

## تخمین تابع سرعت گردش پول در اقتصاد ایران

دکتر منصور زراءنژاد، محمد مهدی زارع و مهدی اکبری \*

تاریخ وصول: 89/10/30 تاریخ پذیرش: 90/3/25

چکیده:

تأثیرگذاری سرعت گردش پول و نقدینگی بر روی متغیرهای اقتصادی، پیش‌بینی رفتار این متغیر را برای سیاست‌گذاران، به ویژه سیاست‌گذاران پولی، لازم کرده است. از این رو، در این تحقیق به بررسی عوامل مؤثر بر سرعت گردش پول و نقدینگی همانند نرخ ارز، نرخ بهره، نرخ تورم انتظاری، درآمد ملی، توزیع درآمد و درجه‌ی توسعه یافتگی سیستم بانکی با تکیه بر مدل تقاضای پول فریدمن، طی سال‌های 87-1350 پرداخته شده است. مدل مورد استفاده مدل خودتوضیحی با وفقه‌های توزیعی یا ARDL<sup>1</sup> است. در مجموع، نتایج به دست آمده نشان داد که درآمد ملی حقیقی، نرخ بهره، توزیع عادلانه درآمد و توسعه یافتگی سیستم بانکی با سرعت گردش پول و نقدینگی رابطه‌ی مثبت و معنی‌داری دارند. اما نرخ ارز اثر منفی و معنی‌داری بر سرعت گردش نقدینگی دارد؛ اما بر سرعت گردش پول تأثیری ندارد. نتایج از عدم تأثیرپذیری سرعت گردش پول و سرعت گردش نقدینگی از نرخ تورم انتظاری حکایت داشت. روند حرکتی سرعت گردش پول و نقدینگی در اقتصاد ایران به شکل U است.

طبقه‌بندی JEL: Q43، C23، F10

واژه‌های کلیدی: پول، سرعت گردش پول، سرعت گردش نقدینگی، همجمعی، مدل خودتوضیحی گسترده

\* به ترتیب، استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز، عضو هیات علمی دانشگاه پیام نور یزد و دانشجوی دکتری علوم اقتصادی (zarram@gmail.com)

<sup>1</sup> Auto Regressive Distributed Lag

## 1- مقدمه

از آنجا که هر واحد پول طی دوره‌ی زمانی معین به دفعات زیاد مورد استفاده قرار می‌گیرد و دائماً میان افراد دست به دست می‌شود تا نیازهای آنها را مرتفع نماید، سرعت گردش آن یکی از مفاهیم مهم در اقتصاد پولی است که در دهه‌های اخیر بیشتر مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است. مکاتب مختلف اقتصادی نظرات متفاوتی درباره‌ی سرعت گردش پول دارند. کلاسیک‌ها معتقدند که سرعت گردش پول از سیاست‌های اقتصادی تاثیر نمی‌پذیرد و فقط تابعی از متغیرهای حقیقی مانند کارآیی سیستم مالی و بانکی، عادات اجتماعی مردم و نحوه‌ی پرداخت مزد و حقوق است و آن را ثابت در نظر می‌گیرند. نئوکلاسیک‌ها سرعت گردش پول را در کوتاه‌مدت ثابت نمی‌دانند و آن را تابعی از سیاست‌های غیر قابل پیش‌بینی می‌دانند؛ اما معتقدند که در بلندمدت سیاست‌های اقتصادی تاثیری بر سرعت گردش پول ندارد و روند تغییرات آن آرام و کند است. به عقیده کینزین‌ها و نیوکینزین‌ها سرعت گردش پول شدیداً تابع سیاست‌های اقتصادی به ویژه سیاست‌های سمت تقاضا است و دارای نوسانات شدیدی است. فریدمن در نظریه‌ی تقاضای پول خود یا نظریه‌ی مکتب شیکاگو، تقاضای پول را تابعی از بازدهی دارایی‌های جانشین پول نظیر نرخ بهره‌ی بانکی، نرخ بازدهی اوراق قرضه و سهام، نرخ تورم انتظاری، نسبت ثروت انسانی به ثروت مادی و همچنین درآمد دائمی می‌داند.

به هر حال، سرعت گردش پول و نقدینگی با تأثیرگذاری بر جریان پولی جامعه، تشدید یا تضعیف اثرات پولی بر اقتصاد را به همراه دارد. بر این اساس، شناخت صحیح میزان و چگونگی حرکت آن حایز اهمیت فراوانی است. در واقع، افزایش یا کاهش سرعت گردش پول سبب تسریع یا کاهش جا به جایی پول در اقتصاد می‌شود و تقاضای کالاها و خدمات را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنابراین، سرعت گردش پول دارای اثرات متقابل با سایر متغیرهای اقتصادی است. بررسی عوامل مؤثر بر سرعت گردش پول می‌تواند راهنمای سیاستگذاران برای آگاهی از چگونگی رفتار این متغیر تحت سیاست‌های مختلف، و چگونگی تأثیر این متغیر بر سایر متغیرهای اقتصادی باشد. با توجه به اهمیت موضوع، هدف تحقیق حاضر بررسی عوامل مؤثر بر سرعت گردش پول در اقتصاد ایران است. بر این اساس، این

تحقیق درصدد پاسخگویی به این سؤال است که چه عواملی بر سرعت گردش پول در ایران مؤثر است.

این مقاله در پنج بخش تنظیم شده است. بخش دوم به بررسی ادبیات تحقیق شامل مبانی نظری تحقیق و سوابق تحقیق می‌پردازد. بخش سوم به روش‌شناسی تحقیق اختصاص دارد. در بخش چهارم نتایج تجربی تحقیق ارائه می‌شود. بخش پنجم به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهاد اختصاص دارد.

## 2- ادبیات تحقیق

### 2-1- مبانی نظری تحقیق

در ادبیات اقتصادی نقش پول از چنان اهمیت بسزایی برخوردار است که ضرورت کنترل آن را حتی علت اصلی طراحی سیاست‌های اقتصادی به ویژه سیاست‌های پولی می‌دانند. با توجه به جایگاه سیاست‌های پولی در اقتصاد کلان، اقتصاددانان همواره کوشیده‌اند که با ارائه تعریف مناسبی از پول، تاثیر گذاری سیاست‌های پولی را افزایش دهند. از نظر کلاور<sup>2</sup> (1969) افراد و واحدهای اقتصادی به صورت نهادی پذیرای هر ابزار، وسیله یا روشی هستند که به امر تسهیل مبادلات کمک نماید. به همین دلیل، آنچه در مبادلات روزمره توسط افراد و واحدهای اقتصادی مورد استفاده قرار می‌گیرد، به عنوان پول پذیرفته می‌شود؛ زیرا به طور سنتی، مهمترین وظیفه‌ی پول در نگرش نظری، واسطه‌ی مبادله بودن آن است (خشادوریان و هژبرکیانی، 1374، ص 80).

تلاش برای تعریف پول به عنوان مجموعه‌ای از دارایی‌های نقدینه که به شدت با برخی از مقیاس‌های اسمی فعالیت کلان اقتصادی، مانند تولید ناخالص اسمی یا درآمد ملی همبسته باشند، از نوشته‌های میلتون فریدمن<sup>3</sup> و میزلمن<sup>4</sup> (1963) نشأت می‌گیرد. فریدمن و میزلمن پول را به عنوان پول رایج به علاوه سپرده‌های دیداری و مدت دار بانک‌های تجاری تعریف کرده‌اند. از نظر آنان چون سپرده‌های پس انداز و مدت دار بانک‌های تجاری، نسبت به سایر دارایی‌ها از بالاترین خاصیت نقدینگی برخوردار است، این سپرده‌ها را می‌توان جانشین کاملی

<sup>2</sup> Clower

<sup>3</sup> Milton Friedman

<sup>4</sup> David Meiselman

برای پول نقد به حساب آورد (کميجانی و نظریان، 1370، ص 19). ریکاردو<sup>5</sup> (1817) اولین کسی بود که نظریه‌ی مقداری<sup>6</sup> پول را که تا آن زمان جنبه‌ی توصیفی داشت، با دقتی قابل توجه به فرمولی ریاضی به صورت  $M=P_T T$  تعریف کرد که در آن  $M$  نشانگر حجم پول،  $P_T$  شاخص قیمت مبادلات و  $T$  تعداد معاملات انجام شده طی دوره‌ی زمانی معین است. در اواسط قرن نوزدهم میلادی و سی سال پس از ریکاردو، جان استوارت میل<sup>7</sup> (1848) کتاب اصول اقتصاد سیاسی خود را نوشت و نظریه‌ی ریکاردو را اصلاح نمود. به نظر وی در رابطه‌ی مبادله‌ی ریکاردو، باید پارامتر دیگری تحت عنوان سرعت گردش معاملاتی پول وارد شود. از این رو، رابطه‌ی مقداری پول به صورت  $MV=P_T T$  تعریف شد که در آن  $V$  همان سرعت گردش پول است. پس از میل، فیشر<sup>8</sup> (1911) به معرفی دیدگاه‌های جدید در باب تقاضای پول پرداخت. آغاز تحلیل وی رابطه‌ی میل بود. فیشر معتقد بود که سرعت گردش پول در تعادل به وسیله‌ی عواملی ساختاری یا نهادی که با سرعت خیلی آرام تغییر می‌کنند، تعیین می‌شود. از این رو، در کوتاه مدت سرعت گردش پول را می‌توان ثابت فرض کرد. در بلند مدت نیز سرعت گردش پول به صورت بسیار آرام تغییر می‌کند؛ زیرا تغییرات آن به تغییرات نهادی از جمله مکانیزم پرداخت‌ها بستگی دارد. به نظر اقتصاددانان کلاسیک نیز سرعت گردش پول تنها از عوامل حقیقی اقتصاد مانند عادات اجتماعی، توسعه‌ی شبکه‌ی بانکی و وسایل حمل و نقل تأثیر می‌پذیرد.

کینز (1936) به تقاضای پول از زاویه‌ای کاملاً متفاوت نگرست و تحلیلی دقیق‌تر نسبت به اقتصاددانان پیش از خود ارائه کرد. کینز تقاضای معاملاتی پول را تابعی از سطح درآمد تعریف کرد. در نظریه‌ی کینز با فرض وجود الگوی معین تقاضای معاملاتی پول و مشخص بودن حجم پول در گردش، میزان نگهداری اوراق قرضه توسط هر فرد تابعی از نرخ بهره خواهد بود. هر قدر نرخ بهره بالاتر باشد، تقاضای اوراق قرضه بیشتر و تقاضای نقدینگی پول کمتر خواهد بود. پس در شرایطی که نرخ بهره بالا باشد، فرد تمایل کمتری به نگهداری پول نزد خویش دارد و بیشتر مایل است که پول خود را به اوراق قرضه تبدیل کند. این امر سبب

<sup>5</sup> David Ricardo

<sup>6</sup> Quantity theory

<sup>7</sup> Mill

<sup>8</sup> Fisher

می‌شود تا پول به جای راکد ماندن، وارد فعالیت‌های اقتصادی شود و سرعت گردش پول افزایش یابد. بر اساس نظر اقتصاددانان مکتب کمبریج نیز، هر چه فرد پول بیشتری نگهداری کند، رضایتمندی او کمتر خواهد بود. این امر چیزی جز قانون نزولی بودن مطلوبیت نهایی نیست. در این دیدگاه، با در نظر گرفتن شرط تعادل در بازار پول، یعنی  $M^s = M^d$ ، تئوری مقداری به صورت رابطه‌ی زیر خواهد بود:

$$M^s \left(\frac{1}{k}\right) = M^s V = PY \quad (1)$$

که در آن  $\frac{1}{k}$  سرعت درآمدی،<sup>9</sup> نه سرعت گردش معاملاتی پول، است. از آنجا که در تعادل  $M^s = M^d = M$  است، فرمول تئوری مقداری به صورت  $MV = PY$  است. سرعت گردش پول از طریق رابطه‌ی  $V \left(\frac{PY}{M^s}\right)$  قابل محاسبه است. اگر فرض شود که بازار پول در تعادل قرار دارد،  $V$  برابر با  $\left(\frac{1}{k}\right)$  می‌شود. از آنجا که مقدار  $k$  به نرخ بهره و سود سرمایه مورد انتظار بستگی دارد، اقتصاددانان مکتب کمبریج سرعت گردش پول را، برخلاف کلاسیک‌ها، در کوتاه مدت و بلند مدت ثابت فرض نمی‌کنند. بنابراین، سیاست‌های دولت در سرعت گردش پول کاملاً بی‌اثر نیست و نقش تعدیل‌کننده دارند؛ اگرچه این نقش در بلندمدت به دلیل وجود تعادل عمومی در اقتصاد از بین می‌رود.

در دهه‌ی شصت با ظهور مکتب اقتصادی شیکاگو، فریدمن (1969) توجیهی تازه از بی‌اثر بودن سیاست‌های دولت ارائه کرد. براساس نظریات این مکتب، پول خنثی<sup>10</sup> است و آنچه سطح تعادلی تولید اشتغال کامل را تعیین می‌کند، عوامل حقیقی اقتصاد، نه پول، است و حالت عمومی اقتصاد، اشتغال کامل تولید است. بنابراین، افزایش عرضه‌ی پول در بلندمدت سبب بروز تورم می‌شود و اثری در تولید ندارد. از طرفی دیگر، تدریجی بودن و قابلیت پیش‌بینی تغییرات سرعت گردش پول در بلندمدت سبب می‌شود که سیاست اقتصادی اعمال شده تنها به افزایش قیمت‌ها را به همراه داشته باشد. نگاه فریدمن به پول، به عنوان

<sup>9</sup> Income velocity of circulation

<sup>10</sup> Neutral

یک دارایی یا کالای بادوام است. وی رابطه‌ی مقداری پول را از نظر آماری قابل استفاده نمی‌داند و تعبیری تازه از آن ارائه می‌دهد. در تحلیل فریدمن ثروت شامل پول، اوراق قرضه، سهام، کالاهای مادی بادوام و نیروی انسانی است. بنابراین، تابع تقاضای پول نیز ترکیبی از پول و سایر دارایی‌های مذکور بر اساس حداکثر مطلوبیت است. این تابع به صورت زیر است.

$$m = k(r_b, r_s, r_m, \frac{W_H}{W}, p^e, Y_p) \quad (2)$$

در تابع فوق  $m$  نشانگر تقاضای پول،  $r_b$  نرخ بازدهی انتظاری اوراق قرضه،  $r_s$  نرخ بازدهی انتظاری سهام،  $r_m$  نرخ سود بانکی،  $W$  کل ثروت،  $W_H$  ثروت انسانی،  $P_e$  نرخ تورم انتظاری و  $Y_p$  درآمد دائمی است.

با توجه به اینکه تغییرات نرخ بازدهی انتظاری اوراق قرضه و سهام هم جهت است، وجود یکی از آنها در مدل به حد کافی گویای تغییرات تقاضای پول است. از این رو، به جای این دو متغیر، متغیری مانند  $r_b^e$  را با نماد  $r$  جایگزین شده است. ثروت کل فرد نیز به دلیل غیر قابل اندازه گیری بودن، با درآمد دائمی<sup>11</sup> جایگزین<sup>12</sup> شده است. درآمد دائمی عبارت از درآمد مستمر و سالیانه مورد انتظار فرد در طول زندگی است که در آن نوسانات جاری منظور نشده باشد. این درآمد که از طریق نرخ تنزیل ثروت حاصل می‌گردد، رابطه‌ی مستقیمی با ثروت دارد.

$$Y_p = r_p W \quad (3)$$

بنابراین، در این مرحله مدل به صورت زیر قابل ارائه است.

$$m = k(p, r)Y \quad (4)$$

$$\frac{M}{P} = k(p, r)Y \quad (5)$$

با توجه به رابطه‌ی  $V(\frac{PY}{M})$  یا  $V = \frac{Y}{\frac{M}{P}}$ ، سرعت گردش پول به صورت

رابطه‌ی زیر قابل تعریف است.

$$V = \frac{Y}{m} = \frac{1}{k(p, r)} \quad (6)$$

<sup>11</sup> Permanent Income

<sup>12</sup> Proxy

کلاسیک‌های جدید معتقدند که سرعت گردش پول ایستا است؛ زیرا تابع تقاضای پول در بلند مدت ایستا است. بنابراین، سرعت گردش پول و به تبع آن تأثیر سیاست‌های پولی در اقتصاد نیز کاملاً قابل پیش‌بینی است و با عکس‌العمل مناسب افراد و بنگاه‌ها خنثی می‌گردد. سرعت گردش پول، تنها زمانی می‌تواند سبب تحرک اقتصادی شود که از سوی واحدهای اقتصادی قابل پیش‌بینی نباشد. اما کینزین‌های جدید معتقدند که سرعت گردش پول علاوه بر متغیرهای حقیقی اقتصاد، از متغیرهای سیاستی نیز تأثیر می‌پذیرد. بنابراین، سرعت گردش پول به دلیل تأثیر از سیاست‌های اقتصادی ایستا نیست. سرعت گردش پول فقط از سیاست‌های قابل انتظار تأثیر نمی‌پذیرد؛ بلکه سیاست‌های غیرقابل انتظار نیز بر روی سرعت گردش پول اثر می‌گذارند؛ زیرا واحدهای اقتصادی قادر به پیش‌بینی آثار سیاست‌های آتی در قراردادهای و فعالیت‌های خود نیستند.

## 2-2- سوابق تحقیق

در زمینه‌ی سرعت گردش پول مطالعاتی مختلفی انجام شده است. برای نمونه به چند مورد از آنها به اختصار اشاره می‌شود. جونانگ (1983)، بوردو و جونانگ (1981؛ 1990) و بوردو، جونانگ و سیکلوس (1997) طی مطالعات مختلف به بررسی نوسانات سرعت گردش پول در دوره‌های مختلف و کشورهای متنوع از جمله در پنج کشور صنعتی آمریکا، انگلستان، کانادا، سوئد و نروژ پرداخته‌اند. بر اساس نتایج این تحقیقات، فرضیه‌ی ثبات سرعت گردش پول در نظریه‌های متداول مورد تأیید قرار نگرفت. رفتار بلندمدت نوسانات سرعت گردش پول به متغیرهای حقیقی و پولی مانند تولید، نرخ بهره‌ی سپرده‌های بانک‌های تجاری، فاصله‌ی بین نرخ بهره‌ی سپرده‌ها و تسهیلات وام‌های بانکی (نشانگر سطح اعتماد به نظام بانکی)، تحولات ساختاری در بازار پول و سرمایه و توسعه‌ی نظام بانکی نسبت داده شده است. اووی<sup>13</sup> (1997) در مطالعه‌ی خود با استفاده از آزمون علیت انگل-گرنجر به بررسی عوامل موثر بر سرعت گردش پول در 30 کشور در حال توسعه طی دوره‌ی 1961-1990 پرداخته است. نتایج این تحقیق نشان داد که در 21 کشور، نرخ تورم و در 18 کشور دیگر، درآمد ملی مهمترین عامل

<sup>13</sup> Owoye

تأثیرگذار بر سرعت گردش پول است. بوگدان و آلترا<sup>14</sup> (2002) عوامل حقیقی و پولی موثر بر سرعت گردش پول در اقتصاد رومانی را با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری برای دوره‌ی 1996-2002 بررسی کرده‌اند. نتایج تحقیق نشان داد که با توجه به تقویت ارزش پول ملی، سرعت گردش پول در رومانی افزایش می‌یابد. حساسیت سرعت گردش پول نسبت به تولید پایین و نسبت به نرخ ارز و نرخ بهره بالا است. زاپاتا<sup>15</sup> (2003) نیز سرعت گردش پول در رومانی و کلمبیا را با استفاده از مدل اقتصاد سنجی تخمین زده و عوامل مؤثر بر آن را بررسی کرده است. نتایج تحقیق نشان داد که سرعت گردش پول از نرخ بهره، نرخ تورم، مقررات مالی جدید، پیشرفت تکنولوژی، استفاده از کارت‌های اعتباری و گسترش شرکت‌های خرید و فروش سهام تأثیر می‌پذیرد. فیگ و جرز (2005) رابطه‌ی بین تقاضای مانده‌ی احتیاطی پول و سرعت گردش پول در آمریکا را با استفاده از الگوی حداقل مربعات غیرخطی برای دوره‌ی 1892-2003 بررسی کرده‌اند. نتیجه تحقیق نشان داد که در اثر بهبود تکنولوژی اطلاعات و پیدایش انواع کارت‌های اعتباری، بانکداری تلفنی و بانکداری الکترونیکی حجم تقاضای احتیاطی پول طی دهه‌های اخیر کاهش و سرعت گردش پول افزایش یافته است. بنک، گیلمن و کچاک<sup>16</sup> (2008) و کیم و سابرامانیان<sup>17</sup> (2009) نیز به بررسی ارتباط میان پویایی تورم و سرعت گردش پول براساس تئوری رشد درونزا در اقتصاد آمریکا برای دوره‌های 1951-2005 و 1959-2004 پرداخته‌اند. نتایج این تحقیقات نشان داد که سرعت گردش پول طی دوره‌های مورد بررسی شاهد نوسانات معنی دار بوده است. تکانه‌های پولی و اعتباری، نرخ بهره و بهره‌وری محصول از عوامل مؤثر بر نوسانات سرعت گردش پول هستند.

در ارتباط با موضوع مورد بحث، مطالعات اندکی در ایران انجام گرفته است. به ویژه آنکه در مورد سرعت گردش نقدینگی این خلاء بیشتر است. ساعدی سارخانلو (1372) عوامل موثر بر سرعت گردش پول در ایران طی دوره‌ی زمانی 1338-71 را با استفاده از تکنیک‌های اقتصاد سنجی بررسی کرده است. وی با توجه به نظرات کلاسیک‌ها مبنی بر خنثی بودن پول و کینزین‌ها مبنی بر

<sup>14</sup> Bogdan and Altar

<sup>15</sup> Zapata

<sup>16</sup> Benk, Gillman and Kejak

<sup>17</sup> Kim and Subramanian



تأثیرپذیری پول از عوامل حقیقی اقتصاد، تأثیر سیاست‌های اقتصادی و عوامل حقیقی اقتصاد بر سرعت گردش درآمدی پول را بررسی کرده است. در این ارتباط یوسفی (1374) به بررسی رفتار سرعت گردش درآمدی پول در اقتصاد ایران طی دوره‌ی 1338-1372 بر مبنای مدل تقاضای پول فریدمن و رویکرد خود رگرسیون برداری<sup>18</sup> پرداخته است. نتیجه تحقیق نشان داد که کشش درآمدی تقاضای پول بین صفر و یک است و با افزایش درآمد واقعی، تقاضا برای پول به میزانی کمتر از درآمد افزایش یافته است. از این رو، با افزایش درآمد واقعی، سرعت گردش پول و نقدینگی طی دوره‌ی مورد بررسی افزایش یافته و عامل اصلی نوسانات تولید ناخالص داخلی و نرخ بوده است. کمیجانی و نظریان<sup>19</sup> (2004) به تخمین و بررسی تابع سرعت درآمدی پول با استفاده از روش همجمعی یوهانسن-جوسیلیوس و مدل تصحیح خطا در ایران برای دوره‌ی 78-1359 اقدام کرده‌اند. نتیجه تحقیق نشان داد که سرعت گردش پول تحت تأثیر نرخ بهره سپرده‌ها، نرخ تورم، سطح توسعه‌ی نظام بانکی، نرخ ارز و کاهش ارزش پول (به شکل  $U$ ) بوده است. معینی (1384) در تحقیقی دیگر با استفاده از روش  $ARDL$  به بررسی عوامل مؤثر بر سرعت گردش پول در اقتصاد ایران، طی سال‌های 83-1338 پرداخته است. نتایج تحقیق نشان داد که تولید ناخالص داخلی و نرخ بهره اثر مثبت معنی‌داری بر سرعت گردش پول دارد. فرم تغییرات سرعت گردش پول به شکل  $U$  بوده است. اکرمی و رسولی (1387) با استفاده از دو روش فیلتر-پریسکات و فضا-حالت سرعت گردش پول و عوامل مؤثر بر آن در ایران طی دوره‌ی 83-1340 را بررسی کرده‌اند. نتیجه تحقیق نشان داد که روند سرعت گردش پول بی ثبات و به شکل  $U$  است و از سیستم کارایی افزایش سهام، سرمایه پولی، بازار گسترش پرداخت و درجه‌ی قابلیت نقدینگی دارایی‌ها تأثیر می‌پذیرد.

نجیبی اشکذری (1386) تأثیر فراربت بازار سهام بر سرعت گردش و تقاضای پول در ایران را بررسی کرده است. وی با استفاده از داده‌های فصلی دوره‌ی 71 تا 1384 به برآزش معادلات متعارف تقاضا و سرعت گردش پول، با رویکرد  $ARDL$  پرداخته است. نتایج تحقیق نشان داد که در ایران روابط همجمعی بین متغیرهای الگو تنها با توجه به تعریف محدود پول ( $M1$ )، معنی دار است. ضرایب کشش‌های درآمدی و تورمی مرتبط با

<sup>18</sup> Vector Auto Regressive

<sup>19</sup> Komijani and Nazarian

تعریف مذکور از نظر آماری معنی‌دار است، ولی ضرایب نرخ ارز بازار آزاد و فراریت بازار سهام معنی‌دار نیست.

عصاری آرانی و دیگران (1388) اثر سیاست‌های پولی بر توزیع درآمد در ایران را بررسی کردند. بر اساس نتایج این تحقیق، افزایش حجم پول با افزایش نابرابری در سال‌های بعد همراه بوده است.

### 3- روش‌شناسی تحقیق

بر اساس قوانین پولی و بانکی سال‌های 1339 و 1351 سپرده‌های غیر دیداری در نظام بانکی ایران به سپرده‌های پس‌انداز ( $S$ ) و سپرده‌های مدت‌دار ( $T$ ) بخش خصوصی نزد بانک‌ها تقسیم می‌شد. پس از تصویب شدن قانون عملیات بانکی بدون ربا در شهریور 1362، سپرده‌ها به قرض‌الحسنه جاری، قرض‌الحسنه پس‌انداز و سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت و بلندمدت تغییر یافت. سپرده‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت از نظر کاربرد و خواص مشابه با حساب‌های پس‌انداز ( $S$ ) است. حساب‌های پس‌انداز از دو بعد مصارف و زمان قابل توجه است. در این تحقیق بعد زمانی این حساب‌ها مورد توجه و منشأ اثر است.

بر این اساس، با توجه به تعریف اجزای شبه پول ( $QM=S+T$ ) در این پژوهش، سپرده‌های پس‌انداز شامل طیف وسیعی از سپرده‌های ماهیتاً متناظر است و سپرده‌های مدت‌دار از سپرده‌های سرمایه‌گذاری بلندمدت و سپرده‌های متفرقه تشکیل شده است. سپرده‌های پس‌انداز ( $S$ ) از سپرده‌های پس‌انداز، سپرده‌های قرض‌الحسنه پس‌انداز و سپرده‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت تشکیل شده است. مدت این سپرده‌ها برای بار اول حداقل 3 ماه و در مراحل بعدی تابعی از ضرایب یک‌ماهه است.<sup>20</sup> در صورتی که این مدت برای سپرده‌های مدت‌دار (سپرده‌های سرمایه‌گذاری بلندمدت) برای بار اول حداقل یک سال و پس از گذشت زمان مذکور، تمدید آن تابعی از ضرایب سه‌ماهه است. بر این اساس، در این تحقیق برای سال 1363 و سال‌های قبل از آن، نرخ سود سپرده‌های پس‌انداز و کوتاه‌مدت برای نرخ بهره کوتاه‌مدت و نرخ سود سپرده‌های مدت‌دار یک سال و به

<sup>20</sup> این مدت زمانی، برای سپرده‌های قرض‌الحسنه پس‌انداز با توجه به مدت زمانی معین که هر حساب پس‌انداز برای شرکت در قرعه‌کشی اعطای جوایز غیر ثابت نقدی و یا جنسی باید دارا باشد، تا حدودی صدق می‌کند.

بالا را به عنوان نرخ بهره بلند مدت در نظر گرفته شده و برای سال‌های بعد از 1363، نرخ سود سپرده‌های تضمین شده کوتاه مدت برای نرخ بهره کوتاه مدت و میانگین وزنی نرخ سود متعلق به سپرده‌های سرمایه گذاری بلند مدت را به عنوان نرخ بهره بلند مدت در نظر می‌گیریم. متغیر دیگری که در این تحقیق مورد استفاده قرار می‌گیرد، نرخ تورم انتظاری کالاها و خدمات بادوام است که برای محاسبه‌ی آن از فرایند خود توضیح مرتبه‌ی سوم منطبق بر انتظارات تطبیقی استفاده شده است؛ یعنی مردم طبق نظریه‌ی انتظارات تطبیقی، از اطلاعات گذشته برای تعیین تورم انتظاری استفاده می‌کنند که برآورد آن به صورت رابطه‌ی زیر است:

$$EINFd_t = 0/639INFd_{t-1} - 0/141INFd_{t-2} + 0/358INFd_{t-3} \quad (7)$$

سرعت گردش پول و نقدینگی نیز از تقسیم درآمد ملی به قیمت جاری بر حجم پول و نقدینگی به دست آمده است.<sup>21</sup>

استفاده از روش حداقل مربعات معمولی بر پایه‌ی فرض ثابت بودن میانگین، واریانس و کواریانس متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در طول زمان، یعنی مانا بودن<sup>22</sup> متغیرها استوار است. با توجه به اینکه فرض واقع بینانه نیست و بسیاری از متغیرهای اقتصادی نامانا هستند، در صورت استفاده از متغیرهای ناپایا، برآورد کننده‌ی حداقل مربعات معمولی ناسازگار است و ممکن است به انجام یک رگرسیون کاذب منجر شود. برای غلبه بر مشکل ناپایایی سری‌های زمانی انگل و گرنجر<sup>23</sup> (1987) و پس از آن دیگر اقتصاد سنجی دانان با بیان مفهوم همجمعی<sup>24</sup> گام‌های اساسی برداشتند. روش‌های مختلفی برای تشخیص همجمعی بین متغیرهای سری زمانی یک الگوی اقتصادی وجود دارد که مهمترین آنها شامل روش انگل-گرنجر (1987)، روش یوهانسن-جوسیلیوس<sup>25</sup> (1990) و مدل خود رگرسیونی با وقفه‌های گسترده<sup>26</sup> (1997) معروف به *ARDL* است. به دلیل برخی

<sup>21</sup> حجم پول و حجم نقدینگی براساس آمارهای ارائه شده از سوی بانک مرکزی ایران، در این تحقیق مورد استفاده قرار گرفته است.

<sup>22</sup> Stationary

<sup>23</sup> Engle-Granger

<sup>24</sup> Cointegration

<sup>25</sup> Johansen-Juselius

<sup>26</sup> Autor Regressive Distributed Lag (ARDL)

از نقاط ضعف روش انگل-گرنجر، برای بررسی رابطه‌ی همجمعی، معمولاً، از روش همجمعی یوهانسن-جوسیلیوس (در صورتی که متغیرها مانا از درجه‌ی یک،  $I(1)$ ،<sup>27</sup> باشند) و از روش  $ARDL$  (هنگامی که متغیرها از درجه‌ی صفر،  $I(0)$ ، و یک،  $I(1)$ ، هستند) استفاده می‌شود. در مطالعاتی که حجم نمونه‌ی کوچک باشد، کارایی مدل خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده بیشتر است. در این مطالعه برای برآورد الگوها، روش  $ARDL$  مورد استفاده قرار می‌گیرد. فرم کلی الگوی  $ARDL$  به صورت زیر است.

$$a(L, p)y_t = \sum_{i=1}^k b_i(Lq_i)x_{it} + sZ_t + e_t \quad (8)$$

در رابطه‌ی فوق  $y$  متغیر وابسته،  $x$  بردار متغیرهای مستقل درونزا،  $L$  عملگر وقفه،  $Z_t$  برداری از متغیرهای غیر تصادفی، مانند عرض از مبدا، متغیرهای مجازی و متغیر روند،  $p$  تعداد وقفه‌های متغیر وابسته و  $q_i$  تعداد وقفه‌های متغیر مستقل هستند. تعداد وقفه‌های بهینه برای هر کدام از متغیرهای توضیحی توسط معیارهای آکائیک،<sup>28</sup> شوارز-بیزین،<sup>29</sup> حنان-کوئین<sup>30</sup> یا ضریب تعیین تعدیل شده مشخص می‌شود.

در روش  $ARDL$  برای آزمون همجمعی آزمون فرضیه‌ی زیر صورت می‌گیرد.

$$H_0 : \sum_{i=1}^p \hat{a}_i - 1 = 0 \quad (9)$$

$$H_1 : \sum_{i=1}^p \hat{a}_i - 1 < 0$$

کمیت آماره‌ی  $t$  مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$\frac{\sum_{i=1}^p \hat{a}_i - 1}{\sum_{i=1}^p S_{a_i}} = \frac{\hat{a}_1 - 1}{S_{a_1}} \quad (10)$$

<sup>27</sup> Integrated of order one

<sup>28</sup> Akaike

<sup>29</sup> Schwartz-Baysian

<sup>30</sup> Hannan-Queen

چنانچه قدر مطلق کمیت محاسبه شده از کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (1992)<sup>31</sup> بزرگتر باشد، نتیجه می‌گیریم که یک رابطه‌ی تعادلی بلند مدت بین متغیرهای الگو وجود دارد (نوفرستی، ص 98).

پس از اثبات وجود رابطه همجمعی بین متغیرهای الگو، در مرحله‌ی بعد الگوی مناسب برآورد می‌شود و با استفاده از آن، ضرایب بلندمدت متغیرها محاسبه می‌گردد. سپس رابطه‌ی پویای کوتاه مدت را با استفاده از مدل تصحیح خطا (ECM)<sup>32</sup> که نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد، تخمین زده می‌شود. برای تنظیم الگوی تصحیح خطا کافی است که جمله‌های خطای مربوط به رگرسیون همجمعی با یک وقفه‌ی زمانی به عنوان یک متغیر توضیحی در کنار تفاضل مرتبه‌ی اول دیگر متغیرهای الگو قرار داده شود. سپس با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، ضرایب الگو برآورد گردد.

#### 4- تجزیه و تحلیل نتایج تجربی تحقیق

با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی، متغیرهای مستقل عبارتند از: نرخ تورم انتظاری کالاها و خدمات بادوام (*EINF*)، نرخ سود سپرده‌های بانکی دراز مدت (*INTR*)، نرخ بهره (*INST*)، نرخ ارز (*EXCH*)، تولید ناخالص داخلی حقیقی (*RGDP*)، ضریب جینی (*GINI*) و درجه‌ی توسعه‌ی نظام بانکی (*BANK*). متغیر وابسته در الگوی اول یعنی سرعت گردش (درآمدی) پول ( $VM_1$ ) به صورت نسبت درآمد ملی (به قیمت جاری) بر حجم پول، و متغیر وابسته در الگوی دوم یعنی سرعت (درآمدی) گردش نقدینگی ( $VM_2$ )، به صورت نسبت درآمد ملی (به قیمت جاری) بر حجم نقدینگی تعریف شده است.<sup>33</sup>

سری‌های زمانی متغیرهای مورد بررسی از منابع آمای بانک مرکزی و مرکز آمار ایران برای دوره‌ی 87-1350 استخراج شده است.

براساس قوانین پولی و بانکی سال‌های 1339 و 1351 سپرده‌های غیر دیداری در نظام بانکی ایران به سپرده‌های پس انداز (*S*) و سپرده‌های مدت دار (*T*) بخش خصوصی نزد بانک‌ها تقسیم می‌شد. پس از تصویب شدن قانون عملیات

<sup>31</sup> Banerjee, Dolado and Mestre

<sup>32</sup> Error Correction Model

<sup>33</sup> حجم پول و حجم نقدینگی براساس آمارهای ارائه شده از سوی بانک مرکزی ایران است.

بانکی بدون ربا در شهریور 1362، سپرده‌ها به قرض الحسنه جاری، قرض الحسنه پس انداز و سرمایه گذاری کوتاه مدت و بلند مدت تغییر یافت. سپرده‌های سرمایه گذاری کوتاه مدت از نظر کاربرد و خواص مشابه با حساب‌های پس انداز ( $S$ ) است. حساب‌های پس انداز از دو بعد مصارف و زمان قابل توجه است. در این تحقیق بعد زمانی این حساب‌ها مورد توجه و منشأ اثر است. بنابراین، شبه پول ( $M_2$ ) از دو جزء سپرده‌های پس انداز ( $S$ ) و سپرده‌های مدت دار ( $T$ ) تشکیل می‌شود. جزء نخست شامل سپرده‌های پس انداز، سپرده‌های قرض الحسنه پس انداز و سپرده‌های سرمایه گذاری کوتاه مدت است. مدت این سپرده‌ها برای بار اول حداقل 3 ماه و در مراحل بعد تابعی از ضرایب یکماه است.<sup>34</sup> جزء دوم (سپرده‌های مدت دار) شامل سپرده‌های سرمایه گذاری بلند مدت و سپرده‌های متفرقه است. مدت سپرده‌های سرمایه گذاری بلند مدت برای بار اول حداقل یک سال و تمدید آن در مراحل بعد به صورت تابعی از ضرایب سه ماه است. از این رو، در این تحقیق برای سال 1363 و سال‌های قبل از آن، نرخ سود سپرده‌های پس انداز و کوتاه مدت به عنوان نرخ بهره‌ی کوتاه مدت، و نرخ سود سپرده‌های مدت دار یک سال و بیش از یک سال به عنوان نرخ بهره بلند مدت در نظر گرفته شده است. برای سال‌های بعد از 1363، نرخ سود سپرده‌های تضمین شده کوتاه مدت به عنوان نرخ بهره‌ی کوتاه مدت، و میانگین وزنی نرخ سود سپرده‌های سرمایه گذاری بلند مدت به عنوان نرخ بهره‌ی بلند مدت در نظر گرفته است. نرخ تورم انتظاری کالاها و خدمات بادوام نیز ( $EINF$ ) از یک فرایند خود توضیح مرتبه‌ی سوم محاسبه شده است؛ زیرا مردم طبق نظریه‌ی انتظارات تطبیقی، از اطلاعات گذشته برای تعیین تورم انتظاری استفاده می‌کنند.

$$EINF_t = 0/639 INF_{t-1} - 0/141 INF_{t-2} + 0/358 INF_{t-3} \quad (11)$$

با توجه به اینکه داده‌ها به صورت سری زمانی است، برای اجتناب از تخمین رگرسیون جعلی لازم است که مانایی<sup>35</sup> متغیرها را با استفاده از آزمون ریشه‌ی واحد

<sup>34</sup> این مدت زمان برای سپرده‌های قرض الحسنه پس انداز نیز تا حدودی صادق است؛ زیرا این سپرده‌ها برای شرکت در قرعه کشی اعطای جوایز غیر ثابت نقدی یا جنسی باید مدت زمان معینی در حساب باقی بمانند.

<sup>35</sup> Stationary

دیکی - فولر تعمیم یافته<sup>36</sup> بررسی کرد. نتایج به دست آمده از آزمون ریشه‌ی واحد نشان داد که متغیر نرخ تورم انتظاری در سطح مانا، یعنی جمعی از مرتبه‌ی صفر یا  $I(0)$  و بقیه‌ی متغیرها همگی در سطح<sup>37</sup>، نامانا، ولی تفاضل اول آنها مانا است. بنابراین، این متغیرها  $I(1)$  یا جمعی از مرتبه‌ی یک هستند. این آزمون در دو حالت، با عرض از مبدأ و بدون روند، و با عرض از مبدأ همراه با روند، انجام شده است. برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه از معیار شوارز - بیزین ( $SBC$ )<sup>38</sup> استفاده شده است. از آنجا که متغیرهای مورد بررسی  $I(1)$  و  $I(0)$  هستند، برای تخمین مدل از روش خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی گسترده<sup>39</sup> ( $ARDL$ ) و مدل تصحیح خطا<sup>40</sup> ( $ECM$ ) استفاده می‌شود.

بر اساس مطالعات پسران، شین و اسمیث<sup>41</sup> (1996)، روش خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی مناسب، علاوه بر اینکه بر آوردگر حداقل مربعات توزیع نرمال خواهد داشت، در نمونه‌های کوچک نیز از آریب کمتر و کارایی بیشتری برخوردار خواهد بود (هریس، 1995؛ هریس و جاج،<sup>42</sup> 1998). شکل عمومی این مدل با توجه به مباحث نظری سرعت گردش پول و با استفاده از ادبیات موجود در خصوص روابط بین متغیرها، به صورت دو الگوی زیر قابل تصریح است.

الف - الگوی سرعت گردش پول:

$$VM1_t = a_0 + \sum_{i=1}^p \hat{a}_i VM1_{t-i} + \sum_{i=0}^{q1} b_{1j} RGDP_{t-g} + \sum_{i=0}^{q2} b_{2j} EINF D_{t-j} + \sum_{i=0}^{q3} b_{3j} INST_{t-j} + \sum_{i=0}^{q4} b_{4j} GINI_{t-j} + \sum_{i=0}^{q5} b_{5j} BANK_{t-j} + \sum_{i=0}^{q6} b_{6j} EXNG_{t-j} + u_t \quad (12)$$

<sup>36</sup> Augmented Dickey-Fuller Test for Unit Root

<sup>37</sup> Level

<sup>38</sup> Schwarz-Bayesian Criterion

<sup>39</sup> Auto-Regressive Distributed Lag

<sup>40</sup> Unrestricted Error Correction Model

<sup>41</sup> Pesaran, Shin and Smith

<sup>42</sup> Harris and Judge

ب- الگوی سرعت گردش نقدینگی:

$$VM2_t = a_0 + \sum_{i=1}^p \hat{a}_i VM1_{t-i} + \sum_{i=0}^{q1} b_{1j} RGDP_{t-g} + \sum_{i=0}^{q2} b_{2j} FINFD_{t-j} \quad (13)$$

$$+ \sum_{i=0}^{q3} b_{3j} INST_{t-j} + \sum_{i=0}^{q4} b_{4j} GINI_{t-j} + \sum_{i=0}^{q5} b_{5j} BANK_{t-j} + \sum_{i=0}^{q6} b_{6j} EXNG_{t-j} + u_t$$

برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه الگو، با توجه به محدود بودن دوره‌ی زمانی مورد مطالعه از معیار شوارز-بنزین استفاده شده است. در روابط فوق  $VM1$  نشانگر سرعت گردش پول،  $VM2$  سرعت گردش نقدینگی و  $RGDP$  تولید ناخالص داخلی حقیقی،  $FINFD$  نرخ تورم انتظاری کالاها و خدمات بادوام،  $INST$  نرخ سود سپرده‌های بلند مدت،  $GINI$  ضریب جینی،  $BANK$  شاخص توسعه‌ی سیستم بانکی،  $EXNG$  نرخ ارز و  $u_t$  جمله اخلاص مدل است.

برآورد مدل سرعت گردش پول به روش  $ARDL$  به نتایج زیر می‌انجامد.

$$VM1_t = 0/438 VM1_{t-1} + 0/00008 RGDP_t - 0/00004 RGDP_{t-1} -$$

(0/000)                      (0/296)                      (0/017)

$$0/0001 RGDP_{t-2} + 0/1450 EINFDT_t + 3/9273 GINI_t - 0/9171 GINI_{t-1} +$$

(0/090)                      (0/170)                      (0/754)                      (0/000)

$$0/1647 GINI_{t-2} - 0/1610 INST_t + 0/2223 INST_{t-1} + 0/0003 EXNG_t +$$

(0/000)                      (0/248)                      (0/001)                      (0/011)

$$0/00007 EXNG_{t-1} + 0/0001 EXNG_{t-2} - 0/6701 BANK_t$$

(0/821)                      (0/000)                      (0/117)

$$R^2 = 0/983 \quad F(14/21) = 87/237(0/000) \quad DW = 2/0069$$

آماره‌های  $R^2$  و  $F$  نشان از خوبی برازش دارند. نتیجه آزمون‌های خود همبستگی پیاپی پسماندها<sup>44</sup>  $(0/681(0/794))$ ، خطا در شکل تبعی مدل<sup>45</sup>  $(0/291(0/103))$ ، نرمال بودن پسماندها<sup>46</sup>  $(0/812(0/666))$  و واریانس ناهمسانی<sup>47</sup>  $(0/490(0/489))$  نیز حکایت از مطلوب بودن برآورد دارد. چنانچه مجموع ضرایب

<sup>43</sup> برای تشخیص اینکه سرعت گردش پول به نرخ بهره‌ی کوتاه مدت یا بلندمدت بستگی دارد، ابتدا هر دو را به طور جداگانه وارد مدل کرده و بعد به اندازه‌گیری اثرات هر کدام پرداخته می‌شود.

<sup>44</sup> Serial correlation ( $\chi^2_{ac}$ )

<sup>45</sup> Functional form ( $\chi^2_{fu}$ )

<sup>46</sup> Normality ( $\chi^2_{nor}$ )

<sup>47</sup> Heteroscedasticity ( $\chi^2_{het}$ )



متغیرهای با وقفه‌ی مربوط به متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد  $(\sum_{i=1}^p a_i < 1)$ ، الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلندمدت گرایش خواهد داشت. بنابراین، برای آزمون همجمعی نیاز به انجام آزمون فرضیه‌ی زیر است.

$$H_0: \sum_{i=1}^p \hat{a}_i - 1 \geq 0, H_1: \sum_{i=1}^p \hat{a}_i - 1 \leq 0$$

با توجه به اینکه بر اساس ضابطه‌ی معیار شوارز-بنزین تعداد وقفه‌های بهینه‌ی متغیر وابسته برابر با یک است  $(p=1)$ ، فرضیه‌ی صفر مقابل به صورت زیر است.

$$H_0: a_i - 1 \geq 0, H_1: a_i - 1 \leq 0$$

کمیت آماره‌ی  $t$  مورد نیاز برای برآورد آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$\frac{\sum_{i=1}^p \hat{a}_i - 1}{\sum_{i=1}^1 S \hat{a}_i - 1} = \frac{\hat{a}_1 - 1}{S_{\hat{a}_1}}$$

کمیت فوق 8/218- است. از آنجا که کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادر و مستر (1992) در سطح 95 درصد برابر با 3/82- است، فرضیه‌ی  $H_0$  رد می‌شود. بنابراین یک رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای الگوی مورد بحث وجود دارد.

نتایج تخمین ضرایب بردار بلند مدت مدل مدل فوق به صورت زیر است.

$$\begin{aligned} VM_1 = & 0/404 EINF - 0/0034 EXNG + 0/141 INST + \\ & (0/130) \quad (0/256) \quad (0/002) \\ & + 0/5723 GINI + 0/0001 RGDP + 6/1876 BANK \\ & (0/003) \quad (0/004) \quad (0/059) \end{aligned}$$

با توجه به نتایج به دست آمده، مدل تصحیح خطای این مدل به صورت زیر است.

$$\begin{aligned} \Delta VM_1 = & 0/0043 \Delta VM_1 + 0/030 \Delta EINF - 0/0003 \Delta EXNG - \\ & (0/000) \quad (0/011) \quad (0/241) \\ & 0/161 \Delta INST + 3/57 \Delta GINI - 7/16 \Delta GINI_1 + 0/0008 \Delta RGDP + \\ & (0/010) \quad (0/168) \quad (0/016) \quad (0/000) \end{aligned}$$

$$\Delta VM\Upsilon_t = 0/0001 \Delta RGDP_t - 2/67 \Delta BANK_t - 0/41351 ECM_{(-1)}$$

$$(0/000) \quad (0/000) \quad (0/0115)$$

برآورد مدل سرعت گردش نقدینگی به روش *ARDL* به نتایج زیر می‌انجامد.

$$VM\Upsilon_t = 0/244 VM\Upsilon_{t-1} + 0/00003 RGDP_t - 0/00002 RGDP_{t-1} -$$

$$(0/014) \quad (0/000) \quad (0/006)$$

$$0/00002 RGDP_{t-2} + 0/1450 EINF\Upsilon_t + 0/3715 GINI_t - 0/7024 GINI_{t-1} +$$

$$(0/002) \quad (0/000) \quad (0/000) \quad (0/968)$$

$$6/0688 GINI_{t-2} - 0/0291 INST_t + 0/0762 INST_{t-1} + 0/0009 EXNG_t +$$

$$(0/846) \quad (0/147) \quad (0/001) \quad (0/333)$$

$$0/0002 EXNG_{t-1} - 7/041 BANK_t + 4/823 BANK_{t-1}$$

$$(0/054) \quad (0/000) \quad (0/005)$$

$$R^2 = 0/974 \quad F(13/22) = 65/959(0/000) \quad DW = 1/79$$

در این حالت نیز آماره‌های  $R^2$  و  $F$  نشان از خوبی برازش دارند. نتیجه

آزمون‌های تشخیصی کلاسیک  $(\chi^2_{ac} = 0/639(0/433))$ ،  $(\chi^2_{fu} = 2/151(0/143))$ ،

$(\chi^2_{nor} = 0/608(0/738))$  و  $(\chi^2_{het} = 0/315(0/578))$  همگی نشان از مطلوب بودن برآورد

دارد. محاسبه‌ی کمیت آماره‌ی  $t$  مورد نیاز برای آزمون وجود رابطه‌ی بلند مدت در

این مدل نشانگر وجود رابطه‌ی معنی دار است؛ زیرا این آماره  $(-5/310)$  از آماره‌ی

بحرانی جدول مورد استناد  $(-3/82)$  بزرگتر است. نتایج تخمین ضرایب بردار بلند

مدت مدل سرعت گردش نقدینگی پول به صورت زیر است.

$$VM\Upsilon = 0/005 EINF\Upsilon - 0/00014 EXNG + 0/062 INST + 9/01 GINI +$$

$$(0/231) \quad (0/033) \quad (0/000) \quad (0/000)$$

$$0/00001 RGDP + 6/1453 BANK$$

$$(0/036) \quad (0/34)$$

با توجه به نتایج به دست آمده، مدل تصحیح خطای الگوی فوق به صورت

زیر است.

$$\Delta VM\Upsilon = 0/0044 \Delta EINF\Upsilon + 0/00008 \Delta EXNG - 0/029 \Delta INST +$$

$$(0/016) \quad (0/033) \quad (0/144)$$

$$0/03 \Delta GINI - 6/068 \Delta GINI_1 + 0/00005 \Delta RGDP + 0/0001 \Delta RGDP_1 -$$

$$(0/968) \quad (0/000) \quad (0/000) \quad (0/002)$$

$$7/0416 \Delta BANK - 0/75548 ECM_{(-1)}$$

$$(0/000) \quad (0/000)$$

در مجموع نتایج به دست آمده از برآورد سرعت گردش پول نشان می‌دهد که سرعت گردش پول در ایران به طور مستقیم تحت تأثیر تولید ناخالص حقیقی، ضریب جینی، نرخ بهره و توسعه‌ی سیستم بانکی است؛ اما از نرخ تورم انتظاری و نرخ ارز تأثیر معنی‌داری نمی‌پذیرد. سرعت گردش نقدینگی در ایران نیز تابع مستقیمی از تولید ناخالص داخلی حقیقی، نرخ بهره، ضریب جینی و توسعه‌ی سیستم بانکی است؛ اما تأثیر آن از نرخ ارز معکوس است. نرخ تورم انتظاری بر سرعت گردش نقدینگی در ایران نیز تأثیر معنی‌داری ندارد.

همچنین، این نتایج نشان می‌دهد که سرعت گردش پول طی دوره‌ی مورد بررسی حرکتی به شکل  $U$  داشته است، به گونه‌ای که سرعت گردش پول از ابتدای دوره مورد بررسی روند کاهشی داشته و در سال 1360 به حداقل مقدار خود رسیده و پس از آن با روندی تدریجی شروع به افزایش کرده است. مقادیر بالای این متغیر در سال‌های ابتدایی دوره‌ی مورد بررسی و سال‌های قبل از آن به دلیل سهم ناچیز پول در اقتصاد ملی بوده است. در این دوران بخش زیادی از جمعیت کشور را روستاییان و عشایر تشکیل می‌دادند. به همین علت مبادلات تهاتری و نسبه سهم بزرگی از مبادلات را به خود اختصاص می‌داده است و درآمد ملی نسبت به حجم پول از سهم بسیار بالایی برخوردار بوده است. از این رو، سرعت گردش پول بسیار زیاد نشان داده می‌شود. در سال‌های بعد از آن به دلیل پولی شدن اقتصاد و افزایش زیاد حجم پول و نقدینگی در اثر افزایش زیاد پایه‌ی پولی، سرعت گردش پول کاهش یافته است. از سال‌های 1360 و بعد از آن به دلیل توسعه‌ی سیستم پولی و مالی سرعت گردش پول روند افزایشی را تجربه کرده است.

##### 5- نتیجه‌گیری و ارایه‌ی پیشنهادها

در مجموع، نتایج به دست آمده از برآورد سرعت گردش پول براساس تقاضای پول فریدمن در ایران طی سال‌های 1350-1387 نشان داد که متغیرهایی مانند تولید ناخالص حقیقی، ضریب جینی، نرخ بهره و توسعه‌ی سیستم بانکی بر سرعت گردش پول و سرعت گردش نقدینگی در ایران تأثیر مثبت و معنی‌داری دارند. اما نرخ ارز بر سرعت گردش نقدینگی تأثیر منفی و معنی‌دار دارد، در حالی که بر سرعت گردش پول در ایران تأثیر معنی‌داری ندارد. نرخ تورم انتظاری بر سرعت گردش پول و سرعت گردش نقدینگی در ایران تأثیر معنی‌داری ندارد. حرکت

سرعت گردش پول و سرعت گردش نقدینگی طی دوره‌ی زمانی مورد بررسی به شکل  $U$  بوده است.

براساس یافته‌های این تحقیق می‌توان گفت که در یک سیاست‌گذاری نباید سرعت گردش پول را به عنوان یک متغیر برون‌زا در نظر گرفت؛ زیرا این متغیر تحت تأثیر سیاست‌های مختلف اقتصادی است. بنابراین، افزایش نرخ بهره منجر به افزایش سرعت گردش پول می‌شود و تأثیراتی همانند یک سیاست پولی انبساطی را به دنبال خواهد داشت. افزایش سرعت گردش پول موجب می‌شود که با یک حجم پول معین، بتوان به درآمد ملی بالاتری دست‌یافت و این امر نیاز به اعمال سیاست‌های پولی را کاهش می‌دهد. بنابراین، لازم است که سرعت بهینه‌ی گردش پول تعیین شود. افزایش سرعت گردش پول بیش از مقدار لازم، باعث ایجاد وضعیت تورمی و کاهش بیش از اندازه‌ی آن موجب وضعیت رکودی می‌گردد.

**فهرست منابع:**

- اکرمی، ابوالفضل و معصومه رسولی. (1378). ملاحظاتی پیرامون سرعت گردش پول در ایران. مجله روند، (3-42): 62-43.
- ساعدی سارخانلو، مهرداد. (1372). بررسی عوامل مؤثر بر سرعت گردش پول در ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.
- عصاری آرانی، عباس، لطفعلی عاقلی و سعید شفیعی. (1388). تأثیر سیاست‌های پولی بر توزیع درآمد در ایران. اقتصاد مقداری، 6(3): 128-105.
- کمیحانی، اکبر و رافیک نظریان. (1370). سنجش درجه جانمایی میان پول و شبه پول در اقتصاد ایران. مجله اقتصاد و مدیریت، 10-11: 42-15.
- معینی، محمدقاسم. (1374). بررسی رفتار سرعت گردش پول در اقتصاد ایران (1370-1347). پایان‌نامه کارشناسی ارشد. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، موسسه بانکداری ایران.
- نجیبی اشکذری، محمدعلی. (1386). فراریت بازاری سهام بر سرعت گردش و تقاضای پول در ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان.
- نوفرستی، محمد. (1378). ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی. تهران: موسسه خدمات فرهنگی رسا.
- هژبرکیانی، کامبیز. (1376). بررسی ثبات تقاضای پول و جنبه‌های پویای آن در ایران. تهران: موسسه تحقیقات پولی و بانکی، پژوهشکده بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.
- یوسفی، محمود. (1374). عوامل مؤثر بر سرعت گردش درآمدی پول و تأثیر آن بر سیاست‌های پولی در ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی.

Banerjee, A., J.J. Dolado & R. Mestre. (1998). On Some Simple Tests for Cointegration: The Cost of Simplicity. *Journal of Time Series Analysis*, 19: 267-238.

Benk, S., M. Gillman & M. Kejak. (2008). Money Velocity in an Endogenous Growth Business Cycle with Credit Shocks. *Journal of Money, Credit and Banking*. 40(6): 1281-1293.

Bogdan, M. & M. Altar. (2002). Determinants of the Velocity of Money: The Case of Romanian Economy. *The Academy of Economic Studies, School of Banking & Finance, Bucharest. Working papers*.

Bordo, M.D. & L. Jonung. (1981). The Long Run Behavior of the Income Velocity of Money in Five Advanced Countries, 1870-1975: An Institutional Approach. *Economic Inquiry*, 19(1): 96-116.

- Bordo, M.D. & L. Jonung. (1990). The Long-run Behavior of Velocity: The Institutional Approach Revisited. *Journal of Policy Modeling*, 12(2): 165-197.
- Bordo, M.D., L. Jonung & P. Siklos. (1997). Institutional Change and the Velocity of Money: A Century of Evidence. *Economic Inquiry*, 35(4): 710-724.
- Clower, R.W. (1969). Introduction. in R.W. Clower (ed.). *Monetary Theory, Selected Readings*. Harmondsworth: Penguin, 1969. li
- Engle, R.F. & Granger, C.W.J. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2): 251-276.
- Faig, M. & B. Jerez. (2005). Precautionary Balance and the Velocity of Circulation of Money. University of Toronto, Department of Economics. Working papers. Series data maintained by RePEc Maintainer.
- Fisher, I. (1911). *The Purchasing Power of Money*. New York: Macmillan, 1931.
- Friedman, M. & D. Meiselman. (1963). The Relative Stability of Monetary Velocity and the Investment Multiplier in the United States, 1897-1958. Englewood Cliffs: Prentice-Hall.
- Friedman, M. (1969). The Optimum Quantity of Money. in M. Friedman (ed.). *The Optimum Quantity of Money and Other Essays*, Chicago: Aldine Publishing Company.
- Haris, R.I.D. (1995). *Using Cointegration Analysis in Economic Modeling*. London: Prentice Hall.
- Harris, R.I.D & G. Judge. (1998). Small Sample Testing for Cointegration using the Bootstrap Approach. *Economics Letters*, 58: 31-37.
- Johansen, S. & K. Juselius. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Application to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52: 169-210.
- Jonung, L. (1983). Monetization and the Behavior of Velocity in Sweden, 1871-1913. *Explorations in Economic History*, 20(4): 418-439.
- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*, London: Macmillan, 2007.
- Kim, H. C. Subramanian. (2009). Velocity of Money and Inflation Dynamics, *Applied Economics Letters*, 16(18): 1777-1781.
- Komijani, A. & Nazarian, R. (2004). Behavioral Pattern of Income Velocity of Money and Estimation of Its Function (The case of Iran). *Iranian Economic Review*, 9(11): 55-23.
- Mill, J.S. (1848). *Principles of Political Economy with some of their Applications to Social Philosophy*. W.J. Ashley (ed.). 7<sup>th</sup> edition. London: Longmans, 1909

- 
- Owoye, O .(1997). Income Velocity and the Variability of Money Growth: Evidence from Less Developed Countries. *Applied Economics*, 29: 485- 496.
- Pesaran, H.M. & B. Pesaran. (1997). *Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis*. London: Oxford University Press.
- Pesaran, M.H., Y. Shin & R.J. Smith. (1996) .Testing for the Existence of a Long-Run Relationship. *DAE Working Papers Amalgamated Series*, No. 9622, University of Cambridge.
- Ricardo, D. (1817). *Principles of Political Economy and Taxation*. London: John, 1821.