پژوهش‌های پولی-بانکی
سال ششم، شماره ۱۸، زمستان ۱۳۹۲
صفحات ۱۳۱-۱۵۵

تأثیر ابداعات مالی در بخش بانکی بر تقاضای پول در ایران

جهانگیر بیابانی [*]
اصغر ابوالحسنی هستیانی [†]
نادر مهرگان [‡]
داریوش حسنوند [§]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۰۷/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۴/۲۳

چکیده

در این پژوهش تأثیر ابداعات مالی بر تقاضای پول در ایران بین سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۹ با استفاده از مدل خودبازگشتی با وقفه‌های توزیع‌شده بررسی شده است. نتایج حاکی از آن است که باوجود ابداعات مالی، همچنان تقاضای پول در ایران باثبات است. به‌عبارت‌دیگر، رابطه تعادلی بین تقاضای پول، تورم، سطح فعالیت‌های اقتصادی (یعنی، تولید ناخالص داخلی) و ابداعات مالی وجود دارد. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که ابداعات مالی بر تقاضای پول در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر منفی دارد. سرعت تعدیل مدل به‌سمت تعادل بلندمدت در هر دو متغیر نسبتاً کم بوده، به‌طوری‌که کشش کوتاه‌مدت ابداعات مالی بیشتر از کشش بلندمدت است.

واژه‌های کلیدی: بازارهای مالی، مدل خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی، کوتاه‌مدت، بلندمدت
طبقه‌بندی JEL: E41 ،E44

[*] استادیار، دانشگاه پیام‌نور، تهران؛ jbiabani2000@yahoo.com
[†] استادیار، دانشگاه پیام‌نور، تهران؛ abolhasani2003@yahoo.com
[‡] دانشیار، دانشگاه بوعلی سینا، همدان؛ mehregannader@yahoo.com
[§] دانشجوی دکتری، دانشگاه پیام‌نور، تهران و مدرس، دانشگاه آیت‌الله العظمی بروجردی (ره)، خرم‌آباد؛ darioush_hassanvand85@yahoo.com (نویسنده مسئول)

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

۱ مقدمه

جهان امروز شاهد تحولات و ابداعات در نظام مالی کشورهاست. از نتایج این ابداعات مالی، تأثیرگذاری بر تقاضای پول و درنتیجه سیاست‌های پولی است. نظام بانکی، بورس اوراق بهادار و بورس کالا در سال‌های اخیر تحول قابل‌ملاحظه‌ای یافته است. این تحولات آثار قابل‌ملاحظه‌ای بر تقاضای پول می‌گذارند. پیشرفت‌های بانکداری الکترونیک از جنبه سخت‌افزاری و نرم‌افزاری، وجود دستگاه‌های خودپرداز، نظام پرداخت‌های حقوق با استفاده از کارت‌بانک، معرفی جانشین‌های پولی جدید، افزایش تحرک سرمایه بین‌المللی و غیره توسعه مالی را باعث شده است. وجود این ابداعات در نظام اقتصادی، احتمالاً باعث بی‌ثباتی تابع تقاضای پول کشورها خواهد شد. از طرف دیگر اثرگذاری سیاست‌گذاری پولی بر متغیرهای اقتصادی و انتخاب ابزارهای سیاستی، وابسته به ثبات یا بی‌ثباتی تقاضای پول کشورهاست.

ایران نیز در سال‌های اخیر شاهد تحولات مهمی در نظام مالی از جمله تحولات تکنولوژیک نظام پرداخت‌ها (نظیر دستگاه خودپرداز و پرداخت الکترونیکی و اینترنتی)، آزادسازی‌های مالی (نظیر ایجاد بانک‌ها و مؤسسات مالی خصوصی)، گسترش ابزارهای مالی و بااهمیت‌شدن جانشین‌های پول (نظیر اوراق مشارکت و سهام) در سبد دارایی افراد و غیره بوده است. اگرچه انتظار می‌رود و هنوز نیز می‌توان شاهد تحولات بیشتر در نظام مالی کشور، همانند آزادسازی نرخ سود بانک‌ها و تحرک بین‌المللی بیشتر سرمایه بود، اما تاکنون ایران در این زمینه نسبت به اقتصادهای نوظهور اقدامات کمتری انجام داده است. بنابراین این تحولات نیز به اندازه کافی بزرگ هستند و همان‌گونه که در تحلیل تجربی نشان داده خواهد شد، تأثیرات قابل‌ملاحظه‌ای بر تقاضای پول کشور دارند. بنابراین، در این مقاله دو هدف عمده پیگیری می‌شود:

۱) بررسی تأثیر ابداعات مالی بر تقاضای پول؛ و
۲) بررسی ثبات تقاضای پول در شرایط وجود ابداعات مالی.

در بخش ۲ به بررسی مبانی نظری مربوط به تقاضای پول و تأثیر ابداعات مالی بر تقاضای پول پرداخته می‌شود. بخش ۳ به مرور پیشینه پژوهش اختصاص دارد. در بخش ۴ مدل اقتصادسنجی معرفی و در بخش ۵ نتایج تجربی ارائه می‌شود. بخش ۶ به نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

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

۲ مبانی نظری

۱.۲ تقاضای پول

شاید بتوان معادله معروف فیشر[۱] و نظریه مقداری پول و معادله کمبریج[۲] را نخستین شکل منسجم تابع تقاضای پول دانست. معادله کمبریج تقاضای پول را تابعی از درآمد ملی معرفی می‌کند. درمقابل، کینز[۳] با معرفی سه انگیزه معاملاتی، احتیاطی و سوداگری (سفته‌بازی) پول، تقاضای پول را تابعی از نرخ بهره و درآمد ملی معرفی می‌کند که با درآمد ملی رابطه مستقیم و با نرخ بهره رابطه معکوس دارد. بامول[۴] (۱۹۵۲) و توبین[۵] (۱۹۵۶) پول را به‌صورت موجودی تعریف می‌کنند که افراد آنرا برای اهداف معاملاتی نگهداری می‌کنند. در این دیدگاه معادله ریشه دوم تقاضای پول به‌صورت رابطه ۱ توضیح داده می‌شود.

$$m^d = \sqrt{c.y/2r} \qquad (۱)$$

که در این رابطه m^d تقاضای حقیقی پول، c هزینه حقیقی مبادلات، y درآمد حقیقی و r نرخ بهره است. تقاضای حقیقی پول با هزینه مبادلات و درآمد ملی رابطه مستقیم و با نرخ بهره رابطه معکوس دارد.

در دیدگاه فریدمن (۱۹۵۶) پول به‌عنوان یک دارایی درنظر گرفته می‌شود به‌طوری‌که مبادله را سهل و بدون ریسک می‌کند. در این مدل فرض حداکثرسازی مطلوبیت درنظر گرفته می‌شود که مقید به محدودیت ثروت مادی و انسانی است. متغیرهای درآمد دائمی، نرخ تورم انتظاری، نرخ سود سهام، نرخ بهره اوراق قرضه، سرمایه انسانی و دارایی‌های فیزیکی به‌عنوان متغیر مستقل تابع تقاضای حقیقی پول در نظر گرفته می‌شوند. از نظر فریدمن تغییرات تقاضای پول با تغییرات نرخ بهره اوراق قرضه، نرخ تورم انتظاری، نرخ سود سهام رابطه معکوس دارد، اما با درآمد دائمی و ثروت ملی رابطه مستقیم دارد.

[1] Fisher
[2] Cambridge
[3] Keynes
[4] Baumol
[5] Tobin

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

۲.۲ ابداعات مالی

مبحث مجادله‌ای جدید در ارتباط با تقاضای پول، درنظرگرفتن ابداعات مالی در تابع تقاضای پول است. اگرچه مفهوم ابداعات مالی پدیده جدیدی نیست، اما در تقاضای پول تنها در دو دهه اخیر مطرح شده است، به‌صورتی که آیرلند[1] (۱۹۹۵) اظهار می‌دارد یکی از موارد کاربرد فنون اقتصادسنجی کاربردی اخیر، پژوهش‌های تجربی و جدید تقاضای پول است.

ابداعات مالی را می‌توان معرفی محصولات مالی، تکنولوژی مالی جدید و غیره به بازار یا کاربرد مدرن‌شده‌ای از موارد موجود دانست.[2و3] در شرایط ابداعات مالی، ایجاد نهادها، ابزارها و بازارهای مالی جدید همانند دستگاه خودپرداز، کارت‌های اعتباری، مشتقات مالی و غیره را شاهد هستیم.

در یک تقسیم‌بندی می‌توان این تعاریف را در دو دسته تعریف وسیع و تعریف محدود جای داد. در تعریف وسیع، تغییر در کارکرد، ارائه راه‌حل‌های جدید و توسعهٔ بازارها، نهادها و ابزارهای مالی و همچنین تنظیم قواعدی که با فعالیت‌های اقتصادی مرتبط است، ابداع مالی گفته می‌شود. در تعریف محدود، هرگونه توسعه در ابزارهای مالی نظیر ابزارهای جدید، ترکیب ابزارهای سنّتی با مدرن، تعدیل و تغییر ابزارهای سنّتی و ارائه کاربرد جدیدی از ابزارهای موجود ابداع مالی شناخته می‌شود. تمرکز این مقاله بر اساس تعریف وسیع ابداعات مالی است، زیرا هم تحولات ابزارهای مالی (مثل تحول تکنولوژیک نظام پرداخت‌ها مانند دستگاه خودپرداز، پرداخت الکترونیکی و غیره) و هم گسترش نهادهای مالی (در قالب توسعه بانک‌ها و صندوق قرض‌الحسنه خصوصی) و هم روش‌ها و قواعد بازار مالی (بانک) را دربردارد. اکنون با توجه به تعریف ابداعات مالی، به نقش آن در اقتصاد و سیاست پولی قرن اخیر می‌پردازیم.

---

[1] Ireland

[2] Akhavein, Frame & White (2001), Maureen (2003)

[3] همان‌گونه که Arnaboldi & Rossignoli (2009) اشاره دارند، ارائه تعریفی یگانه برای ابداعات مالی بسیار دشوار است. آنها خود ابداعات مالی را به‌عنوان ابداعات تولیدی یا سازمانی تعریف می‌کنند که باعث کاهش هزینه یا ریسک برای بانک خاصی می‌شود یا آنرا می‌توان پیشرفت در خدمات سیستم مالی به‌عنوان یک کل در نظر گرفت. Frame & White (2002) ابداعات مالی را تحولاتی نظیر کاهش هزینه، کاهش ریسک یا تهیه ابزارها، خدمات یا تولیدات پیشرفته می‌دانند.

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

۳.۲ نقش ابداعات مالی در تقاضای پول

ابداعات مالی در قرن بیست‌ویکم به‌شکل روزافزونی افزایش یافته و نقش آن در چگونگی اثرگذاری سیاست پولی در حال گسترش است. ابداعات مالی آثار متفاوتی در اقتصاد می‌گذارند. آنچه در اینجا موردتوجه قرار می‌گیرد، این است که ابداعات مالی می‌توانند باعث کاهش اثرگذاری سیاست پولی شده و همچنین تبدیل به یک متغیر حیاتی برای سیاست پولی و تقاضای پول گردند. ابداعات مالی با پیشرفت تکنولوژی، امکان دسترسی به اطلاعات، تجارت و وسایل پرداخت را افزایش داده، خدمات و ابزارهای مالی جدید، شکل‌های جدیدی از سازماندهی و بازارهای توسعه‌یافته‌تر و رقابتی‌تر را ایجاد کرده است. برای مثال با محصولات مالی جدید، اگر سیاست پولی انقباضی که هدف کاهش مازاد نقدینگی را با خود دارد، در پیش گرفته شود، عوامل اقتصادی می‌توانند به آسانی با واسطه‌های مالی، پرتفوی خود را با انتقال پول از شکل نگهداری کمتر پول به ترکیبات نقدینگی بیشتر، تغییر دهند. در این فرایند، سیاست پولی به هدف‌های معین خود نخواهد رسید و به اهداف محدودتر دست خواهد یافت، زیرا تغییر شکل پرتفوی مؤسسات و افراد باعث افزایش نقدینگی در جهت عکس سیاست پولی می‌شوند.

نقش تغییرات فنی یا ابداعات مالی در تقاضای پول سابقه طولانی در ادبیات اقتصادی دارد. توبین (۱۹۶۵) استدلال می‌کرد که خلق جانشین‌های پولی باعث می‌شود تقاضای پول نسبت به بهره باکشش‌تر شود. لیبرمن[1] (۱۹۷۷) آثار ابداعات مالی را افزایش استفاده از اعتبار، همزمانی بهتر در دریافت‌ها و پرداخت‌ها، تشدید استفاده از جانشین‌های پولی و سازوکار پرداخت کاراتر بیان می‌دارد که باعث کاهش تقاضای معاملاتی پول می‌شود. بوردو و جانانگ[2] (۱۹۸۱) عقیده دارند به‌کارگرفتن اصلاحات مالی در گام‌های مختلف توسعه اقتصادی، باعث ایجاد روندهای مختلف در سرعت گردش پول می‌گردد. آنها اظهار داشتند فرایند فنی در بخش مالی دو تأثیر متفاوت بر رفتار روندی سرعت دارد که در هر مرحله خاص از توسعه یکی از آنها مسلط می‌گردد.

در مرحله اول، اقتصاد با افزایش پدیده پولی‌شدن[3] مواجه است، سپرده‌های جاری و پول نقد برای تسویه معاملات به‌شکل فزاینده‌ای استفاده می‌شوند و جایگزین مبادلات پایاپای می‌شوند. درنتیجه تقاضا برای موازنه معاملاتی پول سریع‌تر از درآمد افزایش می‌یابد و

[1] Lieberman
[2] Bordo & Jonung
[3] monetization

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

سرعت گردش پول روندی منفی و تقاضای پول افزایش خواهد داشت. در مرحله دوم آزادسازی مالی، معرفی دامنه وسیعی از اوراق بهادار قابل مبادله و پول نقد را مهیا می‌سازد. این دارایی‌ها جانشین پول به‌عنوان ذخیره ارزش می‌شوند. همچنین، ابداعات فنی در بخش مالی و مبادلات سریع‌تر در تسهیلات وجوه در تراز پول صرفه‌جویی می‌کند. درنتیجه تراز پولی در مقایسه با حجم مبادلات آهسته‌تر رشد می‌کند و سرعت گردش پول تثبیت شده یا در طول زمان افزایش می‌یابد. از این‌رو سرعت گردش پول الگوی U شکل دارد.

اصلاحات مالی، با آزادسازی مالی با کانال‌های زیادی بر رفتار پول تأثیر می‌گذارند. افزایش رقابت بین نهادهای مالی، رشد واسطه‌ها، افزایش تعداد بانک‌ها، معرفی تکنولوژی جدید (پرداخت‌کننده‌های الکترونیک، خودپرداز، کارت‌های بانکی و غیره)، قابلیت دسترسی به ابزارهای مالی برای پول ممکن است بر تقاضای پول اثرات کاهش‌دهنده‌ای داشته باشند. این پیشرفت‌ها باعث تبدیل آسان‌تر جانشین‌های پول به پول می‌شود و بنابراین رابطه معکوس بین ابداعات مالی و تقاضای پول بیان می‌شود.

در مقابل در بسیاری از کشورهای در حال توسعه تقاضا برای پول در طول زمان افزایش می‌یابد که دلیل آن افزایش پولی‌شدن (ترک شیوه مبادله پایاپای) اقتصاد و تعمیق مالی است.[1] همچنین، این مسئله ممکن است پول را بین شکل‌های مختلف (یعنی M۱، M۲ و غیره) انتقال دهد. اگر نرخ‌های بهره آزاد شوند، نهادهای بخش خصوصی دارایی‌شان را از پول نقد و سپرده جاری به سپرده‌های مدت‌دار تبدیل می‌کنند که سرعت گردش پول با تعریف محدود را افزایش داده و سرعت گردش پول با تعریف وسیع را کاهش می‌دهد.

آرگی[2] (۱۹۹۲)، استدلال می‌کند که بین بی‌ثباتی نرخ بهره و تقاضای پول رابطه مستقیم وجود دارد. ابداعات و آزادسازی مالی باعث افزایش بی‌ثباتی بهره می‌شود. بی‌ثباتی بهره نیز باعث نااطمینانی و ریسک در بازارهای مالی می‌گردد که آن نیز به‌نوبه خود باعث می‌شود تقاضای پول نسبت به تقاضای سایر دارایی‌های مالی افزایش یابد. همچنین، می‌توان شاهد رابطه مستقیم بین ابداعات و آزادسازی مالی بود و بنابراین ابداعات مالی می‌تواند رابطه مثبت یا منفی با تقاضای پول داشته باشد.[3]

بررسی اثرات تغییرات بازار مالی بر تقاضای حقیقی پول نشان می‌دهد که اگر ابداعات مالی باعث تغییرات غیرقابل پیش‌بینی در تابع تقاضای پول گردد، تصمیم‌های

[1] Melnick (1995)

[2] Argy

[3] Khan & Hye (2011), James (2005)

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

سیاست‌گذاران پولی کشور به نتایج نامطلوب منجر می‌شود. برای مثال اگر جابجایی تقاضای پول پیش‌بینی شده در نظر گرفته شود اما اتفاق نیفتد، سیاست اعمال‌شده باعث تکانه پولی می‌شود که اثراتی در کوتاه‌مدت بر تولید دارد و اگر پایدار باشد، طی زمان تورم ایجاد می‌کند. از طرفی چون در کشورهای توسعه‌نیافته، ابداعات مالی باعث تغییرات گسترده‌تری نسبت به کشورهای توسعه‌یافته می‌شود، آثار شدیدتری بر تقاضای پول و درنتیجه سیاست پولی می‌گذارد. بنابراین، باید با حساسیت بیشتری ثبات نسبی تقاضای پول را بررسی کرد.

۴.۲ اندازه‌گیری ابداعات مالی

برای اندازه‌گیری ابداعات مالی شاخص‌های متعددی وجود دارد، اما در ادبیات مرتبط با تقاضای پول، نسبت سپرده جاری به پول نقد (D/C)، نسبت سپرده‌های مدت‌دار به پول نقد (TD/C) و نسبت سپرده جاری به سپرده‌های مدت‌دار (D/TD) از شاخص‌های معتبر و پراستفاده هستند. در اینجا نیز برای ارزیابی رشد نهادهای مالی یعنی ارزیابی ابداعات مالی در بخش بانکی، از سه معیار مذکور استفاده شده است.[۱] البته متغیرهای مشابه دیگری نیز وجود دارند. در این بخش، به نحوه اثرگذاری نسبت‌های فوق به‌عنوان شاخص ابداعات مالی بر تقاضای پول پرداخته می‌شود.

بانک‌ها در اقتصاد به‌عنوان واسطه مالی عمل کرده و خانوارهایی که دارای مازاد وجوه هستند و نیز مؤسساتی را که کسری وجوه نقد دارند به هم پیوند می‌زنند. از این لحاظ، نقش مهمی در توسعه اقتصادی با تأمین مالی کشورها دارند. ابداعات مالی در بخش بانکداری که شامل توسعه صنعت بانکداری و افزایش محصولات بانک‌هاست، تقاضای سپرده‌ها را مطابق انتظار افزایش می‌دهد. حجم سپرده‌ها معیار متناسبی برای اندازه‌گیری محصولات بانک‌هاست و نقش مهمی در توسعه اقتصادی بازی می‌کند. از طرفی در غیاب دارایی‌های مالی مناسب دیگر، مردم تمایل دارند در نظام بانکی مناسب، سپرده‌های جاری را تبدیل به سپرده‌های مدت‌دار کنند؛ بنابراین افزایش سپرده مدت‌دار به جاری نشان از توسعه مالی دارد. توسعه مالی، هزینه مبادلات بین سپرده‌های جاری و مدت‌دار را کاهش می‌دهد. احتمالاً هزینه پایین مبادلات باعث افزایش نسبت پس‌انداز کل به سپرده‌های مدت‌دار می‌شود.

---

[۱] از این متغیرها در پژوهش‌های متعددی استفاده کرده‌اند، از جمله: Aghevli (1980)، Akhtaruzzaman (2008)، Gill (2010) و Akinlo (2012).

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

رشد سریع مؤسسات و به‌ویژه نظام بانکداری، بر روش پرداخت اقتصادی افراد مؤثر است و به همین علت اهمیت دارد. علامت معیار ابداعات مالی نامعین است و همان‌طور که در بخش قبلی توضیح داده شد، می‌تواند مثبت یا منفی باشد. در برخی از شرایط می‌توان علامت انتظاری خاص را پیش‌بینی کرد، مثلاً پیشرفت‌ها و ابداعات مالی باعث تبدیل آسان‌تر جانشین‌های پولی به پول نقد می‌شوند. در آن‌صورت دو مورد مطرح است.

۱) اگر ابداعات مالی باعث تشویق جانشین‌های پولی یا شبه‌پول گردند، این جانشین‌ها، جایگزین تقاضای پول می‌گردند، بنابراین نسبت سپرده‌های مدت‌دار به پول نقد (TD/C) و نسبت سپرده‌های جاری به نقد (D/C)، هر یک روی تقاضای پول اثر منفی دارند.

۲) نسبت حساب جاری به سپرده‌های مدت‌دار (D/TD) رابطه مثبت با تقاضای پول دارد. این معیار نشان می‌دهد که با افزایش بلوغ مالی، مردم در حساب‌های مدت‌دار پول بیشتری نگاه می‌دارند.

۳ پیشینه پژوهش

در این بخش با توجه به پژوهش‌های متعدد تقاضای پول در کشورها و روش‌های مختلف، بیشتر روی پژوهش‌هایی از تقاضای پول متمرکز می‌شویم که در آن متغیر ابداعات مالی استفاده شده است.

۱.۳ سابقه پژوهش برای اقتصادهایی غیر از ایران

یوهانسن و یوسیلیوس[1] (۱۹۹۰) با معرفی روش همگرایی خود و استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی، تابع تقاضای پول را برای داده‌های سری زمانی فصلی بین ۱۹۷۴ تا ۱۹۸۷ برای کشور انگلستان برآورد کردند و رابطه بلندمدت را بین متغیرهای لگاریتم نقدینگی، لگاریتم درآمد حقیقی، نرخ سپرده پس‌انداز و نرخ اوراق بهادار نشان می‌دهند.

آرو، رگوریو، رنهارت و ویکهام[2] (۱۹۹۵) تقاضای پول را برای ۱۰ کشور درحال‌توسعه با به‌کاربردن جانشین‌های مختلف برای ابداعات مالی تجزیه و تحلیل می‌کنند. آنها با استفاده از تقاضای پول خانوار نقش ابداعات مالی را به‌صورت مستقیم به کار گرفته و نتیجه می‌گیرند

[1] Johansen & Juselius

[2] Arrau, Gregorio, Reinhart & Wickham

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

ابداعات مالی نقش مهمی در تعیین تقاضای پول و نوسانات آن بازی می‌کند و همچنین باعث افزایش نرخ تورم می‌شود.

ابراهیم[1] (۲۰۰۱) نقش عامل‌های مالی در تقاضای پول مالزی را مورد بررسی قرار می‌دهد و در شرایط ابداعات مالی، بر تغییرات محتمل در کشش‌های تقاضای پول با تعریف M۱ و M۲ متمرکز می‌شود. سپس تأثیر آن را بر قیمت سهام حقیقی که در دارایی‌های پولی نگهداری می‌شوند، بررسی می‌کند. نتایج مقاله، نتایج پژوهش‌های قبلی را مبنی بر وجود تابع تقاضای بلندمدت در مالزی، تأیید می‌کند. نتایج همچنین کاهش کشش‌های نرخ ارز و درآمدی بلندمدت تقاضای پول را نشان می‌دهند.

هافر و کوتان[2] (۲۰۰۳) این موضوع را بررسی می‌کنند که آیا ابداعات مالی در فیلیپین باعث اختلال در رابطه بلندمدت بین M۱ و M۳ با درآمد حقیقی و نرخ‌های بهره بین سال‌های ۱۹۸۰ تا ۱۹۹۸ می‌گردد یا خیر. آنها بیان می‌دارند بدون درنظرگرفتن ابداعات مالی نمی‌توان این فرضیه را رد کرد که بین تقاضای پول استاندارد با تعریف M۱ و M۳، درآمد حقیقی و نرخ‌های بهره رابطه وجود ندارد. اما با درنظرگرفتن اثرات ابداعات مالی نشان می‌دهند که این رابطه برای M۱ وجود دارد و مدل تصحیح-خطای مناسب را برای آن در نظر می‌گیرند. بنابراین، بانک مرکزی فیلیپین می‌تواند عرضه پول را به‌عنوان ابزار سیاستی در نظر گیرد.

حسین، آوان، حسین، فرهان و حق[3] (۲۰۰۶) با بررسی سیاست پولی در پاکستان و آثار تورمی و به‌ویژه تورم غذایی که برای طبقه فقیر آن کشور وجود دارد، به بررسی تقاضای پول به‌عنوان یک عامل مهم تأثیرگذار در موفقیت سیاست پولی و یا تورم طی ۳۳ سال می‌پردازد. آنها چهار عامل تولید ناخالص داخلی حقیقی، نرخ بهره، تورم و ابداعات مالی را به‌عنوان متغیرهای مستقل تأثیرگذار بر تقاضای حقیقی پول معرفی می‌کند. پارامتر ابداعات مالی، مدیریت بهتر سیاست پولی در پاکستان را میسر می‌سازد. در نتایج این پژوهش، تعریف M۲ برای تراز حقیقی پول در تابع تقاضای پول بهتر از سایر تعاریف پولی بیان شده است.

رائو و کومار[4] (۲۰۰۸) با استفاده از روش برآورد پانل (تابلویی) معادلات تقاضای پول (M۱) را در ۱۴ کشور در حال توسعه آسیایی برآورد می‌کنند. آزمون اثرات اصلاحات مالی

[1] Ibrahim
[2] Haffer & Kutan
[3] Hussain, Awan, Hussain, Farhan & Haq
[4] Rao & Kumar

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

بین دو زیر دوره ۱۹۷۰ تا ۱۹۸۵ و ۱۹۸۶ تا ۲۰۰۵ انجام شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که توابع تقاضای پول این کشورهای آسیایی باثبات بوده و اصلاحات مالی اثرات معنی‌داری بر تقاضای پول دارند.

ناریان و ناریان[1] (۲۰۰۸)، تابع تقاضای پول فیجی را برای دوره ۱۹۷۱ تا ۲۰۰۲ وابسته به آزمون همگرایی برآورد می‌کنند و نشان می‌دهند که رابطه بلندمدت بین متغیرهای تابع تقاضا در فیجی وجود ندارد. تحلیل شکست ساختاری این پژوهش به این امر اشاره دارد که ماهیت بی‌ثبات تابع تقاضای فیجی ممکن است ناشی از اثرات اعمال سیاست‌هایی نظیر کاهش ارزش پول، مالیات بر ارزش‌افزوده و حملات سیاست‌های آزادسازی تجاری در طول دو دهه گذشته باشد.

سینگ و پاندی[2] (۲۰۱۰) ابداعات در بخش مالی، اصلاحات مالی و تغییرات در محیط سیاستی را عواملی معرفی می‌کنند که باعث بی‌ثباتی تقاضای پول در اقتصاد کشورها می‌شوند. با اشاره به آغاز بحران ترازپرداخت‌ها در سال ۱۹۹۱ هند، لزوم اصلاحات بیشتر در اقتصاد و بخش مالی احساس شد که پس از آن ابداعات مالی آغازشده از انقلاب تکنولوژی اطلاعات در هند و کل جهان تغذیه شد. ازاین‌رو، پژوهشگران ثبات تقاضای پول را با داده‌های فصلی ۱۹۹۷:۱ تا ۲۰۱۰:۳ بررسی می‌کنند و برخلاف سایر پژوهش‌های انجام شده، معتقدند که تابع تقاضای پول بعد از دوره رفرم باثبات نیست.

اودولارو[3] (۲۰۱۰) تقاضای پول را با درنظرگرفتن ابداعات مالی اتفاق افتاده در نیجریه پس از برنامه تعدیل ساختاری ۱۹۸۶ آن کشور برآورد می‌کند. در این پژوهش تابع تقاضای پول تابعی از درآمد و نرخ بهره نشان داده می‌شود، اما در آن ابداعات مالی اثرات معنی‌داری بر تقاضای پول ندارد.

خان و های (۲۰۱۱) با این استدلال که آزادسازی مالی با کانال‌های مختلفی بر تقاضای پول تأثیر می‌گذارد، بیان می‌دارند که دلایلی برای ثبات و بی‌ثباتی تقاضای پول (ناشی از توسعه مالی در کشورهای در حال توسعه) وجود دارد. این پژوهش مؤثربودن آزادسازی مالی بر تقاضای پول پاکستان را آزمون می‌کند. نتایج این آزمون حاکی از این است که بین M۲ و شاخص ترکیبی آزادسازی مالی، تولید ناخالص داخلی، نرخ سپرده حقیقی و نرخ ارز رابطه بلندمدت وجود دارد.

[1] Narayan & Narayan
[2] Singh & Pandey
[3] Odularu

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

۲.۳ سابقه پژوهش در ایران

هژبرکیانی (۱۳۷۷) برای دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۷۲ و با استفاده از روش همگرایی یوهانسن و یوسیلیوس، تابع تقاضای پول بلندمدت را برآورد می‌کند. در این پژوهش تقاضای پول تابعی از متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نرخ ارز و ضریب جینی در نظر گرفته شده است. برای بررسی پویایی تقاضای کوتاه‌مدت به بلندمدت پول، از توابع عکس‌العمل و تجزیه واریانس استفاده شده است.

حسینی و بخشی (۱۳۸۵) با استفاده از روش‌های تحلیل هم‌انباشتگی و کاربرد مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی و استفاده از داده‌های سری زمانی، نقش عوامل مؤثر بر تقاضای پول در اقتصاد ایران را بررسی می‌کنند. یافته‌های آنها بیانگر رابطه تعادلی بلندمدت بین تقاضای حقیقی پول و متغیرهای کلان اقتصادی نظیر تولید ناخالص داخلی حقیقی، نرخ سود اسمی و نرخ تورم است، به‌صورتی که ثبات تقاضای پول در ایران نیز وجود دارد. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که تقاضای حقیقی پول نسبت به تغییرات تولید ناخالص داخلی، حساسیت بیشتری در مقایسه با نرخ تورم و نرخ سود سپرده‌های بلندمدت دارد. همچنین سازوکار تعدیل به‌سمت تعادل بلندمدت کند بوده و تعدیل کامل تقریباً پنج سال طول می‌کشد.

بهمنی‌اسکویی (۱۹۹۶) با استفاده از داده‌های سری زمانی بین سال‌های ۱۹۵۹ تا ۱۹۹۰، از روش همگرایی یوهانسون و یوسیلیوس به‌منظور برآورد تقاضای پول برای ایران استفاده می‌کند. این پژوهش نشان می‌دهد نرخ ارز بازار سیاه (نه نرخ ارز رسمی)، بر تقاضای پول ایران اثر می‌گذارد. در این پژوهش اثر نرخ ارز بر تقاضای پول مثبت است (اثر ثروت حاکم است). روش مورداستفاده این پژوهش، استفاده از آزمون حذف متغیر است.

در پژوهش جعفری‌صمیمی، علمی و صادق‌زاده یزدی (۱۳۸۶) کوشش شده است تا تأثیر توزیع درآمد بر تقاضای پول، با استفاده از روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی برای سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۳ مورد بررسی و ارزیابی قرار گیرد. نتایج گزارش‌شده از این پژوهش حاکی از آن است که تراز حقیقی پول بر اساس تعریف محدود و گسترده آن با تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم و نرخ ارز همگراست. همچنین، علامت ضریب جینی به لحاظ نظری صحیح نیست. به منظور بررسی پویایی‌های کوتاه‌مدت رابطه تعادلی بلندمدت، از الگوی تصحیح خطا استفاده شده است. مقدار عددی ضریب جمله تصحیح خطا، بیانگر این مطلب است که حرکت به‌سمت تعادل بلندمدت در بازار پول به کندی صورت می‌گیرد.

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

نتایج حاصل از آزمون‌های ثبات، نشان‌دهنده ثبات ضرایب تابع تقاضای پول هستند. به‌عبارت‌دیگر، بیان می‌دارند که تابع تقاضای پول در ایران باثبات است.

صادق‌زاده، علمی و جعفری‌صمیمی (۱۳۸۵) تابع تقاضای بلندمدت و کوتاه‌مدت پول را با مدل خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی با استفاده از داده‌های سری زمانی برای دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۳ برآورد می‌کنند. متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نرخ ارز و کسری بودجه دولت متغیرهای مؤثر بر تقاضای پول حقیقی هستند و همگرا می‌باشند. مدل تصحیح خطا، نشان‌دهنده سرعت پایین رسیدن به تعادل است.

دانشور کاخکی، دهقانیان و زارع (۱۳۸۸) با استفاده از داده‌های سری زمانی برای سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۷۹ تقاضای پول ایران را برآورد می‌کنند و چگونگی تأثیر نوسانات کوتاه‌مدت متغیرهای مؤثر بر تقاضای نقدینگی را در نظر گرفته و رابطه تعادلی بلندمدت تقاضای نقدینگی را مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج نشان می‌دهند که در دوره یادشده، در کوتاه‌مدت درآمد ملی، نرخ ارز، درآمدهای نفتی و نرخ بهره از عوامل مؤثر بر تقاضای نقدینگی هستند. علاوه‌براین، شواهد حاکی از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای فوق و تقاضای نقدینگی است. همچنین، در صورت واردشدن تکانه به تقاضای نقدینگی، سرعت رسیدن به تعادل مجدد این تکانه پایین و در هر دوره ۰/۲۶ آن جبران خواهد شد.

دهمرده و ایزدی (۱۳۸۸) تابع تقاضای پول ایران را برای دوره ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۷ تخمین‌زده و به بررسی روابط بین متغیرهای مستقل و وابسته پرداخته‌اند. نتایج گزارش‌شده نشان می‌دهد که رابطه بلندمدت تعادلی بین متغیرهای این تخمین وجود دارد. ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی حاکی از اثر مثبت و معنی‌دار این متغیر روی تابع تقاضای پول است. از طرفی رابطه متغیرهای نرخ ارز بازار آزاد و تورم روی تابع تقاضای پول منفی و بیانگر اثر معکوس و معناداری و تعدیل جزئی بین این متغیرها و متغیر وابسته است. همچنین، آزمون‌های ثبات، ثبات متغیرهای این تابع را نشان داده‌اند.

پژوهش سامتی و یزدانی (۱۳۸۹) تخمین تابع تقاضای پول در ایران طی سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۶ را با روش تصحیح خطا و هم‌انباشتگی حداکثر درست‌نمایی یوهانسون-یوسیلیوس تصریح نموده و تخمین می‌زنند. در این بررسی حجم پول تابعی از تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز در بازار موازی، قیمت‌ها و نرخ سود وام‌های بلندمدت پرداختی به بخش خصوصی در نظر گرفته شده و رابطه بلندمدت بین این متغیرها نشان داده می‌شود. ضریب جمله تصحیح-خطا ۰/۵۳ بوده و نشان می‌دهند با وجود تعادل بلندمدت در بازار پول، حرکت به‌سمت تعادل در این بازار به کندی صورت می‌گیرد.

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

بهمنی و بهمنی اسکویی[1] (۲۰۱۲) نیز تابع تقاضای پول را تابعی از نرخ تورم، نرخ ارز و درآمد حقیقی بین سال‌های ۱۹۷۹ تا ۲۰۰۷ (بعد از انقلاب اسلامی) مورد بررسی قرار می‌دهند و گزارش می‌کنند که تغییرپذیری پول هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت اثرات معنی‌دار بر تقاضای پول ایران (M۲ حقیقی) داشته و عامل مهمی در تعیین تقاضای پول ایران است.

حقیقت (۲۰۱۱) به بررسی ثبات تقاضای پول و تأثیر تحولات مالی بر آن (به صورت ضمنی) با روش همگرایی یوهانسن و یوسیلیوس برای داده‌های سری زمانی بین سال‌های ۱۹۶۸ تا ۲۰۰۹ می‌پردازد. این پژوهش مدعی است تقاضای پول با تعریف محدود آن با تحولات مالی به شکل موقت ناپایدار است، اما نتایج آزمون آنها رابطه بلندمدت و ثبات تقاضای پول و متغیرهای مؤثر بر آن یعنی نرخ تورم، نرخ ارز و درآمد حقیقی را (با وجود تحولات مالی) گزارش می‌کند. تأثیر نرخ ارز بر تقاضای پول، محقق را به این نتیجه می‌رساند که سیاست‌های اقتصادی در ایران نه تنها باید ثبات اقتصاد داخلی را مدنظر داشته باشد، بلکه باید ثبات نرخ ارز را در نظر گیرد.

ابوالحسنی، ندری، بیابانی و اخلاقی[2] (۲۰۱۳) با بررسی تحولات بانکداری الکترونیک در دهه‌های اخیر نشان می‌دهند که این تغییر نقش مهمی در نظام خدمات بانکداری موجود در ایران دارد. نویسندگان اشاره دارند که بانکداری الکترونیک نوع خاصی از خدمات بانکداری است که از واسطه‌های الکترونیک نظیر اینترنت، پایانه فروش و خودپرداز برای خدمت‌رسانی به مشتریان استفاده می‌کند. آنها اظهار می‌دارند که بانکداری الکترونیک باعث ایجاد بی‌ثباتی در تابع تقاضای پول می‌گردد و بین بانکداری الکترونیک و تقاضای پول همبستگی مثبت وجود دارد.

به‌طورکلی، حقیقت (۲۰۱۱) تحولات مالی را به شکل ضمنی در مدل خود درنظر می‌گیرد و ابوالحسنی و همکاران (۲۰۱۳) نقش بانک الکترونیک در تقاضای پول را بررسی کرده‌اند. به‌عبارت‌دیگر، نقش ابداعات مالی (در بخش بانکی) بر تقاضای پول در اکثر پژوهش‌ها مغفول مانده است.

[1] Bahmani & Bahmani-Oskooee

[2] Abol Hasani, Nadri , Biabani & Akhlaghi

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

۴ مدل اقتصادسنجی

مدل آماری این مطالعه یک مدل خودبازگشتی با وقفه‌های توزیع‌شده که توسط پسران، شین و اسمیت[1] (۲۰۰۱) معرفی گردید، است. این مدل به صورت رابطه ۲ تصریح می‌شود.

$$\Delta LRM۲ = \gamma_{۰} + \sum_{i=۱}^{p} \gamma_{۱i} \Delta LRM۲_{t-i} + \sum_{i=۱}^{q} \gamma_{۲i} \Delta LGDP_{t-i} + \sum_{i=۱}^{r} \gamma_{۳i} \Delta LFI_{t-i} + \sum_{i=۱}^{s} \gamma_{۴i} \Delta P_{t-i} + \gamma_{۵} LRM۲ + \gamma_{۶} LGDP + \gamma_{۷} LFI + \gamma_{۸} P + u_t \quad (۲)$$

که در این رابطه L نماد لگاریتم طبیعی، $RM۲$ تراز حقیقی پول با تعریف $M۲$، GDP تولید ناخالص داخلی، P نرخ تورم و FI نماد ابداعات مالی است. $\gamma_{۵}$ تا $\gamma_{۸}$ ضرایب بلندمدت هستند، در حالی که $\gamma_{۱}$ تا $\gamma_{۴}$ جملات پویای کوتاه‌مدت و u_t جمله اختلال تصادفی است. فرضیه صفر مورد نظر نبود رابطه بلندمدت است که به صورت رابطه ۳ نوشته می‌شود.

$$\gamma_{۵} = \gamma_{۶} = \gamma_{۷} = \gamma_{۸} = ۰ \quad (۳)$$

این فرضیه با استفاده از آماره F آزمون می‌شوند. البته توزیع مجانبی آماره F بدون توجه به اینکه متغیرها انباشته از درجه صفر یا یک هستند، غیراستاندارد است. مقادیر بحرانی متناسب توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) در دو بخش ارائه شده است. در یکی از آنها متغیرها نامانا و در دیگری متغیرهای مانا فرض می‌شوند. اگر آماره F بیان‌شده بالاتر از سطح محاسباتی باشد، فرضیه صفر عدم‌همگرایی رد می‌شود. ناریان (۲۰۰۵) نشان داد که آماره محاسبه‌شده برای نمونه‌های بزرگ مناسب است و به همین منظور خود آماره را برای نمونه کوچک مهیا کرده است که در این پژوهش از این مقادیر استفاده می‌گردد.

۱.۴ متغیرهای مدل

در مدل‌های تقاضای پول معمولاً دو دسته از متغیرها در نظر گرفته می‌شوند: ۱) متغیر مقیاس یا تولید ملی؛ و ۲) متغیرهای هزینه‌فرصت (شامل نرخ بهره، نرخ تورم انتظاری، نرخ ارز و غیره). متغیر مقیاس (مانند تولید ناخالص داخلی) با تقاضای حقیقی پول رابطه

[1] Pesaran, Shin & Smith

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

مستقیم و متغیرهای هزینه فرصت با تقاضای حقیقی پول رابطه منفی دارند. در ادبیات اقتصادی اخیر مطابق مطالب بیان‌شده در بخش مبانی نظری و تجربی، متغیر ابداعات مالی نیز در نظر گرفته می‌شود. در اینجا نیز تقاضای حقیقی پول با تعریف وسیع (M۲) در نظر گرفته می‌شود که از تقسیم نقدینگی بر شاخص قیمت‌ها حاصل می‌شود. تابعی از متغیر مقیاس تولید ناخالص داخلی و متغیر هزینه فرصت نرخ تورم و متغیر ابداعات مالی در نظر گرفته شده است.[۱]

همان‌گونه که آرو و همکاران نشان داده‌اند در کشورهای مختلف، متغیرهای جانشین مختلفی از ابداعات مالی وجود دارد که برای تقاضای پول در نظر گرفته می‌شوند. برای تعیین متغیر مناسب جانشین، بررسی شرایط اقتصادی کشور خاص و بررسی آماری و اقتصادسنجی لازم است. در این پژوهش متغیر ابداعات مالی (در بخش بانکی) به سه صورت تعریف بیان‌شده در بخش قبل، با نمادهای $FI_{۱} = \frac{D}{C}$، $FI_{۲} = \frac{TD}{C}$ و $FI_{۳} = \frac{D}{TD}$ انجام شده است. اما از آنجا که متغیر $FI_{۳}$ در آزمون تجربی از نظر آماری معنی‌دار نبود، تنها نتایج دو متغیر دیگر در قسمت بعدی آورده شده است.

۲.۴ داده‌ها و نتایج آزمون‌های مانایی

برای آزمون تجربی از داده‌های سری زمانی سالانه بین سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۹ به قیمت ثابت ۱۳۷۶ برای کلیه داده‌ها استفاده شده است. برای آزمون مانایی متغیرها از دو روش آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته (ADF) و فلیپس-پرون (PP) استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها در جدول‌های ۱ و ۲ گزارش شده است. این نتایج نشان می‌دهند که $LRM۲$، $LGDP$، $LFI_{۱}$ و $LFI_{۲}$ در سطح نامانا و در تفاضل مرتبه اول مانا هستند. متغیرهای P در سطح مانا‌ست. نتایج آزمون مانایی فیلیپس-پرون مشابه با نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته است.

[۱] در این پژوهش مدل‌های مختلفی آزمون شد، از جمله مدلی که در آن نرخ ارز بازار آزاد وجود داشته که با توجه به نتایج آزمون‌های آماری حذف گردید.

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

جدول ۱
نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته

متغیر	سطح	تفاضل مرتبه اول	نتیجه آزمون
$LRM۲$	-۲/۳۱	-۴/۷۴***	در تفاضل اول داده‌ها رد می‌شود.
P	-۳/۱۷**	-	در سطح داده‌ها رد می‌شود.
$LFI_{۱}$	-۱/۳۹	-۷/۳۳***	در تفاضل اول داده‌ها رد می‌شود.
$LFI_{۲}$	-۲/۴۹	-۵/۲۲***	در تفاضل اول داده‌ها رد می‌شود.
$LGDP$	-۱/۴۵	-۳/۹۳***	در تفاضل اول داده‌ها رد می‌شود.

یادداشت. علامت *** و ** به‌ترتیب به‌معنی آن است که فرضیه صفر در سطح معنی‌دار یک و پنج درصد رد می‌شود.

جدول ۲
نتایج آزمون فلیپس-پرون

متغیر	سطح	تفاضل مرتبه اول	نتیجه آزمون
$LRM2$	-۲/۵۵	-۴/۵۴***	در تفاضل اول داده‌ها رد می‌شود.
P	-۳/۰۴**	-	در سطح داده‌ها رد می‌شود.
$LFI_{۱}$	-۱/۳۹	-۷/۳۳***	در تفاضل اول داده‌ها رد می‌شود.
$LFI_{۲}$	-۲/۴۹	-۵/۲۶***	در تفاضل اول داده‌ها رد می‌شود.
$LGDP$	-۱/۹۱	-۳/۹۳***	در تفاضل اول داده‌ها رد می‌شود.

یادداشت. علامت *** و ** به‌ترتیب به‌معنی آن است که فرضیه صفر در سطح معنی‌دار یک و پنج درصد رد می‌شود.

۵ نتایج تجربی

۱.۵ مدل ۱: مدل با متغیر نسبت سپرده جاری به پول نقد

مدل ۱ به‌صورت تابع رابطه ۴ در نظر گرفته می‌شود.

$$\frac{M^d}{P} = f(GDP, P, FI_{۱}) \qquad (۴)$$

نتایج آزمون F برای مدل یک طبق جدول ۳ نشان می‌دهد که در سطح ۹۵ درصد اطمینان، فرضیه نبود هم‌انباشته‌گی بین متغیرهای مدل رد می‌شود. بنابراین، اگرچه آزمون‌های مانایی ADF و فیلیپس-پرون انجام شد، اما لزومی به انجام آن وجود نداشت. با

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

توجه به هم‌انباشته بودن متغیرها، مدل ARDL برآورد می‌شود. در این پژوهش از معیار خوبی برازش شوارتز به‌منظور تعیین وقفه‌های بهینه مدل استفاده می‌شود.

جدول ۳

آزمون F برای بررسی وجود همگرایی با استفاده از $ARDL$

مقدار بحرانی نامانایی	مقدار بحرانی مانایی	وقفه	آماره F
۴/۱۹	۳/۱۶	۱	۴/۶۲

یادداشت. متغیرها در سطح بحرانی ۵ درصد هم‌انباشته هستند.

نتایج تخمین ضرایب رابطه بلندمدت در جدول ۴ گزارش شده است. ضریب لگاریتم تولید ناخالص داخلی (LGDP) مثبت و برابر ۱/۵۲ است؛ بنابراین با افزایش یک درصد تولید ناخالص داخلی، معادل ۱/۵۲ درصد تقاضای حقیقی پول (در بلندمدت) افزایش می‌یابد. ضریب نرخ تورم ۰/۰۲- و کشش ابداعات مالی ۰/۲۶ درصد است. به‌عبارت‌دیگر، افزایش یک درصدی در متغیر ابدعات مالی اثر مثبت بر تقاضای پول معادل ۲۶ درصد دارد.

جدول ۴

برآورد ضرایب بلندمدت مدل ۱ (رابطه ۴) در مدل $ARDL(۱,۰,۰,۰)$

متغیر	ضریب	(ارزش احتمال)آماره t
P	-۰/۰۲	-۱/۹۲(۰/۰۶)
$LGDP$	۱/۵۲	۱۰/۸۹(۰/۰۰)
$LFI_{۱}$	-۰/۲۶	-۱/۶۹(۰/۰۹)
عرض از مبداء	-۱۱/۰۳	۶/۶۱(۰/۰۰)

وجود رابطه همگرایی بین متغیرهای مدل، مبنای استفاده از مدل تصحیح خطا را فراهم می‌آورد. نتایج این آزمون در جدول ۵ گزارش شده است. ضریب کوتاه‌مدت تولید ناخالص داخلی ۰/۲۴، ضریب کوتاه‌مدت نرخ تورم ۰/۰۰۳- و ضریب کوتاه‌مدت ابداعات مالی ۰/۰۴- هستند که نشان‌دهنده تأثیر منفی این متغیر بر تقاضای حقیقی پول است. ضریب برآوردی $Ecm(-۱)$ (ضریب جمله تصحیح خطا) از نظر آماری در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار است. اما سرعت به تعادل رسیدن، هنگامی که بر اثر تکانه‌ای از تعادل دور شود، حدود ۱۶ درصد است.

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

جدول ۵

برآورد ضرایب کوتاه‌مدت مدل ۱ (رابطه ۴) در مدل $ARDL(۱,۰,۰,۰)$

متغیر	ضریب	(ارزش احتمال)آماره t
DP	-۰/۰۰۳	-۲/۶۸(۰/۰۱)
DLGDP	۰/۲۳	۳/۹۶(۰/۰۰)
DLFI1	-۰/۰۴	-۱/۶۸(۰/۰۹)
DINF	-۱/۷۰	-۳/۳۳(۰/۰۰)
$Ecm(-۱)$	-۰/۱۵	-۴۶/۴۳(۰/۰۰)

آزمون‌های تشخیص برای مشخص‌کردن ثبات مدل و تعیین ثبات ساختاری مورد استفاده قرار می‌گیرند. در اینجا از آزمون کازام[1] و کازام‌کیو[2] که ابتدا توسط براون، دوربین و اوانس[3] (۱۹۷۵) معرفی شد و سپس توسط پسران و اسمیت (۱۹۹۸) تعمیم و بسط یافت، برای بررسی ثبات پارامترها استفاده می‌شود. آزمون کازام تغییرات نظام‌مند در ضرایب رگرسیون را گزارش می‌دهد، درحالی‌که کازام‌کیو برای دربرگرفتن انحراف ناگهانی از ثبات ضرایب رگرسیون به کارگرفته می‌شود. نتایج در شکل‌های ۱ و ۲ گزارش شده است. اگر نمودار یکی از خط‌های طرفین را قطع کند، مدل باثبات نخواهد بود. ن بیانگر عدم شکست ساختاری و پایداری ضرایب مدل است و بنابراین ثبات بلندمدت برای الگو قابل قبول است.

۲.۵ مدل ۲: مدل با متغیر نسبت سپرده‌های مدت‌دار به پول نقد

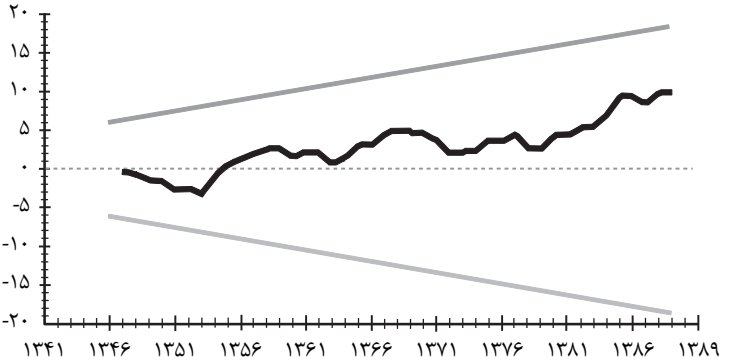
مدل ۲ به‌صورت تابع رابطه ۵ در نظر گرفته می‌شود.

$$\frac{M^d}{P} = f(GDP, P, FI_۲) \qquad (۵)$$

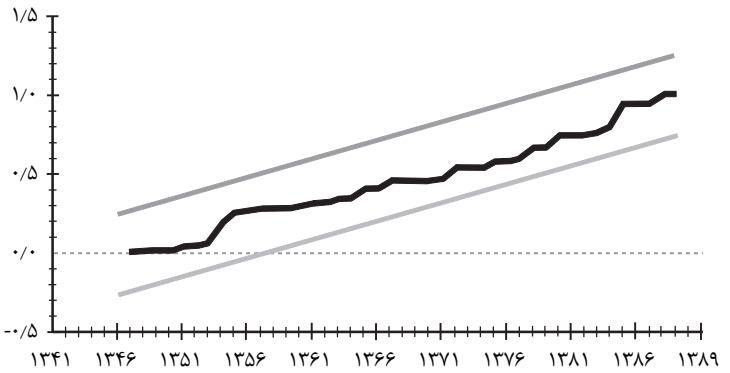
نتایج آزمون F برای مدل ۲ در جدول ۶ نشان می‌دهد که در سطوح ۹۵ درصد اطمینان، فرضیه عدم همگرایی بین متغیرهای مدل رد شده و بین متغیرها رابطه بلندمدت وجود دارد.

[1] CUSUM
[2] CUSUMQ
[3] Brown, Durbin & Evans

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



شکل ۱. آزمون پایداری ضرایب کازام مدل ۱ (رابطه ۴). خطوط مستقیم سطوح معنی‌دار ۵ درصد را نشان می‌دهند.



شکل ۲. آزمون پایداری ضرایب CUSUM SQUARE مدل ۱ (رابطه ۴). خطوط مستقیم سطوح معنی‌دار ۵ درصد را نشان می‌دهند.

جدول ۶

آزمون F برای بررسی وجود همگرایی با استفاده از ARDL

مقدار بحرانی نامانایی	مقدار بحرانی مانایی	وقفه	آماره F
۴/۱۹	۳/۱۶	۱	۴/۸۸*

یادداشت. متغیرها در سطح بحرانی ۵ درصد هم‌انباشته هستند.

نتایج تخمین رابطه بلندمدت در جدول ۷ گزارش شده است. ضریب لگاریتم تولید ناخالص داخلی مثبت و برابر ۰/۸۵ است، بنابراین با افزایش به میزان یک درصد تولید

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

ناخالص داخلی، معادل ۰/۸۵ درصد تقاضای حقیقی پول (در بلندمدت) افزایش می‌یابد. ضریب نرخ تورم ۰/۰۲- و کشش ابداعات مالی ۱/۱۶ درصد است. به‌عبارت‌دیگر، افزایش یک درصدی در متغیر ابداعات مالی اثر مثبت بر تقاضای پول معادل ۱/۱۶ درصد دارد.

جدول ۷

برآورد ضرایب بلندمدت مدل ۲ (رابطه ۵) در مدل $ARDL(۱,۰,۰,۰)$

متغیر	ضریب	آماره t و سطح معنی‌دار
P	۰/۰۲	-۱/۷۶(۰/۰۸)
LGDP	۱/۱۵	۶/۳۷(۰/۰۰)
LFI3	-۰/۵۴	-۱/۷۵(۰/۰۸)
عرض از مبداء	-۶/۷۶	-۳/۱۳(۰/۰۰)

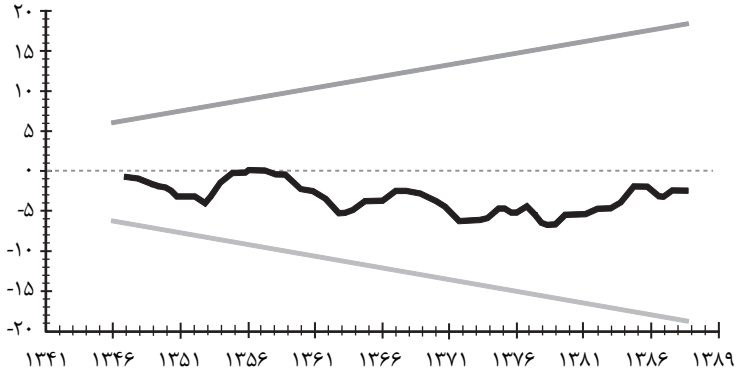
وجود رابطه همگرایی بین متغیرهای مدل، مبنای استفاده از مدل تصحیح خطا را فراهم می‌آورد. نتایج این آزمون در جدول ۸ برآورد شده است. ضریب (کشش) کوتاه‌مدت تولید ناخالص داخلی ۰/۱۳، ضریب کوتاه‌مدت نرخ تورم ۰/۰۰۳- و ضریب (کشش) کوتاه‌مدت ابداعات مالی ۰/۰۶ هستند که نشان‌دهنده تأثیر منفی این متغیر بر تقاضای حقیقی پول است. ضریب برآوردی $Ecm(-۱)$ از نظر آماری در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار است. اما سرعت به تعادل رسیدن، هنگامی که بر اثر تکانه‌ای از تعادل دور شود، حدود ۱۲ درصد است.

جدول ۸

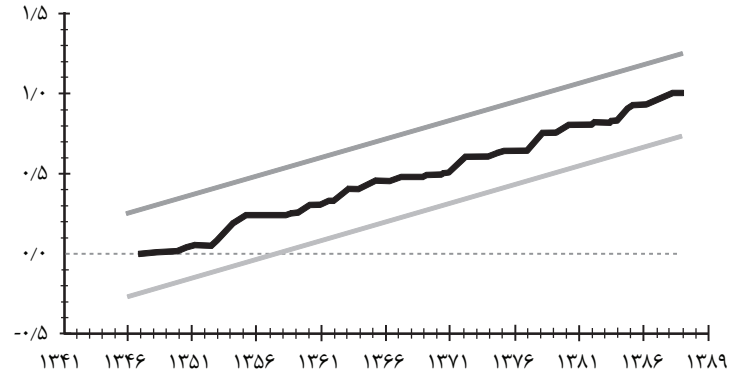
برآورد ضرایب کوتاه‌مدت مدل ۲ (رابطه ۵) در مدل $ARDL(۱,۰,۰,۰)$

متغیر	ضریب	آماره t و سطح معنی‌دار
DP	-۰/۰۳	-۲/۴۲(۰/۰۱)
DLGDP	۰/۱۳	۲/۹۵(۰/۰۰)
DLFI1	-۰/۰۶	-۲/۷۱(۰/۰۴)
DINF	-۰/۷۹	-۲/۰۶(۰/۰۴)
$Ecm(-۱)$	۰/۱۲	-۳/۹۶(۰/۰۰)

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



شکل ۳. آزمون پایداری ضرایب CUSUM. خطوط مستقیم سطوح معنی‌دار ۵ درصد را نشان می‌دهند.



شکل ۴. آزمون پایداری ضرایب CUSUM SQUARE. خطوط مستقیم سطوح معنی‌دار ۵ درصد را نشان می‌دهند.

آزمون‌های کازام و کازام‌کیو برای مدل ۲ در شکل‌های ۳ و ۴ ارائه شده‌اند. نتایج بیانگر عدم شکست ساختاری و پایداری ضرایب مدل است و بنابراین ثبات بلندمدت برای الگوی ۲ نیز قابل قبول است.

۶ جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

شناخت تابع تقاضای پول و بررسی ثبات تقاضای پول در اقتصاد کلان در هدف‌گذاری سیاست‌گذاری پولی بسیار مؤثر است. از طرف دیگر ابداعات مالی که در دو دهه اخیر شتاب

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

بیشتری گرفته و توجه پژوهش‌های اقتصادی را درباره تقاضای پول به خود جلب کرده است، بر تقاضای پول مؤثر است. وجود ابداعات مالی ممکن است باعث ایجاد نتایج غیرقابل انتظار در سیاست پولی (در صورت عدم لحاظ آن) گردد.

پژوهش حاضر با درنظرگرفتن ابداعات مالی، تقاضای پول ایران را با روش اقتصادسنجی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیع‌شده برای سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۹ موردارزیابی قرار می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد با وجود ابداعات مالی، تابع تقاضای پول باثبات است.

ضریب تصحیح خطای مدل‌ها، معنی‌دار و منفی است و وجود رابطه تعادلی را نشان می‌دهد. ضریب تعدیل پویایی در مدل ۱ معادل ۰/۱۶- است و بیانگر آن است که هر تکانه وارده در حدود ۰/۱۶ در هر دوره تعدیل شده و بیانگر سرعت نسبتاً کمی برای رسیدن به تعادل است. این ضریب در مدل ۲ برابر ۰/۱۲- است. یعنی هر تکانه وارده در حدود ۰/۱۲ در هر دوره تعدیل شده و در این مدل نیز سرعت نسبتاً کمی برای رسیدن به تعادل بلندمدت وجود دارد.

بررسی متغیر ابداعات مالی نشان می‌دهد که تحولات مالی یعنی تکنولوژیکی مالی، نهادهای ایجادشده، روش‌های پرداخت به‌روز شده و غیره در هر دو مدل رابطه منفی با تقاضای حقیقی پول دارند. کشش ابداعات مالی در کوتاه‌مدت مطابق انتظار کمتر از بلندمدت است و از نظر آماری هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت معنی‌دار هستند.

همچنین، در هر دو مدل کشش درآمدی مثبت و معنادار , کشش نرخ تورم منفی و معنی‌دار (یعنی مطابق مبانی نظری) هستند. بررسی آزمون‌های آماری، ثبات پارامترها را طی دوره مورد نظر در هر دو مدل تأیید می‌کنند.

فهرست منابع

جعفری‌صمیمی، ا.، علمی، ز.، و صادق‌زاده‌یزدی، ع. (۱۳۸۶). بررسی رابطه توزیع درآمد و تقاضای پول در ایران. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۵۷، ۷۵-۹۹.

حسینی، س. ص.، و بخشی، م. ر. (۱۳۸۵). تجزیه و تحلیل تقاضای پول در ایران: کاربرد الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۸(۳۸)، ۱-۱۳.

دانشور کاخکی، م.، دهقانیان، س.، و زارع، ف. (۱۳۸۸). بررسی تقاضای نقدینگی در اقتصاد ایران. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۳۲، ۱۴۷-۱۶۶.

دهمرده، ن.، و ایزدی، ح. ر. (۱۳۸۸). بررسی تابع تقاضای پول ایران. *پژوهشنامه اقتصادی*،۱۵۳، ۱۵۳-۱۷۰.

سامتی، م.، و یزدانی، م. (۱۳۸۹). تحلیل اقتصادسنجی تابع تقاضای پول در ایران. *پژوهشنامه علوم اقتصادی*، ۱۰(۲)، ۹۹-۱۲۲.

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

صادق‌زاده‌یزدی، ع.، علمی، ز.، و جعفری‌صمیمی، ا. (۱۳۸۵). برآورد تابع بلندمدت و کوتاه‌مدت تقاضای پول در ایران، استفاده از الگوی خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۸(۲۹)، ۱-۱۵.

هژبرکیانی، ک. (۱۳۷۷). بررسی تقاضای پول و جنبه‌های پویای آن در ایران. *مجله اقتصاد و پول*، ۱(۱)، ۷۱-۷۳.

Abol Hasani, A., Nadri, K., Biabani, J., & Akhlaghi, H. A. F. (2013). E-Banking and the stability of money demand in Iran: A bound test approach. *Middle-East Journal of Scientific Research*, 14 (4), 580-586.

Aghevli, B. (1980). *Effects of banking development on the demand for money*, In Jr. W. L. Coat, & D. R. Khatkhate (Eds.) Money and Monetary Policy in Less Developed Countries (pp. 241-254). Oxford: Pergamon Press.

Akhavein, J., Frame, W. S., & White, L. J. (2001). *The diffusion of financial innovation: An examination of the adoption of small business credit scoring by large banking organizations (*Working Paper No. 2001-9*).* Federal Reserve Bank of Atlanta.

Akhtaruzzaman, M. D. (2008). *Financial development and velocity of money in Bangladesh: a vector auto-regression analysis* (Working Paper No. 0806).

Akinlo, A. E. (2012). Financial development and the velocity of money in Nigeria: An empirical analysis, *The Review of Finance and Banking*, 4(2), 97-113.

Argy, V. (1992). *Australian macroeconomic policy in a changing world environment*, Sydney: Allen and Unwin.

Arnaboldi, F., & Rossignoli, B. (2009). Financial innovation, theoretical issues and empirical evidence in Europe*. International Review of Economics*, 56, 275-301.

Arrau, P., Gregorio, J. D., Reinhart, C. M., & Wickham, P. (1995). The demand for money in developing countries: Assessing the role of financial innovation. *Journal of Development Economics*, 46(2), 317-340.

Bahmani, S., & Bahmani-Oskooee, M. (2012). Exchange rate volatility and demand for money in Iran. *International Journal of Monetary Economics and Finance*, 5(3), 268-276.

Bahmani-Oskooee, M. (1996).The black market exchange rate and demand for money in Iran. *Journal of Macroeconomics*, 18, 171-176.

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

Baumol, W. J. (1952). The transactions demand for cash: an inventory theoretic approach. *Quarterly Journal of Economics*, 66(4), 545-556.

Bordo, M. D., & Jonung, L. (1981). The long-run behavior of the income velocity of money in five advanced countries, 1870-1975: An institutional approach. *Economic Inquiry*, 19, 96-116.

Frame, W. S., & White, L. J. (2002). *Empirical studies of financial innovation: lots of talk, little action?* (Working Paper No. 2002-12). Federal Reserve Bank of Atlanta.

Friedman, M. (1956). The quantity theory of money- A restatement in Studies. In M. Friedman (Ed.) *the Quantity theory of money*, Chicago, IL: University of Chicago Press.

Gill, A. R. (2010). *Determinants of velocity of money in Pakistan*. International Conference on Applied Economics.

Haffer, R. W., & Kutan, A. M. (2003). Financial innovation and the demand for money: Evidence from the Philippines. *International Economic Journal*, 17(1), 180-262.

Hussain, Z., Awan, A., Hussain, A., Farhan, M., & Haq, I. (2006). Demand for money in Pakistan. *International Research Journal of Finance and Economics*, 14, 209-218.

Ibrahim, M. H. (2001). Financial factors and the empirical behavior of money demand: A case study of Malaysia. I*nternational Economic Journal*, 15(3), 23-42.

Ireland, P. N. (1995). Endogenous financial innovation and demand for money. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(1), 107-123.

James, G. A. (2005). Money demand and financial liberalization in Indonesia. *Journal of Asian Economics*, 16(5), 817-829.

Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin Economics and Statistics*, 52, 169-211.

Khan , R. E. A., & Hye, Q. M. A. (2011). *Financial liberalization and demand for money: A case of Pakistan* (Paper No. 34795). MPRA.

Lieberman, C. (1977). The transactions demand for money and technological change, *The Review of Economics and Statistics*, 59, 307-317.

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

Maureen, B. (2003). *The financial system and the economy: Principles of money and Banking*. Thomson (South-Western).

Narayan, P. K., & Narayan, S. (2008). Estimating the demand for money in an unstable open economy: The case of the Fiji. *Islands Economic Issues*, 13(1), 71-91.

Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China: Evidence from cointegration tests. *Applied Economics*, 37(17), 1979-1990.

Odularu, G. O. (2010). Does financial innovation affect the demand for money in Nigeria?. *Asian Journal of Business Management Studies*, 1(1), 8-18.

Pesaran, M. H., & Smith, A. (1998). Structural analysis of cointegration VARS, *Journal of Economic Surveys*, 12(5), 471-505.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.

Rao, B. B., & Kumar, R. (2008). *A panel data approach to the demand for money and the effects of financial reforms in the Asian countries (*Paper No. 6565*)*. MPRA.

Singh, P., & Pandey, M. K. (2010). Financial innovation and stability of money demand function in post–reform period in India. *Economics Bulletin*, 30(4), 2895-2905.

Tobin, J. (1956). The interest-elasticity of transactions demand for cash. *Review of Economics and Statistics*, 38(3), 241-247.

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