

An empirical test of the dynamic interaction of passive liquidity accumulation, exchange rate shocks, and the currency substitution mechanism in causing inflation (1370-1401)

 **Omid Ezanloo** / PhD in Economics, Imam Khomeini Education and Research Institute
omidezanlo@gmail.com

Seyed Mohammad Ali Mousavi / Assistant Professor, Economics Department, Imam Khomeini Education and Research Institute
m.a.mousavi@iki.ac.ir

Received: 2025/06/22 - **Accepted:** 2025/08/26

Abstract

Chronic inflation is one of the main obstacles to economic growth in Iran, and its analysis requires an approach beyond traditional monetary explanations. This research, relying on the theory of “active liquidity” that emphasizes the functional separation of liquidity components, empirically tests this theory against the “total liquidity” approach. The research hypothesis is that inflation is the result of the dynamic interaction of three factors: passive liquidity accumulation, exchange rate shocks, and the currency substitution mechanism. To examine this hypothesis, two VAR models were estimated with seasonal data from 1370-1401. The first model is based on active liquidity (M1) and the second model is based on total liquidity (M-Total). The test results show that M1 shocks have a rapid, strong and significant effect on inflation and explain more than 31 percent of its fluctuations; while the share of total liquidity is about 3 percent and lacks statistical significance. Also, currency shocks only work through the activation of active liquidity. The research findings, especially after the 1397 currency crisis, confirm the transmission of inflation through the exchange rate and consider the effect of total liquidity on inflation to be insignificant. The research emphasizes the need to change the policymaking approach from controlling total liquidity to managing the composition of liquidity and controlling activating factors, especially the exchange rate.

Keywords: Active liquidity, Chronic inflation, Currency substitution, VAR model, Monetary policy.

JEL classification: E31, E51, E52, F31.

آزمون تجربی تعامل پویای انباشت نقدینگی غیرفعال، شوک‌های ارزی و سازوکار جانشینی ارز در ایجاد تورم (۱۳۷۰-۱۴۰۱)

omidezanlo@gmail.com

m.a.mousavi@iki.ac.ir

ک امید ایزانلو / ID / دکتری اقتصاد مؤسسه آموزشی و پژوهشی امام خمینی *

سیدمحمدعلی موسوی / استادیار گروه اقتصاد مؤسسه آموزشی و پژوهشی امام خمینی *

دریافت: ۱۴۰۴/۰۴/۰۱ - پذیرش: ۱۴۰۴/۰۶/۰۴

چکیده

تورم مزمن از موانع اصلی رشد اقتصادی در ایران است و تحلیل آن نیازمند رویکردی فراتر از تبیین‌های سنتی پولی است. این پژوهش با تکیه بر نظریه «نقدینگی فعال» که بر تفکیک کارکردی اجزای نقدینگی تأکید دارد، به آزمون تجربی این نظریه در برابر رویکرد «نقدینگی کل» می‌پردازد. فرضیه تحقیق این است که تورم حاصل تعامل پویای سه عامل انباشت نقدینگی غیرفعال، شوک‌های ارزی و سازوکار جانشینی ارز است. برای بررسی این فرضیه، دو مدل VAR با داده‌های فصلی ۱۳۷۰-۱۴۰۱ تخمین زده شد. مدل اول مبتنی بر نقدینگی فعال (M1) و مدل دوم مبتنی بر نقدینگی کل (M-Total) است. نتایج آزمون نشان می‌دهد شوک‌های M1 اثر سریع، قوی و معناداری بر تورم دارند و بیش از ۳۱ درصد از نوسانات آن را توضیح می‌دهند؛ درحالی که سهم نقدینگی کل حدود ۳ درصد و فاقد معناداری آماری است؛ همچنین شوک‌های ارزی تنها از طریق فعال‌سازی نقدینگی فعال عمل می‌کنند. یافته‌های تحقیق، به‌ویژه پس از بحران ارزی ۱۳۹۷، انتقال تورم از مسیر نرخ ارز را تأیید و اثرگذاری نقدینگی کل بر تورم را ناچیز می‌شمارد. پژوهش بر ضرورت تغییر رویکرد سیاست‌گذاری از کنترل نقدینگی کل به مدیریت ترکیب نقدینگی و مهار عوامل فعال‌ساز، به‌ویژه نرخ ارز تأکید دارد.

کلیدواژه‌ها: نقدینگی فعال، تورم مزمن، جانشینی ارز، مدل VAR، سیاست پولی.

طبقه‌بندی JEL: E31, E51, E52, F31.

مقدمه

تورم مزمن و پایدار که برای دهه‌های متوالی به صورت دو رقیمی در اقتصاد ایران استمرار یافته، به یکی از ویژگی‌های ساختاری و آسیب‌زای اقتصاد تبدیل شده است. آثار این پدیده فراتر از کاهش قدرت خرید خانوارهاست. تورم با ایجاد ناطلمینانی در فضای کسب و کار، اختلال در سازوکار قیمت‌ها و تخصیص نادرست منابع، مانع جدی تحقق رشد اقتصادی پایدار و عدالت اجتماعی به شمار می‌رود.

اگرچه در ادبیات اقتصادی، توافق نسبی درباره ماهیت پولی تورم در بلندمدت وجود دارد، اما تجربه سیاست‌گذاری پولی در ایران نشان داده است که کنترل کمی نقدینگی به تنهایی نتوانسته منجر به مهار پایدار تورم شود. این ناکامی بیانگر آن است که سازوکارهای انتقال پول به سطح قیمت‌ها، در بستر نهادی و ساختاری اقتصاد ایران، پیچیده‌تر از آن است که صرفاً با تمرکز بر «حجم نقدینگی کل» تبیین‌پذیر باشد. در اغلب مطالعات موجود، نقدینگی به عنوان یک کل همگن در نظر گرفته شده و تمایزهای مفهومی و کارکردی اجزای آن، به ویژه تفاوت میان پول (M1) و شبه پول (M2) نادیده گرفته شده است. این پژوهش با الهام از نظریه «نقدینگی فعال»، به دنبال آزمون این فرضیه است که آیا جزء فعال، سیال و در گردش نقدینگی (M1)، توان توضیح‌دهی بیشتری نسبت به کل نقدینگی در تبیین رفتار تورمی اقتصاد ایران را دارد یا خیر؟ برای این منظور، با استفاده از روش‌شناسی اقتصادسنجی پویا، دو مدل رقیب بر اساس چارچوب VAR طراحی و برآورد شده و عملکرد آنها در توضیح دینامیسم تورم مورد مقایسه قرار می‌گیرد. هدف نهایی این مطالعه، ارائه بینشی دقیق‌تر از کانال‌های پولی مؤثر بر تورم و بازنگری در مبانی رایج سیاست‌گذاری ضدتورمی در ایران است.

پیشینه پژوهش

ادبیات نظری و تجربی مربوط به تورم در ایران را می‌توان در سه دسته اصلی طبقه‌بندی کرد:

الف) رویکرد پولی کلاسیک: مطالعاتی مانند حسینی و محتشمی (۱۳۸۷)، کازرونی و اصغری (۱۳۸۱) و داودی (۱۳۷۶) با تکیه بر نظریه مقداری پول، رابطه‌ای پایدار و مثبت میان رشد نقدینگی و تورم در بلندمدت را تأیید کرده‌اند. برای مثال، کاکویی و نقدی (۱۳۹۳) نشان دادند که به ازای هر ۱۰ درصد رشد نقدینگی، سطح عمومی قیمت‌ها به طور میانگین ۴/۶ درصد افزایش می‌یابد. با این حال، این مطالعات عمدتاً نقدینگی را به عنوان یک کل همگن در نظر گرفته و تمایزهای کارکردی میان اجزای آن را نادیده گرفته‌اند؛

ب) رویکرد ساختاری: برخی پژوهش‌ها، مانند سرآبادانی (۱۳۸۵) و عباسی‌نژاد و تشکینی (۱۳۸۳) بر نقش عوامل ساختاری مانند ناتوانی سمت عرضه، تغییرات جمعیتی و وابستگی بودجه به درآمدهای نفتی به عنوان ریشه‌های اصلی تورم تأکید دارند. در این چارچوب، رشد نقدینگی صرفاً به عنوان عامل تشدیدکننده تورم در نظر گرفته می‌شود، نه منشأ اصلی آن. شاکری و باقرپور اسکویی (۱۴۰۲) نیز با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی غیرخطی، نشان دادند که در بلندمدت، نقدینگی تأثیر معناداری بر تورم ندارد و حتی رابطه علیت معکوس از تورم به نقدینگی برقرار است؛

ج) رویکردهای پویا و غیرخطی: مطالعات جدیدتر، مانند سحابی و دیگران (۱۳۹۲) و تحصیلی (۱۴۰۱) با بهره‌گیری از مدل‌های غیرخطی (مانند مدل‌های مارکف - سوئیچینگ و آستانه‌ای) نشان داده‌اند که رابطه میان نقدینگی و تورم در دوره‌های مختلف و تحت شرایط مختلف اقتصادی، غیرخطی و متغیر است. به عنوان مثال، سحابی و دیگران (۱۳۹۲) دریافتند که در رژیم‌های تورم بالا، اثر رشد نقدینگی بر تورم کاهش می‌یابد؛ درحالی که در شرایط تورم متوسط، این اثر واضح‌تر است.

با وجود این تلاش‌ها، سه خلأ اصلی در ادبیات موجود قابل تشخیص است:

۱. عدم توجه به تفاوت‌های کارکردی اجزای نقدینگی (M1 در مقابل M2)؛
 ۲. عدم آزمون تجربی سازوکارهای فعال‌سازی درون‌زای نقدینگی (مانند نقش شوک‌های ارزی و تغییر انتظارات)؛
 ۳. کم‌توجهی به ترکیب نقدینگی و نقش کانال‌های نهادی در تغییر رفتار پولی.
- این پژوهش با تمرکز بر نظریه «نقدینگی فعال» و سازوکار جانشینی ارز، به پر کردن این خلأها می‌پردازد.

مبانی نظری

تورم در اقتصاد ایران، پدیده‌ای پیچیده و چندعاملی است که تبیین آن صرفاً بر مبنای نظریه‌های کلاسیک امکان‌پذیر نیست. نظریه مقداری پول (Friedman, 1963) بر رابطه مستقیم میان حجم پول (M) و سطح عمومی قیمت‌ها (P) تأکید دارد، اما در اقتصادهایی با ساختار نهادهای ضعیف و نظام بانکی ناکارآمد، این رابطه تحت تأثیر عوامل دیگری مانند ترکیب نقدینگی، کانال‌های انتقال پولی و انتظارات تورمی قرار می‌گیرد (McKinnon, 1973; Agénor & Khan, 1996).

نظریه نقدینگی فعال بر این اصل استوار است که تنها بخشی از نقدینگی که برای مقاصد معاملاتی نگهداری می‌شود، تأثیر فوری و معناداری بر تقاضای کل و سطح قیمت‌ها دارد. در مقابل، بخش غیرفعال نقدینگی (شبه پول) فاقد اثر تورمی مستقیم است، مگر آنکه تحت تأثیر شوک‌های انتظاری یا ساختاری (مانند شوک‌های ارزی) فعال شود (Keynes, 1963; Tobin, 1958). مکمل این دیدگاه، نظریه جانشینی ارز است که توضیح می‌دهد در شرایط بی‌ثباتی اقتصادی، عاملان اقتصادی اقدام به بازتنظیم پرتفوی دارایی‌های خود می‌کنند و دارایی‌های غیرنقدشونده را به دارایی‌های نقد تبدیل می‌کنند (Calvo & Rodriguez, 1977; Miles, 1978; Savastano, 1996; Cuddington, 1983). این فرایند که با عنوان «جانشینی ارز» شناخته می‌شود، موجب افزایش سریع نقدینگی فعال و تشدید فشارهای تورمی می‌شود.

چارچوب نظری پژوهش حاضر بر دو اصل ذیل استوار است:

۱. تفکیک کارکردی نقدینگی: نقدینگی فعال (M1) نقش اصلی در انتقال شوک‌های پولی به تورم دارد؛ درحالی که نقدینگی کل (M-Total) ممکن است فاقد اثر معنادار باشد؛
۲. سازوکار جانشینی ارز: شوک‌های ارزی از طریق فعال‌سازی نقدینگی غیرفعال، اثر تورمی خود را تشدید می‌کنند.

این چارچوب با نظریه‌های نئوکینزی و کانال اعتباری هم‌راستا است و بر اهمیت رفتار سپرده‌گذاران و نقش نظام بانکی در تعیین ترکیب نقدینگی تأکید دارد.

روش‌شناسی تحقیق

این پژوهش از داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی دوره زمانی بهار ۱۳۷۰ تا زمستان ۱۴۰۱ بهره می‌گیرد. داده‌ها از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و مرکز آمار ایران استخراج شده‌اند. تمامی متغیرها به‌منظور همسان‌سازی و تحلیل در چارچوب مدل‌های اقتصادسنجی پویا، پس از تبدیل به لگاریتم طبیعی مورد استفاده قرار گرفته‌اند. متغیرهای اصلی پژوهش به شرح ذیل تعریف می‌شوند:

۱. پول ($M1$): شامل اسکناس و مسکوک در دست اشخاص به‌علاوه سپرده‌های دیداری نزد بانک‌ها. این متغیر نماینده بخش فعال و سیال نقدینگی در اقتصاد است؛
۲. شبه پول ($M2$): مشتمل بر سپرده‌های سرمایه‌گذاری مدت‌دار که به‌طور معمول دارای نقدشوندگی پایین‌تری بوده و بیانگر بخش غیرفعال نقدینگی است؛
۳. نقدینگی کل (M_Total): حاصل جمع پول و شبه‌پول.

در این پژوهش، از حجم پول ($M1$) به‌عنوان متغیر جایگزین (پراکسی) برای «نقدینگی فعال» استفاده شده است. بدیهی است که تمام حجم ($M1$) در هر لحظه در حال گردش نیست و بخشی از آن ممکن است به‌صورت احتیاطی نگهداری شود. با این حال، اندازه‌گیری مستقیم بخش در گردش این متغیر از بخش ساکن آن، غیرممکن است. مفهوم اقتصادی که این پویایی را به بهترین شکل نشان می‌دهد، «سرعت گردش پول» است، اما از آنجاکه این متغیر خود یک متغیر محاسباتی ($V1 = GDP \text{ Nominal} / M1$) است، ورود مستقیم آن به مدل VAR منجر به مشکلات آماری (هم‌خطی کامل) می‌شود. بنابراین در این تحقیق مطابق با رویه استاندارد در ادبیات اقتصاد کلان، فرض بر این است که تغییرات در حجم $M1$ ، به‌عنوان بهترین نماگر قابل مشاهده، قصد عاملان اقتصادی برای انجام معاملات را نمایندگی می‌کند و مدل VAR با ساختار وقفه‌ای خود، قادر به شناسایی و تخمین اثرات این تغییرات بر تورم است. علاوه بر متغیرهای پولی فوق، سه متغیر کلان دیگر نیز به‌عنوان متغیرهای کنترل در مدل لحاظ شده‌اند:

۱. شاخص بهای مصرف‌کننده (CPI): به‌عنوان شاخص نماینده سطح عمومی قیمت‌ها و معیار اصلی سنجش تورم؛
 ۲. شاخص تولید ناخالص داخلی واقعی (GDP): به‌منظور کنترل اثرات سمت عرضه و تولید واقعی در اقتصاد؛
 ۳. نرخ ارز بازار غیررسمی (EX): به‌عنوان شاخصی از شوک‌های بیرونی، انتظارات تورمی و سازوکار جانشینی ارز.
- با توجه به ساختار پویا و پیچیده مدل، کلیه متغیرها ابتدا از نظر مانایی بررسی و در صورت نیاز، تفاضل اول آنها (برای تبدیل به فرایند ایستا) در مدل خودرگرسیون برداری (VAR) وارد شده‌اند. این تعریف دقیق متغیرها، زمینه را برای آزمون منسجم و مقایسه‌پذیر فرضیات نظری تحقیق فراهم می‌سازد.

۱. طراحی مدل

در این پژوهش، به منظور تحلیل پویای روابط میان متغیرهای کلان و آزمون فرضیه‌های نظری، از مدل خودرگرسیون برداری (VAR) استفاده شده است. فرایند انتخاب و تخمین مدل نهایی شامل مراحل ذیل است:

۱-۱. بررسی مانایی و نامانایی متغیرها

در گام نخست، برای بررسی ویژگی مانایی متغیرهای پژوهش، از آزمون‌های ریشه واحد گروهی استفاده شد. در جدول (۱) نتایج آزمون‌های ریشه واحد گروهی برای متغیرهای مدل در سطح گزارش شده است. بررسی‌ها نشان می‌دهد که نتایج به دست آمده از آزمون‌های مختلف کاملاً همسو نیستند. به طور مشخص، در میان آزمون‌های نسل اول، آزمون‌های Levin, Lin & Chu، Im, Pesaran and Shin و Breitung، دو آزمون آماری مبتنی بر روش فیشر (ADF-Fisher و PP-Fisher) که از قدرت بالاتری در نمونه‌های کوچک برخوردارند، فرضیه صفر را رد کرده و نتیجه مانایی را گزارش می‌کنند.

این نوع ناهمخوانی در نتایج آزمون‌های ریشه واحد گروهی، پدیده‌ای رایج در مطالعات تجربی است و معمولاً ناشی از تفاوت در روش‌شناسی آماری و حساسیت به ویژگی‌های ساختاری داده‌هاست. با این حال، با توجه به مبانی نظری اقتصاد کلان که متغیرهایی همچون سطح عمومی قیمت‌ها، نرخ ارز و حجم پول را ذاتاً دارای روند و رفتار نامانا تلقی می‌کند و همچنین با اتکا به نتایج آزمون‌های ریشه واحد انفرادی (ADF)، در این پژوهش رویکردی محافظه کارانه اتخاذ شده و نتایج آزمون‌های نسل اول به عنوان مبانی تصمیم‌گیری نهایی مدنظر قرار گرفته است. بر این اساس، تمامی متغیرهای مورد بررسی در سطح، نامانا تشخیص داده شده‌اند و برای ورود به مدل VAR، تفاضل‌گیری مرتبه اول از آنها انجام شده است تا ایستایی داده‌ها تأمین گردد.

جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد گروهی برای متغیرهای مدل در سطح

نوع فرضیه	روش آزمون	آماره آزمون	مقدار احتمال (Prob)	تعداد مقاطع Cross-) (sections	تعداد مشاهدات	نتیجه در سطح اطمینان ۹۵٪
با فرض ریشه واحد مشترک	Levin, Lin & Chu t*	۱/۹۷۴	۰/۹۷۵۸	۵	۶۳۷	رد نمی‌شود — نامانا
	Breitung t-stat	-۱/۵۶	۰/۰۵۸۷	۵	۶۳۲	رد نمی‌شود — نامانا
با فرض ریشه واحد منفرد	Im, Pesaran and Shin W-stat	۰/۰۰۲۶	۰/۵۰۱	۵	۶۳۷	رد نمی‌شود — نامانا
	ADF - Fisher Chi-square	۱۹/۷۴۴	۰/۰۳۱۸	۵	۶۳۷	رد می‌شود — مانا
	PP - Fisher Chi-square	۶۳/۷۷۹	۰/۰۰۰۰	۵	۶۴۹	رد می‌شود — مانا

منبع ۱: نتایج خروجی نرم‌افزار EViews، آزمون ریشه واحد گروهی (Panel Unit Root Test).

داده‌های فصلی اقتصاد ایران (۱۳۷۰)، فصل ۱ تا ۱۴۰۱، فصل ۴.

پس از بررسی و تأیید نامانایی متغیرها در سطح، آزمون‌های ریشه واحد گروهی برای تفاضل مرتبه اول سری‌های زمانی اجرا گردید. نتایج به‌دست‌آمده که در جدول (۲) ارائه شده‌اند، نشان می‌دهد که به‌جز آزمون Levin, Lin & Chu، چهار آزمون دیگر شامل Breitung, Im, Pesaran and Shin، ADF-Fisher و PP-Fisher، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد را با قطعیت و در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد می‌کنند. این نتایج حاکی از آن است که تمامی متغیرهای مورد استفاده در پژوهش با قاطعیت بسیار بالا، پس از یک بار تفاضل‌گیری به مانایی رسیده‌اند. بر این اساس، می‌توان نتیجه گرفت که سری‌های زمانی مورد مطالعه از فرایند انباشتگی درجه یک پیروی می‌کنند و استفاده از مدل خودرگرسیون برداری در تفاضل اول (First-Difference VAR) به‌منظور تحلیل پویایی‌های کوتاه‌مدت میان متغیرها، رویکردی معتبر و روش‌شناختی موجه خواهد بود.

باید توجه داشت که ناهمخوانی نتایج آزمون Levin, Lin & Chu با سایر آزمون‌های مانایی، امری غیرمنتظره به‌شمار نمی‌آید. دلیل اصلی این تفاوت، حساسیت بالای آزمون مذکور به وجود شکست‌های ساختاری در داده‌های سری زمانی است؛ موضوعی که در بخش تحلیل‌های غیرخطی این پژوهش به تفصیل مورد بحث قرار خواهد گرفت. بر این اساس، اتکا به اجماع نتایج سایر آزمون‌ها - که در چنین شرایطی از اعتبار روش‌شناختی بیشتری برخوردارند - رویکردی موجه و علمی تلقی می‌شود.

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد گروهی برای متغیرهای مدل در تفاضل اول

نوع فرضیه	روش آزمون	آماره آزمون	مقدار احتمال (Prob)	تعداد مقاطع Cross-(sections)	تعداد مشاهدات	نتیجه در سطح اطمینان ۹۵٪
با فرض ریشه واحد مشترک	Levin, Lin & Chu t*	۲/۱۸۴	۰/۵۵/۹۸	۵	۶۲۹	رد نمی‌شود ← نامانا
	Breitung t-stat	-۵/۸۹	~۰/۰۰۰۰	۵	۶۲۴	رد می‌شود ← مانا
با فرض ریشه واحد منفرد	Im, Pesaran and Shin W-stat	-۹/۰۴۹	~۰/۰۰۰۰	۵	۶۲۹	رد می‌شود ← مانا
	ADF - Fisher Chi-square	۱۰۶/۱۸۹	~۰/۰۰۰۰	۵	۶۲۹	رد می‌شود ← مانا
	PP - Fisher Chi-square	۲۵۶/۷۵	~۰/۰۰۰۰	۵	۶۴۴	رد می‌شود ← مانا

منبع: ۲: خروجی نرم‌افزار EViews؛ داده‌های فصلی اقتصاد ایران (۱۳۷۰، فصل ۱ تا ۱۴۰۱، فصل ۴)

۱-۲. تعیین طول وقفه‌ها

در مرحله بعد، به‌منظور تعیین طول بهینه وقفه‌ها در مدل‌های VAR، از معیارهای اطلاعاتی مختلفی استفاده شد. همان‌طور که در جدول (۳) مشاهده می‌شود، بر اساس معیارهای آماری مختلف، وقفه‌های متفاوتی برای مدل‌های VAR پیشنهاد شده است. با این حال، اجماع نسبی میان معیارهای AIC، HQ و آزمون نسبت درست‌نمایی (LR)

منجر به انتخاب وقفه بهینه ۵ برای مدل مبتنی بر M1 و وقفه ۶ برای مدل مبتنی بر M_Total شد. این وقفه‌ها مبنای آزمون‌های هم‌انباشتگی و تخمین مدل نهایی VAR در تفاضل اول قرار گرفتند.

جدول ۳: معیارهای انتخاب وقفه بهینه برای مدل‌های VAR (مبتنی بر M1 و M_Total)

معیار انتخاب وقفه	مدل اول (مبتنی بر M1)	مدل دوم (مبتنی بر M_Total)
AIC	۷	۶
SC	۴	۴
HQ	۵	۵
FPE	۵	۶
LR	۵	۶

منبع ۳: تحلیل‌های آماری بر اساس داده‌های مدل‌های VAR با استفاده از معیارهای AIC, SC, HQ, FPE و LR.

۳-۱. آزمون هم‌انباشتگی

به‌منظور بررسی وجود یا عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای مورد بررسی، آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن بر روی هر دو مجموعه متغیرها اجرا شد. نتایج بیانگر آن است که در هر دو مدل، آماره‌های محاسبه‌شده آزمون‌های Trace و Max-Eigenvalue از مقادیر بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد کمتر بوده و مقادیر احتمال متناظر نیز از آستانه معنی‌داری تجاوز می‌کنند. بر این اساس، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود بردار هم‌انباشتگی رد نمی‌شود. این یافته به روشنی حاکی از فقدان رابطه بلندمدت تعادلی میان متغیرها و در نتیجه، غلبه پویایی‌های کوتاه‌مدت در ساختار داده‌هاست. بنابراین مدل VAR در تفاضل مرتبه اول به‌عنوان چارچوب مناسب برای تحلیل روابط میان متغیرها در این پژوهش انتخاب شد.

جدول ۴: نتایج آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن برای مدل‌های مختلف

آزمون (Test)	فرضیه صفر (H)	مقدار آماره (Statistic)	مقدار بحرانی ۵٪ (Critical Value)	مقدار احتمال (Prob)	نتیجه آزمون
مدل اول (با LM1)					
آزمون Trace	عدم وجود هم‌انباشتگی (r=0)	۴۳/۴۸	۴۷/۸۶	۰/۱۲۱۱	فرضیه صفر رد نمی‌شود
آزمون Max-Eigenvalue	عدم وجود هم‌انباشتگی (r=0)	۲۶/۷۳	۲۷/۵۸	۰/۰۶۳۹	فرضیه صفر رد نمی‌شود
مدل دوم (با LM_Total)					
آزمون Trace	عدم وجود هم‌انباشتگی (r=0)	۳۰/۶۳	۴۷/۸۶	۰/۶۸۶۲	فرضیه صفر رد نمی‌شود
آزمون Max-Eigenvalue	عدم وجود هم‌انباشتگی (r=0)	۲۰/۵۷	۲۷/۵۸	۰/۳۰۳	فرضیه صفر رد نمی‌شود

منبع ۴: یافته‌های پژوهشگر بر اساس نتایج خروجی آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن (محاسبات نرم‌افزار EViews)

۴-۱. مشخصات مدل نهایی

دو مدل VAR در تفاضل مرتبه اول با توجه به ساختار متغیرهای درون‌زا به شرح ذیل برآورد شدند:

مدل ۱ (نقدینگی فعال):

$$\text{Endogenous Variables} = d(\lgdp) \ d(\text{lex}) \ d(\text{lm}_1) \ d(\text{lcpi})$$

مدل ۲ (نقدینگی کل):

$$\text{Endogenous Variables} = d(\lgdp) \ d(\text{lex}) \ d(\text{lm_total}) \ d(\text{lcpi})$$

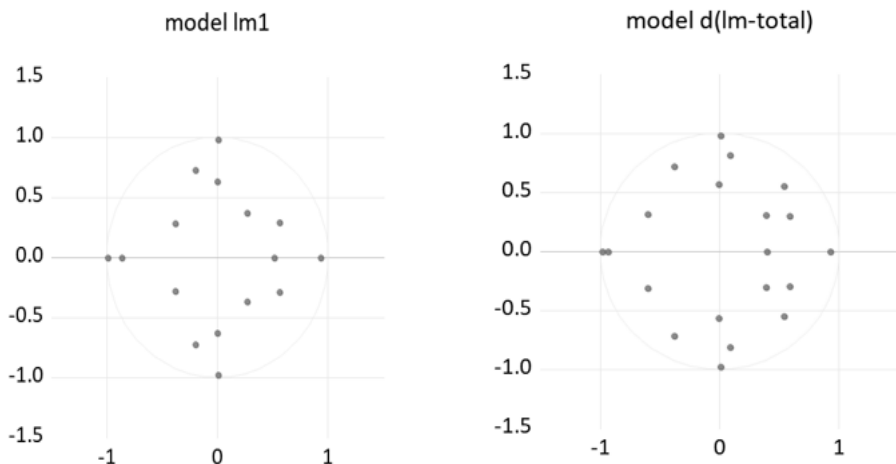
۲. یافته‌های تحقیق

در این بخش، یافته‌های اصلی پژوهش در چند سطح تحلیلی ارائه می‌شود. در گام نخست، پس از اطمینان از پایداری مدل‌ها، نتایج به‌دست‌آمده از توابع واکنش آنی، تجزیه واریانس و آزمون علیت گرنجری به‌منظور مقایسه نقش «نقدینگی فعال» و «نقدینگی کل» تشریح خواهد شد؛ سپس برای تبیین دقیق‌تر سازوکار شکل‌گیری فرایندهای تورمی، رفتارهای نهادی، پویایی‌های غیرخطی و الگوهای تاریخی روابط مذکور مورد واکاوی قرار می‌گیرد.

۲-۱. پایداری مدل‌ها

به‌منظور اطمینان از اعتبار تحلیل‌های انجام‌شده، پایداری دینامیکی هر دو مدل VAR در تفاضل مرتبه اول مورد بررسی قرار گرفت. برای این منظور از آزمون ریشه‌های چندجمله‌ای مشخصه (Characteristic Polynomial Roots) استفاده شد. نتایج حاکی از آن است که کلیه ریشه‌های مختلط مدل‌ها درون دایره واحد قرار دارند؛ بنابراین شرط پایداری برای هر دو مدل برقرار بوده و امکان تحلیل توابع واکنش آنی (IRF) و سایر آزمون‌های پس‌از تخمین را با دقت و اعتبار لازم فراهم می‌سازد.

شکل ۱: آزمون پایداری مدل VAR از طریق ریشه‌های چندجمله‌ای مشخصه



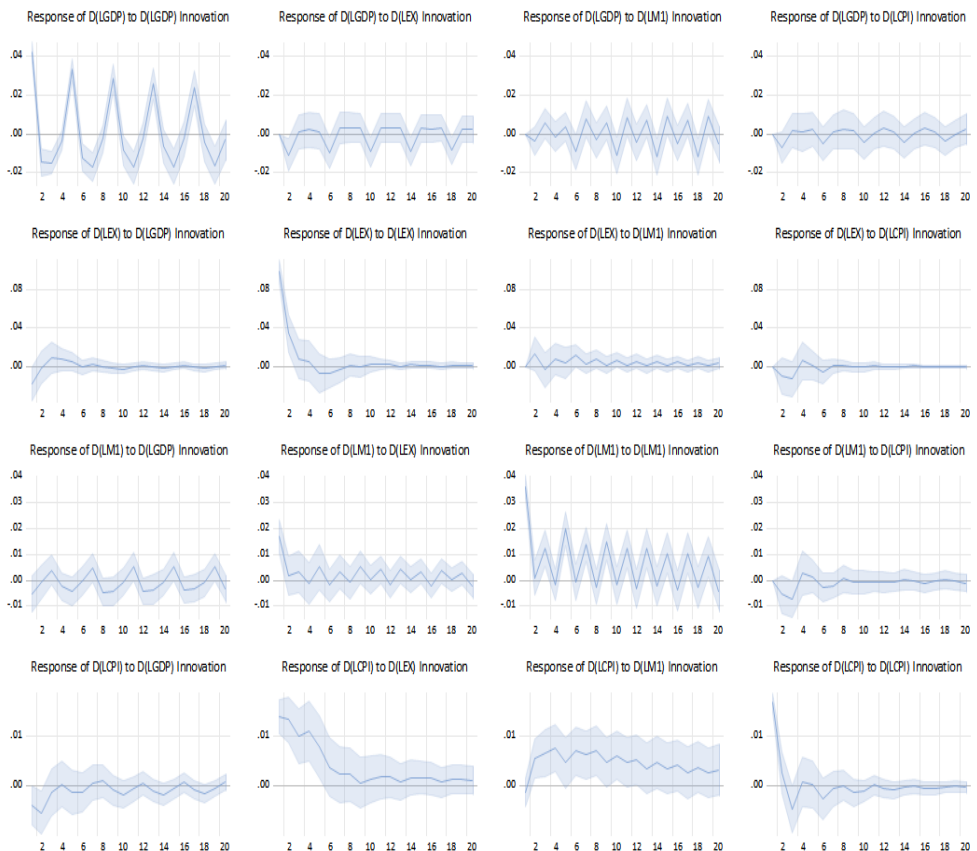
۲-۲. تحلیل مقایسه‌ای توابع واکنش آنی

مقایسه نتایج حاصل از توابع واکنش آنی در دو مدل مبتنی بر نقدینگی فعال و نقدینگی کل نشان می‌دهد که واکنش تورم به شوک‌های پولی در این دو چارچوب به‌طور معناداری متفاوت است. در مدل اول، شوک به پول فعال منجر به افزایش معنادار و پایدار در نرخ تورم می‌شود که پس از یک وقفه کوتاه (حدود ۲ فصل) آغاز و طی چند فصل تداوم می‌یابد. در مقابل، در مدل دوم، واکنش تورم به شوک در نقدینگی کل ضعیف، نوسانی و از نظر آماری بی‌معناست. این تفاوت آشکار، اولین و مهم‌ترین شاهد تجربی بر این مدعاست که جزء فعال نقدینگی، کانال اصلی انتقال اثرات پولی به تورم در کوتاه‌مدت است. بر این اساس، یافته‌های نمودار (۱) به روشنی نشان می‌دهند که در افق کوتاه‌مدت، جزء فعال نقدینگی (نقدینگی در گردش) نقش اصلی را در انتقال شوک‌های پولی به سطح عمومی قیمت‌ها ایفا می‌کند و متغیر نقدینگی کل به‌تنهایی قادر به تبیین نوسانات تورم نیست.

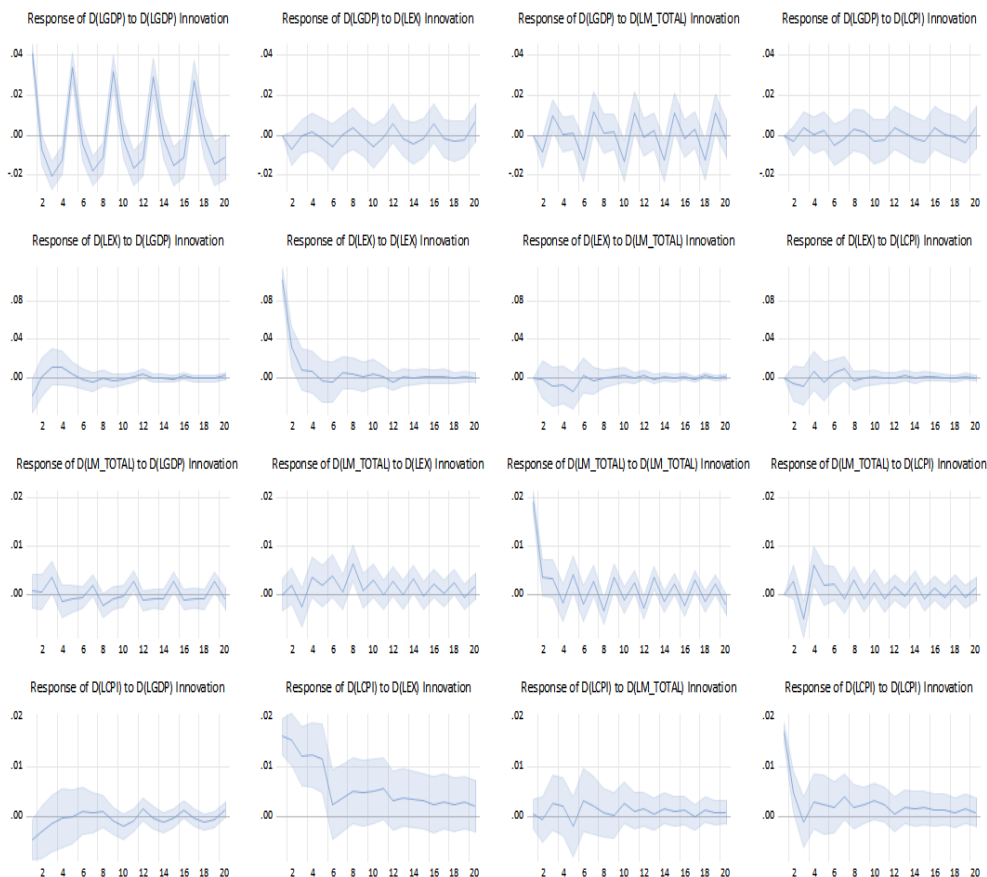
نمودار ۱: مقایسه توابع واکنش آنی تورم ((d(lcpi)) به شوک پول فعال ((d(lm1)) و نقدینگی کل ((d(lm-total))

Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations

95% CI using analytic asymptotic S.E.s



Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations
95% CI using analytic asymptotic S.E.s



منبع ۶: یافته‌های پژوهش

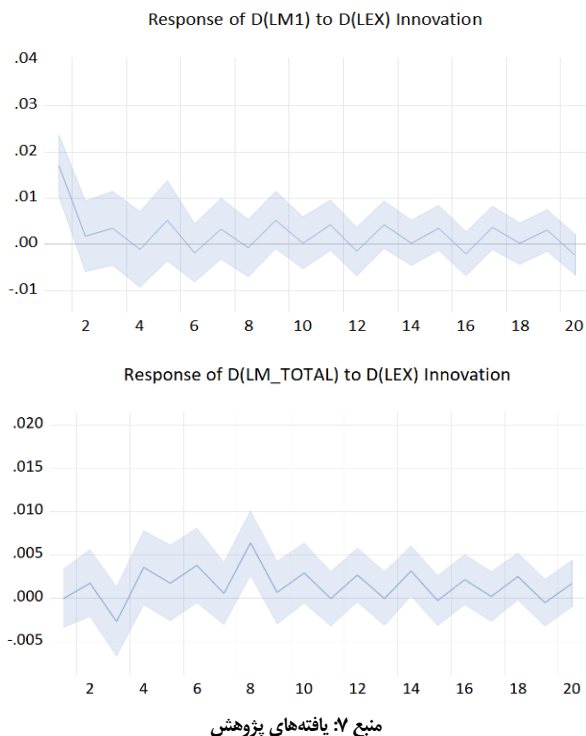
۳-۲. سازوکارهای رفتاری در ساختار نقدینگی

نتایج حاصل از تحلیل توابع واکنش آنی نشان می‌دهد که اگرچه شوک‌های ارزی اثری پایدار و قابل توجه بر نرخ تورم دارند، اما این شوک‌ها مستقیماً باعث افزایش معنادر در حجم نقدینگی کل نمی‌شوند. در مقابل، واکنش مثبت، فوری و معنادار رشد نقدینگی فعال ($D(lm1)$) به شوک نرخ ارز ($D(LEX)$) بیانگر یک سازوکار رفتاری درون‌زا است که می‌توان آن را به‌عنوان «مکانیسم جانشینی ارز» تفسیر کرد. در این فرایند، افزایش ناگهانی نرخ ارز و انتظار کاهش پول ملی، موجب تغییر در ترجیحات دارایی‌های عاملان اقتصادی می‌شود. افراد و بنگاه‌ها، با هدف حفظ ارزش دارایی‌های خود، به سمت افزایش نگهداری دارایی‌های نقدشونده‌تر حرکت می‌کنند. این رفتار منجر به تبدیل شبه‌پول به پول فعال شده و سهم بخش در گردش نقدینگی را افزایش می‌دهد. این تغییر ساختاری که در واکنش به نااطمینانی ارزی

رخ می‌دهد، به نوعی سیال‌سازی درونی نقدینگی منجر می‌شود و ظرفیت تورم‌زایی نظام پولی را در کوتاه‌مدت تقویت می‌کند. تداوم این اثر طی چندین فصل، نشان می‌دهد که پویایی نقدینگی در اقتصاد ایران صرفاً تحت تأثیر متغیرهای اسمی نبوده، بلکه به شدت متأثر از انتظارات و کنش‌های رفتاری در شرایط بی‌ثباتی ارزی است.

به بیان دیگر، در شرایط افزایش نااطمینانی ارزی، ترجیحات نقدینگی عاملان اقتصادی به گونه‌ای تغییر می‌کند که شبه‌پول به پول فعال تبدیل شده و سهم نقدینگی در گردش افزایش می‌یابد. این پویایی رفتاری که در مدل نقدینگی کل (با رویکرد توده‌ای و غیردینامیک به پول) قابل شناسایی نیست، یکی از دلایل ناکارآمدی آن مدل در تبیین دقیق فرایندهای تورمی در افق کوتاه‌مدت محسوب می‌شود (نمودار ۲).

نمودار ۲: تأیید مکانیسم جانشینی ارز (واکنش رشد نقدینگی فعال و نقدینگی کل به شوک رشد نرخ ارز)



منبع ۷: یافته‌های پژوهش

۲-۴. تحلیل تجزیه واریانس

نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی (VDA) که در جدول (۵) به صورت مقایسه‌ای ارائه شده است، امکان تفکیک سهم نسبی متغیرهای اصلی در تبیین نوسانات تورم را در دو افق زمانی کوتاه‌مدت (۴ فصل) و بلندمدت (۲۰ فصل) فراهم می‌سازد.

۱-۴-۲. کوتاه‌مدت: نرخ ارز به‌عنوان جرقه تورمی

در افق زمانی کوتاه‌مدت (تا ۴ فصل پس از شوک)، نتایج هر دو مدل به‌طور قاطع نشان می‌دهد که شوک‌های نرخ ارز ((D(LEX) عامل اصلی و مسلط در توضیح نوسانات تورم هستند. در مدل دوم، این متغیر به‌تنهایی نزدیک به ۶۹ درصد از واریانس خطای پیش‌بینی تورم را توضیح می‌دهد. این یافته به وضوح نقش نرخ ارز را به‌عنوان «جرقه» اولیه تورمی تأیید می‌کند. به‌عبارت‌دیگر، در کوتاه‌مدت جهش‌های ارزی از طریق کانال‌هایی نظیر افزایش قیمت کالاهای وارداتی و تشدید انتظارات تورمی، به سرعت و با قدرت آتش تورم را شعله‌ور می‌سازند. در مقابل، متغیرهای پولی نقش محدودی دارند و سهم نقدینگی فعال تنها ۱۲/۳ درصد و نقدینگی کل تنها ۱ درصد است. این نتایج اهمیت نرخ ارز را به‌عنوان محرک اولیه تورم کوتاه‌مدت تأیید می‌کنند.

۲-۴-۲. بلندمدت: نقدینگی فعال به‌عنوان سوخت پایدار تورم

در افق بلندمدت (۲۰ فصل) اگرچه نرخ ارز همچنان عاملی مؤثر بر افزایش تورم است، اما نقش متغیر پولی در مدل اول به طرز چشمگیری متحول می‌شود. در مدل اول، سهم نقدینگی فعال در توضیح نوسانات تورم به‌طور پیوسته افزایش یافته و به عدد قابل توجه ۳۱/۷ درصد می‌رسد. این بدان معناست که اگرچه نرخ ارز جرقه اولیه تورم را ایجاد می‌کند، اما این رشد نقدینگی فعال است که به عنوان «سوخت»، انرژی لازم برای تداوم و پایداری تورم در بلندمدت را فراهم می‌کند. در مقابل، در مدل دوم، سهم نقدینگی کل حتی در بلندمدت نیز بسیار ناچیز و در حدود ۳/۱ درصد باقی می‌ماند. این تفاوت بنیادین ۳۱/۷ درصد در مقابل ۳/۱ درصد هسته اصلی یافته‌های این پژوهش است. این نتیجه نشان می‌دهد که مدل مبتنی بر نقدینگی کل، به دلیل ترکیب کردن جزء فعال نقدینگی با حجم عظیم شبه‌پول ساکن، قادر به شناسایی کانال اصلی پولی تغذیه‌کننده تورم در بلندمدت نیست. این شواهد قویاً از نظریه نقدینگی فعال حمایت می‌کند که بر اساس آن، برای فهم تورم پایدار باید میان جرقه اولیه (شوک ارزی) و سوختی که آن را تداوم می‌بخشد (نقدینگی فعال) تمایز قائل شد. یافته‌ها نشان می‌دهد که درک صحیح از پویایی تورم در اقتصاد ایران نیازمند تفکیک میان جرقه اولیه (شوک ارزی) و سوخت پایداری است که آن را تغذیه می‌کند (پول فعال). مدل نقدینگی کل به دلیل ماهیت توده‌ای خود از شناسایی این تمایز ناتوان است و نمی‌تواند تصویر دقیقی از فرایندهای پولی تورم بلندمدت ارائه دهد.

جدول ۵: مقایسه سهم شوک‌های کلیدی در توضیح نوسانات تورم

افق زمانی	منشأ شوک	سهم در مدل ۱ (M1)	سهم در مدل ۲ (M _{Total})	تفسیر نقش متغیر
کوتاه‌مدت (فصل ۴)	رشد نرخ ارز	۵۴/۷۰	۶۸/۸۰	جرقه اصلی و عامل مسلط
	رشد متغیر پولی	۱۲/۳	۱	نقش محدود در ابتدای دوره
بلندمدت (فصل ۲۰)	رشد نرخ ارز	۴۴	۷۰/۲	عامل پایدار و اثرگذار
	رشد متغیر پولی	۳۱/۷	۳/۱	محرک اصلی بلندمدت در برابر عامل با اثر آماری ناچیز

۲-۵. تحلیل روابط علیت گرینجری

در راستای تکمیل تحلیل‌های پیشین مبتنی بر توابع واکنش آنی (IRF) و تجزیه واریانس (VDA)، در این بخش آزمون علیت گرینجری جهت ارزیابی روابط پیش‌بینی‌کننده کوتاه‌مدت میان متغیرهای اصلی پژوهش اجرا شد. نتایج حاصل در جدول (۶) گزارش شده است.

یکی از مهم‌ترین یافته‌ها در این بخش، تأیید رابطه علیت گرینجری از رشد نقدینگی فعال به تورم است. آزمون نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر نبود علیت گرینجری از $D(lm1)$ به $D(LCPI)$ با آماره $۳۵/۰۴$ و مقدار احتمال بسیار ناچیز به‌طور معناداری رد می‌شود. این نتیجه بیانگر وجود یک رابطه علیت یک‌طرفه از سوی رشد نقدینگی فعال به سمت تورم است و نقش پیش‌بینی‌کنندگی این متغیر در نوسانات قیمت‌ها را تأیید می‌کند.

در مقابل، برای رشد نقدینگی کل، مقدار احتمال آزمون برابر با $۰/۰۵۷۸$ است که اندکی بیش از آستانه اطمینان ۵% قرار دارد. بنابراین در سطح اطمینان مرسوم، فرضیه صفر رد نمی‌شود. این یافته دلالت بر آن دارد که نقدینگی کل فاقد قدرت پیش‌بینی معنادار برای تورم است و از این‌رو از منظر اقتصادسنجی، فرضیه نقدینگی فعال به‌طور مجدد تأیید می‌گردد.

همچنین نتایج نشان می‌دهد که رشد نرخ ارز علیت گرینجری معناداری نسبت به تورم دارد ($Prob. = ۰/۰۰۴۶$). این رابطه نقش تعیین‌کننده نرخ ارز را به‌عنوان یکی از عوامل اصلی و پیشران در فرایند شکل‌گیری تورم در اقتصاد ایران برجسته می‌سازد.

در نهایت، بررسی سازوکار جانشینی ارز از طریق آزمون علیت گرینجری میان رشد نرخ ارز و رشد نقدینگی فعال نشان می‌دهد که علیت معناداری در این مسیر وجود ندارد. این در حالی است که نتایج حاصل از تحلیل توابع واکنش آنی (IRF)، پیش‌تر واکنش مثبت و معناداری از سوی متغیر نقدینگی فعال نسبت به شوک وارده به نرخ ارز را نشان داده بود. به نظر می‌رسد این تفاوت به ماهیت متفاوت دو رویکرد تحلیلی بازمی‌گردد. تحلیل IRF اثرات پویای آنی و ساختاری شوک‌ها را بر متغیرهای دیگر در طول زمان بررسی می‌کند؛ درحالی‌که آزمون گرینجری صرفاً وجود یک رابطه پیش‌بینی‌کننده خطی مبتنی بر مقادیر وقفه‌دار را ارزیابی می‌نماید. از این‌رو می‌توان نتیجه گرفت که اگرچه نرخ ارز می‌تواند از مسیرهای غیرمستقیم یا ساختاری بر تغییر ترکیب درون‌زای نقدینگی تأثیرگذار باشد، اما این اثر لزوماً در قالب یک رابطه علی خطی ساده و قابل پیش‌بینی بروز نمی‌یابد. این تمایز خود گواهی بر ضرورت پرداختن به تحلیل‌های عمیق‌تر است؛ زیرا آزمون علیت گرینجری صرفاً توانایی سنجش روابط خطی و پیش‌بینی‌کنندگی متغیرها را دارد؛ درحالی‌که واکنش‌های مشاهده‌شده در توابع واکنش آنی (IRF) می‌توانند بازتاب‌دهنده روابط ساختاری یا غیرخطی باشند که از حوزه شناسایی آزمون گرینجری خارج است. بر این اساس، این نتیجه به‌مثابه پلی منطقی و روش‌شناختی برای ورود به تحلیل‌های غیرخطی تلقی می‌شود که در بخش بعدی به آن پرداخته خواهد شد.

به عبارت دیگر، اگرچه آزمون علیت گرنجری، وجود یک رابطه پیش‌بینی‌کننده خطی و پایدار میان نرخ ارز و نقدینگی فعال را تأیید نمی‌کند، اما این یافته بیشتر ناظر بر ماهیت شوک‌محور و واکنشی این رابطه است، نه نفی آن. رابطه مذکور ممکن است در قالب یک ساختار غیرخطی یا وابسته به شرایط خاص بروز یابد که از دید آزمون‌های علیت خطی پنهان می‌ماند.

جدول ۶: نتایج خلاصه‌شده آزمون علیت گرنجری برای فرضیات اصلی پژوهش

فرضیه صفر (H): عدم وجود علیت گرنجری	آماره Chi-square	مقدار احتمال (Prob)	نتیجه در سطح اطمینان ۹۵٪
رشد نقدینگی فعال $(D(lm1)) \leftarrow$ تورم $(D(LCPI))$	۳۵/۰۴	۳۵/۰۴	رد فرضیه صفر (علیت وجود دارد)
رشد نقدینگی کل $(D(LM_TOTAL)) \leftarrow$ تورم $(D(LCPI))$	۱۰/۶۹	۱۰/۶۹	عدم رد فرضیه صفر (علیت تأیید نمی‌شود)
رشد نرخ ارز $(D(LEX)) \leftarrow$ تورم $(D(LCPI))$	۱۵/۰۳	۱۵/۰۳	رد فرضیه صفر (علیت وجود دارد)
رشد نرخ ارز $(D(LEX)) \leftarrow$ رشد نقدینگی فعال $(D(lm1))$	۳/۴۸	۳/۴۸	عدم رد فرضیه صفر (علیت تأیید نمی‌شود)

منبع ۹: محاسبات پژوهشگر بر اساس خروجی نرم‌افزار EViews

۴-۶. تحلیل پویایی‌های غیرخطی و تاریخی

در ادامه تحلیل روابط پایه، این بخش به بررسی رفتارهای پیچیده‌تر و غیرخطی تورم در اقتصاد ایران می‌پردازد. فرض بر این است که واکنش اقتصاد به نوسانات نرخ ارز، نه تنها در طول زمان دچار تغییرات ساختاری شده، بلکه در شرایط بحرانی نیز به صورت وابسته به وضعیت، الگوهای متفاوتی از خود نشان داده است. یافته‌های این تحلیل سه لایه حاکی از آن است که: نخست، واکنش اقتصاد ایران به شوک‌های شدید ارزی همواره غیرخطی بوده است؛ دوم، این واکنش‌ها با تکرار بحران‌ها تثبیت و نهادینه شده‌اند؛ سوم، بحران سال ۱۳۹۷ یک نقطه عطف تاریخی محسوب می‌شود که نه فقط شدت این واکنش‌ها را افزایش داد، بلکه ساختار درونی اقتصاد را به گونه‌ای متحول کرد که از آن پس، حتی شوک‌های محدود نیز می‌توانند از طریق کانال‌های پولی فعال شده، اثرات تورمی گسترده‌ای به جا بگذارند. در ادامه به تفکیک به تحلیل این سه سطح پرداخته می‌شود.

الف) بررسی واکنش وابسته به وضعیت در دوره‌های پرنوسان ارزی

برای بررسی تفاوت رفتار اقتصاد ایران در شرایط ثبات و دوره‌های تلاطم ارزی، در گام نخست یک متغیر مجازی به عنوان نماینده «بحران» تعریف شد که دوره‌های جهش ارزی شدید، شامل بحران‌های دهه‌های ۱۳۷۰، ۱۳۹۰ و ۱۴۰۰ را دربر می‌گیرد. بر پایه این متغیر، یک مدل VAR توسعه یافته با متغیرهای تعاملی تخمین زده شد تا اثرات ناهمسان شوک‌های ارزی در شرایط متفاوت مورد ارزیابی قرار گیرد. یافته‌ها حاکی از آن است که ضرایب متغیر تعاملی نرخ ارز در شرایط بحرانی (CRISIS_DLEX)، هم در معادله تورم (D(LCPI)) و هم در معادله نقدینگی

فعال ((D(LM1) مثبت و از نظر آماری کاملاً معنادار هستند. ضریب متغیر تعاملی در معادله تورم برابر با ۰/۱۳۷ و آماره t آن ۶/۷۵ و در معادله نقدینگی فعال برابر با ۰/۱۹۰ با آماره t معادل ۴/۷۴ به دست آمد. این نتایج بیانگر آن است که در دوره‌های بی‌ثباتی شدید بازار ارز، حساسیت تورم نسبت به شوک‌های ارزی و نیز شدت واکنش نقدینگی به‌طور معناداری افزایش می‌یابد.

بر این اساس، می‌توان نتیجه گرفت که ساختار واکنش اقتصاد ایران نسبت به شوک‌های ارزی، ماهیتی غیرخطی و وابسته به وضعیت دارد. در شرایط بحران، جهش نرخ ارز نه تنها به‌طور مستقیم اثر شدیدتری بر سطح قیمت‌ها می‌گذارد، بلکه از طریق تشدید فرایند تبدیل نقدینگی ساکن به نقدینگی فعال، یک حلقه بازخورد خودتقویت‌گر ایجاد می‌کند. این پویایی غیرخطی، نقش مهمی در تبیین جهش‌های شدید و پایداری بالای تورم در برخی مقاطع تاریخی اقتصاد ایران ایفا می‌کند.

ب) تحلیل تاریخی تکامل کانال جانشینی ارز

برای درک بهتر این رفتار غیرخطی، مدل پایه در سه بازه زمانی مجزا برآورد شد تا چگونگی تحول تدریجی کانال جانشینی ارز (اثر نرخ ارز بر نقدینگی فعال) بررسی شود. نتایج این تحلیل که در جدول (۷) ارائه شده، روندی تدریجی و مسیرمحور را نشان می‌دهد که طی آن، این کانال از یک رابطه ضعیف و نامنظم به یک سازوکار فعال و پایدار تبدیل شده است.

جدول ۷: تکامل تدریجی واکنش نقدینگی فعال به شوک ارزی در دوره‌های تاریخی مختلف

دوره زمانی	مشخصات دوره	واکنش M1 به شوک ارزی (نتیجه IRF)	تفسیر
پیش از ۱۳۹۱	ثبات نسبی و بحران‌های محدود	بی‌معنا و نزدیک به صفر	کانال غیرفعال یا بسیار ضعیف
۱۳۹۲ تا ۱۳۹۶	پس از اولین بحران ارزی	مثبت و معنادار	فعال شدن تدریجی کانال
پس از ۱۳۹۷	پس از شوک تحریم‌ها و جهش ارزی	مثبت، قوی و بسیار معنادار	تثبیت و تشدید کانال

منبع ۱۰: یافته‌های پژوهش بر پایه برآورد مدل در زیر نمونه‌های تاریخی

یافته‌های جدول فوق بیانگر آن است که سازوکار جانشینی ارز، در واکنش به بحران‌های متوالی، تدریجاً تقویت شده و به یک جزء پایدار از سازوکارهای تورم‌زا تبدیل شده است. آنچه در ابتدا اثری ناچیز و ناپایدار بود، در اثر یادگیری تدریجی عواملان اقتصادی و تجربه مکرر نوسانات ارزی، به یک سازوکار نهادی و درونی تبدیل شده است.

ج) تغییر ساختاری سال ۱۳۹۷: از تقویت تدریجی تا جهش پایدار

در سطح سوم، برای پاسخ به این پرسش که آیا تغییرات پس از سال ۱۳۹۷ صرفاً تشدید روندهای پیشین بوده یا نشانه‌ای از یک دگرگونی ساختاری است؟ یک مدل تعاملی با متغیر شکست ساختاری طراحی شد. نتایج آزمون والد برای اثرگذاری نرخ ارز بر متغیرهای کلیدی در قبل و بعد از این سال، تمایز روشنی را نشان می‌دهد.

در مسیر مستقیم نرخ ارز به تورم، اگرچه رابطه پیش از ۱۳۹۷ نیز از نظر آماری معنادار بود (احتمال آزمون والد: ۰/۰۱۸)، اما ضریب تعاملی مربوط به دوره پس از ۱۳۹۷ معنادارتر و با شدت بیشتری مثبت (۰/۱۲) برآورد شد. این

نشان می‌دهد که اگرچه این کانال از پیش فعال بوده، اما از این مقطع به بعد، تقویت قابل توجهی یافته است. در مقابل، در مسیر غیرمستقیم از طریق نقدینگی فعال، پیش از ۱۳۹۷ وجود رابطه‌ای پایدار میان نرخ ارز و نقدینگی فعال قابل تأیید نبود (احتمال آزمون والد: ۰/۹۴۴)، اما پس از آن، این رابطه با ضریب تعاملی مثبت ۰/۲۱ و سطح اطمینان بالا، نه تنها فعال شده، بلکه به یکی از سازوکارهای اصلی انتقال اثر نرخ ارز تبدیل شده است. این یافته بیانگر ظهور یک کانال جدید و ساختاری در سازوکارهای تورم است.

به بیان دیگر، کانالی که پیش‌تر ضعیف یا حتی غیرفعال بود، اکنون به یکی از مسیرهای اصلی انتقال اثرات ارزی به متغیرهای پولی و تورمی تبدیل شده است. این تمایز مهم میان تشدید یک رابطه موجود (تورم) و پدیدار شدن یک رابطه جدید (نقدینگی فعال)، یک یافته کلیدی محسوب می‌شود. به موجب این یافته، بحران ارزی سال ۱۳۹۷ را نمی‌توان صرفاً به عنوان شدت یافتن نوسانات پیشین تعبیر کرد، بلکه باید آن را نقطه چرخشی در الگوی رفتاری اقتصاد ایران تلقی کرد که طی آن، واکنش‌های سیستم اقتصادی به متغیرهای کلیدی نظیر نرخ ارز، به صورت ساختاری و پایدار تغییر یافته‌اند.

نتیجه‌گیری و دلالت‌های سیاستی

این پژوهش با هدف آزمون تجربی نظریه «نقدینگی فعال»، به تحلیل پویایی تورم در اقتصاد ایران پرداخته است. یافته‌های اقتصادسنجی این مطالعه، نه تنها فرضیه اصلی این نظریه را تأیید می‌کنند، بلکه چارچوبی بدیل برای فهم پویایی‌های تورمی کشور ارائه می‌دهند. این چارچوب، برخلاف رویکردهای رایج مبتنی بر کنترل حجم نقدینگی کل، بر نقش ترکیب نقدینگی (فعال در برابر غیرفعال) و حلقه‌های تقویت‌کننده بین نرخ ارز و نقدینگی سیال تأکید دارد.

سه یافته اصلی این پژوهش عبارت‌اند از:

۱. برتری مطلق نقدینگی فعال ($M1$) بر نقدینگی کل (M_Total) در تبیین تورم بلندمدت: سهم ۳۱/۷ درصدی $M1$ در مقابل سهم ناچیز ۳/۸ درصدی M_Total گویای این واقعیت است که تمرکز بر نقدینگی کل، آدرس‌دهی نادرست سیاستی است و باید به «نقدینگی فعال» به مثابه موتور اصلی تورم توجه شود؛

۲. نقش دوگانه نرخ ارز به عنوان جرقه و فعال‌ساز سوخت تورمی: شوک‌های ارزی نه تنها تورم وارداتی را در کوتاه‌مدت تشدید می‌کنند، بلکه از طریق جانشینی دارایی‌ها، موجب تبدیل شبه‌پول به نقدینگی فعال ($M1$) شده و چرخه‌ای از تورم پایدار را فعال می‌سازند؛

۳. نهاده شدن سازوکار جانشینی ارز پس از سال ۱۳۹۷: پس از بحران ارزی این سال، واکنش عواملان اقتصادی به شوک‌های ارزی به شدت تشدید شده و حتی نوسانات کوچک نیز قادرند موج‌های تورمی شدید ایجاد کنند. این تحول ساختاری، سطح جدیدی از آسیب‌پذیری پولی را رقم زده است.

بر مبنای این یافته‌ها، سیاست‌گذاری ضدتورمی در ایران نیازمند یک راهبرد دوسویه و هم‌زمان برای مهار «جرقه» و «سوخت» تورم است:

۱. مهار «جرقه»: تثبیت بازار ارز و مهار شوک‌های ارزی از طریق:

- مدیریت تقاضای ارز: با اعمال کنترل‌های هدفمند بر واردات از طریق ثبت سفارش و رهگیری زنجیره کالا، محدودسازی خروج سرمایه با ابزارهای ضدپول‌شویی و محدود کردن استفاده از ارز برای مصارف غیرمولد؛
- افزایش عرضه ارز رسمی: از طریق الزام به بازگشت ارز صادراتی و اجرای پیمان‌سپاری ارزی ۱۰۰ درصد، مشروط‌سازی مشوق‌های صادراتی به ایفای تعهدات ارزی و حمایت از صادرات غیرنفتی؛
- تنوع‌بخشی به مسیرهای تأمین ارز: شامل پیمان‌های پولی دوجانبه با شرکای منطقه‌ای، توسعه استفاده از ارزهای غیردلاری و ایجاد مکانیزم‌های تهاثری برای واردات.

۲. کنترل «سوخت»: مدیریت ترکیب درون‌زای نقدینگی از طریق:

- اصلاح نظام بانکی برای مهار رشد M1 با محدودسازی اضافه‌برداشت بانک‌ها، به‌ویژه بانک‌های خصوصی و تأمین مالی قاعده‌مند و با وثیقه بانک‌ها از بانک مرکزی، اجرای استانداردهای کفایت سرمایه، شفافیت تسهیلات‌دهی و توسعه ابزارهای غیرنقدی برای تأمین مالی تولید، تقویت نظارت بانک مرکزی بر بازار بین‌بانکی و تعیین سقف رشد ترازنامه بانک‌ها؛

- اصلاح ساختار انگیزشی بانک‌ها و توسعه نهادهای مکمل تأمین مالی از طریق الزام بانک‌ها به افزایش شفافیت، به‌روزرسانی قواعد حاکمیت شرکتی، تفکیک انواع بانک‌ها، توسعه بازار اوراق بهادار، انتشار اوراق گواهی سپرده برای افزایش ماندگاری منابع و تأسیس صندوق‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت و توسعه‌ای با مشارکت عمومی و خصوصی به‌منظور هدایت نقدینگی به سمت فعالیت‌های مولد؛

- ممنوعیت تأمین مالی دولت از محل بانک مرکزی، از طریق الزام به انتشار اوراق درون‌سالی و تبدیل نقش بانک مرکزی از خریدار ارزهای دولتی به عامل فروش ارز در بازار، تقویت سازوکارهای تأمین مالی دولت از مسیر بازار بدهی و نهادهای مالی، هم‌زمان با اصلاح قواعد مربوط به اشخاص مرتبط، ثبت شفاف تعهدات دولت و الزام به رعایت اصول حکمرانی مالی در شبکه بانکی؛

- استقرار نظام نظارت یکپارچه بر بانک‌ها، شرکت‌های تابعه و ذی‌نفعان کلان، فعال‌سازی سامانه‌های اطلاعاتی مانند دفتر کل مشترک، سامانه ذی‌نفع واحد و سامانه ثبت تسهیلات دولتی، به‌منظور کنترل دقیق خلق نقدینگی در شبکه بانکی؛ همچنین استفاده از نسبت‌های احتیاطی کلان و ابزارهای نوین نظارتی مبتنی بر فناوری‌های نرم برای مدیریت ریسک سیستمی؛

- کاهش انگیزه تبدیل شبه پول به نقدینگی فعال: از طریق تفکیک قراردادهای سپرده‌های دیداری و سرمایه‌گذاری، ایجاد محدودیت بر پرداخت سود به سپرده‌های دیداری به منظور کاهش هزینه و افزایش ماندگاری سپرده‌ها، افزایش جذابیت سپرده‌های بلندمدت، حذف تدریجی اسکناس‌های درشت و غیرقابل رصد (همچون ایران‌چک) و وضع مالیات بر عائدی سرمایه (در حد بازدارندگی) حاصل از فعالیت‌های سفته‌بازی در بازارهای سکه، زمین، مسکن و خودرو (مالیات بر عائدی سرمایه تنها باید در بازه‌های کوتاه‌مدت اعمال شود).

در نهایت، شکستن چرخه معیوب میان نوسانات نرخ ارز و فعال‌سازی نقدینگی، بدون اصلاحات نهادی فوری ممکن نیست. اجرای کامل قانون مبارزه با پول‌شویی، استقرار سامانه‌های رصد سیستمی و یکپارچه تراکنش‌ها برای شناسایی جریان‌های مشکوک و تضمین اقتدار عملیاتی بانک مرکزی، پیش‌شرط‌های ضروری موفقیت این سیاست‌ها هستند. این مطالعه نشان می‌دهد که راه‌حل پایدار مهار تورم در ایران، نه در ابزارهای پیچیده پولی صرف، بلکه در اراده‌ای سیاسی و قاطع برای اجرای مجموعه‌ای از اصلاحات ساختاری شناخته‌شده و هماهنگ نهفته است.

منابع

- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. سری‌های زمانی اقتصادی. قابل بازیابی از: <https://tsdview.cis.cbi.ir/>
- تحصیلی، حسن (۱۴۰۱). اثرگذاری تکانه نرخ ارز بر تورم در اقتصاد ایران: کاربرد الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲(۴)، ۲۵۷-۲۸۵.
- حسینی، سیدصفدر و محتشمی، تکتم (۱۳۸۷). رابطه تورم و رشد نقدینگی در اقتصاد ایران؛ گسست یا پایداری؟ *پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهش‌های اقتصادی)*، ۳(۳۸)، ۳۱-۴۲.
- داودی، پرویز (۱۳۷۶). سیاست‌های تثبیت اقتصادی و برآورد مدل پویای تورم در ایران. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۵(۱)، ۲۸۵.
- سحابی، بهرام و دیگران (۱۳۹۲). اثرات رشد نقدینگی بر تورم در اقتصاد ایران: مدل‌های تغییر رژیم. *راهبرد اقتصادی*، ۲(۴)، ۱۲۱-۱۴۶.
- سرآبادانی، غلامرضا (۱۳۸۵). تورم، عوامل و راهکارهای مقابله با آن در ایران. *اقتصاد اسلامی*، ۶(۲۱)، ۱۰۳-۱۲۸.
- شاکری، عباس و باقرپور اسکویی، الناز (۱۴۰۲). بررسی ماهیت تورم در اقتصاد ایران: رویکرد همدوسی موجکی. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۸(۹۴)، ۷۹-۹۷.
- عباسی‌نژاد، حسین و تشکینی، احمد (۱۳۸۳). آیا تورم در ایران یک پدیده پولی است؟ *تحقیقات اقتصادی*، ۳۹(۴)، ۱۸۱-۲۱۲.
- کازرونی، علیرضا و اصغری، برات (۱۳۸۱). آزمون مدل کلاسیک تورم در ایران: هم‌گرایی رشد پول و تورم. *پژوهش‌نامه بازرگانی*، ۲۳(۶)، ۹۷-۱۳۹.
- کاکویی، نصیبه و نقدی، یزدان (۱۳۹۳). رابطه پول و تورم در اقتصاد ایران: شواهدی بر اساس مدل p^* . *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۴(۲)، ۱۳۵-۱۵۶.
- مرکز آمار ایران <http://amar.org.ir>
- Agénor, P. R. & Khan, M. S. (1996). Foreign currency deposits and the demand for money. *Journal of Development Economics*, 50(1), 101-118.
- Calvo, G. A. & Rodriguez, C. A. (1977). A model of exchange rate determination under currency substitution. *Journal of Political Economy*, 85(3), 617-625.
- Cuddington, J. T. (1983). Currency substitution, capital mobility and money demand. *Journal of International Money and Finance*, 2(2), 111-133.
- Friedman, M. & Schwartz, A. J. (1963). A monetary History of the United States, 1867-1960. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Keynes, J. M. (1936). The general theory of employment, interest, and money. London: Macmillan.
- McKinnon, R. I. (1973). Money and capital in economic development. Washington, DC: Brookings Institution.
- Miles, M. A. (1978). Currency substitution, flexible exchange rates, and monetary independence. *American Economic Review*, 68(3), 428-436.
- Savastano, M. A. (1996). Dollarization in Latin America (IMF Working Paper No. 96/4). Washington, DC: International Monetary Fund.
- Tobin, J. (1958). Liquidity preference as behavior towards risk. *The Review of Economic Studies*, 25(2), 65-86.