاد می‌کند، مزایای خاصی را برای جامعه به‌همراه دارد، ازجمله کاهش موقت دستمزدهای حقیقی و نرخ‌های بهرهٔ حقیقی که رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی را تحریک می‌کند. نظریهٔ مقداری پول فرض می‌کند که عرضهٔ پول و تولید ناخالص داخلی اسمی با یک نرخ رشد می‌کنند. البته این قضیه در هر سال صادق نیست و نظریهٔ مقداری پول فقط تقریبی از نحوهٔ رفتار اقتصاد در بلندمدت طی چندین سال است. سازوکار عملکرد این نظریه نیز با عنوان «تورم مبتنی‌برکشش تقاضا» شناخته می‌شود. افزایش حجم پول باعث می‌شود تا افرادی که این پول منتشرشده در اختیار آن‌ها قرار گرفته، تقاضا برای کالاها و خدمات را افزایش دهند که این افزایش تقاضا منجر به افزایش سطح قیمت‌ها می‌شود.

اکثر شواهد تجربی نیز تأثیرگذاری قوی عرضهٔ پول در تورم و همبستگی مثبت بین پول و قیمت‌ها در بلندمدت را تأیید می‌کنند (لوکاس[1]، ۱۹۸۰) و این رابطه نزدیک به تناسب است. بارو[2] (۱۹۹۰) نشان می‌دهد که بین عرضهٔ پول و نرخ تورم رابطهٔ مثبت وجود دارد و این دو متغیر همبستگی بالایی دارند. مکندلس و وبر[3] (۱۹۹۵) داده‌های ۱۱۰ کشور را در دورهٔ زمانی سی‌ساله موردبررسی قرار دادند و مطالعهٔ آن‌ها نشان می‌دهد که بین نرخ رشد عرضهٔ پول و نرخ تورم در بلندمدت همبستگی بالایی (تقریباً یک به یک) وجود دارد. کینگ[4] (۲۰۰۲) نشان می‌دهد که همبستگی قوی بین پول و قیمت‌ها با کوتاه‌شدن افق زمانی کمرنگ می‌شود که تبیین‌کنندهٔ این مورد است که آثار رشد پول باید در تغییرات متغیرهای حقیقی ظاهر شود. والش[5] (۲۰۱۰) بیان می‌کند که همبستگی بالا بین تورم و نرخ رشد عرضهٔ پول، در راستای حمایت از این استدلال است که رشد عرضهٔ پول منتج به رشد معادل و یکسان در سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود.

---

[1] Lucas
[2] Barro
[3] McCandless & Weber
[4] King
[5] Walsh

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]
[ DOI: 10.61186/jmbr.17.59.1 ]

### ۲-۳ نقش نرخ ارز

اثر تغییرات نرخ ارز در تورم که در ادبیات اقتصاد بین‌الملل به «عبور نرخ ارز»[1] شهرت دارد به‌عنوان یکی از دلایل مهم تورم محسوب می‌شود. نرخ ارز از کانال‌های مختلفی (قیمت کالاهای وارداتی، نهاده‌های وارداتی، و اثر مخارج) در قیمت‌های داخلی تأثیر گذاشته و در انتظارات تورمی و اعتبار سیاست‌گذاران اقتصادی نیز اثرگذار است (تحصیلی، ۱۴۰۱). رابطهٔ تورم و نرخ ارز به‌ویژه در اقتصادهای نوظهور اهمیت دارد و به بیان دورنبوش[2] (۱۹۷۶) در این اقتصادها، نوسانات نرخ ارز می‌تواند به‌طور قابل‌توجهی در سطح عمومی قیمت‌ها تأثیر بگذارد.

یک دیدگاه عمومی در این زمینه فرضیهٔ تیلور (۲۰۰۰) است که بیان می‌کند محیط تورمی پایین باعث کاهش درجهٔ عبور نرخ ارز و محیط تورمی بالا و ماندگار منجر به افزایش درجهٔ عبور نرخ ارز و کمترشدن نوسانات عبور نرخ ارز می‌شود (رضازاده و همکاران، ۱۳۹۷). اسونسون[3] (۲۰۰۰) نیز نشان می‌دهد که تغییرات نرخ ارز در اقتصاد باز در قیمت‌های نسبی بین کالاهای داخلی و خارجی تأثیر می‌گذارد و منجر به ارزان‌ترشدن کالاهای داخلی برای مصرف‌کنندگان خارجی و درنتیجه باعث افزایش صادرات، تقاضای کل، و سطح قیمت‌ها می‌شود. همچنین تغییرات نرخ ارز از طریق تأثیر قیمت‌های متوسط وارداتی برحسب پول ملی بر شاخص قیمت مصرف‌کننده، در دستمزد اسمی تأثیر می‌گذارد. زمانی که این اثر با مورد قبلی ترکیب شود، نرخ تورم تحت‌تأثیر قیمت تمام‌شدهٔ محصولات داخلی قرار می‌گیرد. درنهایت نیز باید توجه داشت که نرخ ارز به‌عنوان قیمت دارایی، متغیر آتی، و پیش‌بینی‌کننده بوده و در ایجاد انتظاراتی اثرگذار است که جایگاه قابل‌توجهی در سیاست پولی دارند (منفرد و آکین[4]، ۲۰۱۷).

نقش نرخ ارز در ایجاد تورم را با توجه به نظریهٔ فشار هزینه نیز می‌توان توضیح داد. مطابق با این نظریه، تورم همیشه ماهیت پولی ندارد و در برخی موارد افزایش هزینه‌ها منشأ تورم است. در ایران براثرِ افزایش نرخ ارز، هزینه‌های تولید افزایش می‌یابند. تورم مزمن و با پویایی‌های پیچیده نمی‌تواند ریشه در طرف عرضهٔ اقتصاد نداشته باشد و کشورهایی که تورم بالا و مستمر دارند، عمدتاً با مشکلات طرف عرضه مواجه‌اند (شاکری، ۱۳۹۵). در مطالعات

---

[1] Exchange Rate Pass-Through, ERPT

[2] Dornbusch

[3] Svensson

[4] Monfared & Akin

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

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.59.1 ]

اخیر نیز گوپینا[1] و همکاران (۲۰۲۰)، شیخ و همکاران (۲۰۲۳)، و کاریر–سوالو[2] و همکاران (۲۰۲۳) با استفاده از داده‌های اقتصادهای پیشرفته و نوظهور نشان داده‌اند که عبور نرخ ارز به تورم در دوره‌های با تورم بالا و همچنین بی‌اطمینانی بالا به‌طور قابل‌توجهی بیشتر است.

## ۳ پیشینهٔ پژوهش

باسکو[3] و همکاران (۲۰۰۹) به تحلیل رابطهٔ پول و تورم تحت رژیم‌های تورم پایین و بالا در آرژانتین در دورهٔ ۱۹۷۷ تا ۲۰۰۶ با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری[4] پرداخته‌اند. نتایج مطالعهٔ آن‌ها حاکی از این است که تناسب حجم پول و سطح قیمت در دوره‌های با تورم بالا برقرار بوده است، اما پس از کاهش تورم، این رابطه تضعیف شده است. سرعت گردش پول نیز با رشد پول در تورم‌های بالا همبستگی مثبت داشته است، درحالی‌که این رابطه در تورم‌های پایین برعکس بوده است.

گوئو[5] (۲۰۱۳) با استفاده از روش خودرگرسیون برداری ساختاری آستانه‌ای[6] و داده‌های ماهانه طی سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۱ به بررسی آثار نامتقارن متغیرهای کلان در تورم در رژیم‌های تورمی پایین و بالا در کشور چین پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که واکنش تورم به تکانه‌های مختلف وابسته به رژیم تورمی بوده و نامتقارن است و سیاست پولی نیز در تورم چین تأثیرگذار بوده است. همچنین، نرخ ارز مؤثر اسمی در تورم در هر دو رژیم تورمی پایین و بالا مؤثر است و کاهش نرخ ارز می‌تواند در کنترل تورم اثرگذار باشد.

گوئن[7] (۲۰۱۵) با استفاده از دو روش تصحیح خطا مبتنی‌بر تخمین میانگین گروهی تلفیقی[8] و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[9] به بررسی آثار کسری مالی و عرضهٔ پول ($M_2$) در تورم در اقتصادهای منتخب آسیایی (بنگلادش، کامبوج، اندونزی، مالزی، پاکستان، فیلیپین، سری‌لانکا، تایلند، و ویتنام) در بازه ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۲ پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان‌دهندهٔ این است که عرضهٔ پول تنها در روش برآورد میانگین گروهی تلفیقی تأثیر مثبت

---

[1] Gopinath
[2] Carriere-Swallow
[3] Basco
[4] Vector Auto Regression, VAR
[5] Guo
[6] Threshold Structural Vector Auto Regression, TSVAR
[7] Nguyen
[8] Pool Mean Group, PMG
[9] Generalized Method of Moments, GMM

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]
[ DOI: 10.61186/jmbr.17.59.1 ]

و معناداری در تورم داشته است، درحالی‌که کسری مالی، مخارج دولت، و نرخ بهره در هر دو روش، اثر مثبت و معناداری در تورم داشته‌اند.

منفرد و آکین (۲۰۱۷) به تحلیل رابطه بین نرخ ارز و تورم در ایران با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری و داده‌های فصلی در بازه ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۱ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از مطالعهٔ آن‌ها بیانگر این است که تورم پدیده‌ای پولی در اقتصاد ایران است و متغیر عرضهٔ پول بیشترین تأثیر را در تورم داشته است و پس از آن نیز انتظارات تورمی و درنهایت نرخ ارز در تورم اثرگذار بوده‌اند.

کمپوس[1] (۲۰۲۰) به بررسی علل تورم بالای کشور آرژانتین طی سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۵ با استفاده از روش خودرگرسیون برداری ساختاری پرداخته است. در این پژوهش ابتدا به تخمین تولید بالقوه و شکاف تولید برای این کشور اقدام شده و سپس به مقایسهٔ آن با برآوردهای دیگر اقتصادهای امریکای لاتین پرداخته شده و نتایج حاکی از این است که برخی از الگوهای خاص در آرژانتین وجود دارد که می‌تواند تورم بالای مشاهده‌شده در طول سال‌های موردتحلیل را توضیح دهد. اول اینکه در این دوره و به‌ویژه از سال ۲۰۱۱، تولید بالقوهٔ آرژانتین با سرعت کمتری نسبت‌به بقیهٔ کشورها رشد کرده که مهم‌ترین عامل تورم بالای این کشور بوده است. همچنین مقایسه بین نرخ بهرهٔ موجود و نرخ بهرهٔ حاصل از یک قاعدهٔ سیاست پولی، نشان می‌دهد که سیاست‌گذار پولی در آرژانتین بسیار منفعل عمل کرده است.

فراتیانی[2] و همکاران (۲۰۲۱) با استفاده از رویکرد رگرسیونی پانل مبتنی‌بر فرکانس زمان و داده‌های سالانهٔ ۱۸۷۰ تا ۲۰۱۳ برای ۱۶ کشور توسعه‌یافته به بررسی شواهد تاریخی بین‌المللی در مورد رشد پول و تورم با تأکید بر دوره‌های با تورم بالا پرداخته‌اند. نتایج آن‌ها نشان‌دهندهٔ شواهد روشنی مبنی‌بر وجود رابطهٔ پایدار و معنادار در میان‌مدت و بلندمدت بین رشد پول مازاد بر تولید و تورم است، اگرچه این رابطه با نوسانات زیادی در طول دوره‌های با تورم بالا همراه بوده است.

امیری و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی پایداری تورم در ایران در بازه ۱۳۱۶ تا ۱۳۹۵ با استفاده از مدل‌سازی رویکرد انباشته کسری[3] و تخمین حافظهٔ تورم با استفاده از روش‌های کلاسیک و بیزین پرداخته‌اند. نتایج حاصل از مطالعهٔ آن‌ها بیانگر این است که در هر دو

---

[1] Campos

[2] Fratianni

[3] Fractionally Integrated, FI

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

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.59.1 ]

روش، نرخ تورم در ایران پایدار است. پایداری تورم باعث می‌شود تا درنتیجهٔ واردشدن تکانه‌های پولی یا حقیقی به اقتصاد، آثار آن تا زمان طولانی در تورم ماندگار باشد.

بابایی و همکاران (۱۳۹۷) به پیش‌بینی نحوهٔ اثرگذاری عوامل مؤثر در تورم با استفاده از مدل‌های میانگین‌گیری پویا با پارامتر متغیر با زمان[1] و داده‌های فصلی در دورهٔ ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۴ پرداخته‌اند. در این پژوهش، برخلافِ روش‌های سنتی که اثرگذاری متغیرهای مستقل در متغیر وابسته در کل بازه زمانی سنجیده می‌شود، اثرگذاری متغیرهای مستقل در متغیر وابسته در سال‌های مختلف موردبررسی قرار گرفته است. نتایج مطالعهٔ آن‌ها حاکی از این است که در ۱۰۰ دورهٔ زمانی موردبررسی، نرخ ارز و رشد نقدینگی بیشترین تأثیر در تورم را داشته است.

رضازاده و همکاران (۱۳۹۷) به تحلیل غیرخطی آثار عبور نرخ ارز در تورم در ایران با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای[2] دورژیمی و داده‌های فصلی طی دورهٔ ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۵ پرداخته‌اند. نتایج مطالعهٔ آن‌ها نشان می‌دهد که تکانهٔ افزایش نرخ ارز در هر دو رژیم باعث افزایش تورم می‌شود و درجهٔ عبور نرخ ارز بر تورم در ایران کامل نیست، اما تأثیر نرخ ارز در تورم در رژیم تورمی بالا بیشتر از رژیم تورمی پایین بوده است.

سبحانی و همکاران (۱۳۹۸) به تحلیل پایداری و چرایی تداوم تورم از منظر اقتصاد سیاسی در ایران با استفاده از رویکرد انتخاب عمومی و روش کتابخانه‌ای (تحلیل اسناد) پرداخته‌اند. در این پژوهش، دولت و بدنهٔ آن، بانک‌ها، و مجلس به‌عنوان بازیگرانی که در سیاست‌های مؤثر در تورم تأثیرگذارند، معرفی شده‌اند و بدهکاران بانکی، سوداگران، واردکنندگان، و دهک‌های پایین جامعه بازیگران متأثر از تورم در نظر گرفته شده‌اند. نتایج مطالعهٔ آن‌ها نشان‌دهندهٔ این است که ساختار نهادی و سیاست‌گذاری کشور، تصمیم‌گیران را به گرفتن تصمیم‌هایی سوق می‌دهد که به پایداری تورم منجر می‌شود.

ابوترابی و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی ساختار مالی و بانکی در ایران و تأثیر آن در تورم در بازه ۱۳۶۶ تا ۱۳۹۵ پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش که با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح‌شده[3] صورت گرفته است، نشان می‌دهد که با درنظرگرفتن شاخص‌های ساختار مالی و بانکی، نقدینگی مهم‌ترین عامل شکل‌دهندهٔ تورم است و به‌طورکلی، ساختار مالی بانک‌محور در ایران تأثیر منفی در تورم دارد.

---

[1] Dynamic Model Averaging Approach with Time-Varying Coefficients, TVP-DMA

[2] Threshold Vector Auto Regression, TVAR

[3] Fully Modified Ordinary Least Squares, FMOLS

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

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.59.1 ]

تحصیلی (۱۴۰۱) با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای و داده‌های فصلی در بازه ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۷ به تحلیل اثرگذاری تکانهٔ نرخ ارز بر تورم در اقتصاد ایران پرداخته است. نتیجهٔ این پژوهش حاکی از آن است که اثرگذاری نرخ ارز در تورم به مقادیر آستانه‌ای بستگی دارد و تورم در رژیم بالا با نوسان بیشتری به تکانهٔ ارز واکنش نشان می‌دهد و درعین‌حال، اثر تکانهٔ ارزی از لحاظ ماندگاری در هر دو رژیم از الگوی تقریباً یکسانی پیروی می‌کند.

در مطالعات فوق، از نگاه نظریه یا با درنظرگرفتن متغیر اصلی به تحلیل تورم پرداخته شده، اما در پژوهش حاضر، با درنظرگرفتن متغیرهای مختلفی که در ادبیات در خصوص تأثیرگذاری آن‌ها در تورم صحبت شده است، مسئله موردتحلیل قرار گرفته است. همچنین در مدل‌سازی پژوهش از روش رگرسیون کوانتایل استفاده شده تا اثر هرکدام از متغیرها بر روی تورم در تمام چندک‌های توزیعی مشخص شود و بتوان عاملی که در هر سطح تورم بیشترین اثرگذاری را دارد مشخص کرد.

## ۴ روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش، به‌منظور ارزیابی سهم هریک از متغیرهای توضیحی مورداستفاده در الگو، در توضیح روند رشد شاخص عمومی قیمت‌ها در سطوح متفاوت تورمی به‌صورت فصلی طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۴۰۰، از روش رگرسیونی کوانتایل استفاده شده است. براساس توضیحات مطرح‌شده در بخش ادبیات موضوع و با استناد به پژوهش‌های تجربی صورت‌گرفته، الگوی این پژوهش شامل رگرسیونی به‌صورت رابطهٔ ۶ است که از فرم لگاریتم طبیعی متغیرها در آن استفاده شده است (والش، ۲۰۱۰):

$$LnCPI = \beta_0 + \beta_1 LnLIQ + \beta_2 LnER + \beta_3 LnGDP + \beta_4 TO + U_t \qquad (۶)$$

متغیرهای مورداستفاده در رابطهٔ فوق در جدول ۲ نشان داده شده است. داده‌های مورداستفاده مستخرج از بانک مرکزی و مرکز آمار ایران بوده است.

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

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.59.1 ]

جدول ۲
*معرفی متغیرهای الگو*

| نام متغیر | توضیحات |
|---|---|
| $LnCPI$ | رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده |
| $LnLIQ$ | رشد نقدینگی |
| $LnER$ | رشد نرخ ارز غیررسمی |
| $LnGDP$ | رشد تولید ناخالص داخلی |
| $TO$ | شاخص آزادی تجاری (نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی) |

تحلیل رگرسیون کوانتایل توسط کوئنکر و باست[1] (۱۹۷۸) به‌عنوان رویکرد مدل‌سازی برای ارتباط بین یک یا چند متغیر توضیحی و متغیرهای پیامد پیوسته معرفی شد. در این روش، محدودیت‌هایی از قبیل فرض‌های رگرسیون معمولی، واریانس ناهمسانی، و حضور تأثیرگذار داده‌های دورافتاده در برآورد ضرایب وجود ندارد. درواقع، رگرسیون کوانتایل نسبت به داده‌های دورافتاده مستحکم است که این ویژگی ناشی از آن است که برخلاف اهمیت اندازهٔ باقیمانده‌ها در روش حداقل مربعات معمولی، در روش کوانتایل فقط علامت باقیمانده‌ها موردتوجه قرار می‌گیرد؛ بنابراین، تعداد باقیمانده‌ها (انحرافاتی) که بیشتر (مثبت) یا کمتر (منفی) از کوانتایل موردنظرند و نه مقدار بزرگی آن‌ها در برآوردها اثرگذار است. درنتیجه، داده‌های دورافتاده، که تأثیر خود را از طریق بزرگی باقیمانده‌ها نشان می‌دهند، امکان تأثیرگذاری بر روی برآوردهای رگرسیون حداقل انحرافات مطلق را ندارند (کوئنکر، ۲۰۰۵).

شایان ذکر است، هر رگرسیون کوانتایل یک نقطه خاص از توزیع شرطی را مشخص می‌کند؛ بنابراین، کوانتایل‌ها که معیارهای دیگری برای تمرکزند در کنار هم می‌توانند شکل توزیع را به‌صورت جامع‌تری به تصویر کشند. مواجهه با متغیرهای کمکی گسسته در اجرای مدل رگرسیون چندکی (کوانتایل) غیرمعمول تلقی نمی‌شود. توابع چندک شرطی قادرند هر آنچه را پیرامون توزیع‌های شرطی تک‌متغیره قابل‌مشاهده است، مشخص کنند. می‌توان هر سلول از فضای متغیر کمکی (هر بردار متمایز از متغیرهای کمکی) را تا زمانی که اندازه‌های نمونه در هر یک از این سلول‌ها به‌طور معقولی بزرگ شوند، به‌عنوان نمونهٔ فرعی جداگانه در نظر گرفت و کوانتایل‌های نمونهٔ خاص هر سلول را محاسبه کرد که احتمالاً هریک تقریبی متوازن از گاوس هستند (کوئنکر، ۲۰۱۷). هنگامی که یک یا چند متغیر کمکی گسسته از

[1] Koenker & Bassett

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]
[ DOI: 10.61186/jmbr.17.59.1 ]

تجزیهٔ متغیرهای کمکی پیوسته، مانند سن یا دورهٔ شغلی، ناشی می‌شوند، این تمایل وجود دارد که یک شرط خطی یا محدودیت پارامتری ضعیف‌تری بر چندک‌های خاص سلول اعمال شود و درنتیجه طبیعی است که حداقل مربعات وزن در نظر گرفته شود. تخمین مدل محدودشده رویکردی بوده است که چمبرلین[1] (۱۹۹۴) پیشنهاد کرد و توسط باست و همکاران (۲۰۰۲) و نایت[2] و باست (۲۰۰۷) نیز به‌کار گرفته شد.

در رگرسیون چندک، برخلاف رگرسیون معمولی، از حداقل‌کردن مجموع قدرمطلق باقیمانده‌های موزون برای برآورد پارامتر الگو استفاده می‌شود که به آن روش حداقل قدرمطلق خطا (انحرافات)[3] گفته می‌شود. در تخمین‌زن اُال‌اس[4] مربع خط یا $(\sum_i e_i^2)$ کمینه می‌شود، درحالی‌که در رگرسیون کوانتایل، میانهٔ آنچه کمینه می‌شود، مجموع قدرمطلق خطاها یا $(\sum_i |e_i|)$ است.

رگرسیون کوانتایل نسبت‌به تخمین‌زن اُال‌اس از چند جهت برتری دارد: اول آنکه برخلاف فرض اُال‌اس که جملات خطا نرمال هستند، در رگرسیون کوانتایل شرط خاصی بر روی توزیع جملات خطای رگرسیون وجود ندارد؛ دوم آنکه رگرسیون کوانتایل شرطی یک روش نیمه‌پارامتریک است، چراکه ضرایب تخمین‌زده‌شده در این رگرسیون غیر تصادفی‌اند؛ سوم آنکه رگرسیون کوانتایل در مقایسه با اُال‌اس نسبت‌به داده‌های دورافتاده کمتر حساسیت دارد و به‌مراتب کاراتر است؛ و چهارمین برتری آن است که رگرسیون کوانتایل آثار متغیرهای توضیحی به متغیر وابسته را در کل توزیع تخمین می‌زند که درنتیجه نتایج حاصل برای هر چندک یا گروه‌های مصرفی متفاوت است (تیلو و ولند[5]، ۲۰۱۸).

فرم کلی رگرسیون کوانتایل در روابط ۷ و ۸ نمایش داده شده است. در این معادلات، $B_\theta$ برابر برداری از پارامترهای نامعلوم است که مرتبط با چندک $\theta$ است. در این رگرسیون، از حداقل قدرمطلق انحرافات برای برآورد پارامترها استفاده می‌شود.

---

[1] Chamberlain
[2] Knight
[3] Least Absolute Error (Deviation)
[4] Ordinary Least Squares, OLS
[5] Tilov & Volland

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]
[ DOI: 10.61186/jmbr.17.59.1 ]

$$Y_i = X_i' B_\theta + \varepsilon_{\theta_i} \quad (۷)$$
$$Q_\theta(\varepsilon_{\theta_i} | X_i) = 0 \quad (۸)$$

براساس مدل مطرح‌شده از سوی کوئنکر و باست (۱۹۷۸)، در صورتی که حداقل‌سازی رابطهٔ ۹ برای رگرسیون کوانتایل $q$ام انجام پذیرد، رگرسیون کوانتایل $q = \frac{1}{2}$ (رگرسیون میانه) تخمین‌زن حداقل قدرمطلق خطا یا انحرافات گفته می‌شود.

$$\min_{b \in R^k} [\sum_{t \in \{t: y_t \geq x_t b\}} q|y_t - x_t b| + \sum_{t \in \{t: y_t < x_t b\}} (1-q)|y_t - x_t b|] \quad (۹)$$

تخمین‌زن حداقل قدرمطلق خطا زمانی برقرار است که $(1 > q > 0)$، $\{x_t : 1, \dots, T\}$ دنباله‌ای از بردارهای ماتریس متغیرهای توضیحی شناخته شده و $\{y_t : 1, \dots, T\}$ یک نمونه تصادفی با توزیع F در رگرسیون $u_t = y_t - Bx_t$ باشد. این آنالیز به‌خصوص زمانی‌که توزیع شرطی ناهمگن است و شکل استانداردی ندارد، از قبیل توزیع‌های نامتقارن، توزیع‌هایی با دم پهن و عریض، و مواردی از این قبیل مفید است (فروتن و همکاران، ۱۳۹۸).

در این پژوهش نیز هدف از به‌کارگیری رگرسیون کوانتایل (چندک) ارزیابی تأثیرات متغیرهای مستقل رشد نقدینگی، رشد نرخ ارز غیررسمی، رشد تولید ناخالص داخلی، کسری بودجه، و درجهٔ آزادی تجاری در متغیر وابسته رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده در تمام قسمت‌های توزیع اعم از بخش‌های ابتدایی، انتهایی، و مرکزی داده‌ها بوده است.

## ۵ برآورد الگو

به‌منظور پیشگیری از برآورد رگرسیون کاذب، ارزیابی وضعیت پایایی متغیرها ضروری است. به همین منظور، باید اطمینان حاصل شود که متغیرهای مورداستفاده در مدل دارای درجهٔ انباشتگی بیش از ۱ نباشند؛ به بیان دیگر، تمام متغیرهای موجود در مدل در سطح و/یا با یک مرتبه تفاضل‌گیری مانا شوند. در همین راستا، با استفاده از آزمون دیکی فولر اقدام به ارزیابی مانایی متغیرها شده است.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]
[ DOI: 10.61186/jmbr.17.59.1 ]

جدول ۳

*پایایی متغیرها از طریق آزمون دیکی فولر*

| متغیر | در سطح | | تفاضل مرتبهٔ اول | |
|---|---|---|---|---|
| | آماره | $Prob$ | آماره | $Prob$ |
| $LnCPI$ | ۳/۵۹۹ | ۱/۰۰۰۰ | ـ۳/۳۲۹ | ۰/۰۱۳۶ |
| $LnLIQ$ | ۰/۱۰۸ | ۰/۹۶۶۶ | ـ۴/۷۵۹ | ۰/۰۰۰۱ |
| $LnER$ | ۰/۸۰۶ | ۰/۹۹۱۷ | ـ۳/۸۷۲ | ۰/۰۰۲۳ |
| $LnGDP$ | ـ۱/۷۷۱ | ۰/۳۹۵۲ | ـ۱۵/۲۵۶ | ۰/۰۰۰۰ |
| $TO$ | ـ۱/۸۳۷ | ۰/۳۶۲۳ | ـ۸/۶۱۰ | ۰/۰۰۰۰ |

منبع: یافته‌های پژوهش

فرض صفر در آزمون دیکی فولر بیانگر وجود ریشه واحد است و نتایج آزمون حاکی از مانایی تمام متغیرهای مدل پس از یک مرتبه تفاضل‌گیری در سطح معناداری ۵ درصد است. به بیان دیگر، تمام متغیرهای توضیحی و متغیر وابسته از درجهٔ انباشتگی یک $I(1)$ هستند. با توجه به مانایی متغیرها، پس از یک مرتبه تفاضل‌گیری اقدام به استفاده از آزمون هم‌جمعی جوهانسون شده است. فرضیهٔ صفر در این آزمون وجود تعداد r بردار هم‌جمعی پذیرفته شده است. در صورتی که آمارهٔ آزمون از مقدار بحرانی جوهانسن بیشتر باشد، فرضیهٔ صفر رد خواهد شد. نتایج آزمون هم‌جمعی در جدول ۴ گزارش شده است.

جدول ۴

*آزمون هم‌جمعی جوهانسن*

| آزمون اثر | | | آزمون حداکثر مقدار ویژه | | |
|---|---|---|---|---|---|
| فرضیهٔ صفر | آمارهٔ آزمون | مقدار بحرانی (در سطح معناداری ۵ درصد) | فرضیهٔ صفر | آمارهٔ آزمون | مقدار بحرانی (در سطح معناداری ۵ درصد) |
| $r = 0$ | ۱۱۶/۲۶ | ۶۹/۸۱ | $r = 0$ | ۶۸/۸۹ | ۳۳/۸۷ |
| $r \leq 1$ | ۵۱/۳۷ | ۴۷/۸۵ | $r \leq 1$ | ۲۸/۱۶ | ۲۷/۵۸ |
| $r \leq 2$ | ۲۶/۱۴ | ۲۹/۷۹ | $r \leq 2$ | ۱۹/۳۷ | ۲۱/۱۳ |
| $r \leq 3$ | ۹/۳۶ | ۱۵/۴۹ | $r \leq 3$ | ۸/۱۴ | ۱۴/۲۶ |
| $r \leq 4$ | ۳/۲۲ | ۳/۸۱ | $r \leq 4$ | ۳/۲۲ | ۳/۸۴ |

منبع: یافته‌های پژوهش

براساس نتایج آزمون هم‌جمعی جوهانسن، بین متغیرهای موجود در مدل حداکثر دو رابطه هم‌انباشتگی وجود دارد. با توجه به وجود چنین معادلاتی و با لحاظ نامانابودن تمام

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

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.59.1 ]

متغیرها در سطح، می‌توان متغیرها را در همان حالت اولیه مورداستفاده قرار داد، چراکه رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها تأیید شده است و رگرسیون کاذب در بین متغیرهای مدل وجود نخواهد داشت.

جدول ۵

*نتایج تخمین الگوی رگرسیونی کوانتایل*

| θ / متغیر | C | *LnLIQ* | *LnER* | *LnGDP* | *TO* | $R^2$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ۰/۱ | ۰/۳۳۹ | ۰/۶۴۷* | ۰/۱۲۰* | −۰/۵۱۹* | −۰/۰۰۲ | ۰/۹۲ |
| | (۱/۶۲) | (۰/۰۴) | (۰/۰۴) | (۰/۱۳) | (۰/۰۰) | |
| ۰/۲ | ۰/۷۷۲ | ۰/۶۷۲* | ۰/۱۱۵* | −۰/۵۷۳* | −۰/۰۰۲ | ۰/۹۳ |
| | (۱/۲۸) | (۰/۰۲) | (۰/۰۴) | (۰/۰۹) | (۰/۰۰) | |
| ۰/۳ | −۰/۵۹۰ | ۰/۶۵۱* | ۰/۱۴۸* | −۰/۴۸۳* | ۰/۰۰۰ | ۰/۹۳ |
| | (۱/۵۳) | (۰/۰۳) | (۰/۰۳) | (۰/۱۲) | (۰/۰۰) | |
| ۰/۴ | −۰/۹۶۱ | ۰/۶۴۶* | ۰/۱۵۵* | −۰/۴۵۴** | ۰/۰۰۰ | ۰/۹۳ |
| | (۲/۰۷) | (۰/۰۵) | (۰/۰۵) | (۰/۱۶) | (۰/۰۰) | |
| ۰/۵ | −۲/۲۴۶ | ۰/۶۲۹* | ۰/۱۷۰* | −۰/۳۵۴** | −۰/۰۰۰ | ۰/۹۳ |
| | (۲/۱۶) | (۰/۰۵) | (۰/۰۴) | (۰/۱۷) | (۰/۰۰) | |
| ۰/۶ | −۲/۷۱۷ | ۰/۶۲۷* | ۰/۱۷۹* | −۰/۳۲۶** | ۰/۰۰۰ | ۰/۹۴ |
| | (۲/۰۱) | (۰/۰۴) | (۰/۰۴) | (۰/۱۵) | (۰/۰۰) | |
| ۰/۷ | −۳/۸۱۳* | ۰/۶۰۶* | ۰/۲۰۶* | −۰/۲۴۳** | −۰/۰۰۰ | ۰/۹۴ |
| | (۱/۲۷) | (۰/۰۲) | (۰/۰۲) | (۰/۱۰) | (۰/۰۰) | |
| ۰/۸ | −۴/۳۸۲* | ۰/۶۰۲* | ۰/۲۰۰* | −۰/۱۹۴*** | −۰/۰۰۰ | ۰/۹۴ |
| | (۱/۲۹) | (۰/۰۲) | (۰/۰۸) | (۰/۱۰) | (۰/۰۰) | |
| ۰/۹ | −۵/۸۶۵* | ۰/۵۸۹* | ۰/۲۰۴* | −۰/۰۷۸ | ۰/۰۰۰ | ۰/۹۴ |
| | (۲/۲۳) | (۰/۰۴) | (۰/۰۶) | (۰/۱۷) | (۰/۰۰) | |

منبع: یافته‌های پژوهش (مقادیر داخل پرانتز انحراف معیارند و * ،**، و *** معناداری ضرایب را به‌ترتیب در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد نشان می‌دهند.)

نتایج برآورد الگوی رگرسیونی کوانتایل در جدول ۵ نمایش داده شده است که شامل معناداری و ضرایب تأثیرگذار هریک از متغیرها و نیز قدرت توضیح‌دهندگی در تمام چندک‌های توزیعی است. براساس برآورد فوق، رشد نقدینگی و رشد نرخ ارز در تمام چندک‌های توزیعی، در رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده تأثیر مثبت و معنادار داشته‌اند. تأثیرگذاری رشد نقدینگی در تورم در طول توزیع نزولی بوده است، به‌طوری‌که تأثیر رشد نقدینگی در تورم در دهک دوم در بیشینه‌ترین حالت خود معادل ۰/۶۷۲ بوده و پس از آن، ضرایب تأثیرگذاری رشد

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

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.59.1 ]

نقدینگی روندی نزولی را طی می‌کند. به بیان دیگر براساس داده‌های فصلی از سال ۱۳۸۰ الی ۱۴۰۰، تأثیر ۱ درصد رشد نقدینگی در سطوح میانی تورمی کشور به‌مراتب بیشتر از تأثیر رشد یک‌درصدی آن در سطوح بالاتر و پایین‌تر تورم، در افزایش تورم است. ۱ درصد افزایش در رشد نقدینگی به‌طور متوسط منجر به رشد ۰/۶۲۹درصدی تورم خواهد شد. همچنین براساس ضرایب برآوردشده، رشد نقدینگی در تمام سطوح تورمی، بیشترین تأثیر در تورم را در بین متغیرهای الگو داشته است.

تأثیرگذاری مثبت رشد نرخ ارز در رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده نیز در تمام چندک‌ها معنادار بوده است و پس از رشد نقدینگی، بیشترین تأثیر مثبت در تورم متأثر از این متغیر بوده است. تأثیرگذاری رشد نرخ ارز در تورم در طول توزیع نوسانی بوده، اما روند تأثیرگذاری متغیر رشد نرخ ارز در تورم حاکی از آن بوده است که در چندک‌های بالاتر تأثیرگذاری رشد نرخ ارز در رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده افزایش یافته است. به‌طور متوسط، ۱ درصد افزایش در رشد نرخ ارز منجر به رشد ۰/۱۶۶ درصدی تورم خواهد شد. بیشترین و کمترین میزان تأثیرگذاری رشد نرخ ارز در رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده به‌ترتیب مربوط به چندک هفتم و دوم بوده است که ۱ درصد افزایش نرخ ارز منجر به رشد ۰/۲۰۶ درصدی شاخص قیمت مصرف‌کننده در چندک هفتم و رشد ۰/۱۱۵ درصدی در چندک دوم شده است. درواقع، می‌توان نتیجه گرفت که در سطوح تورمی پایین، نرخ ارز تأثیر کمتری در تورم دارد، اما با قرارگرفتن در تورم‌های بالا، تأثرگذاری نرخ ارز در تورم نیز افزایش می‌یابد.

همچنین معناداری ضرایب متغیر توضیحی رشد تولید ناخالص داخلی در تمام چندک‌ها به‌جز چندک آخر تأیید شده است. از سویی دیگر، علامت منفی ضرایب معنادار حاکی از وجود رابطهٔ منفی با رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده است که با مبانی نظری مبنی‌بر وجود رابطهٔ معکوس بین رشد تولید و تورم سازگاری دارد. بیشترین و کمترین میزان تأثیرگذاری رشد تولید ناخالص داخلی در تورم به‌ترتیب مربوط به چندک دوم با ضریب منفی ۰/۵۷۳ و چندک هشتم با ضریب منفی ۰/۱۹۴ بوده است (منفی و مثبت‌بودن ضرایب بیانگر جهت تأثیرگذاری متغیر مستقل بر متغیر وابسته است و تأثیری در شدت و ضعف تأثیرگذاری متغیر مستقل در متغیر وابسته ندارد). براساس برآورد صورت‌پذیرفته، به‌طور متوسط ۱ درصد افزایش در رشد تولید ناخالص داخلی منجر به کاهش ۰/۳۹۳ درصدی در رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده خواهد شد.

همان‌طور که اشاره شد، منظور از شاخص آزادی تجاری، نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی است که بیشتربودن این شاخص بیانگر بالابودن تعاملات یک

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]
[ DOI: 10.61186/jmbr.17.59.1 ]

کشور با دنیاست. باتوجه‌به نتایج مدل، معناداری تأثیرگذاری ضرایب این متغیر در شاخص قیمت مصرف‌کننده در هیچ چندکی بروز نیافته است.

## ۶ نتیجه‌گیری

در این پژوهش، به تحلیل عوامل مؤثر در ایجاد تورم بالا در اقتصاد ایران با استفاده از رویکرد رگرسیون کوانتایل پرداخته شد تا شدت اثرگذاری متغیرهای تصریح‌شده در مدل در تورم در سطوح مختلف تورمی بررسی و مقایسه شود. براساس نتایج برآورد صورت‌پذیرفته، همان‌طور که انتظار می‌رفت، وجود رابطهٔ مستقیم بین رشد نقدینگی و رشد نرخ ارز با رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده و وجود رابطهٔ معکوس بین رشد تولید ناخالص داخلی با تورم احراز شد. این نتایج توسط والش (۲۰۱۰)، کمپوس (۲۰۲۰)، گوپینا و همکاران (۲۰۲۰)، شیخ و همکاران (۲۰۲۳)، و کاریر–سوالو و همکاران (۲۰۲۳) پشتیبانی می‌شود. نتیجهٔ قابل‌توجه این است که درحالی‌که رشد نقدینگی در همهٔ چندک‌های توزیعی در تورم اثرگذار بوده و ضرایب آن نزدیک به‌هم بوده است، تغییرات نرخ ارز در چندک‌های بالا بیش از چندک‌های پایین در تغییرات نرخ تورم مؤثر بوده است.

باتوجه‌به نتایج خروجی الگو، باید بیان داشت که در بازه زمانی موردبررسی در پژوهش، اصلی‌ترین عامل وجود تورم بالا در ایران، رشد نقدینگی بوده است و تغییرات آن هم در دوره‌های تورمی پایین و هم در دوره‌های تورمی بالا در سطح قیمت‌ها اثرگذار بوده است. مطابق با پیش‌بینی نظریهٔ پولی (والش، ۲۰۱۰)، که در آن بیان شده است رشد نقدینگی بیشتر از رشد تولید منجر به تورم می‌شود، در اقتصاد ایران نیز ناترازی‌هایی که منجر به ایجاد نقدینگی فراتر از تولید کالاها و خدمات شده عاملی برای اضافهٔ تقاضا و شکل‌گیری فشار برای افزایش قیمت‌ها شده است. همچنین در کنار رشد نقدینگی، جهش‌های ارزی نیز نقش پررنگی در تورم اقتصاد ایران داشته‌اند و در غیاب جهش‌های ارزی، نرخ تورم تغییرات ملایم‌تری را تجربه می‌کرد. جهش ارزی از یک طرف، به‌دلیل لنگربودن نرخ ارز، سبب جهش انتظارات تورمی می‌شود و از طرف دیگر، از طریق اثر مستقیم در قیمت کالاهای قابل‌مبادله و اثر غیرمستقیم در قیمت کالاهای غیرقابل‌مبادله موجب جهش تورمی می‌شود.

باتوجه‌به نتایج اشاره‌شده، باید بیان کرد که اصلی‌ترین راه کنترل تورم ایران، اقدام درجهتِ رفع ناترازی‌ها به‌ویژه ناترازی‌های شبکهٔ بانکی است تا متوسط رشد نقدینگی در کشور کاهش یابد. همچنین، ازآنجاکه رشد نرخ ارز در دوره‌های تورمی بالا در ایجاد و ماندگاری تورم نقش دارد، تلاش درجهتِ ثبات نرخ ارز ضروری است. به این نکته نیز باید توجه داشت که کاهش پایدار رشد نقدینگی و ثبات نرخ ارز صرفاً در حوزهٔ اختیارات بانک مرکزی نیست و

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

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.59.1 ]

نحوهٔ تأمین‌مالی کسری بودجهٔ دولت، فشارهای دستگاه‌های اجرایی به شبکهٔ بانکی، تداوم تحریم‌ها و نبود چشم‌انداز رفع آن‌ها، و همچنین سیاست‌گذاری‌های منجر به خروج سرمایه در این موضوع اثرگذار است. کنترل پایدار تورم در اقتصاد ایران نیازمند توجه به همهٔ این مسائل در کنار هم است و صرفاً با کنترل یکی از آن‌ها نمی‌توان به نتیجهٔ مطلوب رسید.

## فهرست منابع


ابوترابی، م.ع.، حاج امینی، م.، و توحیدی، س. (۱۴۰۰). ساختار مالی و تورم در ایران. *اقتصاد و تجارت نوین*، ۱۶(۵۱)، ۱ـ ۲۱.

امیری، ح.، سالم، ع.ا.، و بشخور، م. (۱۳۹۶). پایداری تورم در ایران: رویکرد انباشتهٔ کسری. *فصلنامهٔ علمی مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۱(۳۹)، ۱۴۱ـ ۱۶۲.

بابایی، م.، توکلیان، ح.، و شاکری، ع. (۱۳۹۷). پیش‌بینی نحوهٔ اثرگذاری عوامل مؤثر در تورم با استفاده از مدل‌های میانگین‌گیری پویا. *پژوهشنامهٔ اقتصادی*، ۱۸(۷۱)، ۲۶۱ـ ۳۱۱.

تحصیلی، ح. (۱۴۰۱). اثرگذاری تکانهٔ نرخ ارز بر تورم در اقتصاد ایران: کاربرد الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۷(۹۱)، ۲۵۷ـ ۲۸۵.

رضازاده، ع.، محمدپور، س.، و فتاحی، ف. (۱۳۹۷). کاربرد مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR) در تحلیل غیرخطی عبور نرخ ارز بر تورم در ایران. *فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۷(۲۷)، ۵۱ـ ۸۱.

سبحانی، ح.، ابوحمزه، د.، و زمانی، ر. (۱۳۹۸). تحلیل پایداری تورم از منظر اقتصاد سیاسی ایران. *دوفصلنامهٔ جستارهای اقتصادی ایران با رویکرد اقتصاد اسلامی*، ۱۶(۳۱)، ۴۱ـ ۶۹.

شاکری، ع. (۱۳۹۵). *نظریه‌ها و سیاست‌های اقتصاد کلان*. تهران: رافع.

فروتن، ف.، پژویان، ج. و غفاری، ف. (۱۳۹۸). ارزیابی تأثیر تنظیم قیمتی بازار انرژی در میزان تقاضای انرژی: رویکرد رگرسیون کوانتایل. *فصلنامهٔ علمی پژوهش‌های اقتصاد صنعتی*، ۳(۹)، ۱۹ـ ۳۸.

Basco, E., D'Amato, L. & Garegnani, L. (2009). Understanding the money–prices relationship under low and high inflation regimes: Argentina 1977–2006. *Journal of International Money and Finance*, 28(7), 1182-1203.

Bassett, Jr., G., Tam, MY. & Knight, K. (2002). Quantile models and estimators for data analysis. *Metrika*, 55, 17–26.

Campante, F., Sturzenegger, F. & Velasco, A. (2021). *Advanced macroeconomics: An easy guide.* London: LSE Press.

Campos, L. (2020). Potential output, output gap and high inflation in Argentina (2007–2015). *Estudios de Economía*, 47(1), 5-29.


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

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.59.1 ]

Carriere-Swallow, Y., Firat, M., Furceri, D. & Jimenez, D. (2023). State-Dependent Exchange Rate Pass-Through (Working Paper No. 086). Washington, D.C: *IMF*.

Cheikh, N., Younes, B. & Hachmi, B. (2023). Recent developments in exchange rate pass-through: What have we learned from uncertain times? *Journal of International Money and Finance*, 131, 102805.

Cochrane, J. (2023). *The fiscal theory of the price level*. Princeton: Princeton University Press.

Cochrane, J. H. (2021). The fiscal theory of the price level. *Manuscript*. URL https://www.johnhcochrane.com/research-all/the-fiscal-theory-of-the-price-level-1.

Coppola, F. (2021). The political economy of inflation. *European Journal of Economics and Economic Policies*, 18(3), 331–343.

Dornbusch, R. (1976). Expectations and exchange rate dynamics. *The Journal of Political Economy*, 84(6), 1161-1176.

Fischer, S., Sahay, R., & Végh, C. A. (2002). Modern hyper and high inflations. *Journal of Economic Literature*, 40(3), 837–880.

Fratianni, M., Gallegati, M. & Giri, F. (2021). International historical evidence on money growth and inflation: The role of high inflation episodes. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 21(2), 541-564.

Friedman, M. (1970). The counter-revolution in monetary theory (Occasional Paper No. 33). London: *Institute of Economic Affairs*.

Friedman, M. (1977). Inflation and unemployment. *Journal of Political Economy*, 85, 451–472.

Gopinath, G., Boz, E., Casas, C., J. Díez, F., Gourinchas, P. & Plagborg-Møller, M. (2020). Dominant currency paradigm. *American Economic Review*, 110(3), 677–719.

Guo, F. (2013). What Causes China's High Inflation? A Threshold Structural Vector Autoregression Analysis. *China & World Economy*, 21(6), 100-120.

King, M. (2002). No money no inflation-The role of money in the economy. *Bank of England Quarterly Bulletin*, 162-177.

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

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.59.1 ]

Knight, K., & Bassett, G. (2007). *Second order improvements of sample quantiles using subsamples.* Technical Report: Department of Statistics, University of Toronto.

Koenker, R. (2005). *Quantile Regression*. New York: Cambridge University Press.

Koenker, R. (2017). Quantile Regression: 40 years on. *Annual Review of Economics*, 9, 155-176.

Koenker, R., & Bassett, G. (1978). Regression Quantiles. *Econometrica*, 46(1), 33-50.

Lucas Jr., R. (1980). Two illustrations of the quantity theory of money. *The American Economic Review*, 70(5), 1005–1014.

McCandless Jr., G.T. & Weber, W.E. (1995). Some monetary facts. *Quarterly Review*, 19(3), 2-11.

Monfared, S. S. & Akin, F. (2017). The Relationship between Exchange Rates and Inflation: The Case of Iran. *European Journal of Sustainable Development*, 6(4), 329-340.

Nguyen, V. (2015). Effects of fiscal deficit and money M2 supply on inflation: Evidence from selected economies of Asia. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 20(38), 49-53.

Sargent, T. & Wallace N. (1981). Some unpleasant monetary arithmetic. *Quarterly Review*, 5(3), 1-18.

Sims, C. A. (2011). Stepping on a rake: The role of fiscal policy in the inflation of the 1970's. *European Economic Review*, 55(1), 48–56.

Sims, C.A. (1994). A simple model for study of the determination of the price level and the interaction of monetary and fiscal policy. *Economic Theory*, 4, 381-399.

Svensson, L.E.O. (2000). Open-economy inflation targeting. *Journal of International Economics*, 50, 155–183.

Taylor, J. B. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European economic review*, 44(7), 1389-1408.

Temple, J. (2000). Inflation and growth: Stories short and tall. *Journal of Economic Surveys,* 14, 395–426.

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

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.59.1 ]

Tilov, I., & Volland, B. (2018). From average Joe to frugal Jane and wasteful John: A quantile regression analysis of Swiss households electricity use (Working Paper No. 1807). Neuchâtel: *IRENE*.

Walsh, C. E. (2010). *Monetary Theory and Policy*. 3rd Ed. Cambridge: MIT University Press.

Woodford, M. (1995). Price level determinacy without control of a monetary aggregate. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 43, 1–46.

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

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.59.1 ]