نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۱۰۳
سال سی و یکم، بهار ۱۴۰۲، صفحه ۳۰۱ - ۲۷۷

اثر واردات بر رابطه رشد نقدینگی و تورم آن در کشورهای نفتی

سجاد ابراهیمی
استادیار، پژوهشکده پولی و بانکی
s.ebrahimi@mbri.ac.ir

پژهش حاضر، در پی پاسخ به این سؤال است که آیا افزایش واردات (ناشی از درآمدهای نفتی) در کشورهای نفتی می‌تواند اثر تورم‌زایی رشد نقدینگی را سرکوب کند یا خیر. این رابطه با استفاده از داده‌های ۱۴ کشور نفتی در بازه ۱۹۷۰ تا ۲۰۲۰ مورد بررسی قرار گرفته است. برای بررسی این رابطه در قالب داده‌های بین کشوری، از مدل پانل ARDL استفاده شده که با روش میانگین گروهی تلفیقی (PMG) برآورد شده است. بر اساس نتایج، اثر رشد نقدینگی بر تورم در کشورهای نفتی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت مثبت و معنی‌دار بوده است. افزایش نسبت واردات چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت می‌تواند اثر رشد نقدینگی بر تورم را کاهش دهد. همچنین رشد درآمدهای نفتی نیز در بلندمدت اثر تورمی رشد نقدینگی را کاهش می‌دهد. به‌عبارت دیگر، افزایش عرضه کالاهای وارداتی (ناشی از رشد درآمدهای نفتی) با افزایش تقاضا برای پول داخلی بخشی از قدرت تورم‌زایی نقدینگی را خنثی می‌کند. تحلیل رگرسیونی مجزایی که با داده‌های اقتصاد ایران انجام شد نیز این موضوع را تأیید کرد و نشان داد اختلاف رابطه رشد نقدینگی و تورم در ایران با تغییرات نسبت واردات و نسبت درآمد نفتی توضیح داده می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: E31,E51,C33.
واژگان کلیدی: تورم، رشد نقدینگی، سیاست پولی، رشد بخش حقیقی، نرخ بهره

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱ / ۱۲ / ۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲ / ۲ / ۲۵

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-29]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.10]

۱. مقدمه

بر اساس مطالعات تجربی، رشد نقدینگی مهم‌ترین توضیح‌دهنده میزان رشد سطح عمومی قیمت‌ها (تورم) است (مک‌کندلس و وبر[1]،۱۹۹۵ و دیور و هافر[2]،۱۹۹۹). بر اساس نظریه مقداری پول با فرض ثابت در نظر گرفتن سرعت گردش پول رشد سطح عمومی قیمت‌ها برابر با رشد پول منهای رشد بخش حقیقی خواهد شد. لذا بر این اساس رشد قیمت‌ها متناسب با رشد نقدینگی خواهد بود. اما رجوع به آمار و نتایج مطالعات تجربی نشان می‌دهد که این رابطه یک رابطه با ثبات و یکنواختی نیست و اثرگذاری نقدینگی بر تورم در دوره‌های مختلف و در کشورهای مختلف متفاوت است (گراو و پولن[3]، ۲۰۰۵). در واقع تغییر در عوامل اثرگذار بر تقاضای پول باعث می‌شود که تقاضا برای پول (و سرعت گردش پول) عملاً در حال تغییر باشد و به همین دلیل رشد نقدینگی و رشد قیمت‌ها رابطه یکنواختی نداشته باشد. به عبارت دیگر عواملی که می‌توانند تقاضای پول را تحت تأثیر قرار دهند می‌توانند اثر رشد نقدینگی بر تورم را نیز تغییر دهند و لذا قدرت تورم‌زایی نقدینگی به عوامل متعددی وابسته است.

رشد در بخش حقیقی و تغییرات در نرخ بهره مهم‌ترین عواملی هستند که در ادبیات به عنوان مؤلفه‌های تأثیرگذار بر تقاضای پول هستند که می‌توانند بخشی از متغیر بودن رابطه رشد نقدینگی و تورم را توضیح دهند. اما شواهد تجربی نشان می‌دهد که تغییرات این عوامل نمی‌تواند تمام تغییرات در رابطه نقدینگی و تورم را توضیح دهد. این موضوع در کشورهای نفتی بیشتر مشخص است. در اقتصاد ایران در ابتدای دهه ۱۳۵۰ و ابتدای دهه ۱۳۸۰ علی‌رغم رشد قابل توجه نقدینگی در کشور، تورم متناسب با این رشد نقدینگی افزایش پیدا نکرده است و تغییرات نرخ رشد و نرخ بهره نیز به حدی نبوده که این تفاوت نرخ رشد نقدینگی و تورم را توضیح دهد. نگاهی به آمار در ایران و سایر کشورهای نفتی نشان می‌دهد که در دورانی که رشد نقدینگی تورم‌زایی پایینی داشته است دورانی

1. McCandless & Weber
2. Dwyer & Hafer
3. Grauwe & Polan

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-29]
[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.10]

بوده که کشور از درآمدهای نفتی سرشار برخوردار بوده که این درآمدها به رشد واردات کالا و خدمات به کشور شده است. بنابراین سؤال اصلی این پژوهش این‌گونه مطرح می‌شود که آیا رشد واردات (ناشی از افزایش درآمدهای نفتی) می‌تواند منجر به کاهش قدرت تورم‌زایی رشد نقدینگی شود؟ فرضیه اصلی این پژوهش این است که افزایش واردات کالاها (که ناشی از افزایش درآمدهای نفتی بوده) باعث افزایش عرضه کالا در کشور شده که همین امر تقاضا برای پول داخلی را افزایش می‌دهد[1] و از این طریق بخشی از رشد نقدینگی مورد تقاضای کارگزاران اقتصادی قرار می‌گیرد و آثار تورمی نخواهد داشت. برای پاسخ به این سؤال از داده‌های اقتصاد ایران در کنار ۱۳ کشور نفتی دیگر در قالب مدل‌های اقتصادسنجی استفاده شده است. نتایج برآوردهای آماری نشان می‌دهد که فرضیه اصلی این پژوهش (مبنی بر اثر کنترلی واردات بر تورم‌زایی نقدینگی) رد نمی‌شود. بررسی آماری این رابطه با داده‌های کشور ایران نیز نشان می‌دهد که بخشی از فاصله رشد نقدینگی و تورم در کشور توسط نسبت واردات توضیح داده می‌شود. نوآوری این پژوهش بررسی نقش درآمدهای نفتی و واردات ناشی از آن بر تورم‌زایی رشد نقدینگی در کشورهای نفتی است که در مطالعات گذشته انجام شده بود.

در ادامه ابتدا ادبیات نظری موضوع مورد بررسی قرار گرفته و مکانیسم‌ها و تئوری‌های تبیین‌کننده رابطه نقدینگی و رشد قیمت‌ها مرور می‌شود. در بخش سوم مطالعات تجربی مربوط به رابطه تورم و رشد نقدینگی مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش چهار ابتدا نگاهی به آمار مربوط به کشورهای نمونه می‌شود، سپس با استفاده از تحلیل رگرسیونی داده‌های اقتصاد ایران عوامل مؤثر بر اختلاف رشد نقدینگی و تورم بررسی می‌شود و سپس در بخش دیگر با استفاده از تحلیل ARDL پانل روابط بین متغیرهای هدف در کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی می‌شود و در بخش آخر جمع‌بندی ارائه می‌گردد.

---

۱. البته مطالعاتی مانند هونگ (۲۰۰۰) نیز نشان داده‌اند که افزایش واردات باعث افزایش در تقاضای پول داخلی می‌شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-29]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.10]

۲. ادبیات نظری

نظریه‌های مختلفی برای توضیح رفتار تورم و متغیرهای اثرگذار بر تغییرات آن مطرح شده است، اما می‌توان این نظریه‌ها را با قانون ساده عرضه و تقاضا تبیین کرد. به عبارت دیگر در سطح خرد، قیمت تعادلی بازار از برخورد تقاضا و عرضه به‌دست می‌آید و هر عاملی که تقاضا را افزایش یا عرضه را کاهش دهد قیمت آن بازار را افزایش خواهد داد. بر این اساس می‌توان این مفهوم را در دید کلان و این‌بار برای سطح عمومی قیمت‌ها دنبال کرد. اولین نظریه‌ای که در این خصوص مطرح است نظریه فشار تقاضا[1] است. بر اساس این نظریه که از نظریه‌های کینز به حساب می‌آید، افزایش در تقاضای کل منجر به افزایش قیمت‌ها می‌شود. تقاضای کل از مصرف، سرمایه‌گذاری و مخارج دولت تشکیل شده است و زمانی که ارزش تقاضای کل بیشتر از ارزش عرضه کل در اشتغال کامل باشد، شکاف تورمی بوجود می‌آید و سطح عمومی قیمت‌ها افزایش پیدا می‌کند (دمیتریوا و اوشاکو[2]، ۲۰۱۱). بر اساس این تئوری هر سیاستی که اجزای تقاضای کل را افزایش می‌دهد می‌تواند منبع بالقوه افزایش تورم باشد. در مقابل نظریه فشار تقاضا نظریه فشار هزینه[3] قراردارد. بر اساس نظریه فشار هزینه منبع افزایش قیمت‌ها تقاضای مازاد نیست، بلکه افزایش قیمت عوامل و یا عوامل محدودکننده افزایش عرضه که هزینه تولید را افزایش می‌دهند عامل اصلی تورم هستند. در چنین شرایطی، بر اساس این دیدگاه، عرضه پول به طور منفعلانه افزایش می‌یابد، زیرا مقام پولی تورم این افزایش را تأیید می‌کند تا از بیکاری جلوگیری کند (بارث و بنت[4]،۱۹۷۵). به عبارت دیگر در این دیدگاه پول درون‌زا است و با توجه به تغییر عوامل بخش حقیقی تغییر می‌کند و این محدودیت‌ها و تغییرات اثرگذار بر بخش عرضه و هزینه بنگاه‌ها مانند دستمزد و قیمت انرژی هستند که عامل اصلی تورم شناخته می‌شوند.

یکی از نظریه‌های اصلی تبیین‌کننده تغییرات تورم (که در واقع از نظریه‌های فشار تقاضا محسوب می‌شود) نظریه تورم پولی است که توسط پولیون مطرح شده است. پولیون با به‌کارگیری

1. Demand pull
2. Dmitrieva & Ushakov
3. Cost push
4. Barth & Bennett

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-29]
[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.10]

نظریه مقداری پول[1] نشان می‌دهند که تورم همیشه ریشه پولی دارد که از انبساط سریع‌تر مقدار پول نسبت به تولید کل ناشی می‌شود (دمیتریوا و اوشاکو ، ۲۰۱۱). دلالت سیاستی نظریه پولی تورم این است که سیاست پولی کارآمدترین ابزار کنترل تورم است. از ابتدای دهه ۱۹۹۰ بانک‌های مرکزی با پیروی از این دلالت سیاستی چارچوب هدفگذاری تورم را برای استراتژی سیاست پولی خود به‌کار گرفته‌اند (دمندوجا و سوزا[2]، ۲۰۱۲) با توجه به بررسی مطالعات نیومن و ونهاگن[3](۲۰۰۲)، دمندوجا و سوزا ۲۰۱۲) لاندرچا و همکاران[4](۲۰۰۱) و لوین و همکاران[5](۲۰۰۴) و تجربه کشورهای مختلف می‌توان ادعا کرد که هدف‌گذاری تورم و به‌کارگیری سیاست پولی در این راستا می‌تواند تورم را به طور پایداری کاهش دهد. این شواهد پشتوانه تجربی نظریه پولی بودن تورم را تقویت کرد.

سؤالی که در چارچوب نظریه تورم پولی مطرح می‌شود این است که آیا نرخ رشد نقدینگی تورم را به همان میزان افزایش می‌دهد؟ برای پاسخ به این سؤال رجوع به نظریه مقداری پول می‌تواند مؤثر باشد. بر اساس نظریه مقداری پول مجموع رشد پول و رشد سرعت گردش پول[6] برابر است با رشد قیمت‌ها بعلاوه رشد حقیقی تولید. بنابراین اگر همزمان با رشد پول، رشد تولید و رشد در سرعت گردش پول اتفاق بیفتد، نمی‌توان انتظار داشت که رابطه رشد پول و رشد قیمت‌ها رابطه یک به یک باشد. در همین راستا در ادبیات، مفهوم نقدنیگی اضافی[7] یا پول اضافی[8] مطرح شده است. بانک مرکزی اروپا[9](۲۰۰۴) این مفهوم را به عنوان انحراف موجودی واقعی پول از سطح تعادلی برآوردی‌اش تعریف کرده است. البته، مقدار نقدینگی اضافی به نحوه تعریف سطح تعادلی پول بستگی دارد. در این راستا پولیت و جردمیر[10] (۲۰۰۵) معیارهای مختلف

1. Quantity Theory of Money
2. De Mendonça & e Souza
3. Neumann & Von Hagen
4. Landarretche et al.
5. Levin et al.
6. Velocity of money
7. Excess liquidity
8. Excess Money
9. European Central Bank
10. Polleit & Gerdesmeier

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-29]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.10]

نقدینگی اضافی را مطرح کردند. یکی از این معیارها شکاف اسمی پول[1] است که تفاوت بین سطح واقعی نقدینگی و سطحی از نقدینگی تعریف کرده است که اگر از یک تاریخ مرجعی یک رشد ثابتی می‌داشت (مثلا بانک مرکزی اروپا این رشد را ۴/۵ درصد در نظر گرفته) به آن سطح از تقدینگی می‌رسید. شکاف واقعی پول[2] معیار دیگری از نقدینگی اضافی است که در آن شکاف اسمی پول نسبت به انباشت انحراف تورم از مقدار هدف‌گذاری شده توسط بانک مرکزی تعدیل شده است (بانک مرکزی اروپا ،۲۰۰۴). در واقع این معیارها بیان می‌کنند که اگر افزایش در نقدینگی و عرضه پول معادل رشد بخش حقیقی و در عبارت کلی‌تر متناسب با رشد تقاضای پول باشد، باعث ایجاد تورم نمی‌شود. بلکه رشد نقدینگی بیش از مقدار تقاضا شده که به نقدینگی اضافی منجر می‌شود باعث تورم می‌شود.

با توجه به این موارد هر عاملی که بر تقاضای پول اثرگذار باشد، بر میزان تورم‌زایی نقدینگی اثرگذار است. بر این اساس بازدهی بازارهای مالی و دارایی‌ها، تجارت خارجی و جریان ورود و خروج سرمایه بر تقاضای پول اثرگذار بوده در نتیجه بر میزان نقدینگی اضافی ایجاد شده مؤثر است و از این کانال بر تورم‌زایی نقدینگی اثرگذار خواهد بود. در این راستا مطالعات تجربی متعددی انجام شده که در بخش بعدی مروری بر آنها صورت خواد گرفت. در این مقاله به دنبال پاسخ به این سؤال هستیم که چه عواملی تورم‌زایی نقدینگی در کشورهای نفتی را تحت تأثیر قرارمی‌دهد.

۳. مطالعات تجربی

در این بخش ابتدا مروری به نتایج مطالعات مختلف در خصوص رابطه تورم و نقدینگی درکشور ایران به عنوان یک کشور نفتی بررسی می‌شود و در ادامه به پژوهش‌هایی پرداخته می‌شود که عوامل اثرگذار بر درجه تورم‌زایی نقدینگی را بررسی می‌کنند. در ادامه نیز مطالعات در خصوص عوامل تبیین‌کننده تورم در کشورهای نفتی مرور می‌شود.

1. nominal money gap
2. Real money gap

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-29]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.10]

رابطه نقدینگی و تورم یکی از موضوعات مورد توجه مطالعات بوده است و مطالعات متعددی به این رابطه پرداخته‌اند. در بین مطالعات داخلی که اقتصاد ایران را مورد بررسی قرار دادند نتایج متفاوتی برای رابطه رشد نقدینگی و تورم به‌دست آمده است. حسینی و محتشمی (۱۳۸۷) نشان دادند که در بلند مدت یک درصد افزایش در رشد نقدینگی به افزایش ۰/۸۹ درصدی تورم منجر می‌شود. نتایج مطالعه عباسی نژاد و تشکینی (۱۳۸۲) نشان می‌دهد که رشد ۱۰ درصدی حجم پول منجر به افزایش سطح عمومی‌قیمت‌ها به میزان ۳ درصد خواهد شد. کازرونی و اصغری(۱۳۸۱) نیز نشان دادند که تورم در ایران پدیده پولی است و یک درصد افزایش در رشد پولی باعث افزایش ۰/۹ درصد افزایش در تورم می‌شود. هادیان و پارسا(۱۳۸۷) اثر نقدینگی بر تورم را در طول زمان بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که یک درصد افزایش در حجم نقدینگی در دوره t، ۴۲صدم درصد در همین دوره، ۱۹ صدم درصد در دوره t+1 و ۲۷ صدم درصد در دوره t+2تورم را افزایش می‌دهد. سحابی و همکاران (۱۳۹۲) با بررسی رابطه رشد نقدینگی و تورم در دو رژیم تورمی نشان دادند که در رژیم تورم متوسط در اقتصاد ایران، هر یک درصد افزایش در رشد نقدینگی، با یک وقفه منجر به افزایش ۰/۵۷ درصد تورم در اقتصاد ایران می‌شود و در رژیم تورم بالا رشد نقدینگی اثر معنی‌داری ندارد. بنابراین می‌توان گفت که اجماعی در خصوص کمیت و کیفیت رابطه نقدینگی و تورم وجود ندارد. در این راستا بررسی مطالعات بین‌المللی نشان می‌دهد که نقدینگی اثر مثبت بر تورم دارد اما این اثر خود وابسته به سایر متغیرها است. پولیت و جردمیر (۲۰۰۵) اشاره می‌کنند زمانی معیارهای نقدینگی اضافی می‌تواند تغییرات در تورم را پیش‌بینی کند که تقاضای پول با ثبات باشد. به عبارت دیگر اگر تقاضای نقدینگی به طور پیوسته تغییر کنند معیارهای ثابتی که برای اندازه‌گیری نقدینگی اضافی بکار برده می‌شوند دیگر کارایی لازم را ندارند و همین امر باعث می‌شود ارتباط معیارهای از پیش‌تعیین شده برای نقدینگی اضافی و تورم کم‌رنگ شود. لذا می‌توان استنباط کرد برای بررسی تورم‌زایی نقدینگی تغییرات تقاضای پول اهمیت حیاتی دارد .

ژانگ و پانگ (۲۰۰۸) و جاو و لی (۲۰۱۱) با بررسی داده‌های کشور چین به این نتیجه رسیدند که افزایش نقدینگی اضافی علاوه بر افزایش قیمت سهام و مسکن منجر به رشد تورم نیز شده است. یانگ (۲) با استفاده از داده‌های چین و با تعریف نقدینگی اضافی بر اساس M2، کشش تورم تعریف

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-29]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.10]

شده توسط CPI نسبت به نقدینگی اضافی را تقریبا برابر یک بدست آورد و نشان داد که شبه پول نیروی اصلی پشت تورم است. این مطالعه به این جمع‌بندی می‌رسد که سیاست پولی انقباضی برای مهار تورم در چین مؤثر است.

مطالعات متعددی مانند بوردو و جین[1](۲۰۰۲)، بوریو و لو[2](۲۰۰۴) و دتکن و اسمتز[3](۲۰۰۴) نشان دادند که آثار تورمی رشد نقدینگی به رشد قیمت دارایی‌ها و رشد اعتبارات داخلی بستگی دارد. به عبارت دیگر زمانی که رشد نقدینگی با رشد قیمت دارایی‌ها و یا رشد اعتبارات داخلی همراه نباشد آثار تورمی کمتری دارد. در این راستا بهادری و دورای[4] (۲۰۱۲) رابطه بین نقدینگی اضافی و تورم را برای کشور هند مورد بررسی قرار دادند که و نشان دادند که این رابطه غیرخطی است و بدون رشد قوی در اعتبارات داخلی اثر تورمی رشد نقدینگی اضافی کمتر خواهد بود. فریرو و همکاران[5](۲۰۱۱) نیز با استفاده از داده‌های کشورهای منطقه یورو نشان دادند که تورم‌زایی نقدینگی به نحوه چرخش نقدینگی در بخش‌های مختلف و ترکیب نقدینگی بستگی دارد. روفیا و زاگینی[6](۲۰۰۷) با بررسی آمار ۱۵ کشور صنعتی به این نتیجه رسید که افزایش رشد پول در محیطی که قیمت مسکن و قیمت سهام افزایش داشته و اعتبارات رشد داشته است منجر به ایجاد تورم می‌شود.

برخی مطالعات به عوامل تعیین کننده تورم در کشورهای نفتی پرداختند. حسن و الوگیل[7] (۲۰۰۸) به بررسی تورم کشورهای عربستان و کویت پرداختند و به این نتیجه رسیدند که در بلندمدت، تورم بالاتر در کشورهای شرکای تجاری، نیروی محرکه اصلی تورم در دو کشور است، اما اثر عبور نرخ ارز و قیمت نفت نیز اثر معنی‌داری بر تورم این کشورها داشته است. این مطالعه نشان می‌دهد که تغییرات تقاضا و عرضه پول در کوتاه‌مدت بر تورم تأثیر

1. Bordo & Jeanne
2. Borio & Lowe
3. Detken & Smets
4. Bhaduri & Durai
5. Ferrero et al.
6. Roffia & Zaghini
7. Hasan & Alogeel

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-29]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.10]

می‌گذارد. کاندیل و مورسی[1] (۲۰۱۱) عوامل اثرگذار بر تورم کشورهای حوزه خلیج فارس را بررسی کرد و به این نتیجه رسید که تورم در کشورهای شرکای تجاری مهم‌ترین عامل تورم در این کشورها بوده است. به علاوه افزایش درآمدهای نفتی از کانال افزایش مخارج و اعتبارات منجر به افزایش فشار تورمی می‌شود.

اما همان‌طور که اشاره شد تغییر در تقاضای پول نیز می‌تواند بر آثار تورمی رشد عرضه پول اثرگذار باشد. لذا عوامل مؤثر تقاضای پول بر قدرت تورم زایی نقدینگی اثرگذار خواهد بود. برخی مطالعات نشان دادند که به جز مؤلفه‌های اصلی تعیین‌کننده تقاضای پول یعنی نرخ بهره و رشد بخش حقیقی عوامل دیگری نیز بر تقاضای پول اثرگذار خواهند بود. هونگ[2] (۲۰۰۰) با بررسی اطلاعات اقتصاد بریتانیا به این نتیجه رسید که تغییرات نرخ ارز و واردات بر میزان تقاضای پول در این کشور اثر معنی‌دار دارد. به عبارت دیگر افزایش واردات باعث افزایش عرضه کالاها و خدمات در داخل کشور شده و از این طریق می‌تواند تقاضای معاملاتی برای پول داخلی را افزایش دهد. برخی مطالعات دیگر مانند بهمنی اسکویی [3] (۱۹۹۱) و هونگ (۱۹۹۸) برای اقتصاد انگلستان، البولسکو و همکاران[4] (۲۰۱۹) برای کشورهای اروپایی، خلفاویی و همکاران[5] (۲۰۲۰) برای کشور هند، عیدی و همکاران[6] (۲۰۱۹) برای ایران باروس و همکاران[7] (۲۰۱۷) برای آنگولا و چادری [8] (۱۹۹۵) برای کشور سوئیس نشان دادند که تغییرات نرخ ارز بر تقاضای پول در کشورها اهمیت دارد. بنابراین می‌توان بر اساس این مطالعات به این نتیجه رسید که تقاضای پول تحت تأثیر متغیرهای خارجی مانند واردات و نرخ ارز قرار می‌گیرد. لذا در بررسی تورم‌زایی نقدینگی در کشورهای نفتی باید نقش عوامل خارجی مانند واردات ناشی از درآمدهای نفتی و غیره لحاظ شود. در همین راستا السمارا و همکاران[9] (۲۰۱۷) نشان دادند که افزایش قیمت نقت باعث افزایش در تقاضا برای پول می‌شود. البته

1. Kandil & Morsy
2. Hueng
3. Bahmani-Oskooee
4. Albulescu et al.
5. Khalfaoui et al.
6. Eidi et sl.
7. Barros et al.
8. Chowdhury
9. Alsamara et al

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-29]
[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.10]

در این مقاله نشان داده شده است اثر شوک مثبت قیمت نفت بر تقاضای پول شدیدتر از اثر شوک منفی قیمت نفت بوده است. بنابراین در راستای این ادبیات در این مطالعه با استفاده از داده‌های کشورهای نفتی به دنبال بررسی این فرضیه هستیم که با افزایش قیمت نفت، واردات کالا نیز در کشورهای نفتی افزایش می‌یابد و این افزایش واردات منجر به افزایش تقاضا برای پول در کشورها می‌شود. در این شرایط (که تقاضا برای پول افزایش پیدا می‌کند) قدرت تورم‌زایی رشد نقدینگی کمتر می‌شود و انتظار داریم رابطه بین تورم و نقدینگی ضعیف شود.

۴. داده‌ها و مدل

برای بررسی رابطه نقدینگی و تورم در این مطالعه ابتدا بر روی داده‌های اقتصاد ایران تمرکز می‌شود[۱] و برآوردی برای اقتصاد ایران در این خصوص انجام خواهد شد که نتایج آن در جدول ۲ گزارش شده است. سپس از داده‌های ۱۳ کشور نفتی دیگر در کنار ایران برای ساخت داده‌های پانل استفاده می‌شود تا فرضیه‌های مطالعه در قالب مدل بین کشوری مورد آزمون قرار گیرد. کشورهای نفتی مورد مطالعه در این پژوهش شامل ۱۲ کشور عضو اوپک (الجزایر، ایران، عراق، عربستان سعودی، امارات، کویت، قطر، نیجریه، گابن، جمهوری کنگو، آنگولا و گینه استوایی) و دو کشور بحرین و عمان در حوزه خلیج فارس بوده‌اندکه سهم درآمدهای نفتی در آن کشورها قابل توجه بوده است. برای همگنی بیشتر در بین کشورهای نفتی مورد مطالعه کشورهایی انتخاب شده‌اند که در منطقه خاورمیانه و آفریقا بوده‌اند. دوره زمانی مورد استفاده از سال ۱۹۷۰ تا ۲۰۲۰ بوده است. البته پانل به صورت نامتوازن بوده و اطلاعات برخی کشورها در بازه زمانی محدودتری در دسترس بوده است.[۲] منبع داده‌های مورد استفاده بین کشوری از داده‌های WDI بانک جهانی استفاده شده است.[۳]

برای اینکه نمای کلی از وضعیت رشد نقدینگی و تورم در کشورهای نفتی ارائه شود میانگین نرخ تورم سالانه و رشد نقدینگی در جدول ۱ ارائه شده است. متوسط تورم کشورهای نفتی مورد

---

۱. منبع داده‌های اقتصاد ایران بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران است.

۲. به‌عنوان نمونه کشور عراق که داده‌های مربوط به قبل از ۲۰۰۴ برای این کشور در دسترس نبوده است.

۳. تنها در مورد آمار درآمد نفتی کشورها براساس داده‌های اداره اطلاعات انرژی آمریکا (EIA) استفاده شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-29]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.10]

مطالعه در ۵۰ سال گذشته حدود ۸/۹ درصد بوده است. البته در این دوره، متوسط تورم کشورهایی مانند آنگولا ، ایران و نیجریه بالای ۱۵ درصد بوده است. متوسط رشد نقدینگی در این دوره برای کشورهای مورد برررسی ۱۵/۹ درصد بوده است. برای اینکه اختلاف رشد نقدینگی و تورم در هر کشور مورد بررسی گرفته شود، میانگین اختلاف رشد نقدینگی و تورم برای کشورها در ستون سوم جدول ارائه شده است. به طور متوسط در پنج دهه ۱۹۷۰ تا ۲۰۲۰ رشد نقدینگی در این کشورها حدود ۷ واحد درصد بیشتر از تورم بوده است. به عبارت دیگر بخشی از رشد نقدینگی در این کشورها تبدیل به تورم نشده است. بدیهی است که این بخش از رشد نقدینگی که به تورم منتج نشده است با مؤلفه‌های اثر گذار بر تقاضای پول قابل تفسیر است. مهم‌ترین عامل افزایش تقاضای پول بزرگ‌تر شدن اقتصاد است. برای بررسی این عامل در ستون چهارم جدول ۱ متوسط رشد اقتصادی کشورها گزارش شده است. بر اساس این داده‌ها اختلاف رشد نقدینگی و تورم در کشورهای مورد بررسی بیشتر از بزرگ‌تر شدن اقتصاد بوده است. به طور متوسط در این ۱۴ کشور رشد اقتصادی ۳/۷ درصد بوده است اما اختلاف بین رشد نقدینگی و تورم ۶/۹ درصد بوده است. این تفاوت در اقتصاد ایران محسوس‌تر است. در حالی که متوسط رشد اقتصادی ایران در دوره مورد بررسی تنها ۱/۲درصد بوده است، رشد نقدینگی به طور متوسط در هر سال ۶/۲درصد بیشتر از تورم بوده است. بنابراین عوامل دیگری نیز باید باشند که بتوانند این تفاوت را توضیح دهند. در این راستا فرضیه اصلی این مقاله این است که بخشی از رشد نقدینگی به واسطه افزایش واردات منجر به تورم نمی‌شود. به عبارت دیگر افزایش عرضه کالاهای وارداتی در کشور می‌تواند تقاضا برای پول داخلی را افزایش دهد و از این کانال اثر افزایش نقدینگی بر تورم را خنثی کند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-29]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.10]

جدول ۱. نرخ تورم و نقدینگی در کشورهای نفتی ۲۰۲۰-۱۹۷۰ (درصد)

	میانگین نرخ تورم سالانه	میانگین رشد نقدینگی سالانه	میانگین اختلاف رشد نقدینگی و تورم*	رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی
آنگولا	۵۵/۰	۵۸/۶	۵/۲	۵/۰
امارات	۳/۲	۱۳/۸	۹/۱	۴/۳
بحرین	۳/۸	۱۱/۵	۷/۷	۴/۰
کنگو	۳/۷	۹/۸	۳/۵	۳/۳
الجزایر	۸/۱	۱۴/۴	۶/۴	۳/۲
گابن	۴/۷	۱۰/۴	۵/۷	۳/۲
گینه استوایی	۳/۸	۱۲/۸	۹/۰	۳/۸
ایران	۱۷/۴	۲۳/۴	۶/۲	ه
عراق	۷/۲	۱۶/۰	۸/۸	۶/۴
کویت	۳/۷	۹/۷	۵/۸	۳/۷
نیجریه	۱۶/۱	۲۱/۲	۵/۱	۳/۲
عمان	۲/۰	۱۲/۷	۸/۴	۴/۸
قطر	۳/۱	۱۴/۷	۸/۸	۷/۸
عربستان	ه	۱۲/۹	۹/۵	۳/۳
کل	۸/۹	۱۵/۹	۶/۹	۳/۷

مأخذ : محاسبات پژوهش بر اساس داده‌های بانک جهانی

* برای بدست آوردن داده‌های ستون سوم ابتدا در هر سال برای هر کشور اختلاف رشد نقدینگی و تورم محاسبه شده و سپس میانگین گرفته شده است و بدیهی است که با اختلاف ستون اول و دوم متفاوت باشد.

۱-۴. بررسی داده‌ها و روابط در اقتصاد ایران

قبل از بررسی رابطه نقدینگی و تورم و نقش سایر عوامل در کیفیت و کمیت این رابطه در داده‌های کشورهای نفتی، ابتدا این موضوع در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گرفته است. در نمودار ۱ اختلاف رشد نقدینگی و تورم سالانه از سال ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۹ نشان داده شده است. بر اساس نمودار

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-29]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.10]

در دو دوره زمانی ابتدای دهه ۱۳۵۰ و ابتدای دهه ۱۳۸۰ اختلاف بین رشد نقدینگی و تورم بیش از ۱۰ درصد نیز بوده است. این دوره‌ها مصادف با وفور درآمدهای نفتی و افزایش واردات در کشور بوده است. در این نمودار نسبت واردات به GDP نیز ترسیم شده است. روند هماهنگ و هم راستای اختلاف نقدینگی و تورم با نسبت واردات نشان دهنده این است که همبستگی قوی بین نسبت واردات و قدرت تورم‌زایی نقدینگی دارد و در دوره‌هایی که به دلیل وفور نفتی واردات سهم بزرگ‌تری از اقتصاد ایران را فراگرفته قدرت تورم‌زایی نقدینگی نیز کمتر شده است.

برای بررسی دقیق تر این رابطه از روش ARDL استفاده شده است. اصلی‌ترین دلایل انتخاب مدل ARDL نوع روابط بین متغیرهای کلان است. به‌طوری که رابطه بین متغیرهای کلان با یکدیگر دو ویژگی اصلی دارند. اول اینکه روابط تعاملی و عمدتا دو طرفه هستند و مدل‌هایی که رابطه را یک طرفه در نظر می‌گیرند نمی‌توانند تصریح صحیحی باشند و ثانیاً روابط بین متغیرهای کلان پویایی و وقفه دارد و همواره اثرگذاری متغیرها بر یکدیگر همزمان نیستند. از این رو مدل ARDL برای بررسی این موضوع با توجه به این ویژگی‌ها مناسب شناخته شد. این مدل به گونه‌ای طراحی شده است که اختلاف نرخ رشد نقدینگی و تورم به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است و اثر نسبت واردات (به GDP) در حالت‌های مختلف روی آن بررسی شده است. نتایج در جدول ۲ نشان داده شده است. ریشه واحد تمام متغیرهای وارد شده در رگرسیون‌های ارائه شده در این جدول با آزمون دیکی فولر بررسی شده است و نتایج نشان می‌دهد که همه متغیرهای مورد استفاده بدون ریشه واحد هستند. در ستون اول و سوم اثر با وقفه نسبت واردات بر اختلاف رشد نقدینگی و تورم بدون متغیر کنترلی و با متغیر کنترلی برآورد شده است. بر این اساس (همان‌طور که مورد انتظار بود) افزایش نسبت واردات، اثر معنی‌دار مثبتی بر اختلاف بین رشد نقدینگی و تورم دارد. به عبارت دیگر با افزایش تقاضا برای پول داخلی قدرت تورم زایی نقدینگی کاهش پیدا می‌کند. علت اینکه اثر با وقفه دیده شده است این است که مشکل درون‌زایی برطرف شود. ولی در ستون پنجم اثر همزمان نسبت واردات بر اختلاف رشد نقدینگی و تورم نیز دیده شده که اثر مثبت و معنی‌دار نسبت واردات دوباره تکرار شده است. برای ارائه شاهد دیگری بر اثبات فرضیه اصلی (مبنی بر اثرگذاری واردات

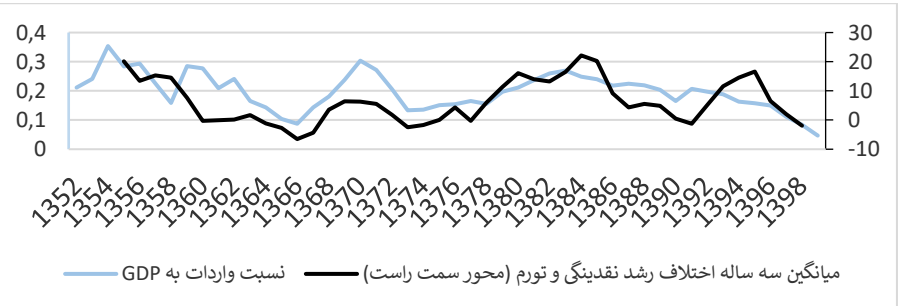
[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-29]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.10]

بر تورم‌زایی نقدینگی) ، به جای نسبت واردات از نسبت درآمدهای نفتی در رگرسیون‌ها استفاده شده است و نتایج در ستون‌های ۲ ، ۴ و ۶ ارائه شد است.

بخش قابل توجهی از واردات در کشورهای نفتی توسط درآمدهای نفتی تأمین مالی می‌شود و لذا بخش قابل ملاحظه‌ای از تغییرات واردات توسط تغییرات درآمدهای نفتی قابل توضیح است. در این راستا برای اطمینان از پایداری اثر واردات و همچنین بررسی فرضیه مورد آزمون از جهت دیگر در برآورد ستون دوم و چهارم جدول ۲ به جای نسبت واردات از نسبت درآمد نفتی (به GDP) استفاده شده است. در ستون دوم اثر با وقفه نسبت درآمد نفتی بدون متغیر کنترلی و در ستون چهارم با متغیرهای کنترلی برآورد شده است. همچنین در ستون ششم اثر همزمان نسبت درآمد نفتی دیده شده است. بر اساس هر سه برآورد اثر نسبت درآمد نفتی بر اختلاف رشد نقدینگی و تورم مثبت و معنی‌دار است. این نتیجه را این‌گونه می‌توان تفسیر کرد که با افزایش درآمد نفتی نسبت واردات در کشور افزایش داشته و همین امر منجر به افزایش تقاضا برای پول شده که قدرت تورم زایی نقدینگی را کاهش می‌دهد.

همان‌طور که گفته شد، اگر نظریه مقداری پول و نظریه کمبریج در نظر گرفته شود، تفسیر دیگری که از اختلاف رشد نقدینگی و تورم می‌توان داشت، تغییرات در تقاضای پول است. بنابراین در این رگرسیون‌ها نشان داده شده که نسبت واردات و نسبت درآمدهای نفتی اثر معنی‌داری بر تقاضای پول داشته است. علائم ضرایب سایر متغیرهای کنترلی یعنی رشد اقتصادی، رشد نرخ سود بانکی و نرخ ارز نیز مطابق نظریه‌ها بوده است به گونه‌ای که بزرگ‌تر شدن اقتصاد و افزایش رشد اقتصادی باعث افزایش تقاضای پول می‌شود و افزایش نرخ ارز و نرخ سود بانکی تقاضای پول را کاهش می‌دهد.



نمودار ۱. اختلاف بین رشد نقدینگی و تورم (محور راست) و نسبت واردات به GDP

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-29]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.10]

جدول ۲. نتایج برآورد مدل ARDL با تصریح تصحیح خطا در داده‌های پانل

متغیر وابسته	اختلاف رشد نقدینگی از تورم (رشد نقدینگی منهای تورم) در ایران					
متغیرهای توضیحی	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)
وقفه اول نسبت واردات (به GDP)	۰.۵۵۸* (۰.۳۳)		۰.۵۷۹* (۰.۳۰۴)			
وقفه اول نسبت درآمد نفتی (به GDP)		۰.۵۳۸** (۰.۲۲)		۰.۴۲۲* (۰.۲۲)		
وقفه اول رشد تولید ناخالص حقیقی			۰.۱۲۴ (۰.۱۲۷)	۰.۰۵ (۰.۱۳۷)		
وقفه اول رشد نرخ سود بانکی			−۰.۰۳۱ (۰.۱۷۲)	−۰.۰۲۰ (۰.۱۷۳)		
وقفه اول رشد نرخ ارز			−۰.۰۶۸ (۰.۰۶۰)	−۰.۰۵۹ (۰.۰۶۰)		
نسبت واردات (به GDP)					۰.۷۷۵*** (۰.۲۵۶)	
نسبت درآمد نفتی (به GDP)						۰.۶۳۶*** (۰.۱۸۷)
رشد تولید ناخالص حقیقی					۰.۲۷۸** (۰.۱۰۹)	۰.۱۶۵ (۰.۱۱۵)
رشد نرخ سود بانکی					−۰.۳۰۲** (۰.۱۴۶)	−۰.۲۸۸* (۰.۱۴۵)
رشد نرخ ارز					−۰.۱۶۸*** (۰.۰۴۹)	−۰.۱۵۶*** (۰.۰۵۱)
عرض از مبدا	−۰.۰۳۳ (۰.۰۶۷)	۰.۰۱۴۷ (۰.۰۳)	۰.۰۳۴ (۰.۰۶۲)	۰.۰۳۲ (۰.۰۳۲)	−۰.۰۴۳ (۰.۰۵۲)	۰.۰۳۶۸ (۰.۰۲۷)
R2	۰.۰۶	۰.۱۲	۰.۱۴	۰.۱۴	۰.۴۷	۰.۵
دوره برآورد	۱۳۵۴-۱۳۹۹	۱۳۵۴-۱۳۹۹	۱۳۵۴-۱۳۹۹	۱۳۵۴-۱۳۹۹	۱۳۵۴-۱۳۹۹	۱۳۵۴-۱۳۹۹

*،** و *** معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد را نشان می‌دهد . همچنین اعداد داخل پرانتر انحراف معیار است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-29]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.10]

۲-۴. بررسی روابط در یک مدل پانل ARDL

در بخش قبلی با اتکا به داده‌های ایران نشان داده شد که افزایش درآمدهای نفتی و واردات ناشی از آن بخشی از قدرت تورم‌زایی نقدینگی را خنثی می‌کند. برای بررسی دقیق‌تر این رابطه در این بخش از داده‌های بین کشوری استفاده شده و در قالب مدل ARDL پویایی روابط نیز در نظر گرفته شده است. مزیت‌های به‌کارگیری این روش در مقایسه با مدل‌های ساده (که در بخش قبل ارائه شد) این است که:

- استفاده از داده‌های کشورهای مختلف و کنترل بر روی اثرات ثابت می‌تواند خروجی قابل تعمیم‌تری ارائه دهد.
- به‌کارگیری از مدل سری زمانی ARDL امکان لحاظ پویایی‌های روابط را می‌دهد.
- با ارائه مدل در فرمت تصحیح خطا امکان تفکیک رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت فراهم می‌شود.

برای بررسی رابطه بین تورم و نقدینگی در بین کشورهای نفتی و لحاظ درآمدهای نفتی و واردات در این رابطه از روش پانل ARDL استفاده شده است. استفاده از روش ARDL این امکان را می‌دهد که پویایی‌های وقفه‌های متغیرهای درون‌زای مدل لحاظ شده و با توجه به رابطه دو طرفه بین تورم و نقدینگی و سایر متغیرهای اقتصاد کلان می‌توان گفت که مشکلات درون‌زایی مدل‌های رگرسیون خطی را ندارد. به علاوه با تبدیل کردن برآوردهای ARDL به فرمت تصحیح خطا (EC) می‌توان رابطه بلندمدت و کوتاه مدت را هم از جدا کرد و پویایی‌های روابط را در افق‌های زمانی مختلف بررسی کرد. در این مطالعه برای برآورد مدل پانل ARDL از روش میانگین گروهی تلفیقی[1] (PMG) استفاده شده است که توسط مطالعه پسران و همکاران[2](۱۹۹۹) معرفی شده است. در واقع اساس این روش بر روی زیر سؤال بردن همگنی ضرایب برآوردی در واحدهای (کشورهای) مختلف است. بر اساس فرض مربوط به همگنی یا ناهمگنی ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت برآوردی مدل تصیحی خطا در داده‌های پانل می‌توان سه برآوردگر زیر را معرفی کرد

1. Pool Mean Group (PMG)
2. Pesaran et al.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-29]
[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.10]

- روش اثرات ثابت تصادفی پویا[1] که در آن ضرایب روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت (در فرمت تصحیح خطا) برای همه واحدها (کشورها) یکسان فرض می‌شود و بر این اساس برآورد صورت می‌گیرد.
- در روش برآورد میانگین گروهی[2](MG) که توسط پسران و اسمیت[3] (۱۹۹۵)

بر این اساس مدل ARDL را در حالت پایه با پنج متغیر درون‌زای زیر برآورد می‌کنیم

$$y_{it} = [cpi_{it} \quad m_{it} \quad gdp_{it} \quad r_{it} \quad ex_{it}] \qquad (۱)$$

که در آن y_{it} بردار متغیرهای درون‌زا است. cpi_{it} شاخص قیمت مصرف کننده کشور i در زمان t، m_{it} حجم نقدینگی ، gdp_{it} تولید ناخالص داخلی حقیقی، r_{it} نرخ سود سپرده (به عنوان پروکسی برای نرخ بهره) و ex_{it} قیمت دلار بر حسب پول داخلی به عنوان شاخص نرخ ارز به عنوان متغیرهای درون‌زا وارد مدل شده‌اند. برای بررسی وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای درون‌زا از آزمون اثر[4] و آزمون حداکثر مقادیرویژه[5] استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها در پیوست ۱ آورده شده است. بر اساس نتایج آزمون اثر یک رابطه هم‌انباشتگی و بر اساس آزمون حداکثر مقادیر ویژه دو رابطه شناسایی شد. بنابراین رابطه بلندمدت بین متغیرها توسط هر دو مدل تایید شده است.

مدل ARDL در قالب مدل تصحیح خطا (EC) به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\begin{aligned} dlog(cpi_{it}) = \alpha(&\log(cpi_{it-1}) - \theta_1 \log(m_{it-1}) - \theta_2 \log(gdp_{it-1}) \\ &- \theta_3 \log(r_{it-1}) - \theta_4 \log(ex_{it-1})) + \beta_2 dlog(m_{it-1}) \\ &+ \beta_3 dlog(gdp_{it-1}) + \beta_4 dlog(ex_{it-1}) + \beta_4 dlog(ex_{it-1}) \\ &+ \beta_5\, dlog(imp_{it-1}) + \beta_6\, dlog(imp_{it-1}) * dlog(m_{it-1}) \end{aligned} \qquad (۲)$$

1. Dynamic Fixed effect
2. Mean Group (MG)
3. Pesaran & Smith
4. Trace
5. Max-eigenvalue

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-29]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.10]

در معادله بالا $dlog(cpi_{it})$ تفاضل لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده است که معادل تورم خواهد بود[۱]. α ضریب تعدیل رابطه کوتاه‌مدت بوده، θها ضرایب روابط بلندمدت و βها ضرایب روابط کوتاه مدت است. برای آزمون کردن فرضیه مبنی بر اینکه آیا افزایش واردات ناشی از افزایش درآمد نفتی، می‌تواند بر رابطه کوتاه‌مدت نقدینگی و تورم اثرگذار باشد متغیر تعاملی $dlog(imp_{it-1}) * dlog(m_{it-1})$ که ضرب متغیر رشد نسبت واردات ($dlog(imp_{it-1})$) و رشد نقدینگی ($dlog(m_{it-1})$) است. لازم به ذکر است، زمانی که یک متغیر تعاملی که از ضرب دو متغیر به‌دست می‌آید، وارد رگرسیون می‌شود، برای شناسایی اثر این متغیر لازم است که هر دو متغیر به صورت مستقل نیز وارد رگرسیون شوند.

نتایج برآورد رابطه (۲) در ستون اول جدول ۳ گزارش شده است. بر این اساس در رابطه بلندمدت نقدینگی و شاخص CPI در بلندمدت رابطه مثبت ومعنی‌داری دارند و ضریب این رابطه ۰/۳۲ است. در روابط کوتاه‌مدت ضریب وقفه رشد نقدینگی مثبت و معنی‌دار و معادل ۰/۱۳ است. این ضرایب تایید می‌کنند که در کوتاه‌مدت و بلندمدت رشد نقدینگی و تورم رابطه مثبت و معنی‌داری در کشورهای نفتی دارد. اما نکته اصلی ضریب متغیر تعاملی $dlog(imp_{it-1}) * dlog(m_{it-1})$ است که در این رگرسیون منفی و معنی‌دار بوده است. به عبارت دیگر رشد نسبت واردات در کشورهای نفتی باعث کاهش اثرگذاری رشد نقدینگی بر تورم در کوتاه‌مدت خواهد شود. بنابراین فرضیه مبنی بر اینکه افزایش واردات بخشی از قدرت تورم‌زایی نقدینگی را خنثی می‌کند با این داده‌ها قابل رد نیست. برای اینکه اثر نسبت واردات بر رابطه تورم- نقدینگی در بلندمدت نیز بررسی شود، در ستون (۲) علاوه بر وارد کردن اثر کوتاه‌مدت متغیر تعاملی $\log(imp_{it-1}) * \log(m_{it-1})$در بخش روابط بلندمدت نیز وارد شده است. بر این اساس ضرایب برآورد شده متغیر تعاملی نسبت واردات و نقدینگی در هر دو رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت منفی و معنی‌دار است که این‌گونه تفسیر می‌شود که افزایش نسبت واردات در کشورهای نفتی چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت می‌تواند اثر تورم‌زایی نقدینگی را خنثی کند. بر این اساس فرضیه

---

۱. تفاضل لگاریتم متغیر معادل رشد متغیر است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-29]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.10]

اصلی این مطالعه که افزایش نسبت واردات و عرضه کالاهای وارداتی باعث افزایش تقاضای پول شده و اثر تورم‌زایی رشد نقدینگی را کنترل می‌کند، با این داده‌ها رد نمی‌شود. برای تأیید این یافته و کامل کردن مکانیسم مطرح شده در این جهت که افزایش درآمدهای نفتی که منجر به واردات می‌شود می‌تواند چنین اثری بر قدرت تورم‌زایی رشد نقدینگی داشته باشد، در ستون سوم به جای واردات از متغیر لگاریتم درآمد دلاری نفتی $\log(oil_{it-1})$ استفاده شده و این متغیر به طور مستقل و به صورت ضرب در لگاریتم نقدینگی وارد رابطه بلندمدت شده است. همچنین رشد این متغیر و ضرب آن در رشد نقدینگی نیز در روابط کوتاه‌مدت وارد شده است. بر اساس نتایج برآورد، افزایش درآمدهای نفتی در کشورهای نفتی در بلندمدت اثر رشد نقدینگی بر تورم را کاهش می‌دهد. این رابطه در کوتاه‌مدت معنی‌دار نشده است.

بخشی از تورم در کشورهای نفتی که عمدتا متصل به بازارهای جهانی هستند تحت تأثیر تورم جهانی است. برای اینکه شناسایی دقیقتر روابط در ستون (۴) متغیر وابسته به جای تورم کل در هر کشور (رشد شاخص CPI) از تفاوت تورم کل در هر کشور از تورم جهانی استفاده شده است (رشد نسبت CPI در هر کشور به شاخص قیمت در سطح جهان) متغیرهای وارد شده در برآورد ستون (۴) مشابه متغیرهای برآورد ستون (۲) است. بر اساس نتایج این ستون افزایش نسبت واردات باعث می‌شود در بلندمدت اثر رشد نقدینگی بر اختلاف تورم داخلی از تورم خارجی کمتر شود.

نکته قابل توجه این که در تمام رگرسیون‌های برآورد شده در جدول ۳ ضریب رشد نقدینگی در کوتاه‌مدت و در بلندمدت مثبت و معنی‌دار بوده است که بدان مفهوم است که رشد نقدینگی اثر باثبات و پایداری بر تورم کشورهای نفتی داشته است.

همچنین ضریب سرعت تعدیل در تمام رگرسیون‌ها منفی و معنی‌دار بوده است که به این معنی است که تغییرات به روابط بلندمدت همگرا هستند و انحراف از روابط بلندمدت در دوره‌های بعد از بین خواهد رفت.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-29]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.10]

جدول ۳. نتایج برآورد مدل ARDL با تصریح تصحیح خطا در داده‌های پانل

		(۱)	(۲)	(۳)	(۴)
	متغیر وابسته	$dlog(cpi_{it})$	$dlog(cpi_{it})$	$dlog(cpi_{it})$	$dlog(diff_cpi_{it})$
روابط بلندمدت	$\log(gdp_{it-1})$	-0.15***	-0.0054	0.41***	0.27***
		(0.047)	(0.042)	(0.082)	(0.081)
	$\log(r_{it-1})$	0.026***	0.038***	0.068***	0.058**
		(0.0093)	(0.0063)	(0.015)	(0.026)
	$\log(ex_{it-1})$	0.67***	0.69***	0.28***	0.68***
		(0.033)	(0.040)	(0.049)	(0.034)
	$\log(m_{it-1})$	0.32***	0.27***	0.38***	0.055*
		(0.017)	(0.016)	(0.069)	(0.029)
	$\log(imp_{it-1})$		0.016***		0.040***
			(0.0046)		(0.0082)
	$\log(m_{it-1}) * \log(imp_{it-1})$		-0.00042**		-0.0016***
			(0.00017)		(0.00030)
	$\log(oil_{it-1})$			0.43***	
				(0.14)	
	$\log(m_{it-1}) * \log(oil_{it-1})$			-0.017***	
				(0.0054)	
روابط کوتاه‌مدت	ضریب تعدیل	-0.26***	-0.29***	-0.20***	-0.16**
		(0.086)	(0.070)	(0.071)	(0.077)
	$dlog(m_{it-1})$	0.13***	0.14***	0.15**	0.079*
		(0.034)	(0.035)	(0.059)	(0.042)
	$dlog(imp_{it-1})$	0.0022	0.0030**		0.0014
		(0.0014)	(0.0014)		(0.0013)
	$dlog(m_{it-1}) * dlog(imp_{it-1})$	-0.012*	-0.011*		-0.0091
		(0.0063)	(0.0065)		(0.0073)
	$dlog(gdp_{it-1})$	-0.070	0.0095	0.053	-0.11
		(0.10)	(0.11)	(0.078)	(0.13)
	$dlog(r_{it-1})$	0.012	0.024	-0.0041	-0.028
		(0.041)	(0.038)	(0.038)	(0.034)
	$dlog(ex_{it-1})$	-2.31	-0.32	-2.84	-1.83
		(2.54)	(0.61)	(3.13)	(1.94)
	$dlog(oil_{it-1})$			0.055	
				(0.047)	
	$dlog(m_{it-1}) * dlog(oil_{it-1})$			-0.28	
				(0.21)	
	C	-0.50*	-1.36***	-3.66***	-2.00*
		(0.27)	(0.37)	(1.38)	(1.13)
	تعداد مشاهدات	371	371	355	354

مأخذ: یافته‌های پژوهش

*،** و *** معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد را نشان می‌دهد . همچنین اعداد داخل پرانتز انحراف معیار است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-29]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.10]

۵. نتیجه‌گیری

اگرچه بر اساس تئوری‌هایی مانند نظریه مقداری پول رابطه رشد نقدینگی و تورم تبیین شده و بر اساس مطالعات تجربی نیز مورد تایید قرار گرفته است، بررسی شدت رابطه این دو متغیر در شرایط مختلف موضوعی است که مورد توجه مطالعات قرار گرفته و اثر عوامل مختلف نیز بر روی شدن رابطه این دو متغیر بررسی شده است. بر اساس نظریه مقداری پول هر عاملی که تقاضا برای پول را تغییر دهد می‌تواند بر روی شدت اثرگذاری نقدینگی بر تورم اثرگذار باشد. در این راستا علاوه بر رشد بخش حقیقی اقتصاد و نرخ بهره عوامل دیگری مانند نرخ ارز و واردات نیز به عنوان عوامل مؤثر بر تقاضا برای پول ذکر شده است. از این رو فرضیه‌ای که مورد بررسی قرار می‌گیرد این است که افزایش واردات و عرضه کالاهای وارداتی (با افزایش دادن تقاضا برای پول داخلی) باعث کاهش در اثرگذاری رشد نقدینگی بر تورم می‌شود و به عبارت دیگر قدرت تورم‌زایی رشد نقدینگی را کاهش می‌دهد. در این مطالعه با استفاده از اطلاعات ۱۴ کشور نفتی در بازه ۱۹۷۰ تا ۲۰۲۰، این رابطه در قالب یک مدل بین کشوری ARDL مورد بررسی قرار گرفت. در این راستا از روش میانگین گروهی تلفیقی (PMG) برای برآورد مدل ARDL پانل استفاده شده و با به‌کار بردن تصریح مدل تصحیح خطا رابطه بلندمدت از کوتاه‌مدت تفکیک شده است. بر اساس نتایج این برآورد افزایش واردات درکشورهای نفتی توانسته هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت آثار تورمی رشد نقدینگی را کنترل کند. همچنین در بلندمدت افزایش درآمدهای نفتی نیز می‌تواند اثر تورم‌زایی رشد نقدینگی را کاهش دهد. علاوه بر این مدل در قالب یک تحلیل رگرسیونی اثر عوامل مختلف مانند نسبت واردات و درآمد نفتی بر اختلاف رشد نقدینگی و تورم در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گرفت که نیز نتایج مشابهی به دست آمد. بر این اساس اختلاف بین رشد نقدینگی و تورم با افزایش نسبت واردات و درآمدهای نفتی بیشتر شده است.

بنابراین توصیه سیاستی این پژوهش برای کشورهای نفتی از جمله ایران که با تورم بالا دست و پنجه نرم می‌کند این است که زمانی که به هر دلیلی درآمدهای نفتی و در پی آن واردات محدود شود، اثر تورم‌زایی رشد نقدینگی تقویت می‌شود و به تبع آن آثار مخرب‌تری بر اقتصاد خواهد داشت و لازم است که در این شرایط سیاست‌های کنترلی بیشتری برای رشد بخش پولی اعمال شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-29]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.10]

بنابراین نگاه کردن به رشد نقدینگی بالای در کنار تورم پایین در کشورهای نفتی نمی‌توان بی‌اثر بودن یا کم اثر بودن رشد نقدینگی بر تورم را نتیجه گرفت بلکه این اثر توسط متغیر دیگری مانند واردات کنترل می‌شود و سیاست‌گذارانی که این ابزار (یعنی امکان گسترش واردات) را در اختیار ندارند و یا به هر دلیلی (مانند بیماری هلندی) استفاده از آن را به صلاح اقتصاد نمی‌دانند باید به عواقب تورمی رشد نقدینگی واقف باشند. اگرچه در این مقاله نشان داده شد که واردات می‌تواند اثر تورمی رشد نقدینگی را کنترل کند اما بدیهی است که گسترش واردات برای کنترل اثر تورمی رشد نقدینگی می‌تواند به بخش تولیدی آسیب جدی وارد کند و از این جهت نمی‌تواند سیاست مفیدی برای بخش مولد اقتصاد باشد.

منابع

حسینی، س. و ت. محتشمی (۱۳۸۷). «رابطه تورم و رشد نقدینگی در اقتصاد ایران؛ گسست یا پایداری؟». *پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهشهای اقتصادی)*، ۸(۳)، صص ۴۲-۲۱.

عباسی‌نژاد، ح. و ا. تشکینی (۱۳۸۳). «آیا تورم در ایران یک پدیده پولی است؟». *تحقیقات اقتصادی*، (۶۷)، صص ۲۱۲-۱۸۱.

کازرونی، س و ب. اصغری (۱۳۸۱). «آزمون مدل کلاسیک تورم در ایران: روش همگرایی». *پژوهشنامه بازرگانی*، ۶(۲۳)، صص ۱۳۹-۹۷.

سحابی، ب.؛ سلیمانی، س.؛ خضری، س. و م. خضری (۱۳۹۲). «اثرات رشد نقدینگی بر تورم در اقتصاد ایران: مدل‌های تغییر رژیم». *راهبرد اقتصادی*، ۲(۴)، صص ۱۴۶-۱۲۱.

Albulescu C. T., Pépin D. and S.M. Miller, S. M. (2019). "The micro-foundations of an open economy money demand: An application to central and eastern European countries". *Journal of Macroeconomics*, No. 60, pp. 33-45.

Alsamara M., Mrabet Z., Dombrecht M. and K. Barkat (2017). "Asymmetric responses of money demand to oil price shocks in Saudi Arabia: A non-linear ARDL approach". *Applied Economics*, 49(37), pp. 3758-3769.

Bahmani-Oskooee M. (1991). "The demand for money in an open economy: The United Kingdom". *Applied Economics*, 23(6), pp. 1037-1042.

Barros C.P., Faria J.R. and L.A. Gil-Alana (2017). "The demand for money in Angola". *Journal of Economics and Finance*, 41(2), pp. 408-420.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-29]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.10]

Barth J.R. and J.T. Bennett (1975). Cost-push versus demand-pull Inflation: Some empirical evidence: comment. *Journal of Money, Credit and Banking*, 7(3), pp.391-397.

Bhaduri S.N. ans S.R.S. Durai (2012). *A Note on Excess Money Growth and Inflation Dynamics: Evidence from Threshold Regression*. MPRA Paper 38036, University Library of Munich, Germany.

Bordo M.D. and O. Jeanne (2002). "Monetary policy and asset prices: does 'benign neglect'make sense*?". International Finance*, 5(2), pp.139-164.

Borio C. and P. Lowe (2004), "*Securing sustainable price stability: should credit come back from the wilderness?*" BIS Working Paper No.157.

Chowdhury A. R. (1995). "The demand for money in a small open economy: the case of Switzerland". *Open Economies Review*, 6(2), pp. 131-144.

De Mendonça H.F. and G.J.D.G. e Souza (2012). "Is inflation targeting a good remedy to control inflation?". *Journal of Development economics*, 98(2), pp. 178-191.

De Mendonça H.F. and G.J.D.G. e Souza (2012). "Is inflation targeting a good remedy to control inflation?". *Journal of Development economics*, 98(2), pp. 178-191.

Detken C. and F. Smets (2004). "Asset price booms and monetary policy". *Macroeconomic policies in the world economy*, 329, 189.

Dmitrieva O. and D. Ushakov (2011). "Demand-pull inflation and cost-push inflation: factors of origination and forms of expansion". *Voprosy Economiki*, 3.

Dwyer Jr G. P. and R.W. Hafer (1999). "Are money growth and inflation still related?". *Economic Review-Federal Reserve Bank of Atlanta*, 84(2), pp. 32.

Eidi M., Hojabr Kiani K., Rajaei Y. and A. Rahimzadeh (2019). "Estimation of Money Demand Function in Iran Including Households Religious Costs: A NARDL Approach". *International Journal of Finance & Managerial Accounting*, 4(15), pp.127-132.

European Central Bank (2004). Monetary Analysis in Real Time, *Monthly Bulletin October*, pp. 43 – 66.

Ferrero G., Nobili A. and P. Passiglia (2011). "Assessing excess liquidity in the Euro Area: the role of sectoral distribution of money". *Applied Economics*, 43(23), pp.3213-3230.

Grauwe P.D. and M. Polan (2005). "Is inflation always and everywhere a monetary phenomenon?". *Scandinavian Journal of economics*, 107(2), 239-259.

Hasan M. and H. Alogeel (2008). *Understanding the Inflationary Process in the GCC Region: The Case of Saudi Arabia and Kuwait*, IMF Working Papers, 2008(193), A001.

Hueng C. J. (2000). "The impact of foreign variables on domestic money demand: Evidence from the United Kingdom". *Journal of Economics and Finance*, 24(2), pp.97-109.

Kandil M. and H. Morsy (2011). Determinants of Inflation in GCC. *Middle East Development Journal*, 3(02), 141-158.

Khalfaoui R., Padhan H., Tiwari A. K. and S. Hammoudeh (2020). Understanding the time-frequency dynamics of money demand, oil prices and macroeconomic variables: The case of India. *Resources Policy*, 68, 101743.

Landarretche O., Corbo V. and K. Schmidt-Hebbel (2001). Does inflation targeting make a difference. In: Loayza E, N., Soto, R. (Eds.), Inflation Targeting: Design, Performance, Challenges. Central Bank of Chile, Santiago, pp. 221–269

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-29]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.10]

Levin A. T., Natalucci F.M. and J.M. Piger (2004). The macroeconomic effects of inflation targeting. *Review-Federal Reserve Bank of Saint Louis*, 86(4), pp. 51-8.

McCandless G.T. and W.E. Weber (1995). "Some monetary facts". *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, *19*(3), pp. 2-11.

Neumann M.J.M., Von HAGEN J. (2002). Does inflation target matter? *Federal reserve bank of St. Louis. Review* 84 (4), pp. 127–148.

Pesaran M. H. and R. Smith (1995). "Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels". *Journal of econometrics*, 68(1), pp. 79-113.

Pesaran M.H., Shin Y. and R.P. Smith (1999). "Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels". *Journal of the American statistical Association*, 94(446), pp. 621-634.

Polleit T. and D. Gerdesmeier (2005). *Measures of excess liquidity (No. 65).* HfB-Working Paper Series.

Roffia B. and A. Zaghini (2007). "Excess money growth and inflation dynamics". *International Finance*, 10(3), pp. 241-280.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-29]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.10]

پیوست ۱: آزمون هم‌انباشتگی

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.134915	90.89412	69.81889	0.0004
At most 1	0.083020	41.61863	47.85613	0.1697
At most 2	0.034083	12.15092	29.79707	0.9265
At most 3	0.000929	0.360653	15.49471	1.0000
At most 4	0.000132	0.044730	3.841465	0.8325

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.134915	49.27549	33.87687	0.0004
At most 1 *	0.083020	29.46771	27.58434	0.0283
At most 2	0.034083	11.79027	21.13162	0.5685
At most 3	0.000929	0.315923	14.26460	1.0000
At most 4	0.000132	0.044730	3.841465	0.8325

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-29]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.10]