

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

محمدرضا شهبازی⁺

محمد آقارضا درمنی^{*}

مسعود حیدرپور[‡]

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۷/۱۸

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۳/۲۰

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 نشان‌دهنده 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: F31, E52, E31, C21

^{*} دانشجوی دکتری اقتصاد پولی، دانشگاه علامه طباطبائی؛ m.agharazi9@gmail.com

⁺ دانشجوی دکتری اقتصاد مالی، دانشگاه امام صادق (نویسنده مسئول)؛

M.reza.shahbazi.1998@gmail.com

[‡] دانشجوی دکتری اقتصادسنجی، واحد علوم و تحقیقات تهران، دانشگاه آزاد اسلامی؛ hpmasoud9@gmail.com

۱ مقدمه

اهداف مهم اقتصاد کلان شامل تقویت رشد اقتصادی و نگه‌داشتن تورم در سطح پایین است. ثبات قیمت یکی از عوامل تعیین‌کننده نرخ رشد اقتصاد است و تورم بسیار بالا به شدت اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد (تمپل^۱، ۲۰۰۰). تورم موجب ایجاد نااطمینانی شده، چشم‌انداز فعالیت‌های اقتصادی را مخدوش کرده، و وضعیت نسبی دهک‌های درآمدی پایین را نسبت به دهک‌های درآمدی بالا بدتر می‌کند. از این رو، سیاست‌گذاران بسیاری از کشورها، سیاست‌های پولی و مالی را برای حفظ تورم در نرخ مطلوب اجرا می‌کنند. فریدمن^۲ (۱۹۷۷) در مقاله 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 به همراه 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 سالانه تورم کشور در بازه ۱۳۷۶ تا ۱۴۰۱ برابر ۲۰ درصد بوده، در حالی که 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 نشان‌دهنده این مسئله است که تورم بالا در ایران تبدیل به معضل ساختاری و ماندگار شده است.

¹ Temple

² Friedman

جدول ۱

متوسط رشد سالانه متغیرهای کلان کشور (درصد)

متغیر	۱۳۸۰-۱۳۸۹	۱۳۹۰-۱۴۰۰
تولید ناخالص داخلی	۶/۷	-۰/۹
شاخص قیمت مصرف کننده	۱۴/۶	۲۶/۴
نقدینگی	۲۸/۱	۲۸/۹
نرخ ارز	۲/۷	۳۳/۱
صادرات	۲۱/۶	۵/۶
واردات	۱۶/۲	-۱/۷

منبع: بانک مرکزی

میانگین رشد سالانه متغیرهای کلان کشور در دو بازه مختلف در جدول ۱ قابل مشاهده است که نشان دهنده تفاوت گسترده در بسیاری از متغیرها در این دو دوره است. تولید ناخالص داخلی که در دوره اول به طور متوسط در هر سال رشد ۶/۷ درصدی داشته، در دوره دوم نه تنها رشد نداشته است، که به طور متوسط در هر سال کاهش ۰/۹ درصدی داشته است. نکته قابل توجه این است که تغییرات سالانه نقدینگی در این دو دوره بسیار به هم نزدیک بوده است، اما تورم سالانه در دوره اول رشد ۱۴/۶ درصدی و در دوره دوم رشد ۲۶/۴ درصدی داشته است.

متغیری که در این دو بازه تغییرات گسترده ای داشته، نرخ ارز بوده است. رشد سالانه این متغیر که در بازه ۱۳۸۰ الی ۱۳۸۹ برابر ۲/۷ درصد بوده، در دوره ۱۳۹۰ الی ۱۴۰۰ به ۳۳/۱ درصد رسیده است. در دهه ۸۰ شمسی به علت 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 سال های بعدی اما به علت تشدید تحریم ها، 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، تحریم ها عاملی برای افزایش انتظارات تورمی شده که مجموع این عوامل منجر به وقوع جهش های ارزی در کشور شده است. صادرات و واردات نیز تغییرات منفی شدیدی را در دوره دوم نسبت به دوره اول داشته اند که جزئیات آن در جدول ۱ قابل مشاهده است.

در این مقاله، تحلیلی بر عوامل مؤثر در ایجاد تورم بالا در اقتصاد ایران با استفاده از رویکرد رگرسیون کوانتایل^۱ طی دوره ۱۳۸۰ تا ۱۴۰۰ ارائه شده است. دلیل استفاده از روش

^۱ Quantile Regression

کواتتایل 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، پیشینه 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. بخش‌هایی نیز مربوط به نتیجه‌گیری و پیشنهادهاست.

۲ ادبیات موضوع

ادبیات مرتبط با مسئله تورم یکی از پربحث‌ترین موضوعات در اقتصاد کلان است. در ادبیات از سیاست پولی و ابزارهای آن (عرضه پول، نرخ بهره، و...)، سیاست مالی، نرخ ارز، و برخی موارد دیگر به عنوان 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 نظریه مالی تعیین سطح قیمت‌ها

در نظریاتی که برای سیاست پولی در تعیین تورم نقش زیادی قائل‌اند، تورم همیشه و همه‌جا ناشی از تغییرات در عرضه پول است (فریدمن، ۱۹۷۰) و سیاست مالی تنها در صورتی می‌تواند تورم‌زا باشد که با سیاست پولی ترکیب شود. سارجنت و والاس^۱ (۱۹۸۱) نشان دادند که وقتی بانک مرکزی مجبور به تأمین مالی مخارج دولت می‌شود، نمی‌تواند تورم را کنترل کند. با این حال، حتی اگر بانک مرکزی در ابتدا مجبور به تأمین مالی کسری نشود، کسری‌های دائمی بزرگ که از طریق فروش اوراق تأمین می‌شوند، به‌منزله تعهدی برای خلق پول در آینده بوده و ذاتاً تورم‌زایند (کاپولا^۲، ۲۰۲۱).

یکی از موضوعات اصلی مورد بحث در ادبیات، شرایطی است که تحت آن سیاست مالی در فرایند تعیین قیمت تأثیر می‌گذارد. این مسئله در قالب نظریه مالی تعیین سطح قیمت‌ها^۳

¹ Sargent & Wallace

² Coppola

³ The Fiscal Theory of The Price Level, FTPL

مطرح شده که توسط وودفورد^۱ (۱۹۹۵)، سیمز^۲ (۲۰۱۱)، و کوکران^۳ (۲۰۲۱) توسعه پیدا کرده است. این نظریه بر قید بودجه 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 تنزیل شده مالیات برابر است. اگر ارزش حقیقی بدهی بالاتر از ارزش حال تنزیل شده مالیات باشد، تقاضای مازادی وجود دارد که تا زمانی که تعادل برقرار شود، موجب افزایش قیمت‌ها می‌شود. مطابق با بیان کامپانته^۴ و همکاران (۲۰۲۱)، در شرایط بین‌زمانی، قید بودجه برابر است با:

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

با استفاده از این واقعیت که:

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

می‌توانیم رابطه را به صورت زیر بازنویسی کنیم:

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

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 به عنوان اثر متقابل ارزش حقیقی بدهی و ارزش تنزیل شده 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 به سمت بالا سوق می‌دهد.

¹ Woodford

² Sims

³ Cochrane

⁴ Campante

تحت این شرایط، افزایش دارایی‌ها در ترازنامه بانک مرکزی (مانند تسهیل کمی^۱)، 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 کمی 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 منطقه یورو نشان می‌دهد که سیاست مالی تأثیر موقتی در تورم دارد (کوکران، ۲۰۲۳). همچنین فیشر^۲ و همکاران (۲۰۰۲)، با استفاده از مجموعه داده‌های ۹۴ کشور درحال توسعه 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.

۲-۲ نظریه پولی

اولین فرمول‌بندی نظام‌مند درباره دلایل بروز تورم در مکتب کلاسیک و توسط فیشر (۱۹۲۲) بیان شده است. نظریه فیشر بیان‌کننده 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 رابطه ۵ نمایش داده شده و بیانگر این نکته است که نرخ تغییر در میزان پول در گردش تعیین‌کننده نرخ تغییر قیمت‌ها یا تورم در اقتصاد است.

$$MV = PT \rightarrow P = \frac{MV}{T} \quad (5)$$

این اصل مبتنی بر نظریه مقداری پول است و پایه‌ای است که نظریه‌های پول‌گرایی و نئوکلاسیکی مربوط به تورم بر پایه آن بنا می‌شوند. نظریه مقداری پول بیانگر این است که در بلندمدت، نرخ تورم برابر با نرخ رشد نقدینگی (عرضه پول یا M_2) منهای نرخ رشد تولید

¹ Quantitative Easing

² Fischer

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 عرضه پول که تورم متوسطی را ایجاد می‌کند، مزایای خاصی را برای جامعه به همراه دارد، از جمله کاهش موقت دستمزدهای حقیقی و نرخ‌های بهره حقیقی که رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی را تحریک می‌کند. نظریه مقداری پول فرض می‌کند که عرضه پول و تولید ناخالص داخلی اسمی با یک نرخ رشد می‌کنند. البته این قضیه در هر سال صادق نیست و نظریه مقداری پول فقط تقریبی از نحوه رفتار اقتصاد در بلندمدت طی چندین سال است. سازوکار عملکرد این نظریه نیز با عنوان «تورم مبتنی بر کُشش تقاضا» شناخته می‌شود. افزایش حجم پول باعث می‌شود تا افرادی که این پول منتشر شده 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 عرضه پول در تورم و همبستگی مثبت بین پول و قیمت‌ها در بلندمدت را تأیید می‌کنند (لوکاس^۱، ۱۹۸۰) و این رابطه نزدیک به تناسب است. بارو^۲ (۱۹۹۰) نشان می‌دهد که بین عرضه پول و نرخ تورم رابطه مثبت وجود دارد و این دو متغیر همبستگی بالایی دارند. مکندلس و وبر^۳ (۱۹۹۵) داده‌های ۱۱۰ کشور را در دوره زمانی سی‌ساله موردبررسی قرار دادند و مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که بین نرخ رشد عرضه پول و نرخ تورم در بلندمدت همبستگی بالایی (تقریباً یک به یک) وجود دارد. کینگ^۴ (۲۰۰۲) نشان می‌دهد که همبستگی قوی بین پول و قیمت‌ها با کوتاه‌شدن افق زمانی کم‌رنگ می‌شود که تبیین‌کننده این مورد است که آثار رشد پول باید در تغییرات متغیرهای حقیقی ظاهر شود. والش^۵ (۲۰۱۰) بیان می‌کند که همبستگی بالا بین تورم و نرخ رشد عرضه پول، در راستای حمایت از این استدلال است که رشد عرضه پول منتج به رشد معادل و یکسان در سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود.

¹ Lucas

² Barro

³ McCandless & Weber

⁴ King

⁵ Walsh

۲-۳ نقش نرخ ارز

اثر تغییرات نرخ ارز در تورم که در ادبیات اقتصاد بین‌الملل به «عبور نرخ ارز»^۱ 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). رابطه تورم و نرخ ارز به‌ویژه در اقتصادهای نوظهور اهمیت دارد و به بیان دورنبوش^۲ (۱۹۷۶) در این اقتصادها، نوسانات نرخ ارز می‌تواند به‌طور قابل‌توجهی در سطح عمومی قیمت‌ها تأثیر بگذارد.

یک دیدگاه عمومی در این زمینه فرضیه تیلور (۲۰۰۰) است که بیان می‌کند محیط تورمی پایین باعث کاهش درجه عبور نرخ ارز و محیط تورمی بالا و ماندگار منجر به افزایش درجه عبور نرخ ارز و کمترشدن نوسانات عبور نرخ ارز می‌شود (رضازاده و همکاران، ۱۳۹۷). اسونسون^۳ (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 در نتیجه 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 تحت تأثیر قیمت تمام‌شده محصولات داخلی قرار می‌گیرد. در نهایت 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^۴، ۲۰۱۷).

نقش نرخ ارز در ایجاد تورم را با توجه به نظریه 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 بر اثر افزایش نرخ ارز، هزینه‌های تولید افزایش می‌یابند. تورم مزمن و با پویایی‌های پیچیده نمی‌تواند ریشه در طرف عرضه 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

اخیر نیز گوپینا^۱ و همکاران (۲۰۲۰)، شیخ و همکاران (۲۰۲۳)، و کاریر-سوالو^۲ 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 پیشینه پژوهش

باسکو^۳ و همکاران (۲۰۰۹) به تحلیل رابطه پول و تورم تحت رژیم‌های تورم پایین و بالا در آرژانتین در دوره ۱۹۷۷ تا ۲۰۰۶ با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری^۴ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه 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^۵ (۲۰۱۳) با استفاده از روش خودرگرسیون برداری ساختاری آستانه‌ای^۶ 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^۷ (۲۰۱۵) با استفاده از دو روش تصحیح خطا مبتنی بر تخمین میانگین گروهی تلفیقی^۸ و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته^۹ به بررسی آثار کسری مالی و عرضه 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 نشان‌دهنده این است که عرضه 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

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

منفرد و اکین (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 مطالعه آن‌ها بیانگر این است که تورم پدیده‌ای پولی در اقتصاد ایران است و متغیر عرضه پول بیشترین تأثیر را در تورم داشته است و پس از آن نیز انتظارات تورمی و درنهایت نرخ ارز در تورم اثرگذار بوده‌اند.

کمپوس^۱ (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 مقایسه آن با برآوردهای دیگر اقتصادهای آمریکای 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 بالقوه آرژانتین با سرعت کمتری نسبت به بقیه کشورها رشد کرده که مهم‌ترین عامل تورم بالای این کشور بوده است. همچنین مقایسه بین نرخ بهره موجود و نرخ بهره حاصل از یک قاعده سیاست پولی، نشان می‌دهد که سیاست‌گذار پولی در آرژانتین بسیار منفعل عمل کرده است.

فراتیانی^۲ و همکاران (۲۰۲۱) با استفاده از رویکرد رگرسیونی پانل مبتنی بر فرکانس زمان و داده‌های سالانه 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 نشان‌دهنده شواهد روشنی مبنی بر وجود رابطه پایدار و معنادار در میان مدت 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^۳ و تخمین حافظه تورم با استفاده از روش‌های کلاسیک و بیزین پرداخته‌اند. نتایج حاصل از مطالعه آن‌ها بیانگر این است که در هر دو

^۱ Campos

^۲ Fratianni

^۳ Fractionally Integrated, FI

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

بابایی و همکاران (۱۳۹۷) به پیش‌بینی نحوه اثرگذاری عوامل مؤثر در تورم با استفاده از مدل‌های میانگین‌گیری پویا با پارامتر متغیر با زمان^۱ و داده‌های فصلی در دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۴ پرداخته‌اند. در این پژوهش، برخلاف روش‌های سنتی که اثرگذاری متغیرهای مستقل در متغیر وابسته در کل بازه زمانی سنجیده می‌شود، اثرگذاری متغیرهای مستقل در متغیر وابسته در سال‌های مختلف مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج مطالعه آن‌ها حاکی از این است که در ۱۰۰ دوره زمانی مورد بررسی، 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^۲ دورژیمی و داده‌های فصلی طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۵ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که تکانه افزایش نرخ ارز در هر دو رژیم باعث افزایش تورم می‌شود و درجه 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 بدنه 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 مطالعه آن‌ها نشان‌دهنده 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^۳ صورت گرفته است، نشان می‌دهد که با در نظر گرفتن شاخص‌های ساختار مالی و بانکی، نقدینگی مهم‌ترین عامل شکل‌دهنده تورم است و به‌طور کلی، 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

تحصیلی (۱۴۰۱) با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای و داده‌های فصلی در بازه ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۷ به تحلیل اثرگذاری تکانه نرخ ارز بر تورم در اقتصاد ایران پرداخته است. نتیجه 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 تکانه نرخ ارز واکنش نشان می‌دهد و درعین حال، اثر تکانه ارزی از لحاظ ماندگاری در هر دو رژیم از الگوی تقریباً یکسانی پیروی می‌کند. در مطالعات فوق، از نگاه نظریه یا با در نظر گرفتن متغیر اصلی به تحلیل تورم پرداخته شده، اما در پژوهش حاضر، با در نظر گرفتن متغیرهای مختلفی که در ادبیات در خصوص تأثیرگذاری آن‌ها در تورم صحبت شده است، مسئله مورد تحلیل قرار گرفته است. همچنین در مدل‌سازی پژوهش از روش رگرسیون کوانتایل استفاده شده تا اثر هر کدام 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، به منظور ارزیابی سهم هریک از متغیرهای توضیحی مورد استفاده در الگو، در توضیح روند رشد شاخص عمومی قیمت‌ها در سطوح متفاوت تورمی به صورت فصلی طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۴۰۰، از روش رگرسیونی کوانتایل استفاده شده است. براساس توضیحات مطرح شده در بخش ادبیات موضوع و با استناد به پژوهش‌های تجربی صورت گرفته، الگوی این پژوهش شامل رگرسیونی به صورت رابطه ۶ است که از فرم لگاریتم طبیعی متغیرها در آن استفاده شده است (والش، ۲۰۱۰):

$$\ln CPI = \beta_0 + \beta_1 \ln LIQ + \beta_2 \ln ER + \beta_3 \ln GDP + \beta_4 TO + U_t \quad (۶)$$

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

جدول ۲

معرفی متغیرهای الگو

نام متغیر	توضیحات
<i>LnCPI</i>	رشد شاخص قیمت مصرف کننده
<i>LnLIQ</i>	رشد نقدینگی
<i>LnER</i>	رشد نرخ ارز غیررسمی
<i>LnGDP</i>	رشد تولید ناخالص داخلی
<i>TO</i>	شاخص آزادی تجاری (نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی)

تحلیل رگرسیون کوانتایل توسط کوئنکر و باست^۱ (۱۹۷۸) به عنوان رویکرد مدل سازی برای ارتباط بین یک یا چند متغیر توضیحی و متغیرهای پیامد پیوسته معرفی شد. در این روش، محدودیت هایی از قبیل فرض های رگرسیون معمولی، واریانس ناهمسانی، و حضور تأثیرگذار داده های دورافتاده در برآورد ضرایب وجود ندارد. درواقع، رگرسیون کوانتایل نسبت به داده های دورافتاده مستحکم است که این ویژگی ناشی از آن است که برخلاف اهمیت اندازه باقیمانده ها در روش حداقل مربعات معمولی، در روش کوانتایل فقط علامت باقیمانده ها مورد توجه قرار می گیرد؛ بنابراین، تعداد باقیمانده ها (انحرافات) که بیشتر (مثبت) یا کمتر (منفی) از کوانتایل موردنظرند و نه مقدار بزرگی آن ها در برآوردها اثرگذار است. در نتیجه، داده های دورافتاده، که تأثیر خود را از طریق بزرگی باقیمانده ها نشان می دهند، 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 می کند؛ بنابراین، کوانتایل ها که معیارهای دیگری برای تمرکز در کنار هم می توانند شکل توزیع را به صورت جامع تری به تصویر کشند. مواجهه با متغیرهای کمکی گسسته در اجرای مدل رگرسیون چندکی (کوانتایل) غیرمعمول تلقی نمی شود. توابع چندک شرطی قادرند هر آنچه را پیرامون توزیع های شرطی تک متغیره قابل مشاهده است، مشخص کنند. می توان هر سلول از فضای متغیر کمکی (هر بردار متمایز از متغیرهای کمکی) را تا زمانی که اندازه های نمونه در هر یک از این سلول ها به طور معقولی بزرگ شوند، به عنوان نمونه فرعی جداگانه در نظر گرفت و کوانتایل های نمونه 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

تجزیه متغیرهای کمکی پیوسته، مانند سن یا دوره شغلی، ناشی می‌شوند، این تمایل وجود دارد که یک شرط خطی یا محدودیت پارامتری ضعیف‌تری بر چندک‌های خاص سلول اعمال شود و در نتیجه طبیعی است که حداقل مربعات وزن در نظر گرفته شود. تخمین مدل محدود شده رویکردی بوده است که چمبرلین^۱ (۱۹۹۴) پیشنهاد کرد و توسط باست و همکاران (۲۰۰۲) و نایت^۲ و باست (۲۰۰۷) نیز به کار گرفته شد.

در رگرسیون چندک، برخلاف رگرسیون معمولی، از حداقل کردن مجموع قدرمطلق باقیمانده‌های موزون برای برآورد پارامتر الگو استفاده می‌شود که به آن روش حداقل قدرمطلق خطا (انحرافات)^۳ گفته می‌شود. در تخمین زن آل اس^۴ مربع خط یا $(\sum_i e_i^2)$ کمینه می‌شود، در حالی که در رگرسیون کوانتایل، میانه آنچه کمینه می‌شود، مجموع قدرمطلق خطاها یا $(\sum_i |e_i|)$ است.

رگرسیون کوانتایل نسبت به تخمین زن آل اس از چند جهت برتری دارد: اول آنکه برخلاف فرض آل اس 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 نیمه پارامتریک است، چراکه ضرایب تخمین زده شده در این رگرسیون غیر تصادفی‌اند؛ سوم آنکه رگرسیون کوانتایل در مقایسه با آل اس نسبت به داده‌های دورافتاده کمتر حساسیت دارد و به مراتب کاراتر است؛ و چهارمین برتری آن است که رگرسیون کوانتایل آثار متغیرهای توضیحی به متغیر وابسته را در کل توزیع تخمین می‌زند که در نتیجه نتایج حاصل برای هر چندک یا گروه‌های مصرفی متفاوت است (تیلو و ولند^۵، ۲۰۱۸).

فرم کلی رگرسیون کوانتایل در روابط ۷ و ۸ نمایش داده شده است. در این معادلات، B_θ برابر برداری از پارامترهای نامعلوم است که مرتبط با چندک θ 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

$$Y_i = X_i' B_{\theta} + \varepsilon_{\theta_i} \quad (7)$$

$$Q_{\theta}(\varepsilon_{\theta_i} | X_i) = 0 \quad (8)$$

براساس مدل مطرح شده از سوی کوئنکر و باست (۱۹۷۸)، در صورتی که حداقل سازی رابطه ۹ برای رگرسیون کوانتایل q ام انجام پذیرد، رگرسیون کوانتایل $q = \frac{1}{2}$ (رگرسیون میانه) تخمین زن حداقل قدرمطلق خطا یا انحرافات گفته می شود.

$$\min_{b \in R^k} [\sum_{t \in \{t: y_t \geq x_t b\}} q |y_t - x_t b| + \sum_{t \in \{t: y_t < x_t b\}} (1 - q) |y_t - x_t b|] \quad (9)$$

تخمین زن حداقل قدرمطلق خطا زمانی برقرار است که $(1 > q > 0)$ ، $\{x_t: 1, \dots, T\}$ دنباله ای 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 به خصوص زمانی که توزیع شرطی ناهمگن است و شکل استاندارد ندارد، از قبیل توزیع های نامتقارن، توزیع هایی با دم پهن و عریض، و مواردی از این قبیل مفید است (فروتن و همکاران، ۱۳۹۸). در این پژوهش نیز هدف از به کارگیری رگرسیون کوانتایل (چندک) ارزیابی تأثیرات متغیرهای مستقل رشد نقدینگی، رشد نرخ ارز غیررسمی، رشد تولید ناخالص داخلی، کسری بودجه، و درجه آزادی تجاری در متغیر وابسته رشد شاخص قیمت مصرف کننده در تمام قسمت های توزیع اعم از بخش های ابتدایی، انتهایی، و مرکزی داده ها بوده است.

۵ برآورد الگو

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

جدول ۳

پایایی متغیرها از طریق آزمون دیکی فولر

متغیر	در سطح		تفاضل مرتبه اول	
	آماره	Prob	آماره	Prob
<i>LnCPI</i>	۳/۵۹۹	۱/۰۰۰۰	-۳/۳۲۹	۰/۰۱۳۶
<i>LnLIQ</i>	۰/۱۰۸	۰/۹۶۶۶	-۴/۷۵۹	۰/۰۰۰۱
<i>LnER</i>	۰/۸۰۶	۰/۹۹۱۷	-۳/۸۷۲	۰/۰۰۲۳
<i>LnGDP</i>	-۱/۷۷۱	۰/۳۹۵۲	-۱۵/۲۵۶	۰/۰۰۰۰
<i>TO</i>	-۱/۸۳۷	۰/۳۶۲۳	-۸/۶۱۰	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 درجه انباشتگی یک $I(1)$ هستند. با توجه به مانایی متغیرها، پس از یک مرتبه تفاضل‌گیری اقدام به استفاده از آزمون هم‌جمعی جوهانسون شده است. فرضیه صفر در این آزمون وجود تعداد r بردار هم‌جمعی پذیرفته شده است. در صورتی که آماره آزمون از مقدار بحرانی جوهانسن بیشتر باشد، فرضیه صفر رد خواهد شد. نتایج آزمون هم‌جمعی در جدول ۴ گزارش شده است.

جدول ۴

آزمون هم‌جمعی جوهانسن

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

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

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

جدول ۵

نتایج تخمین الگوی رگرسیونی کوانتایل

R^2	TO	$LnGDP$	$LnER$	$LnLIQ$	C	θ / متغیر
۰/۹۲	-۰/۰۰۲ (۰/۰۰)	-۰/۵۱۹* (۰/۱۳)	۰/۱۲۰* (۰/۰۴)	۰/۶۴۷* (۰/۰۴)	۰/۳۳۹ (۱/۶۲)	۰/۱
۰/۹۳	-۰/۰۰۲ (۰/۰۰)	-۰/۵۷۳* (۰/۰۹)	۰/۱۱۵* (۰/۰۴)	۰/۶۷۲* (۰/۰۲)	۰/۷۷۲ (۱/۲۸)	۰/۲
۰/۹۳	۰/۰۰۰ (۰/۰۰)	-۰/۴۸۳* (۰/۱۲)	۰/۱۴۸* (۰/۰۳)	۰/۶۵۱* (۰/۰۳)	-۰/۵۹۰ (۱/۵۳)	۰/۳
۰/۹۳	۰/۰۰۰ (۰/۰۰)	-۰/۴۵۴** (۰/۱۶)	۰/۱۵۵* (۰/۰۵)	۰/۶۴۶* (۰/۰۵)	-۰/۹۶۱ (۲/۰۷)	۰/۴
۰/۹۳	-۰/۰۰۰ (۰/۰۰)	-۰/۳۵۴** (۰/۱۷)	۰/۱۷۰* (۰/۰۴)	۰/۶۲۹* (۰/۰۵)	-۲/۲۴۶ (۲/۱۶)	۰/۵
۰/۹۴	۰/۰۰۰ (۰/۰۰)	-۰/۳۲۶** (۰/۱۵)	۰/۱۷۹* (۰/۰۴)	۰/۶۲۷* (۰/۰۴)	-۲/۷۱۷ (۲/۰۱)	۰/۶
۰/۹۴	-۰/۰۰۰ (۰/۰۰)	-۰/۲۴۳** (۰/۱۰)	۰/۲۰۶* (۰/۰۲)	۰/۶۰۶* (۰/۰۲)	-۳/۸۱۳* (۱/۲۷)	۰/۷
۰/۹۴	-۰/۰۰۰ (۰/۰۰)	-۰/۱۹۴*** (۰/۱۰)	۰/۲۰۰* (۰/۰۸)	۰/۶۰۳* (۰/۰۲)	-۴/۳۸۲* (۱/۲۹)	۰/۸
۰/۹۴	۰/۰۰۰ (۰/۰۰)	-۰/۰۷۸ (۰/۱۷)	۰/۲۰۴* (۰/۰۶)	۰/۵۸۹* (۰/۰۴)	-۵/۸۶۵* (۲/۲۳)	۰/۹

منبع: یافته‌های پژوهش (مقادیر داخل پرانتز انحراف معیارند و *، **، *** معناداری ضرایب را به ترتیب 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

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 به مراتب بیشتر از تأثیر رشد یک درصدی آن در سطوح بالاتر و پایین‌تر تورم، در افزایش تورم است. ۱ درصد افزایش در رشد نقدینگی به‌طور متوسط منجر به رشد $0/629$ درصدی 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 چندقها 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 چندقهای 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 $0/166$ درصدی تورم خواهد شد. بیشترین و کمترین میزان تأثیرگذاری رشد نرخ ارز در رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده به‌ترتیب مربوط به چندق هفتم و دوم بوده است که ۱ درصد افزایش نرخ ارز منجر به رشد $0/206$ درصدی شاخص قیمت مصرف‌کننده در چندق هفتم و رشد $0/115$ درصدی در چندق 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، تأثیرگذاری نرخ ارز در تورم نیز افزایش می‌یابد.

همچنین معناداری ضرایب متغیر توضیحی رشد تولید ناخالص داخلی در تمام چندقها به‌جز چندق آخر تأیید شده است. از سویی دیگر، علامت منفی ضرایب معنادار حاکی از وجود رابطه منفی با رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده است که با مبانی نظری مبنی بر وجود رابطه معکوس بین رشد تولید و تورم سازگاری دارد. بیشترین و کمترین میزان تأثیرگذاری رشد تولید ناخالص داخلی در تورم به‌ترتیب مربوط به چندق دوم با ضریب منفی $0/573$ و چندق هشتم با ضریب منفی $0/194$ بوده است (منفی و مثبت بودن ضرایب بیانگر جهت تأثیرگذاری متغیر مستقل بر متغیر وابسته است و تأثیری در شدت و ضعف تأثیرگذاری متغیر مستقل در رشد متغیر وابسته ندارد). براساس برآورد صورت‌پذیرفته، به‌طور متوسط ۱ درصد افزایش در رشد تولید ناخالص داخلی منجر به کاهش $0/393$ 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 بیشتر بودن این شاخص بیانگر بالا بودن تعاملات یک

کشور با دنیاست. باتوجه به نتایج مدل، معناداری تأثیرگذاری ضرایب این متغیر در شاخص قیمت مصرف کننده در هیچ چندی بروز نیافته است.

۶ نتیجه گیری

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 تصریح شده در مدل در تورم در سطوح مختلف تورمی بررسی و مقایسه شود. براساس نتایج برآورد صورت پذیرفته، همان طور که انتظار می رفت، وجود رابطه مستقیم بین رشد نقدینگی و رشد نرخ ارز با رشد شاخص قیمت مصرف کننده و وجود رابطه 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 می شود. نتیجه قابل توجه این است که درحالی که رشد نقدینگی در همه چندک های توزیعی در تورم اثرگذار بوده و ضرایب آن نزدیک به هم بوده است، تغییرات نرخ ارز در چندک های بالا بیش از چندک های پایین در تغییرات نرخ تورم مؤثر بوده است.

باتوجه به نتایج خروجی الگو، باید بیان داشت که در بازه زمانی مورد بررسی در پژوهش، اصلی ترین عامل وجود تورم بالا در ایران، رشد نقدینگی بوده است و تغییرات آن هم در دوره های تورمی پایین و هم در دوره های تورمی بالا در سطح قیمت ها اثرگذار بوده است. مطابق با پیش بینی نظریه پولی (والش، ۲۰۱۰)، که در آن بیان شده است رشد نقدینگی بیشتر از رشد تولید منجر به تورم می شود، در اقتصاد ایران نیز ناترازی هایی که منجر به ایجاد نقدینگی فراتر از تولید کالاها و خدمات شده عاملی برای اضافه تقاضا و شکل گیری فشار برای افزایش قیمت ها شده است. همچنین در کنار رشد نقدینگی، جهش های ارزی نیز نقش پررنگی در تورم اقتصاد ایران داشته اند و در غیاب جهش های ارزی، نرخ تورم تغییرات ملایم تری را تجربه می کرد. جهش ارزی از یک طرف، به دلیل لنگر بودن نرخ ارز، سبب جهش انتظارات تورمی می شود و از طرف دیگر، از طریق اثر مستقیم در قیمت کالاها قابل مبادله و اثر غیرمستقیم در قیمت کالاهای غیرقابل مبادله موجب جهش تورمی می شود.

باتوجه به نتایج اشاره شده، باید بیان کرد که اصلی ترین راه کنترل تورم ایران، اقدام در جهت رفع ناترازی ها به ویژه ناترازی های شبکه بانکی است تا متوسط رشد نقدینگی در کشور کاهش یابد. همچنین، از آنجاکه رشد نرخ ارز در دوره های تورمی بالا در ایجاد و ماندگاری تورم نقش دارد، تلاش در جهت ثبات نرخ ارز ضروری است. به این نکته نیز باید توجه داشت که کاهش پایدار رشد نقدینگی و ثبات نرخ ارز صرفاً در حوزه اختیارات بانک مرکزی نیست و

نحوه تأمین مالی کسری بودجه دولت، فشارهای دستگاه‌های اجرایی به شبکه 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 همه این مسائل در کنار هم است و صرفاً با کنترل یکی از آن‌ها نمی‌توان به نتیجه 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)، ۱-۲۱.
- امیری، ح.، سالم، ع.ا.، و بشخور، م. (۱۳۹۶). پایداری تورم در ایران: رویکرد انباشته کسری. *فصلنامه علمی مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۱ (۳۹)، ۱۴۱-۱۶۲.
- بابایی، م.، توکلین، ح.، و شاکری، ع. (۱۳۹۷). پیش‌بینی نحوه اثرگذاری عوامل مؤثر در تورم با استفاده از مدل‌های میانگین‌گیری پویا. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۸ (۷۱)، ۲۶۱-۳۱۱.
- تحصیلی، ح. (۱۴۰۱). اثرگذاری تکانه نرخ ارز بر تورم در اقتصاد ایران: کاربرد الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۷ (۹۱)، ۲۵۷-۲۸۵.
- رضازاده، ع.، محمدپور، س.، و فتاحی، ف. (۱۳۹۷). کاربرد مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR) در تحلیل غیرخطی عبور نرخ ارز بر تورم در ایران. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۷ (۲۷)، ۵۱-۸۱.
- سبحانی، ح.، ابوحمزه، د.، و زمانی، ر. (۱۳۹۸). تحلیل پایداری تورم از منظر اقتصاد سیاسی ایران. *دوفصلنامه جستارهای اقتصادی ایران با رویکرد اقتصاد اسلامی*، ۱۶ (۳۱)، ۴۱-۶۹.
- 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. *فصلنامه علمی پژوهش‌های اقتصاد صنعتی*، ۳ (۹)، ۱۹-۳۸.

- 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.

- 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.

- 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.

- 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.