

فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۵، زمستان ۱۳۸۶، ۲۲ - ۱

## عرضه پول در اقتصاد ایران

دکتر منصور زراء نژاد\* مسعود سعادت مهر\*\*

پذیرش: ۸۶/۳/۲۲

دریافت: ۸۴/۱۱/۲۵

عرضه پول / نظام پولی / نظام بانکی / ARDL

### چکیده

در همه اقتصادهایی که استقلال نسبی سیاست‌های پولی از سیاست‌های مالی پذیرفته شده است، کنترل پایه پولی توسط بانک مرکزی، اهرم اصلی مقامات پولی کشور برای تأثیرگذاری بر اقتصاد، حفظ ارزش پول ملی و حفظ ثبات اقتصادی است. اما عرضه پول تنها متغیری برونزا نیست که توسط بانک مرکزی تعیین شود، بلکه از سویی دیگر، یک متغیر درونزا است. درونزایی عرضه پول می‌تواند عامل بسیار مهمی در کارایی سیاست‌های پولی و مالی باشد. در این مقاله تابع عرضه پول در اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های سالیانه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران برای سال‌های ۸۴-۱۳۶۳ به روش ARDL<sup>۱</sup> تخمین زده شد. نتایج تحقیق حاکی از آن است که نرخ بهره (نرخ سود علی‌الحساب تسهیلات اعطایی بانک‌ها) هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت و معنی‌داری بر عرضه پول در اقتصاد ایران دارد. به عبارتی دیگر، عرضه پول در اقتصاد ایران درونزایی آن از طریق نرخ سود علی‌الحساب تسهیلات اعطایی بانک‌های تجاری و تخصصی صورت می‌گیرد. فعالیت‌های بانک‌های تجاری و تخصصی از طریق تغییر در ذخایر آزاد با توجه به شرایط سودآوری بازار، عامل مؤثری در گسترش حجم پول در اقتصاد ایران است. نوسانات و عدم تعادل‌های ایجاد شده در عرضه پول در اقتصاد ایران، پس از گذشت دو سال و نیم از زمان وقوع نوسان، تعدیل می‌گردد.

طبقه‌بندی JEL: E5, C22

zarram@gmail.com

\* دانشیار اقتصاد و عضو هیأت علمی دانشگاه شهید چمران اهواز

MASD1352@Yahoo.com

\*\* کارشناس ارشد اقتصاد

1. Autoregressive Distributed Lag

## مقدمه

در نظام پولی، عرضه پول فرآیند پیچیده‌ای است و حاصل رفتارهای متقابل چهار گروه عوامل مؤثر بر آن شامل بانک مرکزی، بانک‌های تجاری و تخصصی، سپرده‌گذاران و دریافت‌کنندگان وام است. کنترل بانک مرکزی بر پایه پولی، معمولاً اهرم اصلی مقامات پولی هر کشور برای تأثیرگذاری بر اقتصاد، حفظ ارزش پول ملی و حفظ ثبات اقتصادی است. از این رو، از نقطه‌نظر مقامات پولی، شناسایی میزان تأثیر هر جزء از پایه پولی بر حجم پول و تعیین درونزا یا برونزا بودن عرضه پول، به منظور بررسی کارایی سیاست‌های پولی و مالی لازم و مهم است. این تحقیق که دوره زمانی ۸۴-۱۳۶۳ را در بر می‌گیرد، در پی تخمین تابع عرضه پول در اقتصاد ایران از طریق برآورد رابطه عرضه پول با نرخ سود علی‌الحساب تسهیلات اعطایی بانک‌های تجاری و تخصصی است. این کار، به کمک مدل خود توزیع با وقفه گسترده (ARDL) انجام خواهد شد. فرضیه‌های تحقیق عبارتند از:

الف- عرضه پول با نرخ سود علی‌الحساب تسهیلات اعطایی بانک‌ها (نرخ بهره) رابطه مستقیم دارد.

ب- فعالیت بانک‌های تجاری و تخصصی عامل مؤثری بر عرضه پول در اقتصاد ایران است.

این تحقیق با استفاده از گزارش‌های سالیانه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران از سال ۱۳۶۳ تا سال ۱۳۸۴ انجام می‌شود. لازم به ذکر است که آغاز دوره مورد بررسی سال ۱۳۶۳ انتخاب شده است؛ زیرا قانون بانکداری بدون ربا در سیستم بانکی ایران از همان سال اجرا شده است. سال ۱۳۸۴ نیز آخرین سالی است که آمار و اطلاعات آن در دسترس می‌باشد. این مقاله در هفت بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه، در بخش اول پیشینه تحقیق شامل مطالعات داخلی و خارجی ارائه می‌شود. بخش دوم به بیان مبانی نظری عرضه پول به ویژه درون‌زایی عرضه پول اختصاص دارد. در بخش سوم به تصریح مدل عرضه پول پرداخته می‌شود. در بخش چهارم روش تحقیق ARDL به اختصار بیان می‌شود. در بخش پنجم ابتدا پایایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی- فولر تعدیل یافته (ADF) انجام

می‌شود و پس از آن روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت عرضه پول در اقتصاد ایران برآورد خواهد شد. بخش آخر به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

### ۱. پیشینه تحقیق

فرزین‌وش و رحمانی (۱۳۷۹) در یک مطالعه با عنوان ((درونزایی عرضه پول و تأثیر فشارهای هزینه‌ای بر آن در اقتصاد ایران)) به بررسی عرضه پول در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. این مطالعه با استفاده از داده‌های مربوط به سال‌های ۷۵-۱۳۳۸ و به روش رگرسیونی OLS انجام شده است. یافته‌های تحقیق حاکی از آن است که فشارهای هزینه‌ای تأثیر معنی‌داری در رشد متغیرهای پولی و ضریب فزاینده حجم پول دارند. به عبارتی دیگر، با افزایش فشارهای هزینه‌ای هم رشد متغیرهای پولی و هم رشد ضریب فزاینده خلق پول افزایش می‌یابد. از این رو، عرضه پول درونزا است و علاوه بر کسری بودجه دولت، فشارهای هزینه‌ای در توضیح تغییرات درونزایی آن معنی‌دار و با اهمیت است.

بازمحمدی (۱۳۷۸) در مطالعه خود به بررسی عرضه پول در اقتصاد ایران پرداخته است. این مطالعه برای دوره زمانی ۷۶-۱۳۴۰ و با روش رگرسیونی OLS انجام شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بخش خصوصی از راه واکنش به شرایط اقتصادی و تغییر در نسبت‌های اسکناس و مسکوک به سپرده‌های دیداری و نسبت سپرده‌های سرمایه‌گذاری به سپرده‌های دیداری، در فرایند عرضه پول نقش مهمی ایفا کرده است. این مطالعه همچنین نشان داد که چون بانک‌های تجاری و تخصصی در نظام بانکی ایران از آزادی عمل چندانی برخوردار نیستند، تأثیری بر عرضه پول در اقتصاد ایران ندارند.

تقی‌پور (۱۳۷۷) اهداف دنبال شده از اجرای سیاست‌های پولی در ایران را مورد بررسی قرار داده است. در این تحقیق تابع عکس‌العمل مقامات پولی ایران بر اساس داده‌های سری زمانی ۷۴-۱۳۴۲ به روش همجمعی یوهانسن تخمین زده شده است. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای نرخ ارز و تورم نسبت به سایر متغیرها، تصمیم‌گیری مقامات پولی را بیشتر تحت تأثیر قرار داده‌اند.

کلباسی (۱۳۷۵) به بررسی حساسیت سپرده‌های پس‌انداز به نرخ سود این سپرده‌ها در

اقتصاد ایران پرداخته است. در این تحقیق از داده‌های فصلی سری زمانی ۷۳-۱۳۶۳ به روش رگرسیونی OLS استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که سپرده‌های کوتاه‌مدت نسبت به تغییر در نرخ سود آن‌ها، بی‌کشش هستند. اما سپرده‌های بلندمدت به ازاء یک درصد تغییر در نرخ سود، ۰/۵۸ درصد افزایش می‌یابند.

ویمیتینینا<sup>۱</sup> (۲۰۰۵) با استفاده از داده‌های سری زمانی ۲۰۰۴-۱۹۹۵ و با روش رگرسیونی OLS به بررسی مکانیسم سیاست پولی در روسیه پرداخته است. یافته‌های تحقیق از درونزایی عرضه پول در روسیه حکایت می‌کنند. در این تحقیق استدلال می‌شود که با توجه به درونزا بودن عرضه پول، افزایش در نرخ بهره، رشد فزاینده حجم پول و در نتیجه تورم را به دنبال خواهد داشت. از این رو، کنترل نرخ بهره ابزار مفیدی برای کنترل تورم در روسیه است.

یوسفوف<sup>۲</sup> (۲۰۰۳) به بررسی اثرات مستقیم و غیرمستقیم سیاست‌های پولی با تکیه بر اثر تعیین سقف‌های اعتباری بر عرضه پول در اقتصاد بلغارستان، پرداخته است. این مطالعه به روش رگرسیونی OLS انجام شده است. نتایج نشان می‌دهد که سقف‌های اعتباری عامل مؤثری بر عرضه پول در اقتصاد بلغارستان است.

شابت<sup>۳</sup> (۲۰۰۵) در یک تحقیق، به بررسی ارتباط بین عرضه پول و نرخ بهره تعیین شده می‌پردازد. در این مطالعه، استدلال می‌شود که وجود یک نرخ بهره تعیین شده همراه با مقدار کمی تورم، باعث رشد فزاینده حجم پول خواهد شد.

## ۲. مبانی نظری

یکی از فروض بنیانی بسیاری از تحلیل‌ها و مدل‌های اقتصاد کلان، فرض برونزایی عرضه پول به عنوان یک متغیر سیاست‌گذاری است. مکاتب مختلف فکری اقتصاد کلان با تکیه بر روی این فرض به بررسی اثر سیاست‌های پولی و مالی پرداخته‌اند. هنگامی که عرضه پول ثابت و برونزا فرض شود، به طور طبیعی مباحث بر روی تقاضای پول متمرکز خواهد شد

1. Vymyatnina.

2. Yossifov.

3. Schabert.

که دیدگاه‌های متفاوت آن در شکل تقاضای پول نمایان می‌شود. بر همین اساس، در اقتصاد کلان دو مکتب نئوکینزین و پولیون مباحث خود را با تمرکز بر روی کارایی سیاست‌های پولی و مالی به پیش برده‌اند. آنچه سبب پذیرفته شدن و رواج فرض برونزایی عرضه پول و نگرش مرسوم مکانیسم خلق پول در تحلیل‌های اقتصاد کلان و تحلیل‌های پولی گردید، برونزا در نظر گرفتن عرضه پول توسط کینز در کتاب ((نظریه عمومی اشتغال، بهره و پول)) و کارهای گسترده پولیون، از جمله فریدمن<sup>۱</sup> بود. کینز برای تشریح نظریه تقاضای پول خود از فرض برونزایی عرضه پول استفاده کرد و با این فرض توانست نتایج مدل کلاسیک‌ها را مورد تردید قرار دهد. از نظر مینسکی<sup>۲</sup> (۱۹۹۱) برونزا در نظر گرفتن عرضه پول، شرط لازم برای خنثی بودن پول در دیدگاه کلاسیک‌ها است و تأکید پولیون بر برونزا بودن عرضه پول از همین موضوع نشات می‌گیرد. از اوایل دهه ۱۹۶۰، درونزایی عرضه پول توسط نئوکینزین‌ها مورد توجه قرار گرفت. ابتدا درونزایی عرضه پول عمدتاً از طریق واکنش ضریب فزاینده خلق پول به تغییرات نرخ بهره بیان شد. توین اولین اقتصاددان نئوکینزینی بود که فرض برونزایی عرضه پول را مورد تردید قرار داد. از نظر توین بانک‌های تجاری می‌توانند با تغییر در ذخایر خود با توجه به شرایط سودآوری بازار، حجم پول را تحت تأثیر قرار دهند. از دیدگاه توین بانکداری و فعالیت خلق پول بانک‌های تجاری، یک صنعت است که سودآوری باعث انبساط و انقباض آن می‌شود. نئوکینزین‌ها برای درونزایی عرضه پول عمدتاً بر روی واکنش ذخایر آزاد (تفاضل ذخایر اضافی بانک‌های تجاری و ذخایر قرض گرفته شده آن‌ها) نسبت به تغییرات نرخ بهره بازار تمرکز کردند. گلدفلد<sup>۳</sup> تیجن<sup>۴</sup> و دیلیو<sup>۵</sup> به شیوه مشابهی به طرح درونزایی عرضه پول به شکل فوق پرداخته‌اند. بنابراین، در رویکرد جدید نئوکینزین‌ها، عرضه پول با واکنش به تغییرات نرخ بهره درونزا می‌شود. پولیون از جمله فریدمن، شوارتز<sup>۶</sup>، برونر<sup>۷</sup>، ملتزر<sup>۸</sup> و

- 
- 1 . Friedman.
  - 2 . Minsky.
  - 3 . Goldfeld.
  - 4 . Teigen.
  - 5 . Deleeuw.
  - 6 . Schwarts.
  - 7 . Brunner.
  - 8 . Meltzer.

کیگان<sup>۱</sup> نیز تا حدی این نوع درونزایی عرضه پول را پذیرفته بودند؛ اما همچنان بر این باور بودند که تغییرات عمده عرضه پول ناشی از تغییرات پایه پولی است و از این رو، عملاً فرض برونزایی و قابل کنترل بودن عرضه پول را فاقد اشکال می دانستند<sup>۲</sup>.

### ۳. تصریح مدل عرضه پول

حجم پول (M) از جمع پول های نقد موجود در دست مردم (CU) و سپرده های دیداری بانک های تجاری (D) به دست می آید.

$$M = CU + D \quad (۱)$$

مردم، h درصد از پولشان را به صورت نقد نزد خود و ۱ - h درصد بقیه را به صورت سپرده های دیداری در نزد بانک های تجاری می سپارند.

$$CU = hM \quad (۲)$$

$$D = (1-h) M \quad (۳)$$

بانک ها نیز باید درصدی (z) از سپرده های دیداری مردم را که نزد آنها است، به عنوان ذخیره قانونی نزد بانک مرکزی نگهداری کنند.

$$RR = zD \quad (۴)$$

$$RR = z(1-h) M \quad (۵)$$

کل ذخایر را می توان از یک طرف به اعتبار منابع آنها و از طرفی دیگر به اعتبار مصارفشان تقسیم کرد. از طرف منابع، بانک مرکزی ذخایر قرض گرفته نشده (RU) را عمدتاً از طریق خرید اوراق قرضه دولتی در بازار اوراق قرضه تأمین می کند. بانک مرکزی همچنین، ذخایر قرض گرفته شده (RB) را از طریق اعطای وام به بانک های تجاری (از طریق مکانیسم تنزیل) عرضه می کند. در طرف مصارف، این ذخایر به سه دسته ذخایر

۱ . Cagan.

۲. فرزینوش و رحمانی (۱۳۷۹).

قانونی (RR)، ذخایر اضافی (ER) و اسکناس و مسکوک در دست مردم (CU) تقسیم می‌شوند. چون جمع این منابع و نیز جمع مصارف سه گانه ذخایر برابرند، می‌توان نوشت:

$$RU + RB = RR + RE + CU \quad (6)$$

از رابطه فوق خواهیم داشت:

$$RU = RR + RE - RB + CU \quad (7)$$

عبارت  $RE - RB$  در واقع خالص ذخایر آزاد بانک‌های تجاری (RF) است. بنابراین، می‌توان نوشت:

$$RU = RR + RF + CU \quad (8)$$

به جای  $RR$  و  $CU$  در رابطه (۸)، مقادیر آنها را از رابطه (۳) و (۵) قرار می‌دهیم.

$$RU = z(1-h)M + RF + hM \quad (9)$$

حل این معادله برای  $M$ ، معادله عرضه پول را به صورت زیر ارائه می‌دهد.

$$M = \frac{RU}{h + z(1-h)} - \frac{RF}{h + z(1-h)} \quad (10)$$

اولین جمله سمت راست در معادله (۱۰)، آن قسمت از عرضه پول را که توسط بانک مرکزی تعیین می‌شود، نشان می‌دهد که می‌تواند به عنوان قسمت برونزای عرضه پول لحاظ شود. دومین جمله سمت راست معادله (۱۰)، آن قسمت از عرضه پول را که به طور درونزا توسط سیستم بانکی در پاسخ به فرصت‌های وام‌دهی و نرخ‌های بهره تعیین شده است، ارائه می‌کند. بانک‌های تجاری با توجه به نرخ بهره بازار ( $r$ ) اقدام به اعطای وام می‌کنند و ذخایر لازم را از طریق دریچه تنزیل بانک مرکزی با نرخ تنزیل  $rd$  فراهم می‌کنند. وقتی نرخ بهره بازار نسبت به نرخ تنزیل افزایش یابد، بانک‌ها برای استفاده از مزیت حاصل از تفاضل  $r - rd$  ذخایر اضافی خود را کاهش می‌دهند و از طریق دریچه تنزیل، وام دریافت می‌کنند. چون ذخایر آزاد (RF) برابر با تفاضل ذخایر اضافی (RE) و ذخایر قرض گرفته شده (RB) است، وقتی  $r - rd$  افزایش می‌یابد، RE و RB هر دو در جهت کاهش RF عمل

می‌کنند. بنابراین، می‌توان RF را به صورت تابعی از  $r - rd$  در نظر گرفت.

$$RF = f(r - rd) \quad f' < 0 \quad (11)$$

با فرض اینکه ذخایر قرض گرفته نشده (RU) و نرخ ذخیره قانونی به طور برونزا توسط بانک مرکزی تعیین می‌شوند و با فرض ثابت بودن سلیقه و ترجیحات مردم بین پول و سپرده‌های دیداری، معادله عرضه پول در رابطه (۱۰) به صورت زیر خواهد بود.

$$M = M(r - rd) \quad M' > 0 \quad (12)$$

روش مستقیم و ساده در برآورد کشش بهره‌ای عرضه پول این است که شکلی از معادله ذخایر آزاد (۱۱) را تخمین بزنیم و سپس با استفاده از معادله عرضه پول (۱۰) اثر تغییر  $r$  را روی عرضه پول محاسبه کنیم. مطالعات انجام شده توسط مودیگیانی، راشه<sup>۱</sup> و کوپر<sup>۲</sup> در ارائه بازار پول مدل MPS و نیز مطالعات صورت گرفته توسط هندرشات<sup>۳</sup> و دیلیو، اساساً شکل خطی معادله (۱۱) را به صورت زیر برآورد نموده‌اند.<sup>۴</sup>

$$RF = \alpha_0 - \alpha_1(r - rd) \quad (13)$$

در ایران به دنبال اجرای قانون بانکداری بدون ربا از ابتدای سال ۱۳۶۳، عملیات درجه‌تزیل که مبتنی بر نرخ‌های بهره بین بانکی ( $rd$ ) است، به کلی برداشته شد. از این رو، در معادلات پیشین، لازم است که عبارت  $rd$  را حذف نمود. از این رو، معادله ذخایر آزاد (۱۱) و (۱۳) را برای اقتصاد ایران را می‌توان به صورت زیر نوشت.

$$RF = f(r) \quad \frac{\partial RF}{\partial R} < 0 \quad (14)$$

$$RF = \alpha_0 - \alpha_1 r \quad (15)$$

همچنین معادله عرضه پول (۱۲) با لحاظ کردن تعدیلات فوق برای اقتصاد ایران به صورت زیر به دست می‌آید:

1. Rasehe.  
2. Cooper.  
3. Hendershott.

۴. برنسون، (۱۳۷۸)، ص ۴۵۳.



$$M = M(r) \quad \frac{\partial M}{\partial r} > 0 \quad (16)$$

اگر در معادله (۱۰)، ذخایر قرض گرفته نشده (RU) را بر حسب منابع پایه پولی بنویسیم و همچنین تعدیلات گفته شده در خصوص نرخ تنزیل را لحاظ نماییم، معادله عرضه پول در اقتصاد ایران بر حسب اجزاء پایه پولی و نرخ بهره به صورت زیر خواهد بود.

$$M = k(NFA + NGL + NOA) + kr \quad (17)$$

در معادله (۱۷) عرضه پول در اقتصاد ایران، تابعی از نرخ بهره و درونزا در نظر گرفته شده است. در معادله فوق عبارت  $k(NFA+NGL+NOA)$  جزء ثابت عرضه پول که در اختیار بانک مرکزی و برونزا است، را نشان می دهد و عبارت  $kr$  بخش درونزای عرضه پول را نشان می دهد. همچنین، NFA دارایی های خارجی و ذخایر طلای بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، NGL بدهی دولت و بانک های دولتی به بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، NOA سایر دارایی ها و بدهی ها به علاوه حساب سرمایه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران،  $r$  نرخ سود علی الحساب تسهیلات اعطایی بانک های تجاری و تخصصی و  $k$  ضریب فزاینده حجم پول است.

لازم به ذکر است که کلیه داده ها از گزارش های سالیانه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع آوری شده اند. همچنین، کلیه مقادیر (به جز نرخ بهره) به قیمت سال پایه ۱۳۶۹ و بر حسب میلیارد ریال محاسبه شده است.

#### ۴. روش تحقیق

استفاده از روش های سنتی در اقتصاد سنجی برای مطالعات تجربی، مبتنی بر فرض پایایی متغیرها است. اما بررسی های انجام یافته در این زمینه نشان می دهد که در مورد بسیاری از سری های زمانی، این فرض نادرست است و اغلب این متغیرها ناپایا هستند. این مسأله ممکن است سبب بروز رگرسیون جعلی شود و اعتماد را نسبت به ضرایب برآورد شده از بین ببرد. بنابراین، طبق نظریه همجمعی در اقتصاد سنجی مدرن، ضروری است که از روش هایی در برآورد توابع هنگام استفاده از سری های زمانی، استفاده شود که به مسأله

پایایی و همجمعی توجه داشته باشند. چون ممکن است که متغیرها پایا از یک درجه نباشند که در این صورت روش همجمعی یوهانسن- جوسیلیوس<sup>۱</sup> نمی تواند مفید باشد، روش خودتوزیع با وقفه های گسترده (ARDL) از جمله روش هایی است که در آن بر خلاف روش یوهانسن- جوسیلیوس که باید همه متغیرها پایا از درجه یک باشند، لازم نیست که درجه پایایی متغیرها یکسان باشد و صرفاً با تعیین وقفه های مناسب برای متغیرها، می توان مدل مناسب را انتخاب کرد. بنابراین، با توجه به این ملاحظات، در این تحقیق از روش ARDL استفاده می شود.

روش ARDL الگوهای بلندمدت و کوتاه مدت موجود در مدل را به طور همزمان تخمین می زند و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خودهمبستگی را رفع می کند. بنابراین، تخمین های ARDL به دلیل نبود مشکلاتی مانند خودهمبستگی و درونزایی، ناریب و کارا هستند. مدل خود توزیع با وقفه های گسترده تعمیم یافته را می توان به صورت زیر نشان داد:<sup>۲</sup>

$$Q(L,p)Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)X_{it} + U_t \quad i=1, 2, \dots, k \quad (18)$$

در رابطه فوق،  $\alpha_0$  عرض از مبدأ،  $Y_t$  متغیر وابسته و  $L$  عامل وقفه است که به صورت زیر تعریف می شود:

$$L^j Y_t = Y_{t-j} \quad (19)$$

در رابطه (۱۸) داریم:

$$Q(L,p) = 1 - Q_1 L^1 - Q_2 L^2 - \dots - Q_p L^p \quad (20)$$

$$\beta_i(L, q_i) = 1 - \beta_{i1} L - \beta_{i2} L^2 - \dots - \beta_{iq} L^{q_i} \quad (21)$$

تعداد وقفه های بهینه برای هر یک از متغیرها را می توان به کمک ضابطه های آکائیک<sup>۳</sup>،

1. Johansen – Juselius.

۲. نوفرستی (۱۳۷۸)، صص ۵-۹۳.

3. Akaike.

شوارز-بیزین<sup>۱</sup> و حنان کوئین<sup>۲</sup> تعیین کرد.

در روش ARDL تخمین رابطه بلندمدت طی دو مرحله انجام می‌شود. در مرحله اول وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل آزمون می‌شود. در این رابطه اگر مجموع ضرایب برآورد شده مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل بلند مدت گرایش می‌یابد. بنابراین، برای آزمون همجمعی<sup>۳</sup>، لازم است که آزمون فرضیه زیر انجام گیرد.<sup>۴</sup>

$$H_0: \sum_{i=1}^m \beta_i - 1 \geq 0 \quad \text{عدم وجود همجمعی (عدم وجود رابطه بلندمدت)}$$

$$H_1: \sum_{i=1}^m \beta_i - 1 < 0 \quad \text{وجود همجمعی (وجود رابطه بلندمدت)}$$

$\hat{\beta}_i$  نشان‌دهنده ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته است.

کمیت آماره  $t$  مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^m \hat{\beta}_i - 1}{\sum_{i=1}^m S\hat{\beta}_i} \quad (22)$$

که در آن  $S\hat{\beta}_i$  نشانگر انحراف معیار ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته است.

با مقایسه آماره  $t$  محاسبه شده و کمیت بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی، دولادو و مسترا<sup>۵</sup> در سطح اطمینان مورد نظر، می‌توان به وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت پی‌برد. اگر وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل اثبات شود، در مرحله دوم، تخمین و تحلیل ضرایب بلندمدت و استنتاج در مورد ارزش آن‌ها صورت می‌گیرد. وجود همجمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای استفاده از مدل‌های تصحیح خطا را فراهم می‌کند. الگوی تصحیح خطا، نوسان‌های کوتاه‌مدت را به مقادیر بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهد. در

1. Schwarz – Bayesian.
2. Hannan – Quinn.
3. Cointegration.

۴. نوفرستی (۱۳۷۸)، صص ۹-۹۶.

5. Banerjee, Dolado and Mestera.

نرم افزار Microfit این امکان وجود دارد که وقتی الگوی تعادلی بلندمدت مرتبط با الگوی ARDL استخراج شد، الگوی تصحیح خطای مرتبط با آن نیز ارائه شود.<sup>۱</sup>

## ۵. تخمین مدل

### ۵-۱. بررسی پایایی متغیرها

برای بررسی پایایی متغیرها از آزمون دیکی- فولر تعدیل یافته (ADF) استفاده شده است. برای تعیین تعداد وقفه‌ها از شاخص شواریز- بی‌زین و برای تعیین خودهمبستگی از آزمون LM استفاده شد. نتایج حاصل در جدول (۱) آمده است.

جدول ۱- بررسی پایایی متغیرهای مدل با استفاده از آزمون ADF

متغیر	وقفه	روند	جمله ثابت	آماره آزمون	آماره مکینون	نتیجه
M	۰	-	+	۰/۳۳۹	۳/۰۷	ناپایا در سطح ۹۵ درصد
M	۰	+	+	۱/۴۴	۳/۷۳	ناپایا در سطح ۹۵ درصد
$\Delta M$	۰	-	+	۳/۷۹	۳/۰۸	پایا در سطح ۹۵ درصد
NFA	۰	-	+	۰/۴۹۲	۳/۰۴	ناپایا در سطح ۹۵ درصد
NFA	۰	+	+	۰/۹۰	۳/۶۹	ناپایا در سطح ۹۵ درصد
$\Delta NFA$	۰	-	+	۳/۷۸	۳/۰۵	پایا در سطح ۹۵ درصد
NGL	۰	-	+	۱/۷۲	۳/۰۴	ناپایا در سطح ۹۵ درصد
NGL	۰	+	+	۲/۹۴	۳/۶۹	ناپایا در سطح ۹۵ درصد
$\Delta NGL$	۱	-	+	۴/۱۷	۳/۰۷	پایا در سطح ۹۵ درصد
NOA	۰	-	+	۲/۵۰	۳/۰۴	ناپایا در سطح ۹۵ درصد
NOA	۱	+	+	۴/۱۷	۳/۶۹	پایا در سطح ۹۵ درصد
NRF	۰	-	+	۱/۶۰	۳/۰۴	ناپایا در سطح ۹۵ درصد
NRF	۰	+	+	۲/۷۲	۳/۶۹	ناپایا در سطح ۹۵ درصد
$\Delta NRF$	۰	-	+	۵/۶۹	۳/۰۵	پایا در سطح ۹۵ درصد
r	۰	-	+	۱/۵۴	۳/۰۴	ناپایا در سطح ۹۵ درصد
r	۰	+	+	۰/۷۵	۳/۶۹	ناپایا در سطح ۹۵ درصد
$\Delta R$	۰	-	+	۳/۳۲	۳/۰۵	پایا در سطح ۹۵ درصد

۱. نوفرستی (۱۳۷۸)، ص ۹۶.

ماخذ: نتایج آزمون ADF توسط Microfit

با توجه به جدول فوق، متغیر NOA پایا است و سایر متغیرهای مورد مطالعه، در سطح احتمال ۹۵ درصد پایا از درجه یک (I(1)) هستند. چون متغیرهای مدل (به جز NOA) در سطح ناپایا هستند، در تخمین مدل از روش OLS امکان رگرسیون کاذب وجود دارد. اما اگر بین این متغیرها رابطه همجمعی وجود داشته باشد، می توان بدون هراس از کاذب بودن تخمین، رگرسیونی بر پایه سطح متغیرهای سری زمانی برآورد کرد که اطلاعات بلندمدت را در بر داشته باشد. بنابراین، از روش ARDL که تخمین مدل را با لحاظ پایایی و ناپایایی انجام می دهد، استفاده می شود.

## ۲-۵. تخمین روابط کوتاه مدت و بلندمدت عرضه پول

رابطه (۱۷) به عنوان تابع عرضه پول در اقتصاد ایران، به روش ARDL تخمین زده شد که نتایج آن به شرح زیر است.

$$M_t = 0.6432M_{t-1} + 0.2114NFA_t + 0.1801NGL_t + 0.7829NOA_t + 3.2739R_t + 2.8425R_{t-1}$$

SE :	(۰/۱۰۱۲)	(۰/۰۵۲۲)	(۰/۰۸۲۷)	(۰/۱۵۹۳)	(۱/۲۷۸)	(۱/۴۴۹)
t :	(۴/۷۳۹)	(۴/۰۵۱)	(۲/۱۵۱)	(۴/۹۰۹)	(۲/۵۶۲)	(۱/۹۶۱)
Prob:	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۵۱)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۲۴)	(۰/۰۷۲)

$$R^2 = .9284 \quad \bar{R}^2 = .9008 \quad DW = 2.32 \quad F = 33.71 \quad \text{prob} = (0.000) \quad (۲۳)$$

در تخمین فوق آماره F آزمون LM برای تشخیص خودهمبستگی برابر با ۰/۹۴۶۴ است که با احتمال خطای کمتر از ۵ درصد (Prob = ۰/۳۳۱) نشان از عدم وجود خودهمبستگی بین جملات اخلاص دارد. آماره F آزمون ARCH برای تشخیص واریانس ناهمسانی برابر با ۰/۱۳۷۱ است که با احتمال خطای کمتر از ۵ درصد (Prob = ۰/۷۱۱) دلالت بر واریانس همسانی جملات اخلاص دارد. آماره JB آزمون تشخیص نرمال بودن توزیع جملات اخلاص برابر با ۰/۱۰۸ است که با احتمال خطای کمتر از ۵ درصد (Prob = ۰/۴۴۹) بیانگر توزیع نرمال جملات اخلاص است. آماره F مربوط به آزمون ریست رمزی برای تعیین شکل صحیح مدل برابر ۲/۰۲۵ است که با احتمال خطای کمتر از ۵ درصد (Prob = ۰/۱۸۱) بیانگر

آن است که مدل به درستی تصریح شده است. آماره F مربوط به آزمون کلیت رگرسیون برابر  $33/71$  است که با احتمال خطای کمتر از ۵ درصد ( $Prob = 0/000$ ) بر صحیح بودن کلیت رگرسیون دلالت دارد. در مدل (۱۸) ضرایب کلیه متغیرها از مقدار آماره t بالایی برخوردار بوده و معنی داری آن‌ها با احتمال خطای کمتر از ۵ درصد تأیید می‌شود. بنابراین، معادله (۱۸) به عنوان مدل کوتاه‌مدت عرضه پول در اقتصاد ایران معرفی می‌شود. در این مدل، یک درصد افزایش در نرخ بهره (نرخ سود علی‌الحساب تسهیلات اعطایی بانک‌های تجاری)، به طور متوسط عرضه پول را به میزان  $3/27$  میلیارد ریال در دوره جاری و به میزان  $2/84$  میلیارد ریال در دوره بعد افزایش می‌دهد. بنابراین، عرضه پول در اقتصاد ایران در کوتاه‌مدت رابطه مثبت و معنی داری با نرخ بهره دارد. به عبارتی دیگر، عرضه پول در اقتصاد ایران در کوتاه‌مدت تابع نرخ سود علی‌الحساب تسهیلات اعطایی بانک‌های تجاری و تخصیصی بوده و درونزا است.

در معادله (۲۳)، عرضه پول در اقتصاد ایران، در کوتاه‌مدت رابطه مثبت و معنی داری با اجزاء پایه پولی دارد، به طوری که یک واحد افزایش در بدهی‌های دولت به بانک مرکزی (NGL) به طور متوسط در کوتاه‌مدت عرضه پول را به میزان  $0/18$  واحد افزایش می‌دهد. بنابراین، اگر دولت بخواهد یک واحد از کسری بودجه خود را از طریق استقراض از بانک مرکزی جبران کند، بدهی‌های خود را به بانک مرکزی افزایش و از این طریق حجم پول را در کوتاه‌مدت به طور متوسط  $0/18$  واحد افزایش می‌دهد. به عبارتی دیگر، افزایش کسری بودجه دولت می‌تواند عرضه پول در اقتصاد ایران را افزایش دهد و این همان نکته‌ای است که فرزین‌وش و رحمانی (۱۳۷۹) تحت عنوان درونزایی عرضه پول از طریق کسری بودجه دولت و فشارهای هزینه‌ای عنوان کرده‌اند. در معادله (۲۳) همچنین یک واحد افزایش یک میلیارد ریال در ذخایر ارزی و طلای بانک مرکزی به طور متوسط در کوتاه‌مدت باعث افزایش حجم پول به میزان  $0/21$  میلیارد ریال می‌شود. به طور مشابه، افزایش یک میلیارد ریال در حساب سرمایه و سایر دارایی‌های بانک مرکزی به طور متوسط در کوتاه‌مدت افزایش  $0/78$  میلیارد ریال در حجم پول را در پی خواهد داشت.

در روش ARDL علاوه بر ارائه طول وقفه، تأثیر گذاری متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته در بلندمدت نیز ارائه می‌شود. نتایج مربوط به ضرایب بلندمدت، زمانی قابل استناد است که کمیت آماره  $t$  از مقدار بحرانی آن بیشتر باشد. با توجه به رابطه (۲۳) خواهیم داشت:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^m \hat{\beta}_i - 1}{\sum_{i=1}^m S\hat{\beta}_i} = \frac{0.6432 - 1}{0.1012} = -3.53$$

مقایسه آماره محاسباتی ( $-۳/۵۳$ ) با کمیت بحرانی این آزمون در سطح ۹۵ درصد ( $-۳/۱۴$ ) که توسط بنرجی و همکارانش (۱۹۹۲) ارائه گردید، فرضیه وجود رابطه بلندمدت (وجود همجمعی) بین متغیرهای مدل تأیید می‌شود. به این ترتیب، مدل بلندمدت عرضه پول در اقتصاد ایران تخمین زده شد و نتایج زیر به دست آمد.

$$M_t = 0.5925 NFA_t + 0.5047 NGL_t + 2.1917 NOA_t + 4.2091 R_t \quad (۲۴)$$

SE :	(۰/۱۴۹۸)	(۰/۰۸۶۴)	(۰/۰۷۶۵۲)	(۱/۰۵۳)
t :	(۳/۹۵۶)	(۵/۸۴۰)	(۲۸/۶۴)	(۳/۹۹۴)
Prob:	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۱۳)	(۰/۰۰۴)

در مدل فوق، ضرایب کلیه متغیرها از آماره  $t$  بالایی برخوردارند و معنی داری آن‌ها با احتمال خطای کمتر از ۵ درصد تأیید می‌شود. آماره  $t$  مربوط به متغیر  $R_t$  برابر ۳/۹۹۴ است که معنی داری آن با احتمال خطای کمتر از ۵ درصد ( $\text{Prob} = ۰/۰۰۴$ ) پذیرفته می‌شود. به عبارتی دیگر، نرخ بهره (نرخ سود علی الحساب تسهیلات اعطایی بانک‌ها) در بلندمدت تأثیر مثبت و معنی داری بر عرضه پول در اقتصاد ایران دارد. اکنون مشخص شد که عرضه پول در اقتصاد ایران هم در کوتاه مدت و هم در بلندمدت، درونزا است و درونزایی آن از طریق نرخ بهره (نرخ سود علی الحساب تسهیلات اعطایی بانک‌های تجاری) صورت می‌گیرد.

با توجه به مدل (۲۴)، عرضه پول در اقتصاد ایران در بلندمدت رابطه مثبت و معنی داری

با اجزاء پایه پولی دارد. به طوری که یک میلیارد ریال افزایش در بدهی‌های دولت و بانک‌های دولتی به بانک مرکزی (NGL) به طور متوسط در بلندمدت باعث افزایش حجم پول به میزان ۰/۵۰۵ واحد می‌شود. همچنین، افزایش یک میلیارد ریال در ذخایر ارزی و طلای بانک مرکزی (NFA) به طور متوسط در بلندمدت عرضه پول در اقتصاد ایران را به میزان ۰/۵۹۲ واحد افزایش می‌دهد. در بلندمدت، افزایش یک میلیارد ریال در سایر دارائی‌ها و حساب سرمایه بانک مرکزی نیز به طور متوسط افزایش حجم پول را به میزان ۲/۱۹ واحد در پی خواهد داشت. با مقایسه رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت عرضه پول، معلوم می‌شود که تأثیر پایه پولی بر حجم پول در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است. همچنین، تأثیر نرخ بهره بر حجم پول در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است.

وجود رابطه بلندمدت بین مجموعه متغیرهای تابع عرضه پول در اقتصاد ایران، مبنایی برای استفاده از الگوی تصحیح خطا را که در آن نوسانات کوتاه‌مدت به مقادیر تعادلی و بلندمدت ارتباط داده می‌شود، فراهم می‌آورد. بنابراین، الگوی تصحیح خطای مدل بلندمدت عرضه پول (مدل ۲۴)، تخمین زده شده و نتایج آن در مدل (۲۵) آمده است.

(۲۵)

$$\Delta M_t = 0.2114 \Delta NFA_t + 0.1801 \Delta NGL_t + 0.7820 \Delta NOA_t + 3.274 \Delta R_t - 0.3568 ETC_{t-1}$$

$$SE : (0.0522) \quad (0.0837) \quad (0.1593) \quad (1.278) \quad (0.1357)$$

$$t : (4.051) \quad (2.151) \quad (4.909) \quad (2.562) \quad (-2.628)$$

$$Prob: (0.001) \quad (0.049) \quad (0.000) \quad (0.023) \quad (0.020)$$

$$R^2 = .7582 \quad \bar{R}^2 = .6653 \quad DW = 2.32 \quad F = 10.19 \quad prob = (0.000)$$

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، تمامی ضرایب الگو (رابطه ۲۵) با احتمال بیش از ۹۵ درصد معنی‌دار هستند و ضریب تعیین نشان دهنده قدرت توضیح‌دهندگی نسبتاً بالای الگو است. در این مدل متغیر  $\Delta R_t$ ، تغییرات نرخ بهره را به تغییرات حجم پول مرتبط می‌کند. آماره  $t$  مربوط به ضریب متغیر  $\Delta R_t$  برابر با ۲/۵۶۲ است و معنی‌داری آن با احتمال خطای کمتر از ۵ درصد ( $Prob = 0.023$ ) پذیرفته می‌شود. ضریب این متغیر ۳/۲۷۴ است و حاکی از آن است که تغییرات حجم پول به طور مثبت با تغییرات نرخ بهره رابطه دارد.



آماره  $t$  ضریب جمله تصحیح خطا ( $ETC_{t-1}$ ) برابر با  $-2/62$  است که معنی دار بودن آن با احتمال خطای کمتر از ۵ درصد ( $Prob = 0/020$ ) تأیید می‌شود. ضریب جمله تصحیح خطا دارای علامت منفی است و همجمعی بین متغیرها را تأیید می‌کند. این ضریب برابر با  $-0/36$  است و بیانگر آن است که ۳۶ درصد از عدم تعادل یک دوره در عرضه پول در اقتصاد ایران، در دوره بعد تعدیل می‌شود. بنابراین، بروز یک تکانه مرتبط با عرضه پول در اقتصاد ایران، بعد از تقریباً دو سال و نیم اثر خود را بر عرضه پول در اقتصاد ایران حفظ می‌کند. به این ترتیب، تأثیر نوسانات و عدم تعادل‌های ایجاد شده در عرضه پول، پس از گذشت دو سال و نیم از زمان وقوع از بین می‌رود.

به منظور بررسی تأثیر فعالیت‌های بانک‌های تجاری بر عرضه پول در اقتصاد ایران، مدل تعدیل شده مودیکلیانی، راشه و کوپر (مدل ۱۵) با روش ARDL تخمین زده شد که نتایج آن به شرح زیر است.

$$RF_t = 15.16 + 0.6542 R_t - 2.651 R_{t-1} \quad (26)$$

$$SE: (4/931) \quad (1/032) \quad (0/9803)$$

$$t: (3/075) \quad (0/634) \quad (3/075)$$

$$Prob: (0/007) \quad (0/535) \quad (0/016)$$

$$R^2 = .7317 \quad \bar{R}^2 = .6982 \quad DW = 2.01 \quad F = 21.82 \quad prob = (0.000)$$

در تخمین فوق آماره  $F$  آزمون LM برای تشخیص خودهمبستگی برابر با  $0/0096$  است که با احتمال خطای کمتر از ۵ درصد ( $Prob = 0/922$ ) نشان از عدم وجود خودهمبستگی بین جملات اخلاص دارد. آماره دوربین واتسون نیز برابر  $2/01$  است که عدم وجود خودهمبستگی بین جملات اخلاص را تأیید می‌کند. آماره  $F$  آزمون ARCH برای تشخیص واریانس ناهمسانی برابر با  $1/47$  است که با احتمال خطای کمتر از ۵ درصد ( $Prob = 0/225$ ) دلالت بر واریانس همسانی جملات اخلاص دارد. آماره JB آزمون تشخیص نرمال بودن توزیع جملات اخلاص برابر با  $2/277$  است که با احتمال خطای کمتر از ۵ درصد ( $Prob = 0/320$ ) بیانگر توزیع نرمال جملات اخلاص است. آماره  $F$  مربوط به آزمون ریست رمزی برای تعیین شکل صحیح مدل برابر  $1/66$  است که با احتمال خطای

کمتر از ۵ درصد (Prob = ۰/۲۱۶) بیانگر آن است که مدل به درستی تصریح شده است. آماره F مربوط به آزمون کلیت رگرسیون برابر ۲۱/۸۲ است که با احتمال خطای کمتر از ۵ درصد (Prob = ۰/۰۰۰) بر صحیح بودن کلیت رگرسیون دلالت دارد. بنابراین مدل (۲۶) به عنوان مدل کوتاه‌مدت ذخایر آزاد بانک‌های تجاری و تخصصی در ایران معرفی می‌شود. در این مدل، آماره t مربوط به ضریب متغیر Rt (نرخ سود علی‌الحساب تسهیلات اعطایی بانک‌های تجاری) برابر ۰/۶۳۴ است که معنی‌داری آن با احتمال خطای کمتر از ۵ درصد (Prob = ۰/۵۳۵) رد می‌شود. به عبارتی دیگر تغییر نرخ بهره در دوره جاری تأثیر معنی‌داری بر ذخایر آزاد بانک‌های تجاری ندارد. از طرف دیگر، آماره t مربوط به ضریب متغیر  $R_{t-1}$  برابر ۳/۰۷۵ است که معنی‌داری آن با احتمال خطای کمتر از ۵ درصد (Prob = ۰/۰۱۶) تأیید می‌شود؛ یعنی تغییر نرخ بهره با یک دوره وقفه رابطه منفی و معنی‌داری با ذخایر آزاد بانک‌های تجاری و تخصصی دارد. به عبارتی دیگر، افزایش یک درصدی در نرخ بهره، به طور متوسط ذخایر آزاد بانک‌های تجاری و تخصصی را در دوره جاری بدون تغییر باقی می‌گذارد؛ اما در دوره بعد به میزان ۲/۶۵ میلیارد ریال کاهش می‌دهد و باعث افزایش حجم پول می‌گردد. به این ترتیب، فرض درونزایی عرضه پول در کوتاه‌مدت از این طریق نیز تأیید می‌شود، به طوری که بانک‌های تجاری در اقتصاد ایران با توجه به نرخ سودآوری بازار از طریق تغییر در ذخایر آزاد خود به گسترش و بسط حجم پول می‌پردازند.

در روش ARDL می‌توان تابع ذخایر آزاد بانک‌های تجاری در بلندمدت را نیز تخمین زد؛ اما نتایج مربوط به ضرایب بلندمدت، زمانی قابل استناد است که کمیت آماره t از مقدار بحرانی آن بیشتر باشد. با توجه به رابطه (۲۶) خواهیم داشت:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^m \hat{\beta}_i - 1}{\sum_{i=1}^m S \hat{\beta}_i} = \frac{-1}{0} = -\infty$$

مقایسه آماره محاسباتی ( $\infty$ ) با کمیت بحرانی این آزمون در سطح ۹۵ درصد (۲/۷۸-) که توسط بنرجی و همکارانش (۱۹۹۲) ارائه گردید، فرضیه وجود رابطه بلندمدت وجود

همجمعی) بین متغیرهای مدل (۲۶) تأیید می‌شود. به این ترتیب، تأثیر تابع ذخایر آزاد بانک‌های تجاری در بلندمدت نیز به روش ARDL تخمین زده شد که نتایج آن در مدل (۲۷) آمده است.

$$RF_t = 15.16 - 1.997 R_t \quad (27)$$

$$SE: (0.3301)(0.931)$$

$$t: (-6.049)(3.075)$$

$$Prob: (0.000)(0.007)$$

در مدل فوق، آماره  $t$  ضریب متغیر  $R_t$  برابر با  $-6.049$  است و معنی‌دار بودن آن با احتمال خطای کمتر از ۵ درصد تأیید می‌شود. بنابراین، ذخایر آزاد بانک‌های تجاری در بلندمدت نیز تحت تأثیر نرخ بهره است، به طوری که یک درصد افزایش در نرخ بهره به طور متوسط باعث کاهش ذخایر آزاد بانک‌های تجاری و تخصیصی به میزان  $1/997$  میلیارد ریال می‌شود. به این ترتیب، فعالیت‌های بانک‌های تجاری از طریق تغییر در ذخایر آزاد با توجه به شرایط سودآوری بازار، عامل مؤثری در گسترش حجم پول در بلندمدت است.

### جمع‌بندی و ملاحظات

در این تحقیق، ابتدا معادله نظری عرضه پول در اقتصاد ایران، با تکیه بر اجزاء پایه پولی، ذخایر آزاد بانک‌های تجاری و تخصیصی و نرخ سود علی‌الحساب تسهیلات اعطایی بانک‌ها (نرخ بهره)، تبیین گردید. پس از آن، مدل تجربی عرضه پول به شکل بلندمدت، کوتاه‌مدت و مدل تصحیح خطا به روش ARDL با استفاده از گزارش‌های سالیانه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران برای دوره زمانی  $84-1363$  تخمین زده شد. نتایج نشان داد که نرخ سود علی‌الحساب تسهیلات اعطایی بانک‌های تجاری و تخصیصی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت تأثیر مثبت و معنی‌داری بر عرضه پول در اقتصاد ایران دارد. به عبارتی دیگر، عرضه پول در اقتصاد ایران تابع نرخ بهره و درونزا است. به این ترتیب، فرضیه اول تحقیق مبنی بر وجود رابطه مثبت و معنی‌دار بین عرضه پول و نرخ سود

علی الحساب تسهیلات اعطایی بانک‌های تجاری و تخصصی پذیرفته شد. نتایج همچنین نشان داد که عرضه پول علاوه بر این که تابع نرخ بهره و درونزاست، بلکه تابعی از اجزاء پایه پولی نیز هست. تخمین مدل تصحیح خطای عرضه پول در اقتصاد حاکی از این است که بروز تکانه‌ای در ارتباط با عرضه پول در اقتصاد ایران، تا تقریباً دو سال و نیم بعد اثر خود را بر عرضه پول در اقتصاد ایران نشان می‌دهد و تعادل بلندمدت پس از گذشت دو سال و نیم از زمان وقوع نوسان، ایجاد می‌گردد. در این تحقیق، تابع ذخایر آزاد بانک‌های تجاری و تخصصی نیز بر اساس الگوی مودیگلیانی، راشه و کوپر به روش ARDL تخمین زده شد. نتایج نشان داد که ذخایر آزاد بانک‌های تجاری و تخصصی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت، رابطه منفی و معنی‌داری با نرخ سود علی‌الحساب تسهیلات اعطایی بانک‌ها دارد. به این ترتیب مشخص شد که بانک‌های تجاری با توجه به نرخ‌های بهره و سودآوری بازار، ذخایر آزاد خود را تغییر می‌دهند و از این طریق، بر حجم پول در اقتصاد ایران تأثیر می‌گذارند. بنابراین، فرضیه دوم تحقیق مبنی بر این که بانک‌های تجاری عامل مؤثری در عرضه پول در اقتصاد ایران هستند، تأیید شد. با توجه به درونزا بودن عرضه پول، افزایش در نرخ بهره، رشد فزاینده حجم پول و در نتیجه تورم را به دنبال خواهد داشت، کنترل نرخ بهره ابزار مفیدی جهت کنترل تورم در اقتصاد ایران است.

## منابع

- بازمحمدی، حسین (۱۳۷۸)؛ "عرضه پول در اقتصاد ایران"، *مجله برنامه و بودجه*، شماره ۵۱، صص ۹۶ - ۶۹.
- برنسون، ویلیام اچ (۱۳۷۸)؛ *تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان*، مترجم: عباس شاکری، تهران، نشر نی.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش اقتصادی و ترازنامه، سال‌های مختلف.
- تقی پور، انوشیروان (۱۳۷۷)؛ *ارزیابی اهداف سیاست پولی در ایران*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی.
- دیولیو، اوچین آ. (۱۳۷۱)؛ *نظریه و مسائل پول و بانکداری*، مترجمین: احمد جعفری صمیمی و سید فضل ریاضی، تهران، انتشارات آذر.
- سازمان برنامه و بودجه (۱۳۷۶)؛ *برنامه اقتصاد بدون اتکا به درآمدهای حاصل از صادرات نفت خام*، پیوست شماره ۳، تهران، سازمان برنامه و بودجه.
- طیبیان، محمد (۱۳۶۵)؛ *اقتصاد کلان*، تهران، سازمان برنامه و بودجه.
- فرزین وش، اسدا... و تیمور رحمانی (۱۳۷۹)؛ "درونزایی عرضه پول و تاثیر فشارهای هزینه‌ای بر آن در اقتصاد ایران"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۵۶، صص ۱۱۱-۸۳.
- فیشر، استانلی و رودیگر دورنبوش (۱۳۷۵)؛ *اقتصاد کلان*، مترجم: محمدحسین تیزهوش تابان، تهران، انتشارات سروش.
- فرجی، یوسف (۱۳۷۹)؛ *پول، ارز و بانکداری*، تهران، مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی.
- گلیهی، فرد (۱۳۷۰)؛ *نظریه و سیاست اقتصاد کلان*، مترجم: مهدی تقوی، انتشارات کتابخانه فروردین.
- قدیری اصلی، باقر (۱۳۶۴)؛ *سیاست‌های پولی*، تهران، کتابخانه فروردین.
- کلباسی، ناهید (۱۳۷۵)؛ "حساسیت سپرده‌های پس انداز نسبت به نرخ سود آن‌ها"، *مجله*

روند، شماره ۲۳، صص ۱۰۶-۹۳.

ماجدی، علی و حسن گلریز (۱۳۶۷)؛ پول و بانک، تهران، انتشارات مرکز آموزش بانکداری.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)؛ ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی، تهران، انتشارات مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

Ariff, Mohammad (1982); *Monetary and Fiscal Economics of Islam*, Jeddah, International Center for Research in Islamic Economics.

Clarida, Richard, Gali, Jordi, Gertler, Mark, (1999); "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective," *Journal of Economic Literature*, 37, pp. 1661- 1707.

Dickey, D.A., Fuller, W.A. (1976); "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of American Statistical Association*, 74, pp. 427- 431.

Friedman, Milton (1956); *The Quantity Theory of Money: A Restatement*, Studies in the Quantity Theory of Money, Chicago, University Press.

Johansen, S. (1988); "Statistical Analysis of Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 213-254.

Siddiqi, Muhammad Nejatullah (1992); *Impact of Islamic Modes of Finance on Monetary Expansion*, Jeddah, Centre for Research in Islamic Economics, King Abdulaziz University.

Schabert, Andreas (2005); "Money Supply and the Implementation of Interest Rate Targets", *European Central Bank*, Working Paper Series, No. 483.

Vymyatnina, Yulia (2005); *How Much Control Does Bank of Russia Have over Money Supply?*, Department of Economics, European University at St. Gagarinskaya Str., St. Petersburg 191187.

Yossifov, Plamen (1997); *Selective Credit Controls and the Money Supply Process in Traditional Economics: The Case of Bulgaria*, University of Delaware, Report- No. PKY.