نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۱۰۰
سال بیست و نهم، زمستان ۱۴۰۰، صفحه ۴۱۰ - ۳۷۷

برآورد ضریب تأثیر اجزاء منابع پایه پولی بر نقدینگی در اقتصاد ایران

مسعود سعادت مهر
استادیار اقتصاد دانشگاه پیام نور، ایران، تهران
Masd1352@yahoo.com

در ادبیات اقتصاد، افزایش هر کدام از اجزاء پایه پولی با ضریب یکسانی بنام ضریب فزاینده باعث افزایش نقدینگی می‌شود. اما ممکن است درجه تأثیر هر کدام از اجزاء پایه پولی بر نقدینگی متفاوت باشد. اگر این گونه باشد، علاوه بر پایه پولی، ترکیب اجزاء پایه پولی نیز می‌تواند روی نقدینگی تأثیر بگذارد. از این رو تحقیق حاضر به دنبال بررسی میزان تأثیر هرکدام از اجزاء پایه پولی روی نقدینگی است. برای این کار مدل تحقیق بر مبنای مبانی نظری طراحی شد. داده‌ها برای دوره زمانی ۹۷-۱۳۵۷ از پایگاه داده سری زمانی بانک مرکزی جمع‌آوری گردید. تخمین مدل به روش همجمعی یوهانسن – جوسلیوس انجام شد. نتایج نشان داد که همه اجزاء پایه پولی تأثیر مثبت و معناداری بر نقدینگی دارند. اما میزان تأثیر یا به عبارت دیگر ضریب تأثیرگذاری این اجزاء با هم‌دیگر متفاوت است. به طوری که بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی با ضریب ۸/۱۴۶ بیشترین تأثیر را بر نقدینگی دارد. در این خصوص، خالص بدهی دولت به بانک مرکزی با ضریب ۲/۲۹۲ در رتبه دوم جای داشته و دارایی‌های خارجی بانک مرکزی با ضریب ۱/۴۹۹ کمترین تأثیر را بر نقدینگی دارد. از لحاظ میزان تأثیر بر نقدینگی، متغیر بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی تقریباً ۳/۵ برابر خالص بدهی دولت به بانک مرکزی و ۵/۵ برابر دارایی‌های خارجی بانک مرکزی بر نقدینگی تأثیر دارد.

طبقه‌بندی JEL: پایه پولی، نقدینگی، روش همجمعی، بانک مرکزی
واژگان کلیدی: E51, C22

تاریخ دریافت: ۱۲ / ۸ / ۱۴۰۰ تاریخ پذیرش: ۱۵ / ۱۲ / ۱۴۰۰

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]

۱. مقدمه

افزایش نرخ تورم در دهه‌های اخیر سبب شده است تا بحث تورم مورد توجه سیاستگذاران و کارشناسان اقتصادی قرار گیرد. گرچه می‌توان عواملی مانند افزایش بهای کالاهای وارداتی ناشی از نوسان‌های نرخ ارز و وجود تحریم‌ها را از علل پیدایش تورم و نااطمینانی در بازار برشمرد، ولی عامل اصلی تورم را باید افزایش نقدینگی دانست. در ایران بخش بزرگی از رشد نقدینگی ناشی از رشد پایه پولی بوده است. پایه پولی یکی از مهمترین شاخص‌های پولی و مهمترین جزء نقدینگی به شمار می‌آید و از آنجا که تغییرات آن به صورت چند برابری در میزان نقدینگی منعکس می‌شود، در مباحث پولی اهمیت زیادی دارد. به عبارت دیگر، هر افزایشی در پایه پولی، به اندازهٔ بیشتری که معادل ضریب فزاینده پولی است باعث افزایش نقدینگی می‌شود. پایه پولی را می‌توان براساس منابع یا مصارف بانک مرکزی تعریف کرد که در تعریف منابع، دارایی‌های بانک مرکزی و در تعریف مصارف، تعهدات این بانک لحاظ می‌شود. تعریف رایج‌تر پایه پولی همان تعریف منابع و محاسبه اجزای دارایی‌های بانک مرکزی است. به طور کلی دارایی‌های بانک مرکزی به دو گروه دارایی‌های خارجی و دارایی‌های داخلی این بانک تقسیم‌بندی می‌شوند. در گروه دارایی‌های خارجی، دارایی‌های طلا و ارز بانک مرکزی قرار داشته و در گروه دارایی‌های داخلی، دو متغیر مهم مطالبات بانک مرکزی از بخش دولتی و مطالبات بانک مرکزی از بانک‌ها قرار دارند. همچنین سایر اجزای دارایی‌های بانک مرکزی از قبیل دارایی‌های فیزیکی و دیگر موارد نیز، در گروهی به نام خالص سایر اقلام جای می‌گیرند. به این ترتیب در حساب‌های کلان، پایه پولی بانک مرکزی مشتمل بر چهار جزء اصلی خالص دارایی‌های خارجی، خالص مطالبات از بخش دولتی، مطالبات از بانک‌ها و خالص سایر اقلام است. در ادبیات اقتصادی، افزایش هر کدام از اجزاء پایه پولی با ضریب یکسانی بنام ضریب فزاینده باعث افزایش نقدینگی می‌شود. در این صورت، آنچه اهمیت پیدا می‌کند افزایش در پایه پولی بوده و این که این افزایش در کدام جزء پایه پولی باشد اهمیتی ندارد. اما در عمل ممکن است درجه تأثیر هر جزء از پایه پولی بر نقدینگی متفاوت از اجزاء دیگر باشد به گونه‌ای

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]

که ضریب فزاینده هر جزء از پایه پولی با جزء دیگر فرق داشته باشد. به عبارت دیگر، افزایش در پایه پولی به عنوان یک کل، باعث افزایش نقدینگی می‌شود، اما درجه افزایش در نقدینگی می‌تواند به نوع افزایش در اجزاء پایه پولی مرتبط باشد. به گونه‌ای که افزایش یک ریال در دارایی‌های خارجی بانک مرکزی می‌تواند تأثیر متفاوتی بر نقدینگی در مقایسه با افزایش یک ریال در دارایی‌های داخلی بانک مرکزی داشته باشد. همچنین می‌توان گفت افزایش‌های یکسان در بدهی دولت به بانک مرکزی و بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی می‌توانند تأثیرات متفاوتی بر افزایش نقدینگی داشته باشند. اگر این گونه باشد، علاوه بر پایه پولی، ترکیب اجزاء پایه پولی نیز می‌تواند روی نقدینگی تأثیر بگذارد که در این صورت سیاست‌گذاری بانک مرکزی جهت کنترل حجم پول و نقدینگی از طریق تغییر در ترکیب اجزاء نقدینگی می‌تواند مؤثر باشد. بنابراین این تحقیق به دنبال پاسخ به این سؤال است که آیا می‌توان با جابجایی و تغییر در اجزاء پایه پولی، نقدینگی را کنترل نمود یا خیر؟ برای این کار، مدلی برآورد می‌گردد که در آن نقدینگی بر روی اجزاء پایه پولی رگرس شود. نتایج این تحقیق می‌تواند در سیاست‌گذاری‌های بانک مرکزی جهت مدیریت نقدینگی و کنترل تورم مؤثر باشد. این تحقیق با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۵۷-۹۶ انجام شده و در شش بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه، در بخش دوم پیشینه تحقیق آمده است. در بخش سوم ادبیات نظری و در بخش چهارم مواد و روش بیان شده است. تجزیه و تحلیل داده‌ها در بخش پنجم صورت گرفته و بخش ششم به نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

۲. پیشینه تحقیق

رافر و استراکا[1] (۲۰۰۶) در یک تحقیق به بررسی تأثیر نقدینگی مازاد و سرریز آن به اقتصاد جهانی در کشورهای منطقه یورو، امریکا و ژاپن پرداخته‌اند. برای این کار از داده‌های فصلی استفاده شده است. تخمین‌ها با استفاده از یک مدل VAR انجام گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که نقدینگی مازاد و سریز آن به اقتصاد جهانی باعث یک فشار تورمی جهانی می‌شود. همچنین نتایج حاکی از

1. Rüffer & Stracca

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]

آن است که کشورهای منطقه یورو و ژاپن تأثیرپذیری بیشتری از نقدینگی مازاد جهانی دارند، اما کشور آمریکا خیلی از این موضوع متأثر نمی‌شود.

باتالادین و همکاران[1] (۲۰۱۲) تأثیر نقدینگی را بر سیاست پولی در کشور اندونزی بررسی نموده‌اند. این تحقیق با استفاده از یک مدل اقتصادسنجی VAR انجام شده است. نتایج نشان می‌دهد که نقدینگی به طور قابل توجهی تحت تأثیر نوسانات تقاضای پول و نوسانات رشد اقتصادی است. همچنین نقدینگی مازاد، اثر سیاست پولی را در کنترل تورم کاهش می‌دهد.

رابینسون و نصیر[2] (۲۰۱۳) در یک تحقیق به بررسی تأثیر اجزاء پایه پولی بر حجم پول در اقتصاد امریکا پرداخته‌اند. این تحقیق که به روش OLS انجام شده است، اجزاء پایه پولی را از بعد منابع و مصارف مورد توجه قرار داده است. نتایج نشان می‌دهد که افزایش ۲۵ درصد در پایه پولی در یک دوره ۱۰ ساله باعث رشد سالانه حجم پول به میزان ۴/۲۶ درصد می‌شود.

دوران و هرناندز[3] (۲۰۱۸) رابطه بین تغییرات پایه پولی و نقدینگی و نرخ بهره را در اقتصاد آمریکا بررسی نموده‌اند. این تحقیق با استفاده از داده‌های سالانه ۲۰۱۷-۱۹۹۰ به روش علیت گرنجری انجام شده است. نتایج نشان داد که پایه پولی تأثیر معناداری بر نقدینگی و نرخ بهره اسمی دارد.

کاپوچینسکی و پیتریکا[4] (۲۰۱۹) تأثیر ذخایر اضافی را بر ضریب فزاینده و حجم پول در لهستان بررسی نموده‌اند. این تحقیق با استفاده از داده‌های فصلی و با متدولوژی VAR انجام شده است. نتایج نشان داد که افزایش ذخایر اضافی از یک طرف باعث افزایش حجم پول و از طرف دیگر باعث کاهش ضریب فزاینده حجم پول می‌شود به طوری که افزایش اولیه در حجم پول با کاهش ضریب فزاینده تعدیل می‌گردد. بنابراین افزایش ذخایر اضافی تأثیر معنی‌داری بر حجم پول ندارد.

نوفرستی[5] (۱۳۸۴) تأثیر اجرای سیاست پولی از طریق نرخ ذخیره قانونی و بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی را بررسی نموده است. نتایج حاکی از آن است که سیاست انبساطی از طریق کاهش نرخ

1. Bathaluddin et al.
2. Robinson & Nasser
3. Durán & Hernández
4. Kapuściński & Pietryka
5. Noferesti

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]

ذخیره قانونی یا افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی تأثیر معنی‌دار و مثبتی بر بخش واقعی اقتصاد دارد اما میزان تأثیر این دو سیاست با هم مقایسه نشده است.

آل‌عمران و آل‌عمران[1] (۱۳۹۱) در یک تحقیق، به ارزیابی مدیریت کنترل حجم نقدینگی توسط بانک مرکزی در ایران در دوره ۸۷-۱۳۷۸ پرداخته‌اند. در این تحقیق برای بررسی بی‌ثباتی از مدل گارچ استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که مدیریت و برنامه‌ریزی بانک مرکزی در کنترل نقدینگی برای اعمال سیاست پولی از سال ۱۳۷۹ رو به بهبود نهاده است به طوری که در سال‌های پایانی دوره مورد مطالعه باعث کاهش بی‌ثباتی نقدینگی شده است.

نیلی و همکاران[2] (۱۳۹۴) به بررسی خلق نقدینگی توسط بانک‌ها در ایران پرداخته‌اند. این تحقیق از طریق مطالعه آمار توصیفی انجام شده است. نتایج نشان می‌دهد که خلق نقدینگی توسط بانک‌های خصوص در وهله اول از محل سپرده‌های بانکی و در وهله دوم از طریق استقراض از بانک مرکزی انجام گرفته است. در خصوص بانک‌های دولتی نیز خلق نقدینگی به طور عمده از همین دو منبع انجام شده اما نقش استقراض از بانک مرکزی بیشتر بوده است.

جلالی نائینی و زمان زاده[3] (۱۳۹۵) در یک تحقیق با استفاده از رویکرد تصحیح خطای برداری به بررسی تأثیر اجزاء نقدینگی بر تولید و تورم در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که اجزاء مختلف نقدینگی اثرات متفاوتی بر تولید و تورم دارند. از این رو توجه به تغییرات اجزاء نقدینگی از اهمیت بالایی در سیاست‌گذاری پولی برخوردار است.

احمدی شالی و وصفی[4] (۱۳۹۶) در یک تحقیق به پیش بینی نقدینگی در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. این پیش بینی با استفاده داده‌های ماهانه نقدینگی از سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ به دو روش آریما و هموارسازی نمایی دوگانه انجام شده است. این تحقیق، پیش بینی میزان نقدینگی را جهت مدیریت آن ضروری دانسته است.

1. All emran & All emran
2. Nili et al.
3. Jalali Naeini & Zamanzadeh
4. Ahmadi Shali, & Vasfei

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]

درگاهی و هادیان[1] (۱۳۹۶) با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی تأثیر جداگانه ضریب فزاینده و پایه پولی را بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران بررسی نموده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که به ازای رشدهای یکسان نقدینگی، افزایش نقدینگی از محل ضریب فزاینده نسبت به پایه پولی ضمن افزایش تولید دارای تورم کمتری است.

علائی و بختیاری (۱۳۹۷) تأثیر آستانه‌ای پایه پولی را بر تورم در اقتصاد ایران بر اساس رویکرد سیدراسکی بررسی نموده‌اند. این تحقیق با استفاده از روش غیرخطی اتورگرسیو انتقال ملایم انجام شده است. نتایج نشان می‌دهد که پایه پولی تأثیر مثبت و معناداری بر نقدینگی و نرخ تورم در ایران دارد.

محمدپور و همکاران (۱۳۹۹) در یک تحقیق به بررسی تأثیر تکانه‌های پایه پولی بر متغیرهای کلان در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. این تحقیق در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی انجام شده است. نتایج نشان می‌دهد که شوک پایه پولی بر متغیرهای نقدینگی، نرخ تورم، نرخ ارز، سرمایه‌گذاری، اشتغال و تولید تأثیر مثبت و معناداری دارد.

همان‌طور که اشاره شد تحقیقات زیادی در ایران با موضوع نقدینگی انجام شده است که می‌توان آنها را به دو دسته تقسیم نمود. دسته اول، تحقیقاتی هستند که به بررسی تأثیر نقدینگی بر متغیرهای کلان اقتصادی پرداخته‌اند در این تحقیقات اساساً به موضوع چگونگی خلق نقدینگی و تأثیر پایه پولی و ضریب فزاینده بر آن اشاره نشده است. دسته‌ای دوم تحقیقاتی هستند که تأثیر ابزارهای سیاست پولی را بر نقدینگی بررسی نموده‌اند. در این دسته از تحقیقات نقش ضریب فزاینده نقدینگی بیشتر مورد توجه بوده است. آنچه اهمیت دارد این است که در هیچکدام از تحقیقات انجام گرفته به تأثیر اجزاء پایه پولی بر نقدینگی توجه نشده و در این خصوص خلاء مطالعاتی وجود دارد. وجه تمایز تحقیق حاضر با تحقیقات پیشین در این است که تحقیق حاضر به بررسی تأثیر اجزاء پایه پولی بر نقدینگی پرداخته است و دنبال این بحث است که ضریب فزاینده هر کدام از این اجزاء در جهت خلق نقدینگی چقدر است.

1. Dargahi & Hadian

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]

۳. مبانی نظری و تصریح مدل

پایه پولی، از بعد مصارف شامل مجموع اسکناس و مسکوک در دست مردم و ذخایر بانک‌ها بوده و از بعد منابع شامل خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، خالص مطالبات بانک مرکزی از دولت و مطالبات بانک مرکزی از بانک‌ها است. بانک مرکزی با انتشار اسکناس و مسکوک، مردم با نقدکردن دارایی‌های خود و بانک‌ها با اعطای وام می‌توانند بر میزان اسکناس و مسکوک در اقتصاد تأثیر بگذارند. همچنین بانک مرکزی با تعیین نرخ ذخیره قانونی، بانک‌ها با تعیین ذخایر اضافی و مردم با سپرده گذاری می‌توانند بر حجم ذخایر بانکی تأثیر بگذارند. بنابراین نحوه عملکرد بانک مرکزی، بانک‌ها و مردم باعث تغییر حجم پول و نقدینگی می‌شود. در ادبیات اقتصادی از پایه پولی تحت عنوان پول پرقدرت یاد می‌شود، زیرا وقتی پایه پولی در مجرای ضریب فزاینده پولی قرار می‌گیرد بسیار پول آفرین شده و عرضه پول را به طور فاحشی افزایش می‌دهد. تغییرات حجم پول و نقدینگی تحت تأثیر دو عامل پایه پولی و ضریب فزاینده است. در نتیجه هر عاملی که باعث تغییر در پایه پولی و ضریب فزاینده شود حجم پول و نقدینگی را نیز در اقتصاد تغییر می‌دهد. برای بررسی این موضوع به تشریح مکانیسم خلق پول و نقدینگی در اقتصاد می‌پردازیم.

فرض کنید بانک‌ها درصدی از سپرده‌های جاری را به صورت ذخایر قانونی (R) و درصدی را به صورت ذخیره اضافی(E) نگهداری می‌کنند. نرخ این ذخایر بر اساس رابطه ۱ و ۲ به ترتیب r و e می‌باشد (لشگری[1]، ۱۳۹۳: ۲۱۲).

$$r=\frac{R}{D} \qquad (۱)$$

$$e=\frac{E}{D} \qquad (۲)$$

1. Lashgari

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]

با توجه به رابطه ۱ و ۲ می‌توان نوشت:

$$r=\frac{\Delta R}{\Delta D} \quad (۳)$$

$$r=\frac{\Delta E}{\Delta D} \quad (۴)$$

از طرف دیگر مردم نیز بخشی از پول خود را به صورت نقد و بخشی از آن را به صورت سپرده نگهداری می کنند. فرض بر این است که نسبت اسکناس (C) به سپرده جاری (D) مقدار ثابت k باشد یعنی :

$$k=\frac{C}{D} \quad (۵)$$

با توجه به رابطه ۵ می‌توان نوشت:

$$k=\frac{\Delta C}{\Delta D} \quad (۶)$$

از طرف دیگر، مجموع ذخایر قانونی و اضافی به‌علاوه اسکناس و مسکوک در دست مردم (C)، ذخایر اولیه بانک یا پایه پولی (H) از بعد مصارف را تشکیل می‌دهند:

$$H=R+E+C \quad (۷)$$

تغییر در ذخایر اولیه بانک عبارت است از :

$$\Delta H=\Delta R+\Delta E+\Delta C \quad (۸)$$

با جای‌گذاری رابطه ۳، ۴ و ۶ در رابطه ۸ خواهیم داشت:

$$\Delta D=\frac{1}{r+e+k}\ \Delta H \quad (۹)$$

در رابطه ۹ عبارت $\frac{1}{r+e+k}$ ضریب افزایش سپرده‌های جاری می‌باشد. حجم پول (M_1) برابر مجموع سپرده‌های جاری و اسکناس و مسکوک در دست مردم است. بنابراین تغییر در حجم پول شامل تغییر در این دو جزء می‌باشد.

$$\Delta M_1=\Delta D+\Delta C \quad (۱۰)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]

اگر در رابطه ۱۰ به‌جای ΔC و ΔD مقادیر آنها را از روابط ۶ و ۹ جای‌گذاری کنیم خواهیم داشت:

$$\Delta M_1=\frac{1+k}{r+e+k}\ \Delta H \qquad (۱۱)$$

در رابطه ۱۱ عبارت $\frac{1+k}{r+e+k}$ ضریب افزایش حجم پول است. فرض کنید دو نوع سپرده جاری و مدت‌دار وجود داشته باشد و بانک‌ها برای هر کدام یک نوع ذخیره قانونی نگهداری کنند. همچنین مردم نسبت ثابتی از سپرده‌های جاری خود را به سپرده مدت‌دار (TD) تبدیل کنند و این نسبت را با t نشان دهیم خواهیم داشت:

$$t=\frac{TD}{D} \qquad (۱۲)$$

چون t ثابت است می‌توان نوشت:

$$t=\frac{\Delta TD}{\Delta D} \qquad (۱۳)$$

نرخ ذخیره قانونی سپرده‌های مدت‌دار را با r' و کل ذخایر سپرده‌های مدت‌دار را با R' نشان می‌دهند. بنابراین می‌توان نوشت:

$$R'=r'TD \qquad (۱۴)$$

$$\Delta R'=r'\Delta TD \qquad (۱۵)$$

رابطه ۱۳ را در رابطه ۱۵ جای‌گذاری می‌کنیم:

$$R'=rr'tTD \qquad (۱۶)$$

در این صورت ذخیره اولیه بانک یا پایه پولی عبارت است از:

$$H=R+R'+E+C \qquad (۱۷)$$

بجای هر کدام از متغیرها در رابطه ۱۷ مقادیر آنها را جایگزین می‌کنیم:

$$H=rrD+rr'tD+reD+kD \qquad (۱۸)$$

$$\Delta H=rr\Delta D+rr'\Delta tD+re\Delta D+k\Delta D \qquad (۱۹)$$

در این صورت تغییرات سپرده‌های جاری عبارت است از :

$$\Delta D=\frac{1}{r+r't+e+k}\ \Delta H \qquad (۲۰)$$

نقدینگی (M_2) به صورت مجموع پول و شبه پول تعریف می‌شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]

$$M_2=M_1+TD \quad (۲۱)$$

$$\Delta M_2=\Delta M_1+\Delta TD \quad (۲۲)$$

در رابطه ۲۲ بجای ΔTD مقدار آن را از رابطه ۱۳ جای‌گذاری می‌کنیم:

$$\Delta M_2=\Delta M_1+t\Delta D \quad (۲۳)$$

اکنون روابط ۱۱ و ۲۰ را در رابطه ۲۳ جای‌گذاری می‌کنیم:

$$\Delta M_2=\frac{1+k+t}{r+r't+e+k}\ \Delta H \quad (۲۴)$$

در رابطه ۲۴ عبارت $\frac{1+k+t}{r+r't+e+k}$ را ضریب افزایش نقدینگی می‌گویند (لشگری، ۱۳۹۳: ۲۲۲-۲۱۲). پایه پولی را می‌توان بر حسب منابع به صورت زیر نوشت:

$$H=NFA+NGA+NBA \quad (۲۵)$$

در این رابطه، NFA خالص دارایی‌های خارجی و ذخایر طلای بانک مرکزی، NGA خالص مطالبات بانک مرکزی از دولت و NBA خالص مطالبات بانک مرکزی از بانک‌های تجاری می‌باشند.

اگر رابطه ۲۵ را در رابطه ۲۴ قرار دهیم خواهیم داشت:

$$\Delta M_2=\frac{1+k+t}{r+r't+e+k}\ (\Delta NFA+\Delta NGA+\Delta NBA) \quad (۲۶)$$

رابطه ۲۶ مبنای مدل تحقیق می‌باشد. در رابطه ۲۶ تغییر هر کدام از اجزاء پایه پولی با ضریب افزایش یکسانی باعث تغییر نقدینگی می‌شود. به طوری که اگر یکی از اجزاء پایه پولی افزایش و یکی دیگر از اجزاء به همان اندازه کاهش یابد پایه پولی ثابت مانده و نقدینگی تغییر نمی‌کند. اما در عمل ممکن است این گونه نباشد زیرا استخراج این مدل بر مبنای فرض‌های گوناگونی صورت گرفته که در بسیاری از موارد ممکن است این فرض‌ها نقض شود. از این رو تأثیرگذاری هر کدام از اجزاء پایه پولی روی نقدینگی ممکن است با ضرایب متفاوتی صورت گیرد. لذا این تحقیق جهت تخمین ضریب تأثیرگذاری هر کدام از اجزاء پایه پولی روی نقدینگی انجام شده است و مدل تحقیق را با این فرض که ضریب تأثیر هرکدام از اجزاء پایه پولی روی نقدینگی متفاوت است به صورت رابطه ۲۷ در نظر گرفته است.

$$M_2=\beta_0+\beta_1NFA+\beta_2NGA+\beta_3NBA \quad (۲۷)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]

٤. مواد و روش

داده‌های تحقیق بر اساس رابطه ۲۷ از پایگاه داده‌های سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران برای دوره زمانی ۹۷-۱۳۵۷ تهیه شده است. داده‌های اسمی با توجه به شاخص قیمت مصرف‌کننده، تعدیل شده و به داده‌های حقیقی تبدیل شدند. در جدول ۱ آمار توصیفی داده‌ها، شامل میانگین، انحراف معیار، ماگزیمم، مینیمم، چولگی و کشیدگی نشان داده شده است. همان طور که مشاهده می‌شود مقادیر چولگی برای همه متغیرها در بازه (۲و۲-) بوده و حاکی از آن است که همه متغیرها از چولگی نرمال برخوردار هستند. مقادیر کشیدگی همه متغیرهای مدل نیز در بازه (۲و۲-) است و نشان‌دهنده این است که همه متغیرها دارای کشیدگی نرمال هستند.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

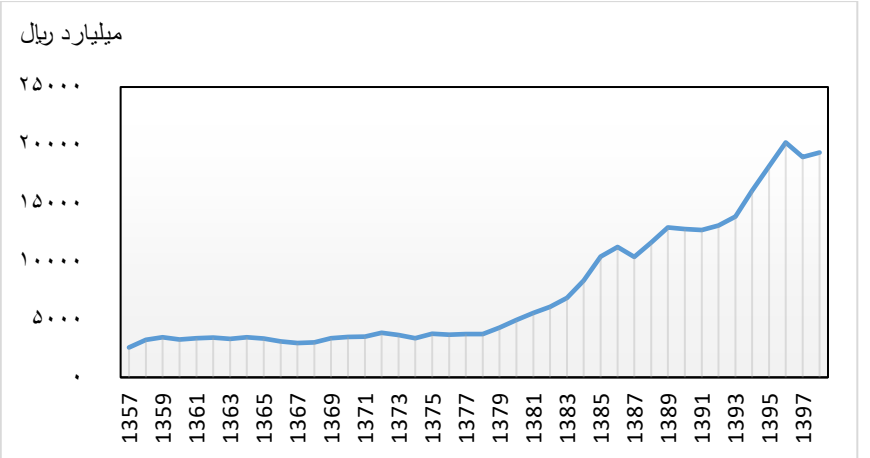
	میانگین	انحراف معیار	ماگزیمم	مینیمم	چولگی	کشیدگی
NFA	۱۲۸۶/۶	۱۲۲۱/۵	۳۴۳۲/۰۴	۵۷/۳۳	۰/۵۰۳	-۱/۵۴۹
NGA	۸۷۴/۱	۷۷۴/۵	۲۱۲۷/۲۵	-۵۹۹/۸۴	-۰/۱۳۶	-۱/۲۸۷
NBA	۵۶۸/۴۰	۵۲۶/۲۹	۱۷۴۵/۲۷	۵۲/۰۳	۰/۹۷۰	-۰/۶۶۶
M_2	۷۴۴۱/۸	۵۴۵۸/۳۶	۲۰۲۲۴/۴۵	۲۵۷۸/۶	۱/۰۶۳	-۰/۱۹۱

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۱ روند نقدینگی حقیقی در اقتصاد ایران را از سال ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۸ نشان می‌دهد. نقدینگی حقیقی از سال ۱۳۵۷ تا سال ۱۳۷۸ به طور تقریبی از یک مقدار ثابتی برخوردار بوده است. به عبارت دیگر، در این دوره زمانی رشد نقدینگی اسمی تقریباً برابر رشد قیمت‌ها در اقتصاد بوده به گونه‌ای که نقدینگی حقیقی تقریباً ثابت مانده است. از سال ۱۳۷۸ تا سال ۱۳۸۶ نقدینگی حقیقی روند صعودی به خود گرفته است به عبارت دیگر در این بازه زمانی رشد نقدینگی اسمی از رشد قیمت‌ها فراتر رفته است. نقدینگی حقیقی در یک دوره بسیار کوتاه از ۸۶ تا ۸۷ نزولی بوده ولی از سال ۱۳۸۷ به بعد مجدداً روند صعود نقدینگی حقیقی تا سال ۱۳۹۶ ادامه داشته است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]

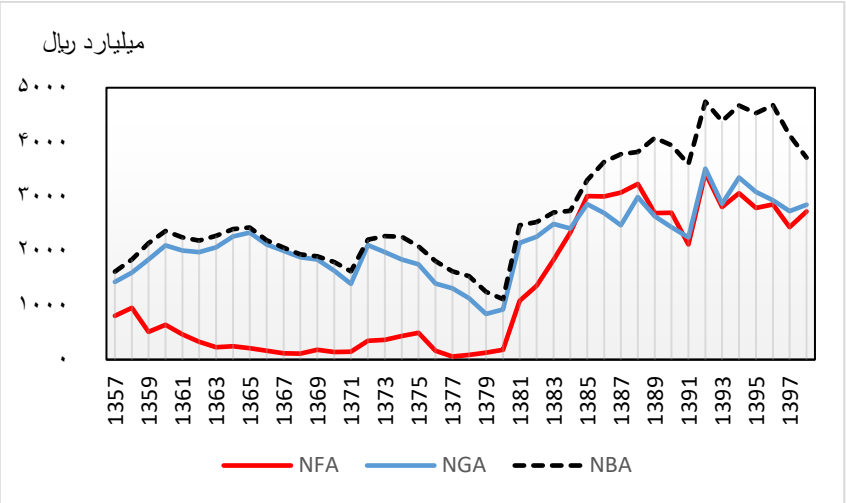


نمودار ۱. روند نقدینگی در اقتصاد ایران

نمودار ۲ روند اجزاء پایه پولی حقیقی در اقتصاد ایران را نشان می‌دهد. با توجه به نمودار از سال ۱۳۵۷ تا سال ۱۳۷۲ اگرچه اجزاء پایه پول دارای نوسان بوده‌اند، اما این نوسانات حول یک مقدار باثبات انجام گرفته است به طوری که می‌توان گفت اجزاء پایه پولی حقیقی در این دوره زمانی تقریباً ثابت مانده‌اند. از سال ۱۳۷۳ تا سال ۱۳۸۰ دارایی‌های خارجی بانک مرکزی همچون دوره قبلی روند باثبات خود را حفظ نموده است. اما دو جزء دیگر پایه پولی یعنی خالص بدهی دولت به بانک مرکزی و بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی روند نزولی طی نموده‌اند. از سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۵ هر سه جزء پایه پولی حقیقی روند صعودی داشته و شیب صعودی دارایی‌های خارجی بانک مرکزی بیشتر از دو جزء دیگر بوده است. این شیب تند دارایی‌های خارجی باعث شده تا این جزء پایه پولی که در دوره‌های قبلی به طور فاحشی کوچک‌تر از دو جزء دیگر بوده در این دوره اختلاف خود را با آنها به صفر برساند. از سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۸ دو جزء دارایی‌های خارجی و خالص بدهی دولت به بانک مرکزی علی رغم نوسانات گوناگون روند تقریباً با ثباتی را طی نموده‌اند. این در حالی است که بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی در این دوره گرچه دارای نوسان بوده اما روند صعودی داشته است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]



نمودار ۲. روند اجزاء پایه پولی در اقتصاد ایران

داده‌های متغیرهای مورد بحث در این پژوهش به صورت سری زمانی هستند. از آنجاکه سری‌های زمانی در اقتصاد، غالباً ناپایا می‌باشند، به‌کارگیری روش‌های متداول اقتصادسنجی مانند روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برای سری‌های زمانی ناپایا در موارد بسیاری به تفسیر نادرست نتایج منجر می‌شود (توکلی[1]، ۱۳۷۶، ص ۲۷). از این رو، در این تحقیق از تجزیه و تحلیل رگرسیونی با استفاده از الگوی خود توضیح برداری (VAR) به روش همجمعی یوهانسن – جوسیلیوس[2] برای برازش و تجزیه و تحلیل داده‌ها استفاده شده است. در این روش تعیین و برآورد بردارهای همجمعی بین متغیرها با استفاده از ضرایب الگوی خود توضیح برداری (VAR) بین آن متغیرها صورت می‌گیرد. ارتباط بین الگوی VAR و همجمعی این امکان را فراهم می‌کند تا به سادگی بردارهای همجمعی را از روی ضرایب الگوی خود توضیح برداری به دست آورد. روش فوق تعداد روابط بلندمدت را آزمون و شناسایی می‌کند و برآوردهای سازگاری از پارامترها به دست می‌دهد (یوهانسن، ۱۹۸۸، ص ۲۴۳). به منظور برآورد تعادل بلندمدت به روش یوهانسن – جوسیلیوس، ابتدا مرتبه جمعی بودن متغیرها تعیین شده سپس، برای تعیین تعداد وقفه بهینه از معیار آکائیک و

1. Tawakoli
2. Johansen- Juselius

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]

شوارتز – بیزین استفاده می‌شود. برای تعیین تعداد بردارهای همجمعی از آزمون اثر (λtrace) و آزمون حداکثر مقدار ویژه (λmax) استفاده خواهد شد.

۵. تجزیه و تحلیل داده‌ها

از آنجا که داده‌ها از نوع سری زمانی هستند بایستی ابتدا پایایی آنها بررسی شود. برای آزمون پایایی متغیرهای الگو از آزمون دکی فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده شده است. در این آزمون برای تعیین خودهمبستگی از آزمون LM و برای تعیین تعداد وقفه‌ها از شاخص شوارتز – بیزین استفاده شد. نتایج حاصل در جدول ۲ آمده است.

جدول ۲. بررسی پایایی متغیرهای مدل با استفاده از آزمون ADF

نام متغیر	تعداد وقفه	عرض از مبدا	روند	مقدار آماره ADF	مقدار بحرانی	نتیجه
NFA	۰	*	–	۰/۴۶۲	۲/۹۳۸	ناپایا
NFA	۲	*	*	۲/۱۸۶	۳/۵۳۶	ناپایا
DNFA	۱	*	–	۳/۰۵۰	۲/۹۴۳	پایا
NGA	۰	*	–	۰/۷۲۴	۲/۹۳۸	ناپایا
NGA	۰	*	*	۲/۹۹۰	۳/۵۲۹	ناپایا
DNGA	۰	*	–	۵/۰۷۷	۲/۹۴۱	پایا
NBA	۰	*	–	۰/۰۴۵	۲/۹۳۸	ناپایا
NBA	۰	*	*	۱/۸۲۲	۳/۵۲۹	ناپایا
DNBA	۰	*	–	۷/۶۷۵	۲/۹۴۱	پایا
M_2	۲	*	–	۰/۸۲۶	۲/۹۴۶	ناپایا
M_2	۲	*	*	۰/۶۰۷	۳/۵۳۶	ناپایا
DM_2	۱	*	*	۴/۳۹۶	۳/۵۳۶	پایا

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون پایایی مندرج در جدول ۲ نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای هیچ یک از متغیرها رد نمی‌شود و کلیه متغیرهای الگو در سطح داده‌ها ناپایا هستند. لیکن، نتایج

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]

آزمون پایایی تفاضل اول متغیرها نشان می‌دهد که فرضیه ناپایایی تمامی متغیرها پس از یک بار تفاضل‌گیری رد می‌شود. بنابراین همه متغیرهای موجود در الگو، جمعی از درجه یک(1)I هستند. تحلیل‌های همجمعی به روش یوهانسن، مستلزم تعیین طول وقفه بهینه (P) در الگوی VAR است. تخمین‌های روابط بلندمدت به طول وقفه انتخاب شده برای VAR خیلی حساس هستند. وقفه‌ها را نباید بیش از حد بزرگ انتخاب کرد. وقفه باید به اندازه‌ای انتخاب شود که مشکل همبستگی پیاپی وجود نداشته باشد (نوفرستی[1]، ۱۳۷۸، ص ۱۳۰). تعداد وقفه‌های بهینه متغیرها براساس معیار شوارتز – بیزین تعیین گردید. که نتایج آن در جدول ۳ آمده است. بر اساس این معیار تعداد وقفه بهینه برابر یک می‌باشد.

جدول ۳. تعیین تعداد وقفه بهینه مدل

تعداد وقفه	شوارتز - بیزین	نتیجه
۰	۶۳/۳۵	-
۱	۵۷/۱۷	تایید
۲	۵۷/۳۸	-
۳	۵۸/۱۹	-

منبع: یافته‌های تحقیق

در روش یوهانسن از دو آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه برای تعیین تعداد بردارهای همجمعی استفاده می‌شود. برای این منظور ابتدا رتبه VAR را بر اساس نتیجه وقفه بهینه به دست آمده باید برابر با یک قرار داد. سپس برای تصمیم‌گیری در مورد منظور کردن متغیرهای قطعی عرض از مبدا و روند در بردارهای همجمعی، الگوهای پنج گانه VAR را برآورد نمود. این الگوهای پنج گانه به ترتیب عبارتند از:

۱- عدم وجود عرض از مبداء و روند زمانی در بلند مدت و کوتاه مدت.

۲ – وجود عرض از مبداء و روند زمانی در کوتاه‌مدت و وجود روند زمانی در بلندمدت.

1. Noferesti

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]

۳- وجود عرض از مبداء و نبود روند زمانی در کوتاه‌مدت و وجود روند زمانی در بلندمدت.

۴- عدم وجود روند زمانی در کوتاه‌مدت و وجود روند زمانی در بلندمدت.

۵- وجود روند زمانی در کوتاه‌مدت که موجب روند زمانی درجه دوم در بلندمدت می‌شود.

اکنون لزوم وارد کردن متغیرهای قطعی در الگو را به صورت توام با تعیین تعداد بردارهای همجمعی آزمون می‌کنیم. در این روش فرضیه وجود هیچ بردار همجمعی (r=0) را به ترتیب از الگوی اول تا الگوی پنجم آزمون می‌شود. اگر بر اساس کمیت‌های بحرانی آزمون اثر یا آزمون مقدار ویژه این فرضیه رد شود، در مرحله دوم فرضیه صفر r=1 آزمون می‌گردد. به همین ترتیب، این آزمون برای r=2 و بیشتر تکرار می‌شود تا فرضیه صفر مورد پذیرش واقع شود. در این صورت تعداد بردارهای همجمعی به همراه الگوی مناسب به طور یک‌جا مشخص می‌شود (نوفرستی، ۱۳۷۸، ص ۱۲۳). خلاصه نتایج برآورد الگوهای یاد شده در جدول ۴ آمده است.

جدول (۴): کمیت‌های آماره آزمون λ_{max} به منظور تعیین الگوی مناسب و تعداد بردارهای همجمعی

فرضیه ها		الگوی اول		الگوی دوم		الگوی سوم		الگوی چهارم		الگوی پنجم	
H_0	H_1	آماره λ_{max}	مقدار بحرانی	آماره λ_{max}	مقدار بحرانی	آماره λ_{max}	مقدار بحرانی	آماره λ_{max}	مقدار بحرانی	آماره λ_{max}	مقدار بحرانی
r =0	r =1	۲۸/۸۵	۲۴/۱۵	۳۷/۶۸	۲۸/۵۸	۳۷/۶۸	۲۷/۵۸	۴۵/۴۲	۳۲/۱۱	۴۴/۸۵	۳۰/۸۱
r<=1	r =2	۱۸/۷۸	۱۷/۷۹	۱۸/۸۷	۲۲/۲۹	۱۶/۲۰	۲۱/۱۳	۲۵/۲۸	۲۵/۸۲	۲۵/۱۳	۲۴/۲۵
r<=2	r=3	۵/۵۷	۱۱/۲۲	۹/۴۱	۱۵/۸۹	۹/۴۰	۱۴/۲۶	۱۵/۶۴	۱۹/۳۸	۱۰/۲۲	۱۷/۱۴
r<=3	r=4	۰/۳۹۵	۴/۱۲	۵/۵۴	۹/۱۶	۴/۲۲	۳/۸۴	۴/۶۱	۱۲/۵۱	۰/۱۸۳	۳/۸۴

منبع: یافته‌های تحقیق

در جدول ۴ تمامی کمیت‌های آماره λ_{max} در سطر اول برای الگوهای اول تا پنجم از مقادیر بحرانی ارائه شده از سوی یوهانسن و جوسیلیوس در سطح ۹۵ درصد بزرگ‌تر هستند. در نتیجه، فرضیه r=0 بر اساس هر سه الگوی یاد شده رد می‌شود. در سطر دوم جدول فوق فرضیه صفر مبنی بر وجود یک بردار همجمعی r=1 در الگوی دوم رد نمی‌شود زیرا کمیت آماره آزمون λmax مربوط به این الگو ۱۸/۸۷ است که از مقدار بحرانی ارائه شده در سطح ۹۵ درصد یعنی ۲۲/۲۹

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]

کوچک‌تر است. پس الگوی مورد پذیرش، الگوی دوم و تعداد بردارهای همجمعی برابر یک (r=1) است. همین مکانیسم با استفاده از آزمون λtrac نیز انجام شده است که نتایج آن در جدول ۵ آمده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود آزمون λtrac نیز الگوی دوم و وجود یک بردار همجمعی را تأیید می‌کند. لازم به ذکر است که در الگوی دوم، وجود عرض از مبداء و روند زمانی در کوتاه‌مدت و وجود روند زمانی در بلندمدت تأیید می‌شود.

جدول ۵. کمیت‌های آماره آزمون λtrac به منظور تعیین الگوی مناسب و تعداد بردارهای همجمعی

فرضیه ها		الگوی اول		الگوی دوم		الگوی سوم		الگوی چهارم		الگوی پنجم	
H_0	H_1	آماره λtrac	مقدار بحرانی	آماره λtrac	مقدار بحرانی	آماره λtrac	مقدار بحرانی	آماره λtrac	مقدار بحرانی	آماره λtrac	مقدار بحرانی
r =0	r =1	۵۳/۶۰	۴۰/۱۷	۷۱/۵۲	۵۴/۰۷	۶۷/۵۱	۴۷/۸۵	۹۰/۹۶	۶۳/۸۷	۸۰/۳۹	۵۵/۲۴
r<=1	r =2	۲۴/۷۴	۲۴/۲۷	۳۳/۸۳	۳۵/۱۹	۲۹/۸۳	۲۹/۷۹	۴۵/۵۴	۴۲/۹۱	۳۵/۵۴	۳۵/۰۱
r<=2	r=3	۵/۹۶	۱۲/۳۲	۱۴/۹۵	۲۰/۲۶	۱۳/۶۲	۱۵/۴۲	۲۰/۲۶	۲۵/۸۷	۱۰/۴۰	۱۸/۳۹
r<=3	r=4	۰/۳۹۵	۴/۱۲	۵/۵۴	۹/۱۶	۴/۲۲	۳/۸۴	۴/۶۱	۱۲/۵۱	۰/۱۸۳	۳/۸۴

منبع: یافته‌های تحقیق

بردار همجمعی برآورد شده بر اساس الگوی دوم در جدول ۶ آمده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود ضرایب همه متغیرها از مقدار آماره t بالایی برخوردار بوده و معنی‌دار بودن آنها در سطح احتمال ۹۵ درصد تأیید می‌شود.

جدول ۶. بردار همجمعی برآورد شده

متغیر	M_2	NFA	NGA	NBA	C
ضریب	۱	-۱/۴۹۹	-۲/۲۹۲	-۸/۱۴۶	۲۲۳۲
انحراف معیار	-	۰/۲۹۷۳	۰/۳۵۶۲	۰/۵۵۳۷	۶۱۶/۵
آماره t	-	-۵/۰۴۲	۶/۴۳۴	۱۴/۷۱۱	۳/۶۲۰

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول ۶ مدل برآورد شده به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$M_2=-2232+1.499NFA+2.292NGA+8.146NBA \quad (۲۸)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]

با توجه به مدل برآورد شده، همه اجزاء پایه پولی با نقدینگی رابطه مستقیمی دارند و این موضوع با مبانی نظری سازگاری دارد. متغیر بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی (NBA) با ضریب ۸/۱۴۶ تأثیر بیشتری نسبت به اجزاء دیگر بر روی نقدینگی دارد. به طوری که یک واحد افزایش در این متغیر، نقدینگی را به میزان ۸/۱۴۶ واحد افزایش می‌دهد. از لحاظ تأثیرگذاری بر نقدینگی، متغیر خالص بدهی دولت به بانک مرکزی (NGA) در رتبه دوم قرار دارد ضریب تأثیرگذاری این متغیر ۲/۲۹۲ است به گونه‌ای که افزایش یک واحد در خالص بدهی دولت به بانک مرکزی، نقدینگی را به میزان ۲/۲۹۲ واحد افزایش می‌دهد. در این خصوص متغیر دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (NFA) کمترین تأثیر را بر نقدینگی نسبت به سایر اجزاء دارد. ضریب این متغیر برابر ۱/۴۹۹ است. به عبارت دیگر افزایش یک واحد در دارایی‌های خارجی بانک مرکزی شامل ذخایر ارزی و طلا، مقدار نقدینگی را به اندازه ۱/۴۹۹ واحد افزایش می‌دهد.

برای بررسی صحت تخمین، آزمون فروض کلاسیک روی باقیمانده‌های تخمین مدل انجام شد که نتایج آن در جدول ۷ آمده است. همان طور که مشاهده می‌شود عدم وجود ناهمسانی واریانس با استفاده از آزمون وایت و عدم وجود خودهمبستگی با استفاده از آزمون LM تأیید می‌شوند. همچنین با توجه به آزمون جارک – برا نرمال بودن جملات پسماند مورد تأیید است.

جدول ۷. بررسی صحت تخمین مدل

نوع آزمون	آماره آزمون	Prob	نتیجه
وایت	۱۴۸/۸	۰/۱۵۱	عدم وجود ناهمسانی واریانس
LM	۱۷/۹۸	۰/۳۲۴	عدم وجود خودهمبستگی
جارک - برا	۸/۵۴۰	۰/۴۴۲	نرمال بودن باقیمانده ها

منبع: یافته‌های تحقیق

برای بررسی متفاوت بودن ضرایب تأثیر اجزاء پایه پولی روی نقدینگی، آزمون والد انجام گردید. فرض صفر در این آزمون مساوی بودن ضرایب هر سه جزء پایه پولی با هم است. نتایج آزمون والد در جدول ۸ آمده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود برای هر دو آماره F و خی دو مقدار prob برابر صفر بوده و حاکی از آن است که فرض صفر رد می‌شود. به عبارت دیگر، ضرایب فزاینده تأثیر اجزاء پایه پولی روی نقدینگی با همدیگر تفاوت معنی‌داری دارند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]

جدول ۸. نتیجه آزمون والد روی ضرایب مدل

نوع آماره	مقدار آماره آزمون	درجه آزادی	Prob
F	۱۵/۲۸	(۳۶ و ۲)	۰/۰۰۰
χ^2	۳۰/۵۶	۲	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

وجود همجمعی بین مجموعه‌ای از متغیرها، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را به وجود آورد. عمده ترین دلیل شهرن الگوهای تصحیح خطا (ECM) این است که نوسانات کوتاه مدت را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد. در واقع وقتی دو متغیر همجمع باشند یک رابطه تعادلی بلندمدت بین آنها وجود دارد در کوتاه مدت ممکن است عدم تعادلی وجود داشته باشد که از آن می‌توان خطای تعادل نام برد. بنابراین در این تحقیق، مدل تصحیح خطای برداری (VECM) برآورد گردید که نتایج آن در جدول ۹ آمده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود با توجه به آماره t کلیه متغیرهای مدل در سطح احتمال ۹۰ درصد معنادار هستند. ضریب جمله تصیح خطا ((ECT(-1) با آماره t برابر ۴/۶۶ در سطح احتمال ۹۵ درصد معنی‌دار است. مقدار این ضریب ۰/۵۵- است که علامت مورد انتظار را داشته و نشان می‌دهد که در یک سال به میزان ۵۵ درصد از عدم تعادل ایجاد شده برطرف می‌شود. در نتیجه اگر یکی از متغیرهای پایه پولی تغییر کند در هر سال ۵۵ درصد از تأثیرات آن بر نقدینگی ظاهر می‌گردد. به عبارت دیگر اگر تغییری در هر کدام از اجزاء پایه پولی ایجاد شود پس از تقریباً ۲ سال تأثیر کامل آن بر نقدینگی ظاهر می‌شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]

جدول ۹. برآورد مدل تصحیح خطای برداری

متغیرها	ضریب	انحراف معیار	آماره t
ECT(-1)	-۰/۵۵۰۹	۰/۱۱۸۸	-۴/۶۶۴
DM_2(-1)	۰/۷۸۶۲	۰/۲۵۷۶	۳/۰۵۱
DNBA(-1)	۱/۱۰۶۸	۰/۶۴۲۶	-۱/۷۲۲
DNFA(-1)	۰/۰۹۶۹	۰/۰۵۰۲	-۱/۹۳۰
DNGA(-1)	۱/۰۹۷۸	۰/۴۹۶۷	-۲/۲۱۰
C	۱۵۶/۶۶	۱۴۰/۷۲	۱/۱۱۳

منبع: یافته‌های تحقیق

٦. نتیجه گیری و پیشنهاد

هدف از تحقیق حاضر بررسی تأثیر اجزاء پایه پولی بر نقدینگی بود. برای این کار، مدل تحقیق بر مبنای مبانی نظری طراحی شد. برای تخمین مدل از داده‌های سری زمانی تهیه شده از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی استفاده شد. تخمین مدل به روش همجمعی یوهانسن انجام گرفت. نتایج نشان داد که یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل وجود دارد. نتایج تخمین مدل نشان داد که همه اجزاء پایه پولی تأثیر مثبت و معناداری بر نقدینگی دارند. این نتیجه با مبانی نظری کاملاً مطابقت داشته همچنین با یافته‌های علائی و بختیاری (۱۳۹۷) و درگاهی و هادیان (۱۳۹۶) در ایران و رابینسون و نصیر (۲۰۱۳) و دوران و هرناندز (۲۰۱۸) در آمریکا سازگاری دارد. نتایج همچنین نشان داد که میزان تأثیر اجزاء پایه پولی یا به عبارت دیگر ضریب تأثیرگذاری از این اجزاء بر نقدینگی با هم‌دیگر متفاوت است. این نتیجه یک یافته جدید است که در تحقیقات پیشین مورد توجه واقع نشده است. نتایج حاکی از آن است که جزء بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی با ضریب ۸/۱۴۶ نسبت به سایر اجزاء پایه پولی، بیشترین تأثیر را بر نقدینگی دارد. این نتیجه با یافته‌های نیلی و همکاران (۱۳۹۴) در ایران سازگاری دارد. یک میلیارد ریال افزایش در بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی، نقدینگی در اقتصاد ایران را به میزان ۸/۱۴ میلیارد ریال افزایش می‌دهد. پس از بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی، متغیر خالص بدهی دولت به بانک مرکزی با ضریب ۲/۲۹۲ بیشترین تأثیر را در خلق نقدینگی دارد و از این نظر در بین اجزاء پایه پولی در جایگاه دوم قرار دارد. بنابراین یک میلیارد

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]

ریال افزایش در بدهی دولت به بانک مرکزی، نقدینگی را به میزان ۲/۲۹ میلیارد ریال افزایش می‌دهد. نتایج همچنین نشان داد که دارایی‌های خارجی بانک مرکزی با ضریب ۱/۴۹۹ در بین اجزاء پایه پولی کمترین تأثیر را بر نقدینگی در اقتصاد ایران دارد. به گونه‌ای که یک میلیارد ریال افزایش در دارائی‌های خارجی بانک مرکزی، نقدینگی را تنها به اندازه ۱/۵ میلیارد ریال افزایش می‌دهد. بنابر نتایج به دست آمده ضرایب فزاینده اجزاء پایه پولی در خلق نقدینگی یکسان نبوده و با همدیگر تفاوت معناداری دارند و این نتیجه از نتایج ارائه شده توسط نیلی و همکاران (۱۳۹۴) پشتیبانی می‌کند. با مقایسه نتایج به دست آمده از لحاظ میزان تأثیر بر نقدینگی، متغیر بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی تقریباً ۳/۵ برابر خالص بدهی دولت به بانک مرکزی و ۵/۵ برابر دارایی‌های خارجی بانک مرکزی تأثیر دارد. نتایج حاصل نشان می‌دهد که می‌توان با تغییر در ترکیب اجزاء پایه پولی، نقدینگی را کنترل و مدیریت نمود. اگر هدف بانک مرکزی کاهش نقدینگی جهت کنترل تورم باشد و در عین حال به دنبال این باشد که دارایی‌های بانک مرکزی تغییری نکند، پیشنهاد می‌گردد تا در ترکیب نقدینگی از بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی کاسته شده و به همان اندازه طلب از دولت و یا دارایی‌های خارجی بانک مرکزی افزایش یابد و بالعکس اگر هدف بانک مرکزی گسترش نقدینگی بدون تغییر در پایه پولی باشد می‌توان سیاست پیشنهادی را در جهت مخالف اجرا نمود. در مجموع نتایج تحقیق نشان می‌دهد که با جابه‌جایی در اجزاء پایه پولی می‌توان نقدینگی را در اقتصاد مدیریت نمود. نتایج حاصل از تخمین مدل تصحیح خطای برداری نشان داد که ضریب تصحیح خطا برابر ۰/۵۵ است به طوری که در صورت بروز یک شوک به اجزاء پایه پولی و ایجاد یک عدم تعادل، در هر سال به میزان ۵۵ درصد از عدم تعادل کاسته شده و اقتصاد به سمت تعادل بلندمدت حرکت می‌کند. به بیان دیگر، اگر یک جزء از پایه پولی دچار تغییر شود و یا این که بانک مرکزی از طریق تغییر در اجزاء پایه پولی اقدام به اجرای سیاست پولی نماید تأثیر این سیاست پس از گذشت تقریباً ۲ سال به طور کامل بر نقدینگی ظاهر می‌شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]

منابع

آل عمران، رویا و سیدعلی آل‌عمران (۱۳۹۱). "ارزیابی مدیریت کنترل حجم نقدینگی توسط بانک مرکزی در ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، شماره ۱۵، صص ۱۱-۱.

احمدی شالی، جعفر و مهدی وصفی (۱۳۹۶). "پیش بینی نقدینگی بر اساس برآورد نقطه‌ای و بازه‌ای روش آریما و مقایسه آن با روش هموارسازی نمایی دوگانه". *فصلنامه اقتصاد مالی*، سال ۱۱، شماره ۴۰، صص ۱۷۵-۱۵۹.

توکلی، احمد (۱۳۷۶). *تحلیل سری‌های زمانی همگرایی و همگرایی یکسان*، تهران، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

جلالی نائینی، احمدرضا و حمید زمان‌زاده (۱۳۹۵). "بررسی اثرات متفاوت اجزای نقدینگی بر تولید و قیمت: رویکرد تصحیح خطای برداری با متغیرهای برون زای نامانا". *فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی*، سال ۹، شماره ۲۷، صص ۲۷-۱.

درگاهی، حسن و مهدی هادیان، مهدی (۱۳۹۶). "مقایسه آثار تکانه‌های پولی ناشی از ضریب فزاینده و پایه پولی در اقتصاد ایران". *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، سال ۱۷، شماره ۶۷، صص ۲۱۹-۱۸۹.

علائی، رضا و صدیقه بختیاری (۱۳۹۷). "تأثیر آستانه‌ای پایه پولی بر تورم: رهیافت مدل‌های غیرخطی اتورگرسیو انتقال ملایم". *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، سال هفتم، شماره ۲۵، صص ۱۴۱-۱۰۹.

لشکری، محمد (۱۳۹۳). *پول، ارز و بانکداری*. چاپ اول. تهران: انتشارات پیام نور.

محمدپور، علی؛ سلمانپور زنور، علی و سیدفخرالدین فخرحسینی (۱۳۹۹). "بررسی تأثیر شوک‌های پایه پولی و درآمدهای نفتی دولت بر اقتصاد ایران با استفاده از تکنیک مدلسازی تعادل عمومی پویای تصادفی". *فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال ۱۰، شماره ۳۹، صص۹۳-۱۱۲.

نوفرستی، محمد (۱۳۸۴). "بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و ارزی بر اقتصاد ایران درچارچوب یک الگوی اقتصاد سنجی کلان پویا". *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۰، شماره ۷۰، صص ۲۹-۱.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸). *ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی*. تهران: مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

نیلی، فرهاد؛ شاهچرا، مهشید و ماندانا طاهری (۱۳۹۴). "بررسی تعیین خلق نقدینگی و نقش واسطه‌گری مالی بانک‌ها در ایران". *فصلنامه روند*، سال ۲۲، شماره ۷۰، صص ۵۰-۱۳.

Ahmadi Shali J. and M. Vasfei (2017). "Liquidity forecast based on point and interval estimation of ARIM method and its comparison with double exponential smoothing method". *Financial Economics Quarterly*, Vol. 11, No. 40, pp. 159-175. (In Persian)

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]

Alaei R. and S. Bakhtiari (2018). “The Impact of Monetary Base Thresholds on Inflation: The Approach of Nonlinear Autoregressive Modes of Gentle Transmission”. *Economic Strategy Quarterly*, Vol 7, No 25, Pp 109-141. (In Persian)

All emran R. All emran, S.A. (2012). “Evaluation of liquidity control management by the Central Bank in Iran”. *Quarterly Journal of Financial Knowledge of Securities Analysis*, No. 15, pp. 1-11.(In Persian)

Bathaluddin M.B., Nur M. Adhi P. and A.W. Wahyu (2012). “The impact of excess liquidity on monetary policy”. *Economi dan perbankan*, Vol 14, No 3, pp.245-267.

Dargahi H. and M. Hadian (2017). “Comparison of the effects of monetary shocks due to increasing coefficient and monetary base in the Iranian economy”. *Quarterly Journal of Economic Research*, Vol. 17, No. 67, Pp. 189-219. (In Persian)

Durán N.M. and I.P. Hernández (2018). Is there any relationship between the monetary base and the interest rate of the US Federal Reserve?. *Contaduría y Administración, Accounting and Management*, vol 63, No 4, pp 1-18.

Jalali Naeini A.R. and H. Zamanzadeh (2016). “Investigating the different effects of liquidity components on production and price: A vector error correction approach with unstable exogenous variables”. *Monetary-Banking Research Quarterly*, Vol. 9, No27, pp. 1-27. (In Persian)

Johansen S. (1988). “Statistical Analisis of Cointegration Vectors”. *Journal of Economic Dynamic and control*, Vol 12, No 3, pp 213-257.

Kapuściński M. and I. Pietryka (2019). “The impact of the excess reserves of the banking sector on interest rates and money supply in Poland”. *Narodowy Bank Polski, Working Paper No. 300, Narodowy Bank Polski, Economic Research Department.*

Lashgari M. (2014). Money, *Currency and Banking*. Tehran, Payame Noor Publications, First Edition. (In Persian)

Mohammadpour A., Salmanpour Zanvar A. and S.F. Fakhr Hosseini (2020). “Investigating the effect of monetary base shocks and government oil revenues on the Iranian economy using stochastic dynamic general equilibrium modeling technique”. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, Vol 10, No 39, pp. 93-112. (In Persian)

Nili F., Shahchera M. and M. Taheri (2015). “Study of determining the creation of liquidity and the role of financial intermediation of banks in Iran”. *Trend Quarterly*, Vol. 22, No. 70, pp. 13-50. (In Persian)

Noferesti M. (2005). “Investigating the Impact of Monetary and Exchange Rate Policies on Iran's Economy in the Framework of a Dynamic Macroeconomic Model”. *Journal of Economic Research*, Vol. 40, No. 70, pp. 1-30. (In Persian)

Noferesti M. (1999). *Unit roots and cointegration in econometrics*. Tehran, Rasa Cultural Services Institute. (In Persian)

Robinson R. and M.E. Nasser (2013). “Decomposing US Money Supply Changes since the Financial Crisis”. *International Journal of Financial Studies*, No 1, pp. 32-44.

Rüffer R. and L. Stracca (2006). What is Global Excess Liquidity and Does it Matter?. *Working Paper Series*, No. 696, pp. 1-50.

Tawakoli A. (1997). *Analysis of convergence and convergence time series*. Tehran: Institute of Business Studies and Research. (In Persian)

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]

پیوست : خروجی نرم افزار

آزمون پایایی متغیر NFA

Null Hypothesis: NFA has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.462623	0.8878
Test critical values:	1% level	-3.610453	
	5% level	-2.938987	
	10% level	-2.607932	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: NFA has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.186350	0.4829
Test critical values:	1% level	-4.226815	
	5% level	-3.536601	
	10% level	-3.200320	

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]

Null Hypothesis: D(NFA) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.050059	0.0395
Test critical values:	1% level	-3.621023	
	5% level	-2.943427	
	10% level	-2.610263	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

آزمون پایایی متغیر NGA

Null Hypothesis: NGA has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.724269	0.8287
Test critical values:	1% level	-3.610453	
	5% level	-2.938987	
	10% level	-2.607932	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: NGA has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.990160	0.1478
Test critical values:	1% level	-4.211868	
	5% level	-3.529758	
	10% level	-3.196411	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]

Null Hypothesis: D(NGA) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.077582	0.0002
Test critical values:	1% level	-3.615588	
	5% level	-2.941145	
	10% level	-2.609066	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

آزمون پایایی متغیر NBA

Null Hypothesis: NBA has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.045142	0.9483
Test critical values:	1% level	-3.610453	
	5% level	-2.938987	
	10% level	-2.607932	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]

Null Hypothesis: NBA has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.822667	0.6744
Test critical values:	1% level	-4.211868	
	5% level	-3.529758	
	10% level	-3.196411	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(NBA) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.675254	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.615588	
	5% level	-2.941145	
	10% level	-2.609066	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

آزمون پایایی متغیر M_2

Null Hypothesis: M2 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.826997	0.94699
Test critical values:	1% level	-3.621023	
	5% level	-2.943427	
	10% level	-2.610263	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]

Null Hypothesis: M2 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.607007	0.9992
Test critical values:	1% level	-4.226815	
	5% level	-3.536601	
	10% level	-3.200320	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(M2) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.396885	0.0065
Test critical values:	1% level	-4.226815	
	5% level	-3.536601	
	10% level	-3.200320	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

تعیین تعداد وقفه بهینه مدل

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: M2 NBA NFA NGA
Exogenous variables: C
Date: 04/06/21 Time: 14:31
Sample: 1357 1396
Included observations: 37

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1164.790	NA	3.22e+22	63.17781	63.35197	63.23921
1	-1021.671	247.5567	3.36e+19	56.30653	57.17730*	56.61352
2	-996.5972	37.94929*	2.13e+19*	55.81607*	57.38344	56.36864*
3	-982.7000	18.02881	2.60e+19	55.92973	58.19372	56.72789

* indicates lag order selected by the criterion

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]

تعیین الگوی مناسب و تعداد بردارهای همجمعی

الگوی اول

Date: 04/06/21 Time: 20:04
Sample (adjusted): 1359 1396
Included observations: 38 after adjustments
Trend assumption: No deterministic trend
Series: M2 NBA NFA NGA
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.532001	53.60296	40.17493	0.0013
At most 1 *	0.389999	24.74997	24.27596	0.0436
At most 2	0.136377	5.966803	12.32090	0.4401
At most 3	0.010349	0.395295	4.129906	0.5928

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

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.532001	28.85299	24.15921	0.0107
At most 1 *	0.389999	18.78317	17.79730	0.0354
At most 2	0.136377	5.571508	11.22480	0.4010
At most 3	0.010349	0.395295	4.129906	0.5928

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]

الگوی دوم

Date: 04/06/21 Time: 20:10
Sample (adjusted): 1359 1396
Included observations: 38 after adjustments
Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)
Series: M2 NBA NFA NGA
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.629054	71.52009	54.07904	0.0007
At most 1	0.391515	33.83551	35.19275	0.0695
At most 2	0.219397	14.95776	20.26184	0.2288
At most 3	0.135787	5.545579	9.164546	0.2288

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

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.629054	37.68458	28.58808	0.0026
At most 1	0.391515	18.87775	22.29962	0.1405
At most 2	0.219397	9.412181	15.89210	0.3909
At most 3	0.135787	5.545579	9.164546	0.2288

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]

الگوی سوم

Date: 04/06/21 Time: 20:12
Sample (adjusted): 1359 1396
Included observations: 38 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: M2 NBA NFA NGA
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.629018	67.51366	47.85613	0.0003
At most 1 *	0.347156	29.83284	29.79707	0.0495
At most 2	0.219323	13.62900	15.49471	0.0937
At most 3 *	0.105118	4.220418	3.841466	0.0399

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

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.629018	37.68082	27.58434	0.0018
At most 1	0.347156	16.20384	21.13162	0.2132
At most 2	0.219323	9.408578	14.26460	0.2537
At most 3 *	0.105118	4.220418	3.841466	0.0399

الگوی چهارم

Date: 04/06/21 Time: 20:14
Sample (adjusted): 1359 1396
Included observations: 38 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)
Series: M2 NBA NFA NGA
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.697378	90.96733	63.87610	0.0001
At most 1 *	0.485888	45.54708	42.91525	0.0266
At most 2	0.337505	20.26516	25.87211	0.2128
At most 3	0.114455	4.618975	12.51798	0.6517

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

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.697378	45.42025	32.11832	0.0007
At most 1	0.485888	25.28192	25.82321	0.0588
At most 2	0.337505	15.64619	19.38704	0.1611
At most 3	0.114455	4.618975	12.51798	0.6517

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]

الگوی پنجم

Date: 04/06/21 Time: 20:16
Sample (adjusted): 1359 1396
Included observations: 38 after adjustments
Trend assumption: Quadratic deterministic trend
Series: M2 NBA NFA NGA
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.692839	80.39780	55.24578	0.0001
At most 1 *	0.483941	35.54318	35.01090	0.0438
At most 2	0.235844	10.40488	18.39771	0.4423
At most 3	0.004817	0.183493	3.841466	0.6684

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

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.692839	44.85462	30.81507	0.0005
At most 1 *	0.483941	25.13830	24.25202	0.0381
At most 2	0.235844	10.22139	17.14769	0.3771
At most 3	0.004817	0.183493	3.841466	0.6684

بردار همجمعی برآورد شده

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -1042.727

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

M2	NBA	NFA	NGA	C
1.000000	-8.146689	-1.499357	-2.291886	2232.102
	(0.55374)	(0.29735)	(0.35628)	(616.526)

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]

آزمون‌های صحت برآورد مدل

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)
Date: 04/07/21 Time: 00:36
Sample: 1357 1396
Included observations: 38

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
148.8170	100	0.1511

VEC Residual Serial Correlation LM T...
Null Hypothesis: no serial correlation ...
Date: 04/07/21 Time: 00:41
Sample: 1357 1396
Included observations: 38

Lags	LM-Stat	Prob
1	17.98911	0.3245
2	17.22850	0.3710
3	17.02997	0.3837

Probs from chi-square with 16 df.

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.241261	2	0.1575
2	3.446139	2	0.1785
3	1.259162	2	0.9535
4	1.594408	2	0.7466
Joint	8.540970	55	0.4427

آزمون والد

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	15.28159	(2, 36)	0.0000
Chi-square	30.56318	2	0.0000

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]

برآورد مدل تصحیح خطای برداری

Error Correction:	D(M2)	D(NBA)	D(NFA)	D(NGA)
CointEq1	-0.550941	-0.036085	-0.287912	-0.057135
	(0.11888)	(0.02863)	(0.05735)	(0.05029)
	[-4.66442]	[-1.26049]	[-5.02045]	[-1.13617]
D(M2(-1))	0.786217	0.099288	-0.483037	0.038566
	(0.25761)	(0.06204)	(0.12427)	(0.10897)
	[3.05193]	[1.60051]	[-3.88700]	[0.35391]
D(NBA(-1))	1.106823	-0.091630	0.629754	-0.317933
	(0.64265)	(0.15476)	(0.31001)	(0.27184)
	[1.72227]	[-0.59210]	[2.03140]	[-1.16954]
D(NFA(-1))	0.096949	0.104864	0.339572	-0.087810
	(0.05022)	(0.07230)	(0.14482)	(0.12700)
	[1.93048]	[1.45049]	[-2.34471]	[-0.69144]
D(NGA(-1))	1.097856	0.159123	0.394085	-0.026156
	(0.49673)	(0.11962)	(0.23962)	(0.21012)
	[2.21016]	[1.33028]	[1.64464]	[-0.12448]
C	156.6602	-2.275598	248.7156	-16.05558
	(140.729)	(33.8887)	(67.8866)	(59.5290)
	[1.11320]	[-0.06715]	[3.66369]	[-0.26971]
R-squared	0.440308	0.529545	0.472983	0.128101
Adj. R-squared	0.352856	0.456036	0.390637	-0.008133
Sum sq. resids	11516259	667805.6	2679840.	2060624.
S.E. equation	599.9026	144.4608	289.3873	253.7607
F-statistic	5.034857	7.203844	5.743820	0.940298
Log likelihood	-293.7317	-239.6288	-266.0296	-261.0374
Akaike AIC	15.77535	12.92783	14.31735	14.05460
Schwarz SC	16.03392	13.18640	14.57591	14.31317
Mean dependent	447.2943	39.56703	50.06672	-15.05765
S.D. dependent	745.7276	195.8687	370.7159	252.7350

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-06-01]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.377]