



Meta-analysis of the Effect of Money Supply on Inflation

Sajjad Barkhordari^{a,*} , Mohsen Heidary^a 

a. Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran.

* Corresponding author

Article Info	Abstract
Article Type: Research Article Article History: Received: 27 Dec. 2024 Revised: 15 Aug. 2025 Accepted: 01 Sept. 2025 Published: 30 Sept. 2025 Keywords: Inflation, Meta-analysis, Money Supply. JEL Classification: C18, E31, E51.	In this study, a comprehensive meta-analysis was conducted using a random-effects model to examine the relationship between money supply and inflation and to address inconsistencies in previous research. The overall effect of money supply on inflation was estimated at 0/578, providing a broad measure of its impact. However, an assessment using a funnel plot and Egger's test revealed publication bias. To correct for this bias, the "trim and fill" method was applied, reducing the adjusted overall effect to 0/475. Additionally, meta-regression and subgroup analyses were performed to investigate moderating variables. The results showed that the effect of money supply on inflation differs across fixed and floating exchange rate regimes, time periods before and after 2000, and between static and dynamic models. These findings contribute to a clearer understanding of the impact of monetary and economic policies on inflation and provide a foundation for future research.

Barkhordari, S., & Heidary, M. (2025). Meta-analysis of the Effect of Money Supply on Inflation. *Journal of Economic Research*, 60(3), 1205-1232.



©The Authors retain the copyright and full publishing rights.

Publisher: The University of Tehran Press.

DOI: [10.22059/JTE.2025.385993.1008965](https://doi.org/10.22059/JTE.2025.385993.1008965)

فرا تحلیل (Meta-analysis) اثر نقدینگی بر تورم

سجاد برخوردار^{۱*} ، محسن حیدری^۱ 

۱. دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

* نویسنده مسئول

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: پژوهشی	این مطالعه با هدف بررسی رابطه نقدینگی و تورم و تحلیل تناقضات موجود در تحقیقات پیشین، به انجام یک فراتحلیل جامع با استفاده از مدل اثرات تصادفی پرداخته است.
تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۰۷	اثر کل نقدینگی بر تورم (۰/۵۷۸) محاسبه شد که نمایی کلی از تأثیر نقدینگی بر تورم ارائه داد. با این حال، با استفاده از نمودار کیفی و آزمون اگر، تورش انتشار شناسایی شد، سپس به روش "برش و پر کردن" اصلاح گردید که اثر کل اصلاح شده را به (۰/۴۷۵) کاهش داد. در ادامه، از متا رگرسیون و تحلیل زیرگروه‌ها برای بررسی متغیرهای تعدیل‌گر استفاده شد. نتایج نشان دادند که اثر نقدینگی بر تورم در کشورهای دارای نظام ارزی ثابت و شناور، بازه‌های زمانی قبل و بعد از سال ۲۰۰۰ و مدل‌های ایستا و پویا تفاوت دارد. این یافته‌ها به روشن‌تر شدن اثرات سیاست‌های پولی و اقتصادی بر تورم کمک می‌کنند و می‌تواند مبنایی برای مطالعات آینده قرار گیرد.
کلیدواژه‌ها: تورم، فراتحلیل، نقدینگی.	
طبقه‌بندی JEL: C18, E31, E51.	

استناد به این مقاله: برخوردار، سجاد، و حیدری، محسن. (۱۴۰۴). فراتحلیل (Meta-analysis) اثر نقدینگی بر تورم.

تحقیقات اقتصادی، ۶۰ (۳)، ۱۲۰۵-۱۲۳۲.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

© نویسندگان.



DOI: 10.22059/JTE.2025.385993.1008965

۱- مقدمه

تورم به عنوان یکی از مسائل بنیادی در اقتصاد جهانی و ملی شناخته می‌شود. افزایش پایدار نرخ تورم می‌تواند تأثیرات بسیار گسترده‌ای روی اقتصاد، مخصوصاً درآمدها، توزیع ثروت، تغییر قیمت‌ها، رفتار مصرف‌کنندگان، سرمایه‌گذاران و تولیدکنندگان داشته باشد.

یکی از چالش‌های اصلی کشور ما نیز در سال‌های اخیر موضوع تورم است که به‌نوعی اقتصاد کشور را مختل کرده است. برای حل این مشکل، اقتصاددانان راهکارهای مختلفی ارائه کرده‌اند که این راهکارها نیز محل اختلاف شده است. اختلاف اکثراً در مورد منشأ اصلی تورم است. به‌عنوان نمونه، محمدی‌خیاره (۱۳۹۹) در مطالعه خود به این نتیجه می‌رسد که عرضه پول، منبع کلیدی تورم در ایران است. همچنین عطرکار روشن و قرهی (۱۳۹۱) نیز به این موضوع که ارتباط مستقیمی بین رشد حجم پول و سطح عمومی قیمت‌ها وجود دارد، می‌رسند. کاکویی و نقدی (۱۳۹۳) پولی بودن تورم در ایران را به‌صورت کامل تأیید نمی‌کنند. کمیجانی و نقدی (۱۳۸۸) نتیجه گرفتند که تورم در ایران صرفاً پولی نیست. یزدانی و زارع قشلاقی (۱۳۹۵) در مطالعه خود به بررسی سیاست‌های ارزی بر تورم پرداخته‌اند که نشان از اثر نوسانی شوک‌های ارزی بر تورم است. شاکری و همکاران (۱۳۹۴) به رابطه علی دوسویه بین رشد نقدینگی و تورم اشاره کرده‌اند. حسینی‌نسب و قلی‌زاده (۱۳۸۹) در مطالعه خود به این نتیجه می‌رسند که عوامل مالی نظیر شاخص کالاهای وارداتی، درآمدهای نفتی و کسری بودجه، موجب افزایش تورم می‌شوند.

همچنین می‌توان مطالعات انجام شده در دیگر کشورها را مثال زد. آکین بوبولا^۱ (۲۰۱۲) در مطالعه خود برای کشور نیجریه، به این نتیجه می‌رسد که افزایش عرضه پول به افزایش تورم در کوتاه‌مدت منجر می‌شود اما در بلندمدت، تأثیر ناچیزی دارد. آلبولسکو^۲ (۲۰۱۵) که در تحقیق خود به نقش پول در تورم بلندمدت ۱۲ کشور اروپای شرقی و مرکزی می‌پردازد، به این نتیجه می‌رسد که پولی که توسط بخش بانکی ایجاد شده است، تورم بلندمدت را توضیح می‌دهد. همچنین بوزکورت^۳ (۲۰۱۴) در مطالعه خود عرضه پول را عامل اصلی تورم در ترکیه می‌داند.

1. Akinbobola

2. Albulescu

3. Bozkurt

چانگ^۱ (۲۰۰۹) برای کشور چین به این نتیجه می‌رسد که سیاست پولی انقباضی به کاهش تورم کمکی نمی‌کند اما سیاست پولی انبساطی ممکن است به افزایش تورم منجر شود. طبق برخی نظریه‌ها مانند سانکل^۲ (۲۰۱۶) هزینه‌های تولید و بازارهای غیر رقابتی نقش زیادی در تورم دارند اما در مقابل، طبق نظریات پول گرایان، عامل اصلی تورم، رشد نقدینگی است که منجر به تورم در بلندمدت می‌شود و دیگر عوامل در کوتاه‌مدت خود را نشان می‌دهند و تأثیری در بلندمدت ندارند.

با بررسی نتایج تجربی بدست آمده از تحقیقات انجام شده در خصوص رابطه بین نقدینگی و تورم، متوجه می‌شویم که این تحقیقات ناهمگن بوده و نتایج با هم متفاوت است. نتایج تجربی متفاوت، سیاست‌گذار را در راه مقابله با تورم دچار سردرگمی می‌کند و باعث می‌شود با اتخاذ سیاست‌هایی که مخالف هم هستند، بحران عمیق‌تر شود. دستیابی به پاسخ مورد اعتماد در این حوزه نیازمند انجام فرا تحلیل در خصوص رابطه بین نقدینگی و تورم در مطالعات تجربی است. استنلی^۳ (۲۰۰۱) در تحقیق خود بیان می‌کند که اقتصاددانان در مطالعات خود از تحلیل متا رگرسیون استفاده کرده‌اند تا بتوانند تنوع گسترده در نتایج تحقیقات، که معمولاً در اقتصاد تجربی یافت می‌شود را ادغام، خلاصه و توضیح دهند. همچنین به این نکته اشاره می‌کند که تحلیل متا رگرسیون از آمار متعارف استفاده می‌کند و تکنیک‌های جمع‌آوری و تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیقات تجربی به صورت عینی است، پس می‌توان تحلیل متا رگرسیون را به عنوان یک روش علمی در نظر گرفت که می‌تواند به این موضوع کمک کند.

در این تحقیق، فراتحلیلی بر تحقیقات انجام شده در خصوص رابطه بین نقدینگی و تورم انجام می‌شود و تلاش می‌شود عوامل اصلی این اختلاف‌ها در تحقیقات تجربی شناسایی شود.

۲- پیشینه پژوهش

در مورد پیشینه پژوهش می‌توان به چند مورد از مطالعات داخلی و خارجی اشاره کرد، از جمله علی‌زاده کلاگر و همکاران (۱۴۰۲) در تحقیق خود تحت عنوان اثر حجم نقدینگی بر تورم در

¹. Chang

². Sunkel

³. Stanley

ایران با مدل پارامتر زمان متغیر به بررسی و واکنش نرخ تورم در طی زمان نسبت به متغیرهای تأثیرگذار مانند نرخ تورم انتظاری، نرخ تورم وارداتی، شکاف تولید و خصوصاً حجم نقدینگی در دوره زمانی مورد مطالعه پرداخته‌اند که در اغلب سال‌ها نرخ رشد نقدینگی اثر مثبت بر نرخ تورم دوره بعد داشته است، ولی در بعضی از سال‌ها علی‌رغم افزایش نرخ رشد نقدینگی، نرخ تورم دوره بعد کاهش یافته و همچنین در بعضی از سال‌های دیگر علی‌رغم کاهش نرخ رشد نقدینگی، نرخ تورم دوره بعد افزایش یافته است که می‌توان گفت که در کوتاه مدت، تورم در ایران صرفاً یک پدیده پولی نیست.

حسینی و محتشمی (۱۳۸۷) به بررسی رابطه بین نقدینگی و تورم بین سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۳۴ پرداخته‌اند و به این نتیجه رسیده‌اند که در بلند مدت یک درصد افزایش در رشد نقدینگی به افزایش ۰/۸۹ درصدی تورم منجر می‌شود.

خوچانی و همکاران (۱۴۰۰) با مقایسه عملکرد تحلیل موجک گسسته و پیوسته بین سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۶۱ به این نتیجه رسیده‌اند که نقدینگی نه در کوتاه مدت و نه در بلندمدت تأثیر چندانی بر تورم ندارد، با رابطه همدوسی بین نقدینگی و تورم به این موضوع رسیده‌اند که اگرچه در بین سال‌های ۱۳۶۸ تا ۱۳۷۲ نظریه مقداری پول تایید می‌شود، اما این رابطه ضعیف است.

شاکری و باقرپوراسکویی (۱۴۰۲) به بررسی ماهیت تورم در اقتصاد ایران با رویکرد همدوسی موجکی بین سال‌های ۱۳۹۹-۱۳۶۱ پرداخته‌اند و به این نتیجه رسیده‌اند که نقدینگی در بلند مدت بر تورم تأثیرگذار نیست.

بینر^۱ و همکاران (۲۰۱۰) با استفاده از داده‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۵ در آمریکا، به شواهد جامعی از تأثیر عرضه پول بر تورم رسیده‌اند، آن‌ها تعاریف وسیع‌تری از پول و تورم را مدنظر قرار دادند و به علاوه آن‌ها دو مدل غیرخطی را به کار بردند: شبکه‌های عصبی بازگشتی (RNNs) و رگرسیون کرنل (KRLS) سپس این دو مدل را با یکدیگر مقایسه کردند، در پیش‌بینی نرخ تورم در ۶ ماه

¹. Binner

آینده روش رگرسیون کرنل برتر شناخته شد، اما با این حال نتایج تحقیق غیرمنتظره بود زیرا یک رابطه آشکار بین عرضه پول و تورم در آمریکا نشان نمی‌دهند.

گرتلر و هافمن^۱ (۲۰۱۸) در بررسی خود برای ۴۶ کشور پس از جنگ جهانی تا سال ۲۰۱۱ با روش میانگین گروهی تلفیقی (PMG) به این نتیجه رسیده‌اند که رابطه نقدینگی و تورم در طول زمان ضعیف می‌شود به طور مثال این رابطه بین سال‌های ۱۹۸۴-۱۹۵۰، ۰/۷۹۷، بین سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۸۵، ۰/۲۰۷ و بین سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۹۵، ۰/۱۱۵ بوده است، همچنین برای کشور های پیشرفته بین سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۵۰، رابطه تورم و نقدینگی ۰/۶۳۷ و برای کشورهای در حال توسعه در همین زمان، این رابطه ۰/۹۷۴ بوده است.

گوین^۲ (۲۰۲۳) به این نتیجه رسید که رابطه بین نقدینگی و تورم در مطالعاتی که از مدل‌های پویا استفاده می‌کنند، نسبت به مطالعاتی که از مدل‌های ایستا استفاده می‌کنند، تمایل به کمتر بودن دارد.

فرا تحلیل به عنوان ابزاری برای مطالعه مقایسه‌ای و ترکیبی تحقیقات، ابتدا توسط گلاس^۳ (۱۹۷۶) پیشنهاد شد. این اصطلاح به تحلیل آماری مجموعه‌ای بزرگ از نتایج تحقیقات فردی به منظور ادغام یافته‌ها اشاره دارد. استنلی و جارل^۴ (۱۹۸۹) این روش را به عنوان "تحلیل تحلیل‌های تجربی" عنوان کرده‌اند که تلاش می‌کند تا ادبیات مربوط به یک پارامتر خاص و مهم را ادغام و توضیح دهد. همانطور که بعداً توسط فلوراکس^۵ و همکاران (۲۰۰۲) تأکید شده است، فرا تحلیل به محقق ابزاری می‌دهد تا نتایج تحقیقات مختلف با راه‌اندازی‌های مشابه (یا به طور معادل تفاوت‌ها در راه‌اندازی‌های قابل کنترل) را مقایسه یا ترکیب کند. به عنوان یک روش آماری، این رویکرد تخمین‌های موضوعی و قدرتمندتری از اندازه واقعی اثر نسبت به روش‌های دیگر ارائه می‌دهد. همان‌طور که استنلی (۲۰۰۵) اشاره می‌کند، این رویکرد از مشکلاتی مانند تعصب روش‌شناسی و تصمیم‌گیری‌های مشکوک یا نتایج مورد مناقشه در رویکردهای دیگر جلوگیری می‌کند. در ابتدا، فرا تحلیل به طور متداول در علوم پزشکی مورد استفاده قرار می‌گرفت. امروزه، از

1. Gertler and Hofmann

2. Nguyen

3. Glass

4. Jarrell

5. Florax

آن در بسیاری از حوزه‌ها از جمله روان‌شناسی، علوم اجتماعی، بازاریابی، آموزش و به ویژه اقتصاد استفاده گسترده‌ای می‌شود. استنلی و جارل (۱۹۸۹) اولین بار فراتحلیل را در علوم اقتصادی به کار بردند و بلافاصله پس از آن، به عنوان مثال، کارد و کروگر^۱ (۱۹۹۵) در اقتصاد کار، اسمیت و هوانگ^۲ (۱۹۹۵) در اقتصاد محیط زیستی، نیکامپ و پوت^۳ (۲۰۰۴) در اقتصاد کلان در زمینه رشد و سیاست مالی، و آبرو^۴ و همکاران (۲۰۰۵) در ادبیات همگرایی تحقیقات اقتصادی مورد استفاده قرار دادند.

بررسی پیشینه‌های داخلی و خارجی در رابطه با تأثیر نقدینگی بر تورم نشان‌دهنده نتایج متناقضی است. برخی از مطالعات رابطه میان عرضه پول و تورم را ضعیف ارزیابی کرده‌اند، در حالی که برخی دیگر آن را نزدیک به یک دانسته‌اند. این تناقضات معمولاً به عوامل مختلفی مانند ویژگی‌های جغرافیایی، دوره‌های زمانی، مدل‌های اقتصادسنجی به کار رفته و نوع داده‌ها نسبت داده می‌شود.

هدف از این پژوهش، دستیابی به یک اثر کلی از رابطه بین نقدینگی و تورم و همچنین شناسایی علل احتمالی تفاوت نتایج در مطالعات مختلف است.

۳- مبانی نظری

برای مبانی نظری رابطه بین پول و تورم باید به یکی از مهم‌ترین و قدیمی‌ترین نظریه‌های اقتصادی یعنی نظریه مقداری پول اشاره کرد. این نظریه در ابتدایی‌ترین نسخه‌اش به قرن شانزدهم بازمی‌گردد و با آثار ژان بودن^۵ مرتبط است سپس در قرن نوزدهم، فیشر^۶ از طریق معادله خود به تبیین پولی تورم پرداخت و پس از آن مارشال^۷ از دیدگاه مکتب کمبریج به نظریه مقداری پول پرداخت. در قرن بیستم نظریه مقداری توسط فریدمن احیا شد. براساس معادله فیشر این نظریه به صورت زیر است:

$$M.V = P.Y \quad (۱)$$

^۱. Card and Krueger

^۲. Smith and Huang

^۳. Nijkamp and Poot

^۴. Abreu

^۵. Jean Bodin

^۶. Fisher

^۷. Marshall

که در آن M حجم کل ذخایر پول، V سرعت گردش پول، P سطح عمومی قیمت‌ها و Y سطح محصول تولید شده در اقتصاد است.

با بیان معادله (۱) به صورت نرخ رشد به شکل مقابل می‌شود:

$$\dot{m} + \dot{v} = \dot{p} + \dot{y}$$

در کوتاه‌مدت هر چهار شاخص M, V, P, Y نوسان دارند. بنابراین نمی‌توان رابطه اقتصادی بین عرضه پول و تورم نتیجه‌گیری کرد. در بلندمدت تحت فرض ثابت بودن سرعت گردش پول و دوم اینکه شوک‌های پولی تأثیر واقعی بلندمدت ندارند، می‌توان گفت که افزایش در پول منجر به افزایش در قیمت‌ها می‌شود ($\dot{p} \approx \dot{m}$).

طبق نظریه مقداری پول که توسط فریدمن بیان شده است، رابطه بین عرضه پول و تورم نمی‌تواند در کوتاه مدت ترسیم شود، اما در بلندمدت نزدیک به یک است.

همچنین به عقیده بعضی از اقتصاددانان تورم ساختاری نیز یکی از نظریات مهم درباره تورم بخصوص در کشور های در حال توسعه است. سانکل (۲۰۱۶) در تحقیقی عنوان می‌کند که افزایش قیمت مواد غذایی، که به عنوان کالاهای معیشتی شناخته می‌شوند، منجر به افزایش دستمزد کارگران شهری و صنعتی شده و باعث فشار هزینه‌ای می‌شود. محدودیت‌های مالیاتی و عدم انضباط بودجه‌ای منجر به افزایش کسری بودجه و ناترازی مالی مستمر می‌شود و تأثیرات آن بر پایه پولی منعکس می‌گردد. کاهش صادرات و درآمدهای ارزی موجب کاهش واردات، افزایش نرخ ارز و تورم کالاها می‌شود.

معادله پولی بلندمدت که توسط میلتن فریدمن مطرح شده است، توسط بسیاری از پژوهشگران گسترش و اصلاح شده تا برازش آماری بهتری بدست آید و تأثیر واقعی عرضه پول بر قیمت‌ها شناسایی شود. این پژوهشگران تلاش کرده‌اند تا این رابطه را هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت با استفاده از روش‌های گوناگون بررسی کنند، اما نتایج بدست آمده بسیار متنوع بوده‌اند.

۴- روش پژوهش

همان‌طور که هجز و اولکین^۱ (۱۹۸۵) در کار خود به این نکته اشاره می‌کنند، فراتحلیل تجزیه و تحلیل مطالعات مختلف است که سعی در ادغام و توضیح برای برخی از پارامترهای مهم دارد، در این مطالعه نیز سعی شده است که فراتحلیلی بر رابطه نقدینگی و تورم داشته باشیم و به نتیجه ترکیب مطالعات گوناگون و علت اختلاف آن‌ها برسیم.

۴-۱- تعریف موضوع و داده‌ها

همان‌طور که قبلاً هم اشاره شد هدف اصلی این تحقیق این است که نقدینگی چه تأثیری بر روی تورم دارد و علت اختلاف بین مطالعات گوناگون چیست. در فرایند جستجو با استفاده از کلید واژه‌های نقدینگی، نظریه مقداری پول، عرضه پول و تورم در پایگاه گوگل اسکالر^۲ و اس.ای.دی^۳ مطالعات بسیاری را پیدا کردیم، معیارهای اولیه انتخاب مطالعات به شرح زیر بود: مقاله باید شامل تحلیل تجربی رابطه میان نقدینگی و تورم باشد و این رابطه در قالب مدل‌های اقتصادسنجی تخمین زده شده باشد. در مقاله، به صراحت باید مشخص شده باشد که تورم به عنوان متغیر وابسته و نقدینگی به عنوان متغیر مستقل در مدل حضور دارد. مطالعاتی که به طور کلی به موضوع تأثیر نقدینگی بر اقتصاد پرداخته‌اند اما به صورت مشخص نظریه مقداری پول را مدل‌سازی نکرده‌اند، حذف شدند. مقالاتی که پس از بررسی کامل متن فاقد برآوردهای کمی از ضرایب اثر نقدینگی بر تورم بودند، از نمونه حذف شدند. فرایند انتخاب مقالات به گونه‌ای طراحی شد که از کیفیت علمی و اعتبار مطالعات منتخب اطمینان حاصل شود. به همین دلیل، علاوه بر معیارهای محتوایی، به اعتبار و تخصصی بودن مجلات نیز توجه شد. مقالاتی که در مجلات معتبر علمی و پژوهشی منتشر شده بودند، انتخاب شدند. مطالعاتی که در مجلات کم‌اعتبار یا غیرتخصصی منتشر شده بودند و استانداردهای لازم را از نظر روش‌شناسی نداشتند، کنار گذاشته شدند. در گام بعدی، از بین مطالعات انتخاب‌شده، تنها مقالاتی که تمام داده‌های مورد نیاز برای متارگرسیون را ارائه می‌کردند، کدگذاری شدند.

¹. Hedges and Olkin

³. sid

². Google scholar

در این فرایند ۶۶ مطالعه که شامل ۲۴۸ ضریب و رگرسیون بود و تمام اطلاعات مورد نیاز ما را داشت کد گذاری شدند^۱ و وارد نرم افزار R جهت تحلیل آماری شدند. علاوه بر متغیرهای اصلی پژوهش یعنی تورم و نقدینگی از تعدادی متغیر مجازی^۲ برای شناسایی علت تفاوت بین مطالعات استفاده شد که در جدول ۱ نشان داده شده است.

جدول ۱. متغیرهای مجازی مورد استفاده

ردیف	متغیر	توضیحات
۱	OECD	اگر کشور یا کشورهای مورد بررسی، عضو سازمان OECD باشد، این متغیر برابر با ۱، در غیر این صورت صفر است.
۲	M1	اگر معیار پولی مورد استفاده M0 یا M1 باشد، این متغیر برابر با ۱، در غیر این صورت صفر است.
۳	NDIFF	اگر از متغیرها در سطح استفاده شده باشد، این متغیر برابر با ۱، در غیر این صورت صفر است.
۴	STATIC	اگر مدل مورد استفاده جز مدل‌های ایستا باشد، این متغیر برابر با ۱، در غیر این صورت صفر است.
۵	ECOZONE	اگر داده‌های مورد بررسی برای گروهی از کشورها باشد، این متغیر برابر با ۱، در غیر این صورت صفر است.
۶	ANNUAL	اگر از داده‌های سالانه استفاده شده باشد، این متغیر برابر با ۱، در غیر این صورت صفر است.
۷	FIX	اگر کشور مورد بررسی، از نظام ارزی ثابت استفاده کند، این متغیر برابر با ۱، در غیر این صورت صفر است.
۸	CBI	اگر در کشور مورد بررسی بانک مرکزی دارای استقلال باشد این متغیر برابر با ۱، در غیر این صورت صفر است.
۹	1960	اگر داده‌ها مربوط به دهه ۱۹۶۰ باشد، این متغیر برابر با ۱، در غیر این صورت صفر است.
۱۰	1970	اگر داده‌ها مربوط به دهه ۱۹۷۰ باشد، این متغیر برابر با ۱، در غیر این صورت صفر است.
۱۱	1980	اگر داده‌ها مربوط به دهه ۱۹۸۰ باشد، این متغیر برابر با ۱، در غیر این صورت صفر است.
۱۲	1990	اگر داده‌ها مربوط به دهه ۱۹۹۰ باشد، این متغیر برابر با ۱، در غیر این صورت صفر است.

^۱. در صورت نیاز به لیست مطالعات، به ایمیل نویسندگان

پیام دهید.

^۲. Dummy

۱۳	۲۰۰۰	اگر داده‌ها مربوط به دهه ۲۰۰۰ باشد، این متغیر برابر با ۱، در غیر این صورت صفر است.
۱۴	۲۰۱۰	اگر داده‌ها مربوط به دهه ۲۰۱۰ باشد، این متغیر برابر با ۱، در غیر این صورت صفر است.

منبع: یافته‌های پژوهش.

۴-۲- روش آماری مطالعه

ابتدا در فراتحلیل باید اثرات مطالعات گوناگون را با یکدیگر ترکیب کنیم، برای ترکیب اندازه اثرها، دو روش اصلی وجود دارد، روش اثرات ثابت^۱ و روش اثرات تصادفی^۲، هر یک از این روش‌ها برای ترکیب واریانس و اندازه اثرها به کار می‌روند.

برنستاین^۳ و همکاران (۲۰۰۹)، هجز و اولکین (۱۹۸۵) و شادیش و هدوک^۴ (۱۹۹۴) در تعریف این روش‌ها می‌گویند که در روش اثرات ثابت، فرض بر این است که همه مطالعات یک اندازه اثر واقعی مشترک دارند و تفاوت‌ها در نتایج تنها به دلیل خطای نمونه‌گیری است. فرمول محاسبه اندازه اثر کلی در روش اثرات ثابت به شکل زیر است:

$$\hat{\mu} = \frac{\sum_{i=1}^k \omega_i \hat{\theta}_i}{\sum_{i=1}^k \omega_i}, \quad \omega_i = \frac{1}{var(\hat{\theta}_i)} \quad (2)$$

که در آن $\hat{\mu}$ اندازه اثر کلی، $\hat{\theta}_i$ اندازه اثر مطالعه i ، ω_i وزن مطالعه i که به صورت معکوس واریانس آن تعریف می‌شود. در این مدل وزن‌دهی بر اساس دقت هر مطالعه است، مطالعاتی که دقت بیشتری دارند وزن بیشتری دریافت می‌کنند.

در روش اثرات تصادفی، فرض می‌شود که اندازه‌های اثر در مطالعات مختلف می‌تواند متفاوت باشد و این تفاوت‌ها ناشی از عوامل واقعی بین مطالعات است. به این معنی که هر مطالعه ممکن است اندازه اثر واقعی خودش را داشته باشد و برای فراتحلیل‌های پیچیده که مطالعات از جوامع یا شرایط متفاوت هستند، مناسب‌تر است. فرمول محاسبه اندازه اثر کلی در روش اثرات تصادفی به شکل زیر است:

1. fixed-effects

2. random-effects

3. Borenstein

4. Shadish and Haddock

$$\hat{\mu}^* = \frac{\sum_{i=1}^k \omega_i^* \hat{\theta}_i}{\sum_{i=1}^k \omega_i^*}, \quad \omega_i^* = \frac{1}{\text{var}(\hat{\theta}_i) + \tau^2} \quad (3)$$

که در آن $\hat{\mu}^*$ اندازه اثر کلی، $\hat{\theta}_i$ اندازه اثر مطالعه i ، ω_i^* وزن جدید مطالعه i که علاوه بر واریانس نمونه‌ای، واریانس بین مطالعاتی τ^2 را نیز شامل می‌شود.

بر اساس پژوهش درسیمونیان^۱ و لایرد^۲ (۱۹۸۶)، واریانس بین مطالعاتی τ^2 در مدل اثرات تصادفی، میزان تفاوت‌های واقعی بین اندازه‌های اثر مطالعات را نشان می‌دهد. این واریانس اشاره دارد که تا چه حد اختلافات بین مطالعات می‌تواند ناشی از تفاوت‌های واقعی باشد و نه صرفاً خطای نمونه‌گیری، واریانس بین مطالعاتی به شکل زیر محاسبه می‌شود:

$$\tau^2 = \frac{Q - (k-1)}{\sum_{i=1}^k \omega_i - \frac{\sum_{i=1}^k \omega_i^2}{\sum_{i=1}^k \omega_i}} \quad (4)$$

که در آن Q آماره آزمون کوکران^۳ است و بر اساس برنستاین و همکاران (۲۰۰۹) به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$Q = \sum_{i=1}^k \omega_i (\hat{\theta}_i - \hat{\mu})^2 \quad (5)$$

فرض صفر برای آماره Q این است که همه مطالعات یک اندازه اثر واقعی مشترک دارند و هر گونه تفاوت مشاهده شده بین نتایج مطالعات تنها به دلیل خطای نمونه‌گیری است. اگر مقدار Q بزرگ باشد و از نظر آماری معنادار باشد، به این معنی است که ناهمگنی^۴ قابل توجهی بین مطالعات وجود دارد و باید از مدل اثرات تصادفی استفاده کرد و درجه آزادی Q ، $(k-1)$ می‌باشد که k تعداد داده‌ها (ضرایب) می‌باشد.

برای بررسی نتایج مطالعات مختلف از متا رگرسیون استفاده می‌کنیم، بر اساس این روش، متغیرهای مختلف (مانند ویژگی‌های مطالعات) که ممکن است روی نتایج اثر بگذارند را می‌توان شناسایی کرد. در این تحقیق بر اساس کار استنلی و همکاران (۲۰۰۸) و گوین (۲۰۲۳) از فرمول زیر برای متا رگرسیون استفاده می‌کنیم:

1. DerSimonian

2. Laird

3. Cochran

4. Heterogeneity

$$\frac{M_i}{SE_i} = t_i = \alpha + \beta \left(\frac{1}{SE_i} \right) + \sum_{k=1}^k \gamma_k \left(\frac{Z_{ki}}{SE_i} \right) + w_i, \quad i=1, \dots, N \quad (6)$$

که در آن M_i رابطه مورد بررسی فراتحلیل است (در این مطالعه تاثیر نقدینگی بر تورم)، SE_i خطای معیار اثر برآورد شده است، t_i آماره t است، Z_{ki} مجموعه ای از متغیرهای مستقل ساخته شده برای متا رگرسیون است. γ_k ضریب متا رگرسیون است که منعکس کننده اثر خاص مشخصات مطالعه است و w_i جزء اخلاص متا رگرسیون است.

۵- تجزیه و تحلیل

۵-۱- آزمون‌های ناهمگنی

برای فهمیدن دقیق این موضوع که آیا از مدل اثرات ثابت استفاده کنیم یا مدل اثرات تصادفی از دو آزمون Q کوکران و آزمون I^2 استفاده می‌کنیم که نتایج در جدول ۲ آمده است.

جدول ۲. نتایج آزمون‌های ناهمگنی

آزمون Q کوکران	
۵۹۴۶۹/۹۲	Q - value
۲۴۷	درجه آزادی Q
۰/۰۰۰	P - value
آزمون I^2	
۹۹/۵۸	I - squared

منبع: یافته‌های پژوهش.

بر اساس مطالعه برنستاین و همکاران (۲۰۰۹)، آزمون Q کوکران مبتنی بر توزیع χ^2 است و فرضیه H_0 این آزمون، همگنی مطالعات و فرضیه H_1 این آزمون ناهمگنی مطالعات است. بر اساس مقدار (P-value) فرضیه H_0 این آزمون رد می‌شود و فرضیه ناهمگنی مطالعات پذیرفته می‌شود.

برای بررسی بهتر ناهمگنی از آزمون I^2 نیز استفاده می‌کنیم. هیگینز^۱ و همکاران (۲۰۰۳) برای اینکه چه نسبتی از واریانس، منعکس کننده تفاوت‌های واقعی و نه صرفاً ناشی از خطای

^۱. Higgins

نمونه‌گیری، آزمون I^2 را پیشنهاد می‌دهند که اینجا این مقدار برابر است با ۹۹/۵۸، که یعنی ۹۹/۵۸ درصد از ناهمگنی بخاطر تفاوت‌های واقعی و واریانس بین مطالعه‌ای است که عدد بسیار بزرگی است.

از نتایج آزمون‌ها این گونه استنباط می‌شود که باید از مدل اثرات تصادفی استفاده نکنیم.

۵-۲- ترکیب مطالعات

در این بخش نتایج مربوط به ترکیب اندازه اثر مطالعات و اثر کلی مشخص شده‌اند که در جدول ۳ آمده است. اندازه اثر کل بدست آمده (۰/۵۷۸) براساس مدل اثرات تصادفی بدست آمده و با توجه به مقدار Z - value و P - value معنی‌دار می‌باشد.

نتایج نشان‌دهنده این موضوع است که نقدینگی تأثیر مثبتی بر تورم دارد.

جدول ۳. نتایج ترکیب مطالعات

۶۶	تعداد مطالعات
۲۴۸	مجموع تعداد رگرسیون‌ها و ضرایب
۰/۵۷۸***	اندازه اثر کل
۰/۵۲۶ - ۰/۶۲۹	فاصله اطمینان ۹۵ درصد
۲۲/۰۰۵	Z - value
۰/۰۰۰	P - value

منبع: یافته‌های پژوهش.

توضیح: ***, ** و * به ترتیب سطح معناداری ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهد.

۵-۳- تورش انتشار و نمودار کیفی

تورش انتشار^۱ به عنوان یکی از مهم‌ترین چالش‌های فراتحلیل شناخته می‌شود، طبق مطالعات استنلی (۲۰۰۵) و برنستاین و همکاران (۲۰۰۹)، این پدیده زمانی رخ می‌دهد که تنها بخش خاصی از نتایج پژوهش‌ها، به‌ویژه آن‌هایی که نتایج مثبت و معناداری دارند، منتشر می‌شوند. پژوهش‌هایی که به نتایج غیر معنادار، نتایج منفی یا نتایج خلاف انتظار منتهی می‌شوند، معمولاً شانس کمتری برای انتشار دارند یا توسط ناشران و محققان کمتر مورد توجه قرار می‌گیرند. این مسئله باعث

¹. Publication Bias

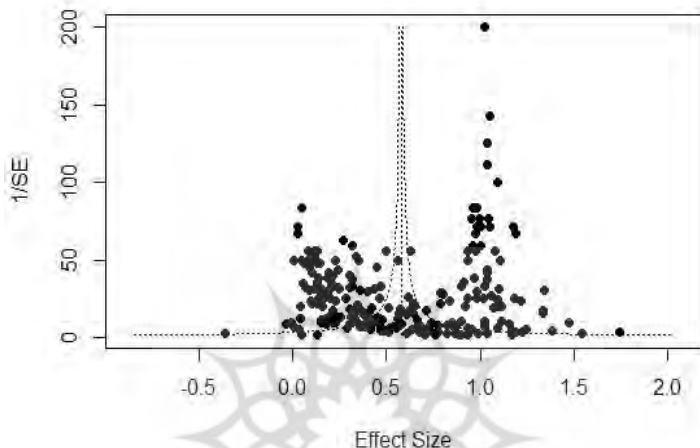
می‌شود که مطالعات منتشر شده نماینده کاملی از پژوهش‌های انجام شده نباشند و نتیجه‌گیری‌های حاصل از فراتحلیل به سمت تخمین بیش از حد یا تخمین نادرست اثر تمایل پیدا کنند. این نوع تورش می‌تواند به دلایل مختلفی ایجاد شود. از جمله می‌توان به فشار بر محققان برای دستیابی به نتایج معنادار، سیاست‌های پذیرش مجلات علمی که تمایل بیشتری به چاپ مقالات با نتایج مثبت دارند، و عدم انگیزه برای انتشار نتایج غیر معنادار اشاره کرد. علاوه بر این، پژوهشگران ممکن است نتایج غیر معنادار خود را نادیده بگیرند یا منتشر نکنند. این مشکلات می‌تواند باعث ایجاد یک تصویر نادرست از تأثیرات واقعی سیاست‌ها یا پدیده‌های مورد مطالعه شود.

تورش انتشار تأثیر قابل توجهی بر روی تحلیل فراتحلیل دارد و می‌تواند نتایج نهایی را منحرف کند. به عنوان مثال، زمانی که تنها نتایج مثبت یا معنادار وارد فراتحلیل می‌شوند، اثر واقعی یک سیاست بیش از حد تخمین زده می‌شود. این امر می‌تواند به تصمیم‌گیری‌های نادرست در حوزه‌های سیاست‌گذاری عمومی، و برنامه‌ریزی علمی منجر شود. از این رو، شناسایی و اصلاح این تورش یکی از مراحل حیاتی در انجام یک فراتحلیل دقیق و معتبر است.

نمودار قیفی^۱ یکی از ابزارهای متداول برای بررسی تورش انتشار در فراتحلیل است. بر اساس تحقیق استنلی (۲۰۰۵)، از مقادیر اثر مطالعات در محور افقی و خطای معیار یا معکوس آن در محور عمودی استفاده می‌شود. در حالت ایده‌آل، اگر مطالعات شامل تورش انتشار نباشند، توزیع نقاط در نمودار باید به شکل قیف متقارن باشد. نمودار ۱، نمودار قیفی مربوط به مطالعه است و در محور عمودی از معکوس خطای معیار ($1/SE$) استفاده شده است، که این امر باعث می‌شود نقاطی که مطالعات بزرگ‌تر و معتبرتر را نشان می‌دهند (با خطای معیار کمتر)، در قسمت بالای نمودار قرار گیرند. مطالعات کوچک‌تر و با خطای معیار بیشتر معمولاً در قسمت‌های پایین‌تر و پراکنده‌تر نمودار قرار می‌گیرند.

¹. Funnel Plot

در شکل ۱ می‌توان مشاهده کرد که توزیع مطالعات در محور افقی به نظر نامتقارن است. در قسمت پایین نمودار (مطالعات کوچک‌تر)، پراکندگی نامتقارن نشان می‌دهد. برخی از مطالعات با نتایج غیر معنادار یا کوچک گزارش نشده‌اند. به عبارت دیگر، این نمودار، نشان‌دهنده وجود احتمالی تورش انتشار است.



شکل ۱. نمودار کیفی مربوط به فراتحلیل
منبع: یافته‌های پژوهش.

اما برای بررسی دقیق و کمی تورش انتشار از آزمون اگر^۱ استفاده می‌کنیم، آزمون رگرسیونی اگر یک آزمون آماری برای بررسی تورش انتشار در فراتحلیل است. این آزمون به دنبال بررسی تقارن در نمودار کیفی است، طبق مطالعه اگر و همکاران (۱۹۹۷) و اگر و استرن^۲ (۲۰۰۱) فرض H_0 برای این آزمون این است که هیچ تورش انتشاری وجود ندارد و نتایج به صورت متقارن توزیع شده‌اند. فرض H_1 به این صورت است که تورش انتشار وجود دارد و نشان‌دهنده عدم تقارن در نمودار کیفی است.

بنابر جدول ۴ که نتیجه آزمون اگر را نشان می‌دهد، در این تحقیق تورش انتشار وجود دارد.

^۱. Egger

^۲. Egger and Sterne

جدول ۴. نتیجه آزمون اگر

رگرسیون اگر	
عرض از مبدأ	-۶/۹۲
خطای معیار	۱/۳۵
حد پایین فاصله اطمینان	-۹/۶
حد بالا فاصله اطمینان	-۴/۲۵
t - value	-۵/۰۹
درجه آزادی	۲۴۶
p - value	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

۴-۵- روش برش زدن و پر کردن (Trim and Fill) برای اصلاح تورش

روش برش زدن و پر کردن یک تکنیک برای تشخیص و اصلاح تورش انتشار در فراتحلیل است. این روش که توسط توییدی^۱ و دووال^۲ (الف: ۲۰۰۰) و (ب: ۲۰۰۰) معرفی شد، برای بهبود تفسیر نتایج فراتحلیل زمانی استفاده می‌شود که احتمال تورش انتشار وجود دارد. در این روش، ابتدا با استفاده از نمودار قیفی، مطالعات کوچکی که ممکن است باعث عدم تقارن در نمودار شوند شناسایی شده و به طور موقت حذف می‌شوند. پس از حذف موقتی آن‌ها، از مطالعات باقی‌مانده برای برآورد مکان واقعی اثر کل استفاده می‌شود. سپس، مطالعات فرضی که احتمالاً به دلیل تورش انتشار وجود ندارند به نمودار قیفی اضافه می‌شوند و نمودار قیفی دارای تقارن می‌شود، پس از اضافه کردن مطالعات فرضی، تخمین جدیدی از اثر کل محاسبه می‌شود. این اثر تخمین اصلاح‌شده‌ای از اثر کل است که تورش انتشار را در نظر می‌گیرد.

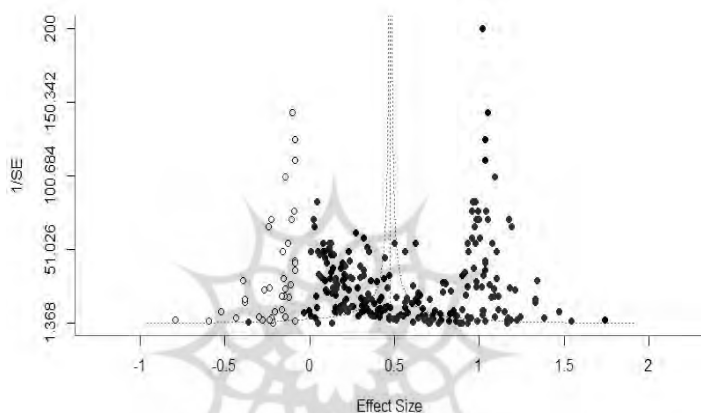
جدول ۵. نتیجه روش برش زدن و پر کردن برای اصلاح تورش

تعداد ضرایب موجود	۲۴۸
تعداد ضرایب اضافه شده	۳۸
مجموع ضرایب	۲۸۶
اثر کل اصلاح شده	۰/۴۷۵
Z - value	۱۷/۵۸
P - value	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

^۱. Tweedie^۲. Duval

در جدول ۵ نتیجه روش برش زدن و پر کردن، مشخص شده است که ملاحظه می‌گردد برای اصلاح تورش تعداد ۳۸ ضریب جدید (داده جدید) فرضی به مدل اضافه گردیده است و اثر کل پس از اصلاح شدن از ۰/۵۷۸ به ۰/۴۷۵ کاهش یافته است. برای درک بهتر، نمودار کیفی اصلاح شده در شکل ۲ آورده شده است که نقاط مشکی مربوط به داده‌های واقعی و نقاط خاکستری مربوط به داده‌های اضافه شده فرضی به مدل است.



شکل ۲. نمودار کیفی اصلاح شده با روش برش زدن و پر کردن
منبع: یافته‌های پژوهش.

۵-۵- نتایج مربوط به متا رگرسیون با متغیرهای تعدیلگر

در این بخش نتایج تأثیر متغیرهای تعدیلگر بر روی اندازه اثر کل محاسبه شده، که در جدول ۶ آمده است.

طبق جدول ۶، متغیر تعدیلگر کشور های عضو (OECD)، که اکثراً کشورهای پیشرفته هستند، می‌تواند بر روی اثر نقدینگی بر تورم تأثیر منفی بگذارد که معنی‌دار هست. در مورد متغیرها در سطح (NDIFF) مشاهده می‌گردد که اثر منفی و معناداری بر رابطه نقدینگی و تورم می‌گذارد. همچنین استفاده از نظام ارزی ثابت (FIX) اثر منفی و معناداری بر این رابطه دارد.

جدول ۶. نتایج مربوط به متا رگرسیون

متغیر تعدیلگر	ضریب متا رگرسیون	t-value	p-value
OECD	-۰/۲۲۹***	-۵/۰۳۲	۰/۰۰۰
M1	۰/۰۰۲	۰/۰۴۷	۰/۹۶۲
NDIFF	-۰/۲۸۷***	-۳/۸۹۳	۰/۰۰۰
STATIC	۰/۴۴۷***	۶/۶۹۲	۰/۰۰۰
ECOZONE	-۰/۰۰۴	-۰/۰۵۳	۰/۹۵۷
FIX	-۰/۳۰۶***	-۴/۰۱۵	۰/۰۰۰
CBI	۰/۱۱۴	۱/۵۶۳	۰/۱۱۹
ANNUAL	۰/۲۱۸**	۲/۴۱	۰/۰۱۶
1960	۰/۰۴۴	۰/۶۰۵	۰/۵۴۵
1970	۰/۱۱۱	۱/۵۴۳	۰/۱۲۴
1980	۰/۳۸۶***	۷/۵۳۹	۰/۰۰۰
1990	-۰/۴۶۷***	-۵/۵۰۴	۰/۰۰۰
2000	۰/۰۴۷	۰/۴۷	۰/۶۳۸
2010	۰/۱۴	۱/۶۳۵	۰/۱۰۳
ضریب تعیین (R^2)	۰/۸۹۸		
ضریب تعیین تعدیل شده ($\bar{R}^2$)	۰/۸۹۱		
آماره F	۱۳۶/۳		

منبع: یافته‌های پژوهش.

توضیح: ***، ** و * به ترتیب سطح معناداری ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهد.

در مورد مدل‌های ایستا (STATIC)، مطالعاتی که از این مدل‌ها استفاده کرده‌اند، در نتایج اثر مثبت و معنی‌داری بر رابطه بین نقدینگی و تورم دارند. در مورد استفاده از داده‌های سالیانه (ANNUAL)، اثر مثبت و معنی‌داری بر رابطه بین تورم و نقدینگی دارد.

برای متغیرهای مربوط به زمان ملاحظه می‌شود، نتایج متفاوتی دارند که نشان می‌دهد دوره زمانی متفاوت، یکی دیگر از دلایل ناهمگنی در مطالعات است. مقدار ضریب تعیین و آماره F نشان‌دهنده این است که مدل به صورت کلی برازش خوبی داشته و معنی‌دار می‌باشد.

۵-۶- بررسی زیر گروه‌ها

برای بررسی دقیق تر تأثیرات متغیرها و ناهمگونی نتایج، داده‌ها به گروه‌های دوتایی تقسیم شده‌اند. این فرایند امکان مقایسه اثرات در زیرگروه‌های مختلف را فراهم می‌کند و مشخص می‌سازد که آیا تفاوت‌های معناداری میان آن‌ها وجود دارد یا خیر. به عبارت دیگر، تقسیم داده‌ها به گروه‌های دوتایی امکان شناسایی بهتر تأثیرات را در شرایط متفاوت فراهم می‌سازد. به این منظور کل داده‌ها در هفت بخش بررسی شدند که نتایج کشورهای عضو و غیر OECD در جدول ۷، مدل‌های ایستا و پویا در جدول ۸، سال‌های قبل و بعد ۲۰۰۰ در جدول ۹، در مورد مبنای این تقسیم بندی باید به مطالعه گوین (۲۰۲۳) اشاره کرد که استدلال می‌کند، تأثیر عرضه پول بر تورم در طول زمان کاهش یافته است و این کاهش سیستماتیک، به ویژه در دوره‌های جدیدتر، به دلیل تغییرات در سیاست‌گذاری پولی و تحولات بازارهای مالی بوده است. به طور مشخص، از دهه ۲۰۰۰ به بعد، توسعه نوآوری‌های مالی و تغییر رفتار مردم در نگهداری پول (مانند کاهش وابستگی به پول نقد و افزایش استفاده از ابزارهای مالی دیجیتال)، باعث تغییر سرعت گردش پول شد و این امر تأثیر نقدینگی بر تورم را نسبت به دوره‌های قبل تغییر داد. متغیرها در سطح و در تفاضل در جدول ۱۰، معیار پولی M0, M1 و M2, M3 در جدول ۱۱، بررسی گروهی و انفرادی کشورها در جدول ۱۲، داده‌های سالیانه و غیر سالیانه در جدول ۱۳، کشورهای دارای نظام ارزی ثابت یا شناور در جدول ۱۴ و کشورهای دارای بانک مرکزی مستقل و غیر مستقل در جدول ۱۵ آمده است.

جدول ۷. کشورهای عضو و غیر عضو OECD

زیر گروه	مجموع تعداد ضرایب	اندازه اثر کل	z-value	p-value
کشورهای عضو oecd	۶۲	۰/۵۲۲	۱۰/۹۶	۰/۰۰۰
کشورهای غیر عضو oecd	۱۴۱	۰/۵۷۲	۱۷/۶	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

جدول ۸. مدل‌های ایستا و پویا

زیر گروه	مجموع تعداد ضرایب	اندازه اثر کل	z-value	p-value
مدل‌های ایستا	۹۰	۰/۷۹	۲۰/۸۳	۰/۰۰۰
مدل‌های پویا	۱۵۶	۰/۴۶۱	۱۵/۷۱	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

جدول ۹. سال‌های قبل و بعد ۲۰۰۰

زیر گروه	مجموع تعداد ضرایب	اندازه اثر کل	z-value	p-value
سال‌های قبل از ۲۰۰۰	۱۶۲	۰/۶۹۲	۲۳/۳۷	۰/۰۰۰
سال‌های بعد از ۲۰۰۰	۴۹	۰/۳۱۸	۶/۵۳	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

جدول ۱۰. متغیرها در سطح و در تفاضل

زیر گروه	مجموع تعداد ضرایب	اندازه اثر کل	z-value	p-value
متغیرها در سطح	۷۰	۰/۶۴۳	۱۳/۱۱	۰/۰۰۰
متغیرها در تفاضل	۱۷۶	۰/۵۵۲	۱۸/۷۸	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

جدول ۱۱. معیار پولی M0, M1 و M2, M3

زیر گروه	مجموع تعداد ضرایب	اندازه اثر کل	z-value	p-value
معیار پولی M1, M0	۵۳	۰/۶	۱۰/۸۲	۰/۰۰۰
معیار پولی M2, M3	۱۹۵	۰/۵۷	۲۰/۲۰	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

جدول ۱۲. بررسی گروهی و انفرادی کشورها

زیر گروه	مجموع تعداد ضرایب	اندازه اثر کل	z-value	p-value
کشورهای گروهی	۱۱۸	۰/۵۶۲	۱۴/۹۲	۰/۰۰۰
کشورهای انفرادی	۱۳۰	۰/۵۹	۱۷/۷۳	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

جدول ۱۳. داده‌های سالیانه و غیر سالیانه

زیر گروه	مجموع تعداد ضرایب	اندازه اثر کل	z-value	p-value
داده‌های سالیانه	۱۹۹	۰/۵۷۸	۲۰/۰۷	۰/۰۰۰
داده‌های غیر سالیانه	۴۹	۰/۵۳۴	۱۱/۹۵	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

جدول ۱۴. کشور های دارای نظام ارزی ثابت یا شناور

زیر گروه	مجموع تعداد ضرایب	اندازه اثر کل	z-value	p-value
نظام ارزی ثابت	۷۷	۰/۴۹۳	۱۲/۱۹	۰/۰۰۰
نظام ارزی شناور	۵۶	۰/۶۴۲	۱۲/۰۸	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

جدول ۱۵. کشور های دارای بانک مرکزی مستقل و غیر مستقل

زیر گروه	مجموع تعداد ضرایب	اندازه اثر کل	z-value	p-value
استقلال بانک مرکزی	۴۶	۰/۶۴۸	۱۱/۷۹	۰/۰۰۰
عدم استقلال بانک مرکزی	۹۲	۰/۵۱۲	۱۳/۱۳	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

طبق جدول ۱۶ از لحاظ معنی‌دار بودن تفاوت بین زیرگروه‌ها مدل‌های ایستا و پویا، سال‌های قبل و بعد ۲۰۰۰، نظام ارزی ثابت و شناور و بانک مرکزی مستقل و غیر مستقل دارای تفاوت معنی‌دار بودند.

جدول ۱۶. بررسی تفاوت بین دو گروه

غضو و غیر غضو OECD	ایستا و پویا	قبل و بعد ۲۰۰۰	در سطح و در تفاضل	M1, M0, M2, M3	بررسی گروهی و انفرادی کشورها	سایانه و غیر سایانه	نظام ثابت و شناور	بانک مرکزی مستقل و غیر مستقل
Z-value	-۰/۸۶	۶/۸۶	-۱/۵۸	۰/۴۷	۰/۵۷	۰/۹۹	-۲/۲۲	۲/۰۱
P-value	۰/۳۸	۰/۰۰	۰/۱۱	۰/۶۲	۰/۵۶	۰/۳۱	۰/۰۲	۰/۰۴

منبع: یافته‌های پژوهش.

۶- نتیجه‌گیری

به دلیل وجود تناقضات و نتایج متفاوت در تحقیقات پیشین پیرامون اثر نقدینگی بر تورم، تصمیم به انجام یک فراتحلیل جامع گرفته شد. هدف این فراتحلیل، دستیابی به ارزیابی دقیق‌تری از رابطه میان نقدینگی و تورم و ارائه نتایج کلی بود. از طریق تجميع داده‌های مطالعات مختلف با مدل اثرات تصادفی، یک اثر کل محاسبه شد (۰/۵۷۸) که نمایی جامع از تأثیر نقدینگی بر تورم را نشان داد. این اثر کل، علی‌رغم اهمیت آن، ممکن بود تحت تأثیر تورش انتشار قرار گرفته باشد. برای ارزیابی و شناسایی تورش انتشار، از نمودار کیفی و آزمون اگر استفاده شد. نتایج نشان داد که به دلیل تمایل به گزارش نتایج مثبت، تورش انتشار رخ داده است. برای رفع این تورش و اصلاح اثر کل، از روش برش زدن و پر کردن (Trim and Fill) استفاده شد که اثر کل اصلاح‌شده را به

ما ارائه داد (۰/۴۷۵) و دقت برآورد نهایی را بهبود بخشید. سپس برای تحلیل دقیق‌تر متغیرهای تعدیل‌گر و شرایطی که ممکن است در تغییر اثر نقدینگی بر تورم مؤثر باشند، از متا رگرسیون و تحلیل زیرگروه‌ها استفاده شد. این روش‌ها امکان شناسایی عوامل احتمالی مؤثر بر نتایج را فراهم کرد و نشان داد که در چه شرایطی اثر نقدینگی بر تورم تغییر می‌کند. در نتایج متا رگرسیون به این نتیجه رسیدیم که متغیر کشورهای عضو (OECD)، متغیر (NDIFF) که برای متغیرها در سطح بکار گرفته شد و متغیر کشورهای دارای نظام ارزی ثابت (FIX) تأثیر منفی و معنی‌داری دارد، در مقابل متغیرهای (ANNUAL) و (STATIC) تأثیر مثبت و معنی‌داری دارند. همچنین تأثیر متغیرهای زمان نیز متفاوت بود که نشان‌دهنده تأثیر زمان بر این رابطه بود.

در تحلیل زیرگروه‌ها به این نتیجه رسیدیم که تفاوت معنا داری در اثر کل سال‌های قبل و بعد ۲۰۰۰، مدل‌های ایستا و پویا، کشورهای دارای نظام ارزی ثابت و شناور و استقلال و عدم استقلال بانک مرکزی وجود دارد.

شناسایی تورش انتشار در تحقیقات پیشین نشان می‌دهد که تمایل به گزارش نتایج مثبت می‌تواند به تصویری نادرست از رابطه بین نقدینگی و تورم منجر شود. این یافته اهمیت شفافیت و دقت در تحقیقات اقتصادی را برجسته می‌سازد.

تأثیر نقدینگی بر تورم در طول زمان و تحت شرایط اقتصادی مختلف تغییر کرده است. نتایج نشان داد که کشورهایی با نظام ارزی ثابت تأثیر کمتری از نقدینگی بر تورم را تجربه می‌کنند، برای ایران که در سال‌های اخیر با نوسانات شدید نرخ ارز مواجه بوده است، این یافته می‌تواند به سیاست‌گذاران کمک کند اما باید توجه داشت که این نظام می‌تواند چالش‌های دیگری مانند کاهش ذخایر ارزی را به همراه داشته باشد. نکته بعدی این است که پس از سال ۲۰۰۰، با توسعه بازارهای مالی و افزایش نوآوری‌های مالی اثرگذاری نقدینگی بر تورم کاهش یافته است. این کاهش در کشورهای پیشرفته به مراتب محسوس‌تر بوده، در مقابل در اقتصادهای در حال توسعه، که ساختارهای مالی و نهادی ضعیف‌تری دارند، این اثر همچنان قابل توجه است. بنابراین، در کشورهایی مانند ایران، علاوه بر مدیریت نقدینگی، گسترش بازارهای مالی می‌تواند به کاهش اثرات نقدینگی بر تورم کمک کند.

نتایج این تحلیل‌ها نشان داد که اثر نقدینگی بر تورم بسته به شرایط مختلف عدد متفاوتی را نشان می‌دهد که خلاصه یافته‌ها در جدول ۱۷ آمده است.

جدول ۱۷. خلاصه نتایج

گروه	اثر کل	توضیحات
تمام مطالعات	۰/۵۷۸	-
مطالعات با اصلاح تورش	۰/۴۷۵	-
عضو OECD	۰/۵۲۲	در متا رگرسیون عضو OECD بودن تأثیر منفی بر رابطه پول و تورم دارد.
غیر عضو OECD	۰/۵۷۲	در بررسی زیرگروه‌ها تفاوت معناداری بین دو گروه وجود ندارد.
مدل‌های ایستا	۰/۷۹	در متا رگرسیون مدل‌های ایستا تأثیر مثبتی بر رابطه پول و تورم دارد.
مدل‌های پویا	۰/۴۶۱	در بررسی زیرگروه‌ها تفاوت معناداری بین دو گروه وجود ندارد.
سال‌های قبل ۲۰۰۰	۰/۶۹۲	در متا رگرسیون دهه‌ها تأثیر متفاوتی بر رابطه پول و تورم دارند.
سال‌های بعد ۲۰۰۰	۰/۳۱۸	در بررسی زیرگروه‌ها تفاوت معناداری بین دو گروه وجود دارد.
متغیرها در سطح	۰/۶۴۳	در متا رگرسیون متغیرها در سطح، تأثیر منفی بر رابطه پول و تورم دارد.
تفاضل مرتبه اول	۰/۵۲۲	در بررسی زیرگروه‌ها تفاوت معناداری بین دو گروه وجود ندارد.
معیار پولی M0,M1	۰/۶	در متا رگرسیون معیار پولی M0,M1، تأثیر معنی‌داری بر رابطه پول و تورم ندارد.
معیار پولی M2,M3	۰/۵۷	در بررسی زیرگروه‌ها تفاوت معناداری بین دو گروه وجود ندارد.
مطالعات گروهی کشورها	۰/۵۶۲	در متا رگرسیون مطالعات گروهی کشورها، تأثیر معنی‌داری بر رابطه پول و تورم ندارد.
مطالعات انفرادی کشورها	۰/۵۹	در بررسی زیرگروه‌ها تفاوت معناداری بین دو گروه وجود ندارد.
داده‌های سالیانه	۰/۵۸۷	در متا رگرسیون داده‌های سالیانه، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رابطه پول و تورم دارد.
داده‌های غیر سالیانه	۰/۵۳۴	در بررسی زیرگروه‌ها تفاوت معناداری بین دو گروه وجود ندارد.
نظام ارزی ثابت	۰/۴۹۳	در متا رگرسیون نظام ارزی ثابت، تأثیر منفی و معنی‌داری بر رابطه پول و تورم دارد.
نظام ارزی شناور	۰/۶۴۲	در بررسی زیرگروه‌ها تفاوت معناداری بین دو گروه وجود دارد.
استقلال بانک مرکزی	۰/۶۴۸	در متا رگرسیون استقلال بانک مرکزی تأثیر معناداری بر رابطه پول و تورم ندارد.
عدم استقلال بانک مرکزی	۰/۵۱۲	در بررسی زیرگروه‌ها تفاوت معناداری بین دو گروه وجود دارد.

منبع: یافته‌های پژوهش.

ملاحظات اخلاقی

کلیه موازین اخلاقی پژوهشی در این تحقیق رعایت شده است.

تعارض منافع

هیچ‌گونه تعارض منافع بین نویسندگان وجود ندارد.

منابع

- حسینی نسب، سیدابراهیم، و رضاقلی زاده، مهدیه. (۱۳۸۹). بررسی ریشه های مالی تورم در ایران (با تأکید بر کسری بودجه). *پژوهش های رشد و توسعه پایدار (پژوهش های اقتصادی)*، ۱۰ (۱)، ۴۳-۷۰.
- حسینی، سیدصفدر، و محتشمی، تکتیم. (۱۳۸۷). رابطه تورم و رشد نقدینگی در اقتصاد ایران؛ گسست یا پایداری؟ *پژوهش های رشد و توسعه پایدار (پژوهش های اقتصادی)*، ۸ (۳)، ۲۱-۴۲.
- شاگری، عباس، و باقرپور اسکویی، الناز. (۱۴۰۲). بررسی ماهیت تورم در اقتصاد ایران: رویکرد همدوسی موجکی. *پژوهش های اقتصادی ایران*، ۲۸ (۹۴)، ۴۷-۷۹.
- شاگری، عباس، محمدی، تیمور، و رجبی، فاطمه. (۱۳۹۴). اثرگذاری قدرت قیمت‌گذاری بر تورم در اقتصاد ایران. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۵ (۵۸)، ۳۷-۶۰.
- علی زاده کلاگر، سید قربان، اثنی عشری امیری، ابوالقاسم، پورقربان، محمد رضا، و احسان‌فر، محمدحسین. (۱۴۰۲). اثر حجم نقدینگی بر تورم در ایران با رویکرد مدل پارامتر زمان متغیر. *فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری*، ۲۰ (۴)، ۸۷-۱۱۰.
- عطرکارروشن، صدیقه، و قرهی، آزاده. (۱۳۹۱). بررسی رابطه حجم پول، سطح عمومی قیمت‌ها و رشد اقتصادی در ایران در طول دوره پس از انقلاب (۱۳۵۸-۸۹). *اقتصاد مالی*، ۶ (۱۹)، ۸۹-۱۱۰.
- فرخی بالاجاده، حشمت اله، خوچانی، رامین، و آسایش، حمید. (۱۴۰۰). تبیین هم‌حرکتی پایه پولی و نقدینگی با تورم در اقتصاد ایران، با مقایسه عملکرد تحلیل موجک گسسته و پیوسته. *دو فصلنامه علمی مطالعات و سیاست های اقتصادی*، ۸ (۲)، ۲۷۸-۲۹۹.
- کاکویی، نصیبه، و نقدی، یزدان. (۱۳۹۳). رابطه پول و تورم در اقتصاد ایران: شواهدی بر اساس مدل P. *پژوهش های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۴ (۲)، ۱۳۵-۱۵۶.
- کميجانی، اکبر، و نقدی، یزدان. (۱۳۸۸). بررسی ارتباط متقابل بین تولید و تورم در اقتصاد ایران (با تأکید بر تولید بخشی). *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، ۹ (۳۲)، ۹۹-۱۲۴.

یزدانی، مهدی، و زارع قشلاقی، سمیه. (۱۳۹۵). ارزیابی اثر تکانه های نرخ ارز بر تورم در اقتصاد ایران طی دوره فصلی ۱۳۹۱-۱۳۷۹. *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران (مطالعات اقتصادی کاربردی)*، ۵(۱۷)، ۱۹۷-۱۷۱.

محمدی خیاره، محسن. (۱۳۹۹). سیاست پولی و پویایی های تورم در ایران: ارائه شواهدی جدید. توسعه و سرمایه، ۵(۱)، ۱۱۱-۱۳۰.

References

- Abreu, M., De Groot, H. L., & Florax, R. J. (2005). A Meta-Analysis of B-Convergence: The Legendary 2%. *Journal of Economic Surveys*, 19(3), 389-420.
- Akinbobola, T. O. (2012). The Dynamics Of Money Supply, Exchange Rate And Inflation in Nigeria. *Journal of Applied Finance and Banking*, 2(4), Retrieved from https://www.scienpress.com/upload/jafb/vol%202_4_8.pdf
- Albulescu, C. T., Goyeau, D., & Oros, C. (2015). On the Long Run Money-Prices Relationship in CEE Countries. *Economic Research Guardian*, 5(1), Retrieved from [https://www.ecrg.ro/files/p2015.5\(1\)11y6.pdf](https://www.ecrg.ro/files/p2015.5(1)11y6.pdf)
- Binner, J. M., Tino, P., Tepper, J., Anderson, R., Jones, B., & Kendall, G. (2010). Does money matter in inflation forecasting?. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 389(21), 4793-4808. Retrieved from <https://www.graham-kendall.com/papers/bttajk2010.pdf>
- Borenstein, M., Hedges, L. V., Higgins, J. P., & Rothstein, H. R. (2021). *Introduction to Meta-analysis*. New York: John Wiley & Sons.
- Bozkurt, C. (2014). Money, Inflation and Growth Relationship: The Turkish Case. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 4(2), 309-322.
- Card, D., & Krueger, A. B. (1995). Time-series Minimum-Wage Studies: A Meta-analysis. *The American Economic Review*, 85(2), 238-243.
- Chang, C. H., Chan, K. C., & Fung, H. G. (2009). Effect of Money Supply on Real Output and Price in China. *China & World Economy*, 17(2), 35-44.
- DerSimonian, R., & Laird, N. (1986). Meta-analysis in Clinical Trials. *Controlled Clinical Trials*, 7(3), 177-188.

Duval, S., & Tweedie, R. (2000). A Nonparametric "Trim and Fill" Method of Accounting for Publication Bias in Meta-analysis. *Journal of the American Statistical Association*, 95(449), 89-98.

Duval, S., & Tweedie, R. (2000). Trim and Fill: A Simple Funnel-Plot-Based Method of Testing and Adjusting for Publication Bias in Meta-analysis. *Biometrics*, 56(2), 455-463.

Egger, M., Smith, G. D., Schneider, M., & Minder, C. (1997). Bias in Meta-analysis Detected by a Simple, Graphical Test. *The bmj*, 315(7109), 629-634.

Florax, R. J. G. M., de Groot, H. L., & de Mooij, R. (2002). Meta-analysis: A Tool for Upgrading Inputs of Macroeconomic Policy Models. Retrieved from <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/85879/1/02041.pdf>

Gertler, P., & Hofmann, B. (2018). Monetary Facts Revisited. *Journal of International Money and Finance*, 86, 154-170.

Glass, G. V. (1976). Primary, Secondary, and Meta-Analysis of Research. *Educational Researcher*, 5(10), 3-8.

Hedges, L. V., & Olkin, I. (2014). *Statistical Methods for Meta-analysis*. Cambridge, MA: Academic Press.

Higgins, J. P., Thompson, S. G., Deeks, J. J., & Altman, D. G. (2003). Measuring Inconsistency in Meta-analyses. *The bmj*, 327(7414), 557-560.

Nguyen, B. D. T. (2023). A Meta-analysis of the Multiplier Effects of the Money Supply on Prices. *Empirica*, 50(4), 985-1024.

Nijkamp, P., & Poot, J. (2004). Meta-analysis of the Effect of Fiscal Policies on Long-Run Growth. *European Journal of Political Economy*, 20(1), 91-124. Retrieved from <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/85773/1/02028.pdf>

Cooper, H., & Hedges, L. V. (1994). Combining Estimates of Effect Size. *The Handbook of Research Synthesis*, 236, 261-610.

Stanley, T. D. (2005). Beyond Publication Bias. *Journal of Economic Surveys*, 19(3), 309-345.

----- (2001). Wheat from Chaff: Meta-analysis as Quantitative Literature Review. *Journal of Economic Perspectives*, 15(3), 131-150.

Stanley, T. D., & Jarrell, S. B. (2005). Meta-regression Analysis: A Quantitative Method of Literature Surveys. *Journal of Economic Surveys*, 19(3), 299-308.

Stanley, T. D., Doucouliagos, C., & Jarrell, S. B. (2008). Meta-regression Analysis as the Socio-Economics of Economics Research. *The Journal of Socio-Economics*, 37(1), 276-292.

Stanley, T. D., & Doucouliagos, H. (2007). Identifying and Correcting Publication Selection Bias in the Efficiency-Wage Literature: Heckman Meta-regression. *Economics Series*, 11(2007), 629-634.

Sterne, J. A., & Egger, M. (2001). Funnel Plots for Detecting Bias in Meta-Analysis: Guidelines on Choice of Axis. *Journal of Clinical Epidemiology*, 54(10), 1046-1055.

Sunkel, O. (2016). *Inflation in Chile: an Unorthodox Approach*. In *ECLAC Thinking, Selected Texts (1948-1998)*. Santiago: ECLAC

Smith, V. K., & Huang, J. C. (1995). Can Markets Value Air Quality? A Meta-Analysis of Hedonic Property Value Models. *Journal of political economy*, 103(1), 209-227.

