فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال بیست و سوم، شماره۷۳، بهار ۱۳۹۴، صفحات ۱۷۸-۱۵۳

برآورد غیرخطی تقاضای پول و تعیین سطح آستانه‌ای تورم در ایران (۱۳۵۲-۱۳۹۰)

محمدحسن فطرس
استاد اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان (نویسنده مسئول)
fotros@basu.ac.ir

سیداحسان حسینی‌دوست
مدرس دانشگاه
ehsan_2117@yahoo.com

این پژوهش به بررسی غیرخطی بودن تابع تقاضای پول و مطالعه رفتار تقاضای پول نسبت به سطح آستانه‌ای تورم در ایران می‌پردازد. ناهمگنی نتایج نحوه پاسخگویی تابع تقاضای پول به سطح تورم در مطالعات تجربی اخیر انگیزه اصلی این مطالعه است. برای این منظور، بر پایه نظریه تقاضای پول کینزی‌ها و پولیون و نیز برحسب انتخاب M_1 یا M_2 ۴ سناریو برای تابع تقاضای پول در ایران بررسی می‌شود. برآورد الگو با استفاده از داده‌های سری‌های زمانی سال‌های (۱۳۹۲-۱۳۵۲) بانک مرکزی ایران انجام می‌گیرد. نخست، ایستایی متغیرهای تولید ناخالص داخلی، تورم، نرخ ارز، میزان بهره و پول آزمون می‌شود، سپس با استفاده از روش جوهانسن وجود بردار هم‌انباشتگی یا همگرایی بلندمدت بین متغیرهای الگو بررسی و برای تلفیق روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت از الگوی تصحیح خطا استفاده می‌شود. خطی یا غیرخطی بودن تابع تقاضای پول به‌همراه تعیین سطح آستانه‌ای تورم در ایران از طریق مدل تغییر رژیم ملایم آزمون می‌شود. برآوردها حاکی از غیرخطی بودن تابع تقاضای پول در ایران هستند. نتایج نشان می‌دهند پاسخگویی مثبت تقاضای پول در ایران در تورم آستانه‌ای ۱۴/۷۵ درصد است. در تورم بالاتر تقاضای پول به‌صورت منفی به آن واکنش نشان می‌دهد.

طبقه‌بندی JEL: *C58, E31, E41.*
واژه‌های کلیدی: *تقاضای پول، الگو انتقال ملایم، سطح آستانه‌ای تورم.*

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۵/۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۰/۷

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

۱. مقدمه

تابع تقاضای پول نقش مهمی در تحلیل‌های اقتصاد کلان و اتخاذ سیاست پولی مناسب ایفا می‌نماید و برخی محققین تقاضای پول را از عوامل اصلی مهار تورم و تثبیت سطح قیمت‌ها برشمرده‌اند (الساماراء ۲۰۱۳). بر این‌اساس، با توجه به ریشه داشتن شوک‌های اسمی در بی‌ثباتی‌های تقاضای پول، الگوسازی این تابع و بررسی ثبات آن نقطه آغاز تبیین سیاست‌ها و استراتژی‌های پولی است. باور این است که رشد پایه پولی از یک سو و اتخاذ سیاست‌های انبساطی پولی از سوی دیگر جزء اصلی محرک‌های تورمی است (کمیجانی و همکاران، ۱۳۹۳ و بیلی و کرتمارنکو، ۲۰۰۳). افزایش عرضه پول در دوره جاری به‌خودی خود دلالتی بر افزایش نرخ تورم آتی ندارد و میزان تقاضای پول به‌عنوان یک متغیر اساسی می‌بایست در تحلیل‌ها گنجانده شود (درگر و والترز، ۲۰۱۳). تابع تقاضای پول حلقه ارتباطی بین انبساط پولی و عوامل اساسی مؤثر برآن (از قبیل درآمد حقیقی و هزینه فرصت نگهداری پول) است. بر این اساس، از طریق مقایسه حجم واقعی پول در اقتصاد و میزان تقاضای بلندمدت آن، مازاد نقدینگی مشخص می‌شود و میزان تورم انتظاری قابل تخمین خواهد بود. در سال‌های اخیر استفاده از تحلیل‌های مبتنی بر رگرسیون‌گیری از تابع تقاضای پول نسبت به متغیر نرخ تورم متداول شده است که پژوهش کاگان (۱۹۵۶) پایه‌گذار آن است. وی رابطه خطی باثباتی بین تقاضای پول و تورم ترسیم نموده است. حجم قابل توجهی از پژوهش‌های کاربردی پس از آن حاکی از غیرخطی بودن این رابطه است (بارو، ۱۹۷۰، خان، ۱۹۷۵ و بتال و اسکستین، ۱۹۹۷).

پژوهش حاضر نحوه واکنش بلندمدت و کوتاه‌مدت تابع تقاضای پول نسبت به متغیرهای اقتصادی و چگونگی ثبات این رابطه را برای ایران بررسی می‌نماید، همچنین برآورد سطح تورم آستانه‌ای و نحوه واکنش تابع تقاضای پول نسبت به آن مورد تحلیل قرار می‌گیرد. در پژوهش حاضر، از یک سو با توجه به اثر فیشر[1] که بیانگر ارتباط مستقیم بین نرخ بهره واقعی و تورم است ($i = r + \Pi$) و از سوی دیگر با توجه به هدف پژوهش که برآورد اثر تورم بر تابع تقاضای پول و برآورد سطح آستانه‌ای آن می‌باشد در الگوسازی از متغیر تورم نیز استفاده شده است. از سوی دیگر، حجم پژوهش‌های انجام‌شده در خصوص اثر آستانه‌ای تورم بر تقاضای پول بسیار اندک بوده است. به این منظور، مقاله حاضر به بررسی اثر آستانه‌ای تورم بر تابع تقاضای پول نیز می‌پردازد. در ادامه، مبانی نظری تابع تقاضای پول معرفی خواهند شد، سپس پیشینه مطالعاتی به‌اجمال مرور می‌شود. پس از معرفی الگوها و روش‌های برآورد نتایج به‌دست آمده تجزیه‌وتحلیل می‌شوند.

1. Fisher Effect

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

۲. مبانی نظری تحقیق

تاریخچه نظریه‌پردازی تابع تقاضای پول به مباحث اقتصاددانان کلاسیک و نظریه مقداری پول باز می‌گردد که ریشه در افکار فیشر (۱۹۱۱) و پیگو (۱۹۱۷) دارد. بر اساس نظریه کلاسیک‌ها پول وسیله مبادله بوده که به طور مستقیم بر سطح عمومی قیمت‌ها و میزان تورم اثرگذار است. تحلیل فیشر از نظریه مقداری پول به رابطه فیشر مشهور شده است که بر اساس آن حجم پول در یک دوره مشخص و سرعت گردش آن رابطه مستقیمی با قیمت مبادله کالاها و میزان کالاهای مبادله‌شده دارد. رابطه فیشر از طریق تساوی زیر قابل بیان است:

$$M_t^s \times V_t = P_t \times K_t \qquad (۱)$$

در رابطه فیشر، M: حجم پول درگردش در دوره T، V:سرعت گردش پول، K: میزان مبادلات و P: قیمت مبادلات در همان دوره است. تحلیل پیگو از رابطه مبادله به رویکرد کمبریج مشهور است که بعدها توسط مارشال (۱۹۲۳) توسعه یافت و بر اساس آن پول علاوه بر وسیله مبادله بودن نقش ذخیره ارزش را نیز ایفا می‌نماید، بنابراین پول تأثیر مستقیمی بر ثروت داشته و با افزایش آن درآمد افراد نیز افزایش می‌یابد. تحلیل پیگو و مارشال را می‌توان از طریق رابطه زیر بیان داشت:

$$M_t^s \times V_t = P_t \times Y_t \quad \text{Þ} \quad M_t^s = \left(\frac{1}{V_t}\right) P_t \times Y_t \quad \text{Þ} \quad M_t^s = k \times P_t \times Y_t \qquad (۲)$$

در تحلیل کمبریج، K: عکس سرعت گردش پول و Y: درآمد فرد در دوره T است. از دیدگاه مارشال K میل نگهداری درصدی از درآمد به‌صورت پول است و عاملان اقتصادی همواره درآمد خود را بین نگهداری پول و دیگر کالاها تقسیم می‌کنند.

با توجه به اهمیت تقاضای پول در اتخاذ سیاست پولی مناسب توسط بانک مرکزی از یک سو و نقش آن در بررسی رفتار طرف تقاضای پول (بررسی شرایط دام نقدینگی و واکنش‌ها نسبت به تغییرات میزان بهره)، لحاظ نمودن متغیر میزان بهره رویکردی متداول در الگوسازی تابع تقاضای پول شده است که ریشه در نظریه‌های کینزین‌ها دارد (باوجانک، ۲۰۰۴). بر اساس مکتب کینز، عاملان اقتصادی به سه دلیل پول را نگهداری می‌کنند. انگیزه معاملاتی، احتیاطی و سفته‌بازی و تابع تقاضای پول تابعی فزاینده نسبت به سطح درآمد و کاهنده نسبت به هزینه فرصت نگهداری پول (میزان بهره) می‌باشد که این مسئله از طریق معادله (۳) بیان شده است:

$$M_t^d = k(Y_t) + L(r_t) \qquad (۳)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

کینز معتقد است آن بخش از درآمد که بر مبنای انگیزه سفته‌بازی نگهداری می‌شود به‌صورت پول یا اوراق قرضه یا ترکیبی از آنها خواهد بود، به گونه‌ای که با افزایش میزان بهره انتظاری میزان تقاضای اوراق قرضه و سهام افزایش یافته و میزان تقاضای سفته‌بازی پول افزایش می‌یابد. متفاوت با آنچه کینزین‌ها در خصوص انگیزه سفته‌بازی تقاضای پول دارند بامول (۱۹۵۲) و توبین (۱۹۵۶) تقاضای پول را تنها بر اساس انگیزه مبادله عنوان می‌کنند، به این صورت که هزینه‌های معاملاتی دارایی‌های مالی (اوراق قرضه و سهام) هنگام تبدیل آنها به پول خنثی‌کننده بازده بالاتر نگهداری آنها خواهد بود. در واقع، درآمد افراد به ۲ صورت دارایی‌های دارای بازده و پول نقد نگهداری می‌شوند و نگهداری دارایی‌های مالی از یک سو دربردارنده سود حاصل از بهره آنها و از سوی دیگر دارای هزینه‌های معاملاتی است و افراد بر اساس تحلیل هزینه- فایده نسبت به نگهداری آنها تصمیم‌گیری می‌کنند. معادله تقاضای پول بامول- توبین از طریق رابطه (۴) نشان داده شده است:

$$M_t^d = \sqrt{\frac{a_t \times y_t}{2 \times r_t}} \qquad (۴)$$

که در آن M_t^d تقاضای پول در هر دوره تابعی مستقیم از درآمد واقعی (Y) و هزینه‌های حقیقی (a) و تابعی معکوس از میزان بهره (r) در همان دوره است. پس از بامول و توبین و با توسعه بازارهای مالی به‌ویژه بازار بورس دیدگاه جدیدی توسط میلتون فریدمن (۱۹۵۶) در خصوص تقاضای پول مطرح شد، به این صورت که پول به‌عنوان یک کالای دوام‌پذیر به‌صورت مستقیم وارد تابع مطلوبیت مصرف‌کننده و تولیدکننده می‌شود. بر این اساس، پول با دیگر دارایی‌ها از قبیل دارایی‌های مالی (اوراق قرضه و اوراق سهام) و کالاهای با دوام مقایسه‌شده و با افزایش حجم پول نگهداری‌شده مطلوبیت نهایی خدمات پولی کاهش می‌یابد. بر اساس دیدگاه فریدمن تغییرات میزان بهره اثری بر میزان تقاضای پول ندارد، زیرا تصمیم‌گیری در خصوص نگهداری پول یا دیگر کالاها وابسته به میزان بازده سایر کالاها است؛ در نتیجه فریدمن پیشنهاد می‌کند به‌جای استفاده از متغیر نرخ بهره به‌صورت مستقیم در تابع تقاضای پول از عوامل دیگری مانند میزان تورم استفاده شود. رویکرد فریدمن به تابع تقاضای پول برخاسته از نظریه مقداری پول و لحاظ نمودن متغیرهای واقعی به‌جای متغیرهای اسمی است، به گونه‌ای که خنثایی بلندمدت پولی[1] برقرار باشد (فریدمن، ۱۹۷۲ و ۱۹۸۷). در این حالت، تابع تقاضای پول بر رابطه مستقیم بین رشد مداوم میزان تورم[2]

1. Long-Run Monetary Neutrality
2. Steady-State of Inflation Rate

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

و تفاضل نرخ رشد پایدار تولید و حجم پول دلالت دارد. مثال دیگر از اتخاذ چنین رویکردی روش مک‌کالوم و گودفرند (۱۹۸۷) است که تابع تقاضای پول را بر اساس رابطه زیر بیان می‌کنند:

$$\log\left(M_t\right) = c_0 + c_1\left(\log\left(Y_t\right)\right) - c_2\left(R_t - \pi_t\right) + c_3\left(t\right) + e_t \qquad (۵)$$

که درآن، M_t: تقاضای واقعی پول، R_t: نرخ بهره اسمی و π_t: نرخ تورم می‌باشند. گرچه چنین رویکردی در سال ۱۹۸۸ مورد انتقاد لوکاس قرار گرفت، اما در نهایت پس از انجام تعدیلاتی این ارتباط به‌صورت معادله زیر مورد پذیرش قرار گرفت:

$$E\left(\Delta\log\left(M_t\right)\right) = c_0 + c_1\left[E\left(\Delta\log\left(Y_t\right)\right)\right] - c_2\left[E\left(\pi_t\right)\right] + e_t \qquad (۶)$$

معادله (۶) بیانگر رابطه‌ای بلندمدت است که هر انتقالی در عرض از مبدأ تابع تقاضای پول رخ دهد (تکانه‌های مالی) به‌طور دائمی برقرار نخواهد ماند و در تفاضل‌گیری حذف خواهد شد، همچنین با توجه به بی‌اثر بودن نرخ بهره اسمی در الگو تغییرات آن در بلندمدت صرفاً از مجرای نرخ تورم بر تقاضای واقعی پول اثرگذار خواهد بود (ایرلند، ۲۰۰۹ و مک‌کالم و نلسون ، ۲۰۱۰).

رویکردهای متفاوتی در خصوص الگوسازی تقاضای پول مطرح است که به‌طور کلی می‌توان آنها را در ۲ گروه اصلی طبقه‌بندی نمود: تحلیل‌هایی که مبتنی بر متغیرهای انتخاب‌شده در الگو صورت پذیرفته‌اند و تحلیل‌های که مبتنی بر روش سنجش و برآورد متغیرها هستند (سریرم، ۲۰۰۱). در رویکردهایی که مبتنی بر متغیرهای توضیحی هستند انعکاس اثر هزینه فرصت نگهداری پول در الگو جزء ویژگی‌های اساسی این روش محسوب می‌شود و در تحلیل‌هایی که مبتنی بر روش برآورد الگو هستند سیستم اتخاذ شده می‌بایست عاری از مسائل مربوط به نقض فروض الگوسازی بوده و در مطالعات تجربی عملکرد خوبی داشته باشد (سریرم، ۲۰۰۱ و وودفرد، ۲۰۰۷). از سوی دیگر، دلایل متعددی پیرامون عدم خطی بودن تابع تقاضای پول بیان شده است از قبیل تغییرات ساختاری در اقتصاد و حرکت از یک اقتصاد برنامه‌ریزی شده[1] (دولت-محور) به یک اقتصاد بازار- محور[2] و نیز دلایل دیگری همچون افزایش دائمی در کشش درآمدی پول که برآمده از فرایند پرداخت نقدی بدهی‌های دولتی از طریق انتشار پول و کاهش در سرعت گردش پول بوده است (مشکین، ۲۰۱۰ و بهمنی‌اسکویی، ۱۹۹۶). چنانچه متغیرهای درآمد

1. Planned Economy
2. Market Oriented

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

ناخالص ملی و تورم، میزان ارز و میزان بهره بانکی را به‌ترتیب با Y، Π، Ex و i نمایش دهیم و از شکل عمومی تابع تقاضای پول لگاریتم طبیعی بگیریم خواهیم داشت:

$$Ln\left(m_t^d\right)=\beta_0+\beta_1 Ln\left(y_t\right)+\beta_2 Ln\left(\pi_t\right)+\beta_3 Ln\left(Ex_t\right)+\beta_4\left(i_t\right)+\varepsilon_t \qquad (۷)$$

M_t^d در این معادله نشان‌دهنده تقاضای حقیقی پول، Y_t بیانگر میزان رشد واقعی درآمد، π_t تورم و i میزان بهره بانکی و β_i به‌ترتیب بیانگر کشش درآمدی، کشش تورمی، کشش میزان ارز و کشش میزان بهره تقاضای پول هستند (بوفینگر، ۲۰۰۱). بر اساس نظریه‌های اقتصادی و مطالعات تجربی قبلی انتظار می‌رود که تقاضای حقیقی پول دارای عرض از مبدأ مثبت و تابعی فزاینده نسبت به درآمد حقیقی و تابعی کاهنده نسبت به میزان تورم و میزان بهره باشد، اما در خصوص علامت کشش نرخ ارز نمی‌توان پیشگویی نمود (حسین، ۲۰۰۱ و آپوستولوس، ۲۰۰۷).

۳. پیشینه پژوهش

بر اساس مباحث نظری اصراری بر خطی بودن رابطه تقاضای پول و تورم وجود ندارد. از سوی دیگر، بر پایه پژوهش‌های تجربی صورت‌گرفته در کشورهای مختلف حجم قابل‌توجهی از مطالعات حاکی از غیرخطی بودن این رابطه بوده است. پژوهش کاگان (۱۹۵۶) را می‌توان از نخستین کارهای این حوزه معرفی نمود که به الگوسازی رابطه بین حجم تقاضای پول و میزان تورم پرداخته است و بر پایه رگرسیون خطی وجود رابطه مثبت بین تقاضای پول و میزان تورم را نشان داده است. وجود چنین رابطه‌ای توسط بارو (۱۹۷۰) نیز مورد بررسی قرار گرفت. یافته‌های وی نیز حاکی از مثبت بودن اثر تورم بر تقاضای پول است. نتایج خان (۱۹۷۵) تأییدکننده یافته‌های کاگان و بارو در رابطه با اثر مثبت نرخ تورم بر تقاضای پول بود، همچنین بر اساس سطح تورم در کشور مورد نظر میشل و همکاران (۱۹۹۹) تأکید بر متمایز نمودن تورم و ابرتورم در الگوسازی تابع تقاضای پول دارند. یافته‌های آنها نشان‌دهنده رفتار دوگانه تابع تقاضای پول نسبت به تورم است؛ به این صورت که اثر ابرتورم بر تقاضای پول منفی و اثر تورم عادی مثبت گزارش شده است. نتایج تجربی لوتکیپل و همکاران (۱۹۹۹) حاکی از نزدیک بودن تابع انتقال[1] به تابع پله‌ای[2] بوده که نشان‌دهنده تطابق متفاوت عوامل اقتصادی نسبت به سطوح مثبت و منفی تورم است. یافته‌های مطالعات دگراو (۲۰۰۵) و امیلیانو (۲۰۰۹) که از رویکردهای غیرخطی رگرسیونی بهره‌گرفته‌اند نیز تأییدکننده اثر مثبت بین تورم و تقاضای پول بوده است. مطالعات انجام‌شده بر پایه الگوهای همجمعی نیز

1. Transition Function
2. Step Function

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

نشان‌دهنده وجود رابطه بلندمدت بین میزان تورم و حجم تقاضای پول در کشورهای مختلف است؛ از آن جمله می‌توان به مطالعه آلبان (۲۰۱۳) اشاره داشت که با استفاده روش انگل-گرنجر وجود رابطه بلندمدت پایدار بین تقاضای پول و نرخ تورم در کانادا را تأیید نموده است، همچنین بر اساس تحقیق ژائو و پارک (۲۰۱۱) وجود تعادل بلندمدت بین تابع تقاضای پول، درآمد حقیقی، میزان تورم انتظاری و قیمت سهام در کشور چین به اثبات رسیده است. ولترز، تراسویرتا و لوتکیپل (۱۹۹۸) به بررسی تابع تقاضای پول و ثبات آن در آلمان پرداخته‌اند که از طریق تابع انتقال ملایم[1] اثر آستانه‌ای تورم بر تابع تقاضای پول مورد بررسی قرار گرفته و میزان ۳/۵ درصد تورم را نقطه عطف تغییر رفتار تابع تقاضای پول عنوان نموده‌اند. الگوهای پیشرفته اقتصادسنجی نیز در این حوزه استفاده شده‌اند که می‌توان به کاربرد الگوی STVECM[2] اشاره نمود که در تحقیق هوانگ و همکاران (۲۰۱۱) در خصوص تابع تقاضای پول تایوان طی سال‌های (۲۰۱۰-۱۹۶۰) به‌کار رفته و نتایج آن حاکی از عملکرد کاراتر این الگو نسبت به الگوهای سنتی رایج بوده است.

صرف‌نظر از اینکه اغلب محققان با ثبات بودن تابع تقاضای پول نسبت به متغیرهای توضیحی انتخاب‌شده را گزارش کرده‌اند پژوهش‌هایی نیز در دست است که عدم ثبات تابع تقاضای پول نسبت به تورم و درآمد در آنها به تأیید رسیده است. به‌عنوان مثال، در مطالعه کیم (۲۰۱۱) بی‌ثباتی تابع تقاضای پول نسبت به میزان تورم طی سال‌های (۲۰۱۰-۱۹۹۵) در کره‌جنوبی بر اساس الگوی تصحیح خطا[3] مشاهده شده است. در ایران می‌توان به پژوهش سامتی و یزدانی (۱۳۸۷) اشاره نمود که به تحلیل اقتصادسنجی تابع تقاضای پول طی سال‌های (۱۳۸۶-۱۳۳۸) با استفاده از روش تصحیح خطا و هم‌انباشتگی پرداخته‌اند. در این تحقیق تقاضای پول در ایران را تابعی از میزان ارز، میزان تورم و تولید ناخالص ملی در نظر گرفته‌اند و نتایج حاکی از ثبات بلندمدت این رابطه بوده است. شهرستانی و رنانی (۱۳۸۷) از روش ARDL اثر متغیرهای درآمد حقیقی و تورم بر تقاضای پول را برآورد نموده‌اند. یافته‌های آنها نشان‌دهنده همگرایی و ثبات تابع تقاضای پول در ایران است، همچنین طیب‌نیا و فرنام (۱۳۹۱) با سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل AIDS[4] و شکل لئونتیف تابع تقاضای پول به برآورد کشش‌های تقاضا از جمله کشش‌های درآمدی، قیمتی، جانشینی، آلن و موریشیما برای سال‌های (۱۳۸۶-۱۳۷۴) پرداخته‌اند. نتایج آنها بیانگر تطابق دقیق‌تر الگوی لئونتیف در رابطه با ایران بوده است. خلیلی‌عراقی و همکاران (۱۳۹۲)

1. Smooth Transition Function
2. Smooth Transition Vector Error Correction Model
3. Error Correction Model
4. Almost Ideal Demand System

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

نیز از طریق الگوی ARDL به برآورد روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت تابع تقاضای پول در ایران پرداخته‌اند و وجود ارتباط مثبت تقاضای پول با درآمد و میزان ارز درآن به اثبات رسیده است.

اسلاملوئیان و ذاکری (۱۳۸۸) نیز تابع تقاضای پول در ایران را مورد بررسی قرار داده‌اند و با استفاده از الگوی ARDL نتیجه می‌گیرند که اجرای قانون بانکداری بدون ربا اثر قابل توجهی بر تابع تقاضای پول نداشته است.

جعفری‌صمیمی و همکاران (۱۳۸۵) نیز به بررسی ثبات تابع تقاضای پول با تمرکز بر M_1 و M_2 و به‌کارگیری روش جوهانسن پرداخته‌اند و ثبات هر دو الگو به تأیید رسیده است. پژوهش‌های مشابهی نیز توسط دهمرده و ایزدی (۱۳۸۶) و عزیزی و مرادخانی (۱۳۷۷) انجام شده است و ثبات تابع تقاضای پول و وجود رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت متغیر تقاضای پول و متغیرهای میزان ارز، درآمد ملی و تورم درآنها از طریق الگوی VECM بررسی شده است. علیرغم مطالعات مختلفی که در زمینه تابع تقاضای پول انجام گرفته است پژوهش‌های داخلی و خارجی بسیار اندکی بر مسئله رفتار متفاوت این متغیر نسبت به سطوح مختلف تورم و بر اساس آن برآورد سطح تورم آستانه‌ای صورت پذیرفته است و از این جهت به‌نظر می‌رسد پژوهش حاضر در این حوزه می‌تواند دارای نوآوری باشد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

جدول ۱. پیشینه مطالعاتی تحقیق

	محقق	الگوی مدلسازی و متغیرهای انتخابی	نتایج و یافته‌ها
پژوهش‌های صورت‌گرفته در دیگر کشورها	کاگان (۱۹۵۶)	مدل رگرسیون خطی	اثبات یک رابطه مثبت و معنادار بین نرخ تورم و حجم تقاضای پول در اقتصاد آمریکا
	بارو (۱۹۷۰)	مدل رگرسیون خطی	مشاهده وجود ارتباط مستقیم بین میزان تورم و سطح تقاضای پول در آمریکا
	خان (۱۹۷۵)	مدل رگرسیون خطی	تأیید یافته‌های دیگر محققین در وجود ارتباط مثبت بین حجم تقاضای پول و میزان تورم
	میشل و همکاران (۱۹۹۹)	مدل داده‌های پنل	تفکیک اثر تورم بر تقاضای پول بر اساس سطح تورم (عادی و ابرتورم) مشاهده‌شده در کشورهای گوناگون
	ولترز، تراسویرتا و لوتکپیل (۱۹۹۸)	الگوی انتقال هموار	استخراج سطح آستانه‌ای ۳/۵ درصد در اقتصاد آلمان در خصوص پاسخگویی مثبت و منفی تقاضای پول به میزان تورم
	لوتکپیل و همکاران (۱۹۹۹)	مدل رگرسیون تغییر رژیم	وجود یک تابع انتقال پله‌ای در نحوه پاسخگویی سطح تقاضای پول به میزان تورم مشاهده‌شده در اقتصاد آلمان
	دگراو (۲۰۰۵)	مدل رگرسیون غیرخطی	مشاهده اثر مثبت تورم بر سطح تقاضای پول به‌ازای تمام سطوح تورم
	امیلیانو (۲۰۰۹)	مدل رگرسیون غیرخطی	پاسخگویی مثبت حجم تقاضای پول به سطوح مختلف تورم
	ژائو و پارک (۲۰۱۱)	الگوی همجمعی	استخراج رابطه بلندمدت بین تقاضای پول، سطح تورم و درآمد حقیقی در چین
	هوانگ و همکاران (۲۰۱۱)	الگوی تصحیح خطای برداری آستانه‌ای	اثبات اثر آستانه‌ای تورم بر سطح تقاضای پول در تایوان و کارایی بالاتر این مدل در مقایسه با مدل‌های VECM
	کیم (۲۰۱۱)	الگوی تصحیح خطای برداری	اثبات عدم ثبات تابع تقاضای پول نسبت به سطح تورم و درآمد حقیقی در کره جنوبی
پژوهش‌های انجام شده در ایران	آلبان (۲۰۱۳)	روش انگل-گرنجر	برآورد یک رابطه بلندمدت و پایدار بین سطح تقاضای پول و میزان تورم در کانادا
	عزیزی و مرادخانی (۱۳۷۷)	الگوی تصحیح خطای برداری	ثبات تابع تقاضای پول برحسب متغیرهای میزان ارز، درآمد ملی و تورم بررسی و استخراج گردیده است.
	دهمرده و ایزدی (۱۳۸۶)	الگوی تصحیح خطای برداری	وجود روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت تقاضای پول با متغیرهای نرخ ارز، درآمد ملی و تورم به‌دست آمده است.
	سامتی و یزدانی (۱۳۸۷)	روش تصحیح خطا و هم‌انباشتگی	تقاضای پول در ایران تابعی از میزان ارز، میزان تورم و تولید ناخالص ملی در نظر گرفته شده و نتایج حاکی از ثبات بلندمدت این رابطه بوده است.
	شهرستانی و رنانی (۱۳۸۷)	الگوی وقفه‌های توزیعی خودبازگشتی	درآمد حقیقی و تورم را بر تقاضای پول برآورد شده و نتایج بیانگر همگرایی وثبات این رابطه بوده‌اند.
	طیب نیا و فرنام (۱۳۹۱)	سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل	تطابق دقیق‌تر الگوی لئونتیف در خصوص تابع تقاضای پول و ارائه توصیه‌های سیاستی
	خلیلی‌عراقی و همکاران (۱۳۹۲)	الگوی وقفه‌های توزیعی خودبازگشتی	ارتباط مثبت تقاضای پول با درآمد و نرخ ارز ثبات بلندمدت این رابطه به‌دست آمده است.
	اسلاملوئیان و ذاکری (۱۳۸۸)	الگوی وقفه‌های توزیعی خودبازگشتی	عدم اثرگذاری قانون بانکداری بدون ربا بر تابع تقاضای پول مشاهده شده است.
	جعفری‌صمیمی و همکاران (۱۳۸۵)	روش جوهانسن	ثبات بلندمدت تابع تقاضای پول بر اساس تعاریف مختلف پول استخراج شده است.

مأخذ: نتایج تحقیق.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

٤. داده‌ها و روش پژوهش

بازه زمانی تحقیق حاضر دربرگیرنده سال‌های (۱۳۹۰-۱۳۵۲) بوده است و برای بررسی شکل تابع تقاضای پول از لحاظ خطی یا غیرخطی بودن و تعیین سطح آستانه‌ای تورم و نحوه واکنش تقاضای پول به آن داده‌های سری زمانی مربوط به متغیرهای تقاضای پول تحت تعریف محدود آن (M_1) و تعریف گسترده آن (M_2)، تولید ناخالص داخلی (GDP)، نرخ سپرده‌های بلندمدت (i)، نرخ ارز بازار آزاد (Ex) و شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) استفاده شده است. تمام داده‌های پژوهش حاضر از وب‌سایت رسمی بانک مرکزی ایران به نشانی www.cbi.ir استخراج و سال پایه ۱۳۷۶ در نظر گرفته شده است. در این پژوهش برای مدلسازی الگوی VECM و استخراج روند بلندمدت از آن از نسخه ۹ نرم‌افزار Eviews بهره گرفته‌شد و برای الگوسازی مدل‌های غیرخطی انتقال هموار از نرم‌افزار JMulTi استفاده شده است.

همانطور که در مبانی نظری تحقیق عنوان شد تابع تقاضای پول به‌طور خاص نشان می‌دهد مانده پول واقعی با درآمد رابطه مستقیم و با هزینه نگهداری پول رابطه عکس دارد. در پژوهش حاضر، از GNP به‌عنوان متغیری که درآمد و حجم مبادلات را نمایندگی می‌کند استفاده شده است. برای انتخاب نماینده هزینه فرصت نگهداری پول یکبار بر اساس دیدگاه فریدمن از متغیر میزان تورم و یکبار بر اساس دیدگاه کینز از متغیر نرخ بهره استفاده شده است، در نتیجه ۴ الگو مورد بررسی قرار گرفته‌اند که به‌صورت زیر قابل نمایش‌اند:

$$\begin{aligned} &\text{Model 1} \quad \text{®} \quad M_1 = f\left(y, \pi, Ex\right) \\ &\text{Model 2} \quad \text{®} \quad M_1 = f\left(y, \pi, i, Ex\right) \\ &\text{Model 3} \quad \text{®} \quad M_2 = f\left(y, \pi, Ex\right) \\ &\text{Model 4} \quad \text{®} \quad M_2 = f\left(y, \pi, i, Ex\right) \end{aligned} \qquad (۸)$$

نقطه آغاز الگوسازی سری‌های زمانی آزمون‌های ریشه واحد محسوب می‌شود. در مقاله حاضر علاوه بر آزمون متداول دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF)[1] آزمون ایستایی سایکونن- لوتکپین (SL)[2] نیز اجرا شده است. دلیل آن نقص عمده نهفته در فروض آزمون ADF یعنی چشم‌پوشی از وجود شکست در سری موردنظر است. قالب کلی آزمون ADF در معادله (۹) آمده است که در آن Y_t نشان‌دهنده سری زمانی مورد بررسی، t^* روند قطعی و (α, β, δ) پارامترهای الگو هستند.

1. Augmented Dickey-Fuller
2. Saikkonen-Lutkepohl

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t^* + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۹)$$

آزمون (SL) انواع مختلف شکست ساختاری را از طریق معرفی یک تابع تکانه یا تابع شیفت[1] در برآوردها لحاظ می‌کند. شکل عمومی این آزمون به‌صورت زیر تعریف شده است:

$$Y_t = \mu_0 + \mu_1 t^* + f_t(\theta)'\gamma + \varepsilon_t \qquad (۱۰)$$

که در آن، $f_t(\theta)$ بیانگر تابع تکانه مورد نظر است. پس از آزمون‌های ایستایی وجود بردار هم‌انباشتگی از طریق الگوی جوهانسن–جوسلیوس (۱۹۹۰) آزمون می‌شود و در نهایت الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) مورد برآورد قرار خواهد گرفت که قالب کلی آن در معادله (۱۱) معرفی شده است:

$$\Delta Y_t = \mu + \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۱۱)$$

که در آن، $\Pi = \sum_{i=1}^{p} A_i - I$ است و دربرگیرنده آثار کوتاه‌مدت و $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^{p} A_j$ می‌باشد و نشان‌دهنده ماتریس پاسخ بلندمدت بوده و A نشان‌دهنده ماتریس ضرایب متغیرهای پژوهش و I ماتریس تشخیص (Identity) است. برای محاسبه ریشه مشخصه‌های ماتریس Π از ۲ آزمون تریس و حداکثر مقدار ویژه استفاده خواهد شد که قالب کلی آنها در معادلات (۱۲) و (۱۳) آمده است.

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^{n} \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \qquad (۱۲)$$

$$\lambda_{\max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \qquad (۱۳)$$

که در آنها، r: مرتبه ماتریس، T: تعداد مشاهدات و λ: مقدار ویژه هستند. در مرحله نهایی، برای بررسی خطی یا غیرخطی بودن تابع تقاضای پول و تعیین سطح آستانه‌ای تورم رگرسیونی غیرخطی به‌کار رفته است. الگوی غیرخطی مورد استفاده در تحقیق حاضر از نوع رگرسیون انتقال ملایم (STR) است که از جمله مزایای آن می‌توان به موارد زیر اشاره نمود:

1. Shift Function

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

- در این الگو نیازی به وارد نمودن متغیر مجازی و بررسی شکست ساختاری نیست، زیرا این روش به بررسی وجود شکست در الگو می‌پردازد.

- در این الگو سرعت و روند انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر برآورد می‌گردد.

- در این الگو وجود روابط غیرخطی و نامتقارن بین متغیرها قابل بررسی و شناسایی است.

شکل عمومی تابع STR در معادله (۱۴) نشان داده شده است.

$$\left.\begin{array}{l} Y_t = \varphi' Z_t + \theta' Z_t * F\left(\gamma, s_t, c\right) + u_t \\ \text{Þ} \left\{\varphi + \theta * F\left(\gamma, s_t, c\right)\right\}^{\not c} Z_t + u_t \end{array}\right\} \quad t = 1, 2, ..., T \qquad (۱۴)$$

که در آن، Z_t: بردار متغیرهای مستقل، $\varphi = \left(\varphi_0, \varphi_1, \varphi_2, ..., \varphi_m\right)^{\not c}$ و $\theta = \left(\theta_0, \theta_1, \theta_2, ..., \theta_m\right)^{\not c}$: بردار پارامترهای الگو و $u_t \cong iid\left(0, \sigma^2\right)$ می‌باشند. تابع انتقال F تابعی پیوسته است که کران بالایی و پایینی آن یک و صفر هستند. پارامتر γ شاخص انتقال سرعت و پارامتر C نشان‌دهنده نقطه انتقال یا نقطه تغییر رژیم می‌باشد. الگوریتم‌های گوناگونی برای برآورد پارامتر γ و C پیشنهاد شده است که از جمله بهترین آنها الگوریتم جستجوی شبکه‌ای است که توسط چان و تونگ (۱۹۹۰) معرفی شد و به روش TGSP[1] مشهور است. دو شکل کلی برای تابع انتقال در الگوی STR پیشنهاد شده است که عبارتند از تابع انتقال نمایی[2] و تابع انتقال لاجستیک[3] که شکل آنها در معادلات (۱۵) و (۱۶) آمده است:

$$\text{Logistic Trnasmission Function}: \quad F\left(c_t\right) = \frac{1}{1+\exp\left\{-\gamma\left(s_t - c\right)\right\}} \qquad (۱۵)$$

$$\text{Exponential Trnasmission Function}: \quad F\left(c_t\right) = 1 - \frac{1}{1+\exp\left\{-\gamma\left(s_t - c\right)^2\right\}} \qquad (۱۶)$$

بسته به نوع تابع انتقال مورد استفاده در الگوی STR این الگو در غالب‌های LSTR یا ESTR قرار خواهد گرفت. تفاوت این ۲ الگو در رفتار توابع انتقال آنها نهفته است، به این صورت که در الگوی LSTR با حرکت C_t از $-\infty$ به $+\infty$ ضرایب $\varphi + \theta * F\left(c_t\right)$ به‌عنوان تابعی از C و به‌صورت یکنواخت از φ به $\varphi + \theta$ تغییر می‌کنند، در حالی‌که در الگوی ESTR ضرایب به‌صورت متقارن و حول نقطه C از φ به

1. Threshold Grid Search Process
2. Exponential
3. Logistic

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

$\varphi+\theta$ تغییر می‌کنند. این امر به‌معنای وجود یک رفتار متقارن در رژیم بالایی و پایینی الگوی ESTR و یک رفتار نامتقارن در رژیم‌های الگوی LSTR است. به این دلیل می‌توان بیان داشت که درجه تطابق در الگوی LSTR بالاتر از الگوی ESTR خواهد بود، بنابراین الگوی غیرخطی پژوهش حاضر الگوی LSTR خواهد بود:

$$Y_t = \varphi + \theta * \left(1 + \exp\left\{ -\gamma \prod_{k=1}^{2} \left(s_t - c_k \right) \right\} \right)^{-1} Z_t + u_t \quad , \quad \gamma f 0 \qquad (۱۷)$$

که در آن، K: تعداد تغییر در رژیم یا تعداد نقاط آستانه‌ای است و مقادیر رایج برای آن ۱ و ۲ است و الگوهای متناسب با آنها LSTR1 و LSTR2 خواهند بود. همانطور که تراسویرتا و گرنجر (۱۹۹۳) نشان داده‌اند، برای آزمون فرضیه غیرخطی بودن متغیرها در مقابل دو الگوی پارامتری غیرخطی، از رگرسیون کمکی زیر استفاده خواهد شد:

$$y_t = \beta_0' Z_t + \sum_{j=1}^{3} \beta_j' \tilde{Z}_t s_t^j + \varepsilon_t \qquad (۱۸)$$

همچنین برای تعیین نوع الگو غیرخطی LSTR1 یا LSTR2 از معادله رگرسیون کمکی فوق استفاده شده است و چنانچه یک نقطه آستانه‌ای وجود داشته باشد الگوی LSTR1 و چنانچه دو نقطه آستانه‌ای وجود داشته باشد الگوی LSTR2 خواهد بود. در نهایت، الگوی برازش شده از طریق آزمون‌های تشخیص (مانند آزمون خودهمبستگی سریالی و آزمون ناهمسانی واریانس) آزمون شده است تا وجود یا عدم وجود خطای تصریح در آن مشخص شود (هانس و وان‌دیک، ۲۰۰۰).

۵. یافته‌های تحقیق

همانگونه که عنوان شد برای پرهیز از به‌دست آوردن رگرسیون کاذب و نتایج گمراه‌کننده لازم است ایستایی سری‌های زمانی تحقیق مورد بررسی قرار گیرند. به این منظور، آزمون‌های ایستایی دیکی–فولر تعمیم‌یافته (ADF) و سایکونن–لوتکپیل (SL) مورد استفاده قرار گرفته‌اند. نتایج آزمون‌های ایستایی در جداول (۲) و (۳) خلاصه شده‌اند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

جدول ۲. نتایج آزمون ایستایی دیکی- فولر انباشته

نام متغیر	ADF تست بر مقادیر اصلی		ADF تست بر فرم تفاضلی مرتبه اول	
	با عرض از مبدأ	با روند و عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ	با روند و عرض از مبدأ
Log(M1)	-۲/۷۴۴۴	-۲/۴۷۷۲	-۴/۴۲۴۵***	-۴/۴۲۱۵***
Log(M2)	۰/۶۳۶۲	-۱/۸۷۳۱	-۳/۹۲۲۵**	-۳/۸۱۷۰**
Log(GDP)	-۰/۶۸۹۳	-۱/۳۶۰۹	-۶/۸۴۶۶***	-۷/۱۰۶۰***
Log(INF)	-۰/۳۷۵۶	-۱/۳۳۴۶	-۳/۷۷۲۳**	-۳/۷۱۴۲**
Log(Ex)	-۲/۲۷۷۴	-۰/۵۶۴۷	-۲/۲۴۵۷*	-۴/۰۹۸۷**
i	-۰/۸۳۱۳	-۲/۰۴۷۴*	-۵/۶۷۳۳***	-۵/۵۸۷۹***

***، **، * به‌ترتیب به‌معنای اعتبار آماری ضریب در سطح معنادار ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشند.
مأخذ: نتایج تحقیق.

جدول ۳. نتایج آزمون ایستایی سایکونن- لوتکیپل

نام متغیر	SL تست بر مقادیر اصلی		SL تست بر فرم تفاضلی مرتبه اول	
	با عرض از مبدأ	با روند و عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ	با روند و عرض از مبدأ
Log(M1)	-۰/۸۴۱۵	-۲/۱۵۹۳	۳/۰۰۴۲**	۲/۱۹۱۳*
Log(M2)	-۰/۰۲۴۹	-۲/۰۵۸۱	-۳/۱۲۴۶**	-۱/۲۸۲۳
Log(GDP)	-۰/۱۵۸۶	-۱/۳۲۳۴	-۲/۵۰۵۸*	-۲/۴۳۶۰**
Log(INF)	-۰/۸۶۸۵	-۱/۴۰۰۵	-۲/۵۷۲۰**	-۲/۳۹۶۲**
Log(Ex)	-۱/۹۰۷۲	-۱/۸۴۱۱	-۳/۰۹۷۴**	۳/۱۲۸۷**
i	-۱/۴۴۷۲	-۲/۳۲۷۶*	-۳/۵۲۳۶***	-۳/۳۳۲۹**

***، **، * به‌ترتیب به‌معنای اعتبار آماری ضریب در سطح معنادار ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشند.

مأخذ: نتایج تحقیق.

نتایج آزمون‌های ایستایی حاکی از آن است که سری‌های زمانی تحقیق در شکل اصلی خود ایستا نیستند، اما پس از یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند. عدم ایستایی متغیرها در شکل اصلی بیانگر آنست که سطح آنها تحت تأثیر تکانه‌های دائمی است، به‌گونه‌ای که با بروز یک نوسان گرایشی جهت بازگشت به روند خطی معینی وجود ندارد. متغیرهای پژوهش دارای درجه انباشتگی مشابه (همگی مرتبه اول) هستند و بر این اساس می‌توان از آنها در تشکیل سیستم معادله‌های تصحیح خطا استفاده نمود. پیش از الگوسازی بررسی وجود بردار یا بردارهای هم‌انباشتگی ضروری است. این مسئله از طریق آزمون

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

همگرایی جوهانسن- جوسیلیوس (۱۹۹۰) بررسی شده است. بر اساس لحاظ یا عدم لحاظ روند قطعی در داده‌ها و دربرگیری شیب و عرض از مبدأ در ساختار بردار هم‌انباشتگی حالت‌های مختلفی به‌خود می‌گیرد. در تعیین تعداد بردارهای همگرایی، ۲ روش آزمون تریس و آزمون حداکثر مقدار ویژه وجود دارند که در تحقیق حاضر هر ۲ آزمون مورد استفاده قرار گرفته‌اند و نتایج آنها بر ۴ الگوی تحقیق در جدول (۴) خلاصه شده است:

جدول ۴.نتایج آزمون‌های همجمعی بر مدل‌های پژوهش

	فرضیه صفر	آماره آزمون	مقدار بحرانی در ۹۵ درصد	مقدار بحرانی در ۹۹ درصد
مدل (۱)	*Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)*			
	r = 0*	۱۲۵/۷۳	۶۸/۵۵	۷۶/۰۷
	r ≤ 1	۴۰/۶۸	۴۷/۲۱	۵۴/۴۶
	Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigen value)			
	r = 0*	۸۵/۰۵	۳۳/۴۶	۳۸/۷۷
	r ≤ 1	۲۳/۱۸	۲۷/۰۷	۳۲/۲۴
مدل (۲)	*Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)*			
	r = 0*	۱۱۷/۳۷	۷۶/۰۷	۸۴/۴۵
	r ≤ 1	۷۱/۵۰	۵۳/۱۲	۶۰/۱۶
	Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigen value)			
	r = 0*	۶۳/۱۵	۳۴/۴۰	۳۹/۷۹
	r ≤ 1	۲۵/۴۶	۲۸/۱۴	۳۳/۲۴
مدل (۳)	*Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)*			
	r = 0*	۷۴/۰۲	۴۷/۲۱	۵۴/۴۶
	r ≤ 1	۲۵/۹۴	۲۹/۶۸	۳۵/۶۵
	Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigen value)			
		۴۸/۰۸	۲۷/۰۷	۳۲/۲۴
		۱۷/۴۹	۲۰/۹۷	۲۵/۵۲
مدل (۴)	*Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)*			
	r = 0*	۱۲۲/۹۴	۶۸/۵۲	۷۶/۰۷
	r ≤ 1	۵۱/۴۹	۵۲/۲۱	۵۴/۴۶
	Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigen value)			
	r = 0*	۶۶/۱۱	۳۳/۴۶	۳۸/۷۷
	r ≤ 1	۲۶/۳۱	۲۷/۰۷	۳۲/۲۴

مأخذ: نتایج تحقیق.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

فرض عدم وجود بردار همگرایی بلندمدت زمانی رد می‌شود که آماره برآورد شده هر آزمون بزرگتر از مقادیر بحرانی باشد. همانگونه که نتایج هر دو آزمون نشان می‌دهند تنها یک بردار همگرایی در الگوهای تحقیق وجود دارد، زیرا آماره هر دو آزمون زمانی (که فرضیه صفر را آزمون می‌کنند ($H_0 : r \leq 1$) بیشتر از مقادیر بحرانی در سطح ۹۵ درصد است. بر اساس قضیه نمایش گرنجر وجود رابطه تعادلی بلندمدت مستلزم وجود سازوکار تصحیح خطا است که در واقع چنین الگویی تضمین‌کننده دستیابی به همگرایی بلندمدت خواهد بود، سپس بر اساس انتخاب M_1 یا M_2 به‌عنوان متغیر وابسته و لحاظ نمودن متغیر نرخ بهره در مدل یا حذف آن مدلسازی بر پایه ۴ سناریو انجام می‌گیرد که نتایج به‌دست آمده در جدول (۵) خلاصه شده‌اند.

جدول ۵. معادله تابع بلندمدت مدل‌های تحقیق

	Log(M1)	Log(M2)	Log(Y)	Log(π)	i	Log(EX)	Cointegration Coefficient
مدل (۱)	-۱/۰۰۰۰	-	۰/۶۳۵۹	-۰/۵۶۲۶	-	-۰/۴۹۴۳	-۰/۵۷۴۶
			(۲/۵۵۰۲)	(-۱/۵۹۱۷)		(-۲/۵۰۹۷)	(-۱/۸۲۵۱)
* مدل (۲)	-۱/۰۰۰۰	-	۱/۲۵۰۲	-۱/۰۹۱۳	-۰/۱۴۴۹	۰/۶۶۸۸	-۰/۴۰۲۳
			(۵/۲۰۵۱)	(-۲/۲۴۰۷)	(-۳/۵۸۸۵)	(۳/۹۰۲۴)	(-۲/۶۱۲۵)
مدل (۳)	-	-۱/۰۰۰۰	۱/۳۴۳۷	-۱/۲۵۳۹	-	۰/۵۹۷۷	-۰/۱۶۶۹
			(۴/۴۸۶۸)	(-۳/۰۸۰۱)		(۲/۴۸۱۳)	(-۱/۵۱۴۸)
مدل (۴)	-	-۱/۰۰۰۰	۲/۷۳۹۴	-۱/۴۲۳۴	-۰/۱۴۱۹	۱/۲۷۴۶	-۰/۰۸۴۶
			(۵/۵۰۷۱)	(-۱/۷۷۰۴)	(-۲/۱۳۵۲)	(۳/۵۳۱۱)	(-۱/۲۵۱۱)

اعداد داخل پرانتز بیانگر آماره t می‌باشند.

*: مدل بهینه انتخاب‌شده

مأخذ: نتایج تحقیق.

ضرایب برآوردی متغیرها حاکی از وجود رابطه مثبت بین ارزش تولید ناخالص داخلی و تقاضای پول در بلندمدت است. در واقع، افزایش سطح تولید ناخالص داخلی به‌معنای افزایش تقاضا برای نهاده‌های تولید است که این امر سیگنال مثبتی را به بازار نیروی کار و متعاقباً بازار کالا فرستاده و نشانه‌ای از ارتقای سطح رفاه و پویایی اقتصادی خواهد بود. برایند ارتقای سطح GDP در افزایش میزان تقاضای پول منعکس است. این یافته هم با دیدگاه‌های اقتصادی و هم با نتایج دیگر پژوهشگران در این حوزه سازگار است (ژانو و پارک، ۲۰۱۱ و میشکین، ۲۰۱۰، سامتی و یزدانی، ۱۳۸۷، شهرستانی و رنانی، ۱۳۸۷، اسلاملوئیان و ذاکری، ۱۳۹۱، خلیلی‌عراقی و همکاران، ۱۳۹۲ و جعفری‌صمیمی و همکاران، ۱۳۸۵)، همچنین برآورد

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

صورت‌گرفته در رابطه با اثر تورم بر میزان تقاضای پول در ایران بیانگر وجود رابطه‌ای معکوس بین این دو متغیر است. این یافته حاکی از آنست که در بلندمدت عکس‌العمل تقاضای پول نسبت به افزایش میزان تورم در ایران منفی بوده است. با افزایش نرخ تورم میزان تقاضای پول کاهش یافته است. به‌نظر می‌رسد افزایش تورم به‌معنای کاهش قدرت خرید پول تلقی شده است و کارگزاران اقتصادی (خانوارها و بنگاه‌ها) تلاش دارند با تبدیل پول به کالاهایی که ارزش آنها همگام با تورم رشد می‌یابد (مانند کالاهای مصرفی سرمایه‌ای اتومبیل، طلا، زمین، مسکن و...) از کاهش ارزش پول و قدرت خرید خود جلوگیری نمایید. این مسئله منجر به کاهش تقاضای معاملاتی یا مبادلاتی پول در بلندمدت شده است و در نهایت سطح تقاضای کل برای پول را کاهش داده است. این یافته همسو با دیدگاه‌های اقتصادی و نتایج پژوهشگران دیگر است (کیم، ۲۰۱۰، خان، ۲۰۰۷، هانگ و همکاران، ۲۰۱۱، اسلاملوئیان و حیدری، ۱۳۸۲، دهمرده و ایزدی، ۱۳۸۶ و عزیزی و مرادخانی، ۱۳۷۷). اثر نرخ بهره در الگوهای دوم و چهارم بر تقاضای پول منفی به‌دست آمده است که این مسئله حاکی از کاهش تقاضای پول به‌ازای افزایش سود سپرده‌های بانکی است و در نهایت، عکس‌العمل تابع تقاضای پول نسبت به نرخ ارز مثبت تخمین زده شده است که این مسئله نشان‌دهنده غالب بودن اثر ثروت (رابطه مثبت بین میزان ارز و تقاضای پول) بر اثر جانشینی (رابطه منفی بین میزان ارز و تقاضای پول) نرخ ارز در ایران بوده است که هر دو یافته با نتایج دیگر محققین سازگار است (خلیلی‌عراقی و همکاران، ۱۳۹۲ و جعفری‌صمیمی و همکاران، ۱۳۸۵). یافته‌های حاصل از بررسی روابط بلندمدت در ۴ الگوی تحقیق با دیدگاه‌های اقتصادی و یافته‌های دیگر پژوهشگران این حوزه مطابقت دارد، اما در انتخاب الگوی بهینه همگرایی و پایداری الگوی برآوردی حائز اهمیت است. مسئله همگرا بودن الگوهای پژوهش از طریق ضریب سرعت همگرایی[1] و معناداری آن قابل بررسی است. همانطور که جدول (۵) نشان می‌دهد الگوی اول تحقیق در سطح اطمینان ۹۰ درصد و الگوی دوم تحقیق در سطح اطمینان ۹۵ درصد نشان‌دهنده همگرایی معناداری در رابطه بلندمدت تقاضای پول هستند. در هر دو الگو از M_1 به‌عنوان متغیر تقاضای پول استفاده شده است. بر اساس نتایج پژوهش حاضر الگوی دوم به‌عنوان بهینه پیشنهاد می‌شود و تحلیل‌ها بر پایه این الگو استوارند.

اکنون با استفاده از رابطه بلندمدت فوق الگوی تصحیح خطا برای تفاضل مرتبه اول متغیر تقاضای پول تشکیل می‌شود. در واقع، مکانیزم تصحیح خطا (ECM)[2] برای تلفیق رابطه بلندمدت با کوتاه‌مدت به‌کار رفته است. تعداد وقفه بهینه با استفاده از معیارهای AIC، SIC و HQ انتخاب شده که بر مقدار ۲ دلالت دارند. نتایج الگوی پویای خطی در پیوست (۱) مقاله گزارش می‌شود. رشد تقاضای پول عکس‌العملی منفی

1. Speed of Adjustment Coefficient
2. Error Correction Mechanism

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

نسبت به تورم دوره قبل داشته که این یافته با نتیجه حاصل از بررسی رابطه بین این دو متغیر در بلندمدت متناسب است، همچنین علامت منفی جمله تصحیح خطا حاکی از آنست که متغیرهای الگو رفتاری همگرا در سیستم داشته‌اند، به این معنا که نوسان‌های کوتاه‌مدت به‌سمت تعادل بلندمدت تعدیل می‌شوند. سرعت برآوردی این همگرایی ۰/۴۰ بوده است که نشان می‌دهد سالانه، ۴۰ درصد از واگرایی کوتاه‌مدت تقاضای پول نسبت به روند بلندمدت آن تصحیح یا تعدیل می‌شود. پیش از بررسی و برآورد سطح آستانه‌ای تورم از طریق الگوی STR و VECM با آزمون‌های تشخیص مرسوم مورد سنجش قرارگرفته تا صحت الگو از نظر عدم وجود خودهمبستگی در سری پسماند یا وجود ناهمسانی واریانس مشخص شود. در نهایت، وجود یا عدم وجود ناپایداری ساختاری در میانگین و واریانس الگوی VECM با آزمون‌های COSUM و COSUM-Sqr سنجیده شده‌اند. نتایج آزمون‌های خودهمبستگی و واریانس ناهمسان به‌همراه تست‌های شکست ساختاری در پیوست (۱) گزارش شده‌اند. نتایج آزمون‌های مذکور و احتمال برآورد شده برای ضرایب حاکی از عدم وجود مشکل خودهمبستگی در معادله VECM می‌باشد. در واقع، با توجه به مقدار برآورد شده برای آماره آزمون F به‌ویژه آماره آزمون χ^2 که هردو مقادیر بسیار کمتر از مقادیر بحرانی هستند آزمون فرض مبنی بر عدم وجود مشکل خودهمبستگی در الگو پذیرفته‌شده، بنابراین عدم وجود مشکل خودهمبستگی سریالی در جمله پسماند پذیرفته می‌شود. نتیجه مشابهی در مورد آزمون واریانس شرطی نیز حاصل گشته و با استدلالی مشابه عدم وجود مشکل ناهمسانی واریانس نیز در جمله پسماند به اثبات می‌رسد، بنابراین الگوی VECM تحقیق حاضر دارای اعتبار آماری است. علاوه بر این، نتایج آزمون‌های پایداری نیز نشان‌دهنده عدم وجود شکست ساختاری در الگوی VECM هستند که تأییدکننده صحت الگوی مذکور می‌باشند. نتایج الگوی دینامیک خطی و ضرایب برآوردشده برای پارامترهای کوتاه‌مدت و بلندمدت در پیوست (۲) گزارش شده‌اند.

٦. الگوسازی رفتار غیرخطی

برای بررسی رفتار غیرخطی تابع تقاضای پول و تعیین سطح آستانه‌ای تورم از الگوی STR بهره گرفته شده و از رابطه بلندمدت به‌دست آمده در مرحله پیش برای تعدیل رفتار کوتاه‌مدت تقاضای پول در ایران نسبت به متغیرهای رشداقتصادی، نرخ تورم، نرخ بهره و نرخ ارز استفاده شده است. هنگام استفاده از الگوهای STR تعیین ساختار الگو از نظر خطی یا غیرخطی بودن و تعیین متغیر انتقال نخستین گام در تصریح الگو محسوب می‌شوند. با توجه به هدف مقاله متغیر تورم به‌عنوان متغیر انتقال برگزیده شده،

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

بنابراین ساختار الگو با استفاده از متغیر مذکور تعیین و برآورد شده است. نتایج در جدول (۶) خلاصه شده‌اند. طول وقفه در متغیر وابسته (تقاضای پول) و در متغیرهای مستقل الگو برابر واحد در نظر گرفته شده است.

جدول ۶. تعیین ساختار مدل STR

مدل پیشنهادی	F_4	F_3	F_2	F_1	متغیر انتقال
LSTR1*	۱/۸۹۶۵e-۰۱	۶/۳۹۲۰e-۰۱	۲/۷۵۹۶e-۰۱	۵/۰۷۸۲e-۰۱	$\Delta(LCPI_t)$*
LSTR1	۸/۷۴۸۹e-۰۱	۹/۸۷۷۷e-۰۲	۸/۸۲۱۵e-۰۱	۶/۹۹۱۸e-۰۲	$\Delta(LCPI_{t-1})$

علامت * بیانگر متغیر انتقال انتخابی و ساختار مدل متناظر با آن است.

مأخذ: نتایج تحقیق.

مقادیر برآوردی آماره F بیانگر آن هستند که متغیرنرخ تورم دوره جاری $\left[\Delta(LCPI_t)\right]$ بهترین کاندید برای متغیر انتقال است و ساختار الگوی متناظر آن، الگوی انتقال ملایم با تابع انتقال لاجستیک یا همان LSTR از نوع اول می‌باشد. پس از مشخص شدن ساختار الگو و متغیر انتقال با استفاده از روش جستجوی شبکه‌ای مقدار آستانه‌ای تورم برآورد شده است. شکل مربوط به آن در قسمت پیوست (۳) آمده است و نتایج برآورد در جدول (۷) گزارش شده‌اند:

جدول ۷. نتایج جستجوی شبکه‌ای

C1	Gamma	SSR
۰/۱۴۷۵	۴/۳۱۹۵	۰/۰۴۴۵

مأخذ: نتایج تحقیق.

بر اساس نتایج جستجوی شبکه‌ای نقطه انتقال در سطح تورم ۱۴/۷۵ درصد قرار دارد و سرعت انتقال سرعت تغییر وضعیت برابر با ۴/۳۱ است و مجموع مربعات جملات پسماند ۰/۰۴۴۵ به‌دست آمده است. همانطور که در قسمت‌های قبلی اشاره شد الگوی غیرخطی دارای دو رژیم حدی متناظر با سطح تورم آستانه‌ای خواهد بود. ضرایب برآورد شده برای بخش خطی تابع لاجستیک به‌صورت زیر می‌باشند:

$$\Delta\ln(M_t^1) = 0.35 + 0.11\Delta\ln(M_{t-1}^1) - 0.05(\Delta i_t) + 0.31\Delta\ln(GNP_t) + 0.15\Delta\ln(Ex_t) + 0.94\Delta\ln(ect_t) + 0.42\Delta\ln(\pi_t)$$
$$-0.32(\Delta i_{t-1}) + 0.31\Delta\ln(GNP_{t-1}) + 0.54\Delta\ln(Ex_{t-1}) + 0.56\Delta\ln(ect_{t-1}) + 3.19\Delta\ln(\pi_{t-1}) \quad (۱۹)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

ضرایب برآوردی برای رژیم دوم $\{s_t = (inf_t) \to +\infty\}$ یعنی برای بخش غیرخطی تابع لاجستیک به‌صورت زیر است:

$$\begin{aligned}\Delta\ln(M_t^1) &= 0.11+0.40\Delta\ln(M_{t-1}^1)-0.02(\Delta i_t)-0.11\Delta\ln(GDP_t)+0.21\Delta\ln(Ex_t)-0.60\Delta\ln(ect_t)-0.54\Delta\ln(\pi_t)\\ &0.31(\Delta i_{t-1})+0.36\Delta\ln(GDP_{t-1})-0.12\Delta\ln(Ex_{t-1})-0.40\Delta\ln(ect_{t-1})-3.22\Delta\ln(\pi_{t-1})\\ &*(1+\exp\{4.31(inf_t-0.1475)\})^{-1}\end{aligned} \quad (۲۰)$$

با توجه به ساختار معادله LSTR می‌توان عنوان نمود در زمانی‌که میزان تورم کمتر از حد آستانه‌ای خود قرار دارد؛ یعنی در رژیم اول $\{s_t = (inf_t) \to -\infty\}$ معادله تقاضای پول همان معادله (۱۹) خواهد بود (ضرایب θ). در زمانی‌که میزان تورم بیشتر از حد آستانه‌ای خود قرار دارد، یعنی در رژیم دوم $\{s_t = (inf_t) \to +\infty\}$ معادله تقاضای پول به‌صورت معادله (۲۱) خواهد بود.

$$\begin{aligned}\Delta\ln(M_t^1) &= 0.46+0.57\Delta\ln(M_{t-1}^1)-0.07(\Delta i_t)-0.2\Delta\ln(GNP_t)+0.17\Delta\ln(Ex_t)+0.26\Delta\ln(ect_t)-0.12\Delta\ln(\pi_t)\\ &-0.01(\Delta i_{t-1})+0.67\Delta\ln(GNP_{t-1})+0.42\Delta\ln(Ex_{t-1})+0.16\Delta\ln(ect_{t-1})+0.03\Delta\ln(\pi_{t-1})\end{aligned} \quad (۲۱)$$

برای بررسی صحت الگوی LSTR از آزمون خودهمبستگی سریالی و آزمون ناهمسانی واریانس بهره گرفته شده است و نتایج آنها در پیوست (۴) گزارش شده‌اند. همانطور که از احتمال برآورد شده مشهود است نتایج آزمون خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس حاکی از عدم وجود چنین مشکلاتی در جمله پسماند الگوی LSTR می‌باشد، یعنی الگو فاقد خطای تصریح بوده و دارای صحت آماری است. نتایج به‌دست آمده از طریق الگوی LSTR را می‌توان در موارد زیر خلاصه نمود:

- با وارد نمودن عبارت تصحیح خطا از معادله VECM به الگوی LSTR و انتخاب متغیر تورم به‌عنوان متغیر گذار می‌توان نتیجه گرفت که ضرایب برآورد شده برای متغیر تقاضای پول ثابت نیست و خود تحت تأثیر تعامل بلندمدت متغیرهای مستقل بوده است، همچنین تقاضای پول در ایران نسبت به سطوح مختلف تورم رفتاری نامتقارن داشته است.

- سطح تورم آستانه برابر با ۱۴/۷۵ درصد محاسبه شده است که بیانگر نقطه‌عطف تغییر سرعت ضرایب در تابع لاجستیک پژوهش است.

- سرعت گذار بین رژیم‌های تقاضای پول معادل با ۴/۳۱ تخمین زده شده است که پارامتر برآورد شده برای متغیر γ است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

– در رژیم اول یعنی زمانی‌که تورم کمتر از ۱۴/۷۵ درصد است تقاضای پول به‌طور مثبت و به میزان ۴۲ درصد نسبت به افزایش میزان تورم واکنش نشان می‌دهد، در حالی‌که در رژیم دوم یعنی زمانی‌که تورم بیشتر از حد آستانه‌ای است این واکنش معکوس شده و به‌میزان منفی ۱۲ درصد می‌رسد.

– عکس‌العمل تقاضای پول به رشد اقصادی در هر دو رژیم مثبت است که موافق با دیدگاه مکتب پولیون و کینزین‌ها است.

– چه در رژیم بالایی و چه در رژیم پایینی رابطه مثبتی بین تعدیل‌های بلندمدت بین میزان تورم، نرخ بهره، نرخ ارز، رشد اقتصادی و تقاضای پول وجود دارد.

۷. نتیجه‌گیری و ارئه پیشنهاد

نتایج مطالعات گوناگون انجام‌شده هم در کشورهای توسعه‌یافته و هم در کشورهای در حال توسعه نشان داده است که رفتار تابع تقاضای پول نسبت به سطح تورم یکسان نیست؛ این اثر در برخی موارد مثبت و در برخی دیگر منفی گزارش شده است. این مسئله انگیزه‌ای بر انجام تحقیق حاضر در مورد کشور ایران بوده است. دو هدف اصلی پژوهش حاضر عبارتند از بررسی شکل تابع تقاضای پول در ایران از لحاظ خطی یا غیرخطی بودن آن و بررسی نحوه عکس‌العمل آن نسبت به سطح تورم آستانه‌ای است. به این منظور، مشاهدات مربوط به متغیرهای تقاضای پول، درآمد ملی، میزان تورم، نرخ ارز و میزان بهره بانکی در بازه زمانی (۱۳۹۰– ۱۳۵۲) مورد استفاده قرار گرفته‌اند (۱۰۰=۱۳۷۶) که در قالب نظریه تقاضای پول فریدمن و تقاضای پول کینزین‌ها الگوسازی شده‌اند. برآوردها طی ۲ مرحله صورت‌گرفتند، به این ترتیب که ابتدا با استفاده از روش جوهانسن وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تقاضای پول، نرخ تورم، نرخ بهره، نرخ ارز و رشد اقتصادی سنجیده شد و همگرایی بلندمدت بین متغیرها از طریق رابطه همجمعی به تأیید رسید که در آن ارتباط مثبت و معنادار تقاضای پول با رشد و میزان ارز و ارتباط منفی و معنادار با تورم و نرخ بهره برآورد شد، سپس از طریق سیستم معادلات VECM به تعیین سرعت همگرایی و تعدیل خطای بلندمدت پرداخته شد و مشخص شد که در هر دوره ۴۰ درصد از انحرافات کوتاه‌مدت نسبت به تعادل بلندمدت تصحیح می‌شود. در مرحله دوم با استفاده از ضریب تعدیل به‌دست آمده در مرحله قبل تابع تقاضای پول با استفاده از الگوی LSTR و به‌کارگیری متغیرهای مذکور مورد بررسی قرار گرفتند. یافته‌های تحقیق نشان دادند تابع تقاضای پول در ایران تحت تأثیر تعامل بلندمدت آن با متغیرهای نرخ تورم، نرخ بهره، نرخ ارز و رشد اقتصادی است و رفتاری نامتقارن را نسبت به تغییرات نرخ تورم ازخود نشان داده است. به عبارت دیگر، نتایج بیانگر عدم رفتار خطی تابع تقاضای پول نسبت به نرخ‌های مختلف تورم در ایران بوده است و سطح آستانه‌ای

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

نرخ تورم معادل ۱۴/۷۵ درصد برآورد شد. این یافته بیانگر آنست که با نزدیک شدن تورم به سطح آستانه رفتار تابع تقاضای پول شروع به تغییر نموده و از عکس‌العمل مثبت به‌سمت عکس‌العمل منفی انتقال می‌یابد. این یافته از دیدگاه سیاستگذاری و برنامه‌ریزان اقتصادی حائز اهمیت است، به این معنا که با عبور میزان تورم از سطح آستانه‌ای خود سیاست‌های مالی انبساطی به‌ویژه تزریق پول از طریق افزایش عرضه آن نه‌تنها با پاسخ مثبت تقاضای پول مواجه نمی‌شود و تقاضای پول افزایش نمی‌یابد، بلکه با عکس‌العمل منفی مواجه می‌شود که این مسئله می‌تواند باعث فشارهای تورمی شود. به عبارت دیگر، با گذشتن میزان تورم از سطح آستانه‌ای آن افزایش عرضه پول منجر به افزایش تقاضا جهت تعویض پول با کالا یا کالاهایی می‌شود که ارزش آنها همگام با میزان تورم افزایش می‌یابند (مانند طلا، ارز، اتومبیل و ...). این نوع تقاضا که ناشی از انگیزه‌های سفته‌بازی بر قیمت کالاهای مذکور است منجر به ایجاد حباب در آن بازارها شده عملاً کارایی سیاست‌های پولی از بین می‌رود، بنابراین بر اساس یافته‌های پژوهش پیشنهاد می‌شود که در سیاستگذاری و برنامه‌ریزی اقتصادی به رفتار نامتقارن تابع تقاضای پول در ایران توجه شود و برای کنترل تورم و بازگرداندن تعادل به بازار پول از اجرای سیاست‌های طرف تقاضا و تزریق بی‌برنامه پول به اقتصاد ایران پرهیز شود و به‌جای آن به اجرای سیاست‌های طرف عرضه و سیاست‌های مشوق و محرک تولید روی‌آورده شود.

منابع

اسلاملوئیان، کریم و مریم ذاکری (۱۳۸۸)، "تأثیر قانون بانکداری بدون ربا بر تابع تقاضای پول ایران"، *فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد اسلامی*، سال ۹، شماره ۳۵، صص ۱۶۰-۱۲۹.

جعفری‌صمیمی، احمد، علمی، زهرا و علی صادق‌زاده یزدی (۱۳۸۵)، "بررسی ثبات تابع تقاضای پول در ایران: کاربرد روش جوهانسن-جوسلیوس"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۲، صص ۲۲۵-۱۹۱.

خلیلی‌عراقی، منصور، عباسی‌نژاد، حسین و یزدان گودرزی‌فراهانی (۱۳۹۲)، "برآورد تابع تقاضای پول در ایران با رویکرد الگوهای تصحیح خطا و همجمعی"، *دو فصلنامه اقتصاد پولی-مالی*، سال ۲۰، شماره ۵، صص ۲۶-۱.

دهمرده، نظر و حمیدرضا ایزدی (۱۳۸۶)، "تابع تقاضای پول در ایران و تعدیل جزئی میزان تورم"، *فصلنامه بررسی‌های اقتصادی*، دوره ۴، شماره ۱، صص ۹۳-۷۶.

سامتی، مرتضی و مهدی یزدانی (۱۳۸۹)، "تحلیل اقتصادسنجی تابع تقاضای پول در ایران"، پژوهشنامه علوم اقتصادی، سال ۱۰، شماره ۲، صص ۱۲۲-۹۹.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

شهرستانی، حمید و حسین شرفی‌رنانی (۱۳۸۷)، "تخمین تابع تقاضای پول و بررسی ثبات آن در ایران"، *مجله تحقیقات اقتصاد*، شماره ۸۳، صص ۱۱۴-۸۹.

طیب‌نیا، علی و حامد فرنام، "الگوی راهبردی برای تقاضای پول در ایران با استفاده از الگوهای انعطاف‌پذیر سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل و لئونتیف"، *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، سال اول، شماره اول، صص ۱۰۶-۷۱.

عزیزی، فیروزه و نرگس مرادخانی (۱۳۸۶)، "بررسی تاثیر شاخص قیمت سهام بر تابع تقاضای پول"، پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۲۶، صص ۲۱۳-۲۴۱.

کمیجانی، اکبر، خلیلی‌عراقی، سیدمنصور، عباسی‌نژاد، حسین و حسین توکلیان (۱۳۹۳)، "تورم هدف ضمنی، رفتار نامتقارن و وقفه در تشخیص وضعیت اقتصادی سیاستگذاران پولی در اقتصاد ایران"، *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، دوره ۳، شماره ۹، صص ۲۳-۱.

Alban, A. (2013), "Estimating Money Demand Function Using Cointegration Analysis; The Case of Canada", *European Scientific Journal*, Vol. 9, No. 16.

Al Samara, M. (2013), "An Empirical Analysis of the Money Demand Function in Syria", Economic Centre of Sorbonne University of Paris-1 Panthéon-Sorbonne Working Paper, PP:1- 3, France.

Apostolos, Serletis (2007), "The Demand for Money", *Springer Pub*.

Bae, Y. & R. De Jong (2004), "Money Demand Function Estimation by Nonlinear Cointegration", Department of Economics, Ohio University, USA.

Bahmani Oskooee, M. (1996), "The Blackmarket Exchange Rate and Demand for Money in Iran", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 18, No. 1, PP. 171-176.

Barro, Robert J. (1996), "Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study", *National Bureau of Economic Research, Working Paper*, No. 5698.

Barro, Robert J. (1970), "Inflation, the Payments Period, and the Demand for Money", *Journal of Political Economy*, Vol. 78, PP. 1228-1263

Bental, B. & Eckstein (1997), "On the Fit of a Neoclassical Monetary Model in High Inflation: Israel (1972-1990)", *Journal of Money, Credit and Banking,* Vol. 29, PP. 725-752.

Bodkin, R. G. & A. E. Neder (2003), "Monetary Policy Targeting in Argentina and Canada in the 1990s: A Comparison, Some Contrasts and a Tentative Evaluation", *Eastern Economic Journal*, Vol. 29, No. 3, PP .339-358.

Bofinger, P. (2001), "Monetary Policy, Goals, Institutions, Strategies, and Instruments", Oxford University Press.

Bruno, M. & W. Easterly (1998), "Inflation Crisis and Long Run Growth", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 41, PP. 3-26.

Cagan, Phillip (1956), "The Monetary Dynamics of Hyperinflation", In Friedman, Milton (Ed.). Studies in the Quantity Theory Of Money, Chicago University Press, ISBN 0-226-26406-8.

Chan, K. S., & H., Tong (1990), "On Likelihood Ratio Tests for Threshold Autoregression", *Joulrnal of the Royal Statistical Society*, Ser. B, 52, 469476.

Christofferson, P. & P. Doyle (1998), "From Inflation to Growth: Eight Years of Transition", *IMF Working Paper*, WP/96/100, Washington, DC.

De Grauwe, P. & M. Polan. (2005), "Is Inflation Always and Everywhere a Monetary Phenomenon", *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 107, PP. 239-259.

Dreger, C. & J. Wolters (2013), "Money Demand and the Role of Monetary Indicators in Forecasting EURO Area Inflation", FIW Working Paper, No 119.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

Emiliano & et al (2009), "Understanding the Money-Price under Low and High Inflation Regimes: Argentina (1977-2006)", *Journal of International Money and Finance*, PP. 1-22.
Fischer, S. (1993), "The Role of Macro-Economic Factors in Growth", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 32, No. 3.
Friedman, Milton & Anna J. Schwartz (1986), "Has Government any Role in Money?", *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, Vol. 17, No. 1, PP. 37-62.
Friedman, Milton (1972), "Have Monetary Policies Failed?", *American Economic Review*, American Economic Association, Vol. 62, No. 2, PP. 11-18.
Ghosh, A. & S. Phillips (1998), "Warning: Inflation May Be Harmful to Your Growth", *IMF Stuff Papers*, Vol. 45, No. 4.
Hans Franses, Philip & Dick Van Dijk (2000), "Nonlinear Time Series Models in Emprical Finance", Cambridge University Press, PP. 69-132.
Huang, C, Lin, C. J. & J. Cheng (2011), "Evidence on Nonlinear Error Correction in Money Demand: The Case of Taiwan", *Applied Econometrics*, Vol. 33, PP. 1727-1736.
Ireland, P. N. (2009), "on the Welfare Cost of Inflation and the Recent Behavior of Money Demand", *American Economic Review*, Vol. 99, PP. 1040-1052.
Jbili, A. & V. Kramarenko (2003), "Choosing Exchange Regimes in the Middle East and North Africa", IMF Annal Report.
Hossain, A. (2010), "Monetary Targeting for Price Stability in Bangladesh: How Stable is its Money Demand Function and the Linkage between Money Supply Growth and Inflation?", *Journal of Asian Economics*, Vol. 21, Issue 6, PP. 564-578.
Khan, A. (2007), "Determinants of Recent Inflation in Pakistan", *Research Report,* No. 66.
Khan, M. S. (1975), "The Monetary Dynamics of Hyperinflation: A Note", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50, PP. 355-362.
Kim, B. W. (2010), "Estimation of Money Demand Function of South Korea Considering Regime Switching", Unpublished Version.
Lutkepohl, H., & Terasvirta, T., & Wolters, J. (1998), "Modeling the Demand for M3 in the Untied Germany," *The Review of Economics and Statistics, MIT Press*, Vol. 80(3), PP:399-409.
Lucas, Robert (1973), "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", *American Economic Review*, Vol. 63, PP. 326-344.
Mccallum, B. T. & M. Goodfriend (1987), "Demand for Money: Theoretical Studies", *the New Palgrave: A Dictionary of Economics*, Vol. 1 (London: Macmillan), PP. 775-781.
McCallum, B. T. & E. Nelson (2010), "Money and Inflation: Some Critical Issues", in Benjamin M. Friedman and Michael Woodford, eds., *Handbook of Monetary Economics*, Vol. 3, PP. 98-153.
Mishkin, F. (2007), "Monetary Policy Strategy", Massachusetts Institute of Technology (MIT).
Mishkin, F. (2010), "The Economics of Money, Banking and Financial Markets", Pearson Press.
Sarel, M. (1995), "Non-Linear Effects of Inflation on Economic Growth", IMF Working Paper, No. WP/95/56.
Sriram, S. (2001), "A Survey of Recent Empirical Money Demand Studies", *IMF Stuff Papers*, Vol. 47, No. 3.
Terasvirta, T. & C.W.J Granger (1993), "Modelling Nonlinear Economic Relationships", Oxford University Press.
Woodford, M. (2007), "How Important is Money in Conduct of Monetary Policy", Columbia University, *Journal of Money Credit and Banking*.
Zuo, H. & S. Park (2011), "Money Demand in China and Time-Varying Cointegration", *China Economic Review*, Vol. 22, PP. 330-343.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

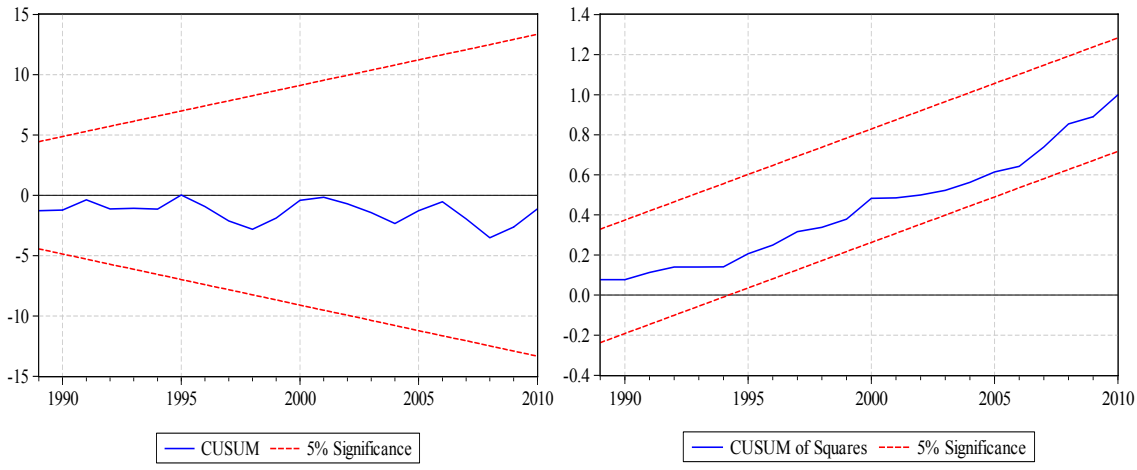
پیوست

نتایج آزمون‌های خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس و شکست ساختاری بر مدل تصحیح خطای برداری

نتایج آزمون خود همبستگی و ناهمسانی واریانس

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test		ARCH Heteroscedasticity Test	
F-statistic *(Prob)*	۱/۴۲۴۵ *(۰/۲۶۴۱)*	F-statistic *(Prob)*	۰/۶۸۷۷ *(۰/۵۱۰۷)*
χ^2 -statistic *(Prob)*	۴/۲۳۹۴ *(۰/۱۲۰۱)*	χ^2 -statistic *(Prob)*	۱/۴۴۹۱ *(۰/۴۸۴۶)*

مأ خذ: نتایج تحقیق.



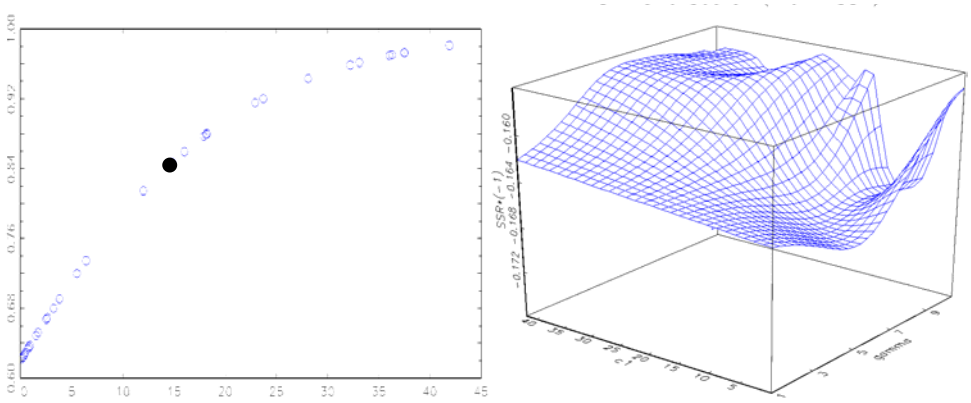
نتایج آزمون‌های Cusum و Cusum-Sqr بر معادله VECM

$$\Delta\left(\ln\left(M_{\tau}^{1}\right)\right) = -0.01 + \left(-0.40\left(\Delta\ln M_{t-1}^{1}\right)\left[-1.25\Delta\ln GNP_{t-1} * -0.09\Delta\ln\pi_{t-1} * -0.66\Delta\ln Ex_{t-1} * 0.14\Delta i_{t-1}\right]\right) - 0.02\left(\Delta\ln M_{t-1}^{1}\right) + 0.35\left(\Delta\ln M_{t-2}^{1}\right) - 0.44\left(GNP_{t-1}\right) - 0.29\left(\Delta\ln GNP_{t-2}\right)$$

$$-0.11\left(\Delta\ln\pi_{t-1}\right)+0.04\left(\Delta\ln\pi_{t-2}\right)-0.12\left(\Delta\ln Ex_{t-1}\right)-0.02\left(\Delta\ln Ex_{t-2}\right)+0.06\left(\Delta i_{t-1}\right)-0.01\left(\Delta i_{t-2}\right)$$

که در آن، (Δ)، (ln) به‌ترتیب نشان‌دهنده تفاضل مرتبه اول و لگاریتم طبیعی هستند و مقادیر داخل پرانتزها آماره t برآورد شده برای هر ضریب می‌باشند. معادله به‌دست آمده بیانگر نحوه تعامل متغیرها در کوتاه‌مدت است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]



نمودار مربوط به جستجوی شبکه‌ای مقدار آستانه‌ای تورم

منحنی جستجوی شبکه‌ای و تابع انتقال در الگوی LSTR (نشاندهنده سطح آستانه تورم است)

نتایج تست‌های تشخیص صحت رگرسیون برروی مدل انتقال ملایم لجستیک

Godfrey Serial Correlation			ARCH-LM Heteroscedasticity Test	
Lag	F-statistic	Probability	Chi-sqr (Prob)	۴/۴۲۷۳ (۰/۳۵۱۳)
۱	۳/۸۶۰۶	۰/۰۹۴۶		
۲	۳/۱۸۴۶	۰/۱۱۵۸	F-statistic (Prob)	۱/۲۸۴۵ (۰/۳۰۰۷)
۳	۲/۷۲۶۵	۰/۱۵۴۱		
٤	۰/۶۲۲۳	۰/۳۶۰۱		

مأ خذ: نتایج تحقیق.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]