مقاله پژوهشی، صفحات: ۱ تا ۲۴

فصلنامه اقتصاد محاسباتی
شاپا ۰۴۳۳-۲۸۲۱

متغیر پرده نشین و بی‌ثباتی تابع تقاضای پول ایران[۱]

فرشاد پرویزیان[۲*]
علیرضا عرفانی[۳]

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۲/۰۴/۲۵ **تاریخ پذیرش نهایی:** ۱۴۰۲/۰۷/۰۴

چکیده

اثربخشی سیاست‌های پولی، ارتباط اساسی با نحوه تصریح و ثبات توابع تقاضای پول و نقدینگی دارد. شکل گیری تورم مورد انتظار را می‌توان تابعی از دانش، اطلاعات و حتی درک شخصی بر اساس الگوهای ذهنی افراد از اطلاعات منتشر شده دانست. فعالان اقتصادی بر اساس انتظارات خود از قیمت‌ها در آینده و بر اساس دانش و اطلاعات خود از اقتصاد، تصمیم گیری و اطلاعات مورد نیاز خود را از منابع مختلف، بطور مستقیم و یا از رسانه‌ها کسب می‌کنند. در این تحقیق با معرفی متغیر جدید، حضور رئیس کل بانک مرکزی در رسانه، توابع تقاضای کوتاه‌مدت و بلند مدت برای حجم پول (M1) و نقدینگی (M2)، با استفاده از داده‌های ماهانه ایران در سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۷ با رویکرد خود توضیح برداری با وقفه‌های توزیعی ARDL، برآورد گردید. نتایج نشان داد که ضرایب متغیرهای نرخ تورم، نسبت واردات به تولید ملی و نیز حضور رئیس کل بانک مرکزی در رسانه، در هر دو توابع کوتاه‌مدت و بلند مدت تقاضای M1 و M2، معنادار است و ورود متغیر، حضور رییس کل بانک مرکزی در تابع تقاضای پول، باعث بی ثباتی این تابع خواهد شد.

واژگان کلیدی: تقاضای پول؛ ثبات تابع تقاضای پول؛ روش ARDL؛ ایران

طبقه‌بندی JEL: C39; E41; E49

---

[۱] مقاله حاضر مستخرج از رساله دکترای نویسنده مسئول است.

[۲*] استادیار اقتصاد، مدرس مدعو واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران ایران، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: fparvizian@semnan.ac.ir

[۳] استاد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران، پست الکترونیکی: erfani88@gmail.com

۱. مقدمه

ثبات تقاضای پول با اثر بخشی سیاست پولی برای تثبیت اقتصاد، حداقل در کوتاه‌مدت، در ارتباط است. در کشورهای کمتر توسعه یافته، به علل متعدد، از جمله نارسایی نظام بازار، وجود بازار غیر متشکل پولی، جایگاه دولت در اقتصاد و یا برنامه‌های توسعه‌خواهانه، نرخ بهره به صورت دستوری و اداری تعیین می‌شود. در این شرایط، به علت جریان‌های تورمی، معیار عاملان اقتصادی برای نگهداری پول یا دارایی حقیقی؛ نرخ تورم انتظاری است. یکی از توصیه‌های اقتصاددانان پولی به بانک‌های مرکزی، شفافیت و پرهیز از شرایط نامتقارن اطلاعات است. حضور بانک مرکزی در رسانه‌ها و انتشار بیانیه‌های دقیق در خصوص سیاست‌ها و اهداف بانک مرکزی بویژه در خصوص جریان‌های تورمی، نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت و بلند مدت، رشد تولید و بیکاری، مهمترین عوامل کمک به تصمیم‌گیری فعالان اقتصادی و ایجاد انتظارات متناسب با اهداف بانک مرکزی است. معیار اساسی تصمیم افراد، برای انتخاب ترکیب بهینه سبد دارایی‌های مالی، نرخ‌های تورم و بهره انتظاری است و این الگوهای انتظاری، ناشی از اطلاعات دریافتی از فضای رسانه‌ای است. نتایج تحقیقات اخیر در باره توابع تقاضای پول و نقدینگی در ایران، چه با روش مرسوم در سنجش تابع تقاضای پول، همگرایی جوهانسن–جوسلیوس و چه با معرفی شیوه رویکرد خود توضیح برداری با وقفه‌های توزیعی[1] ARDL، حاکی از ثبات تقاضای پول در ایران است. در تحقیق شهرستانی و شریفی (۱۳۸۷)، با تغییر تواتر داده‌ها از سالانه به فصلی، تقاضای پول M1، بی ثبات معرفی شد. ابوالحسنی و ندری و بیابانی و اخلاقی (۱۳۹۲)، نیز با انتخاب روش سنجی خودتوضیحی برداری مارکوف و معرفی متغیر توضیحی جدید، شامل متغیرهای بانکداری الکترونیکی، بی‌ثباتی تابع تقاضای پول را تایید کردند. چنین شرایطی بیانگر این سوال است که آیا با تغییر روش‌های اقتصاد سنجی تقاضای پول، تغییر تواتر زمانی داده‌ها و یا ورود متغیرهای کنترل دیگر در الگو، ممکن است نتایج دیگری در باره ثبات تقاضای پول در ایران مشاهده می شود؟ وجه تمایز اساسی نظریه فریدمن و کینز، ثبات تقاضای پول است. بررسی دقیق آراء پولی، بویژه برقراری ثبات در تابع تقاضای پول، همچون اعتقاد مکتب پولیون و یا بی ثباتی تقاضای پول و راء کینز، ارتباط مستقیم با اثربخشی فعالیت‌های بانک مرکزی دارد.

افراد برای بهینه‌سازی سبد دارایی خود توجه ویژه به نرخ تورم انتظاری دارند و این نرخ‌های انتظاری بر اساس اطلاعات دریافتی از بازار پول و سرمایه بویژه اطلاعات دریافتی از بانک

[1] Autoregressive Distributed Lag Model

مرکزی شکل می‌گیرند چرا که بانک مرکزی نقش اساسی در اطلاع‌رسانی از سیاست‌ها، اهداف پولی و نرخ‌های بهره و تورم آینده به جامعه دارد. بدیهی است سخنان رئیس کل بانک مرکزی و نحوه حضور وی در فضای کلی رسانه‌ای، بیانگر اطلاعات و یا شکل‌گیری الگوهای انتظاری جدید و یا تغییر در نرخ‌های انتظاری جاری باشد که این تغییرات احتمالا در نحوه مدیریت سبد دارایی‌ها و در نتیجه تقاضای پول تاثیر خواهد گذاشت. در این تحقیق، متغیر جدیدی با عنوان حضور رئیس کل بانک مرکزی در رسانه معرفی شده است که به مفهوم ارایه اطلاعات جدید پولی به مردم است و ممکن است بر الگوهای انتظاری و رفتاری پولی جامعه اثر بگذارد.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

از دهه ۱۹۳۰ تا کنون نظریه‌های متعددی برای تعیین عوامل موثر بر نگهداری پول مطرح شده است. ایروینگ فیشر[1] (۱۹۱۱) و آرتور پیگو[2] (۱۹۱۷)، رابطه مستقیم بین مقدار پول و سطح قیمت‌ها را در چارچوب تعادل کلاسیک ارایه کرده‌اند. طبق رویکرد کمبریج یا رویکرد تراز نقدی، در رابطه مبادله فیشر:

$$M^S V = PT \qquad (۱)$$

M^S موجودی پول، V سرعت گردش پول، P سطح قیمت و T حجم معاملات است. در ادبیات کلاسیک و در نسخه درآمدی این معادله، به جای معاملات، T، تولید واقعی Y، جایگزین شده است. در رابطه (۱) منظور از V سرعت گردش درآمدی پول[3] (نرخ گردش پول نسبت به نرخ تولید حاصل از درآمد واقعی) است که جایگزین سرعت گردش معاملاتی[4] شده است.

متغیرها و روابط بیان شده با در نظرگرفتن فروض دیگر موجب شکل گیری نظریه مقداری پول شد، چنانچه فرض کنیم فعالیت‌ها واقعی و برونزا تعیین می‌شوند و سرعت گردش پول، مقدار تعادلی بلند مدت دارد.

$$\bar{M}^S \bar{V} = P\bar{Y} \qquad (۲)$$

$\bar{M}^S$؛ $\bar{V}$؛ $\bar{Y}$ مستقل از سایر متغیرها تعیین می‌شوند. با فرض تعادل در بازار پول:

[1] Irving Fisher
[2] Arthur Cecil Pigou
[3] Income Velocity
[4] Transaction Velocity

$$M^s = M^d = M, K = \frac{1}{V} \quad (۳)$$

تقاضای پول در رابطه کمبریج:

$$M^d = KPY \quad (۴)$$

در رابطه (۴)، سطح درآمد واقعی، برون‌زا و تقاضای پول تقریبا متناسب با سطح قیمت‌ها است. تفاوت مهم کمبریج با نظریه پردازان مقداری، این است که احتمال تاثیر نرخ بهره بر تقاضای پول در کوتاه‌مدت مطرح شده است؛ به طوری که در کوتاه‌مدت ضریب K همراه با نوسان در عایدی‌ها و بازده‌های انتظاری سایر دارایی‌های قابل نگهداری، نوسان می‌کند. در نظریات مقداری، اگر چه مانده واقعی پول مطرح می‌شود اما آثار کوتاه‌مدت نوسان قیمت و یا شکل‌گیری روند تورمی و کاهش ارزش واقعی ثروت عاملان اقتصادی بررسی نشده است. درآمد، مستقل و برون زا است و تغییر نرخ بهره حتی در کوتاه‌مدت تاثیری بر آن ندارد، هرگونه اتخاذ سیاست پولی از طریق سازوکار قیمت‌ها موجب تسویه بازار پول می‌شود. ترکیب توابع تقاضای معاملاتی، احتیاطی و سفته بازانه، تابع رجحان نقدینگی[1] کینز را بدست می‌دهد:

$$\frac{M^d}{P} = \varphi(R; Y) \quad (۵)$$

تقاضا برای مانده‌های واقعی پول، رابطه منفی با نرخ بهره اسمی R، و رابطه مثبت با درآمد واقعی Y، دارد. در نظریه رجحان کینز، تصمیم برای نگهداری اوراق قرضه یا پول، بر حسب ارزش نرمال[2] توصیف می‌شود که نرخ‌های بهره متمایل به آن هستند. نرخ‌های بهره بالاتر از ارزش نرمال، انتظار کاهش نرخ بهره را ایجاد می‌کند و موجب افزایش قیمت اوراق قرضه می‌شود. نرخ پایین‌تر از این ارزش، موجب ایجاد انتظار افزایش نرخ بهره و در نتیجه کاهش قیمت اوراق قرضه خواهد شد. این تحلیل موجب تغییرات دایمی تقاضای پول و بی ثباتی آن خواهد شد؛ اما در نظریات کلاسیک، تقاضای پول، ثبات مستحکمی دارد. کینز با طرح دام نقدینگی[3] می‌گوید، در نرخ‌های بهره بسیار پایین، تقاضای پول نسبت به نرخ بهره با کشش است، بطوریکه به علت بی‌ثباتی تابع تقاضای پول، نتیجه سیاست‌های پولی چندان قابل پیش‌بینی نیست و احتمالا موجب تثبیت اقتصاد نمی‌شود و حسب شکل تابع تقاضا، سیاست‌های مالی، تاثیر بیشتری خواهند داشت.

[1] Liquidity Preference Function
[2] Normal Value
[3] Liquidity Trap

فریدمن[1] (۱۹۵۶) با این فرض که پول، قدرت خرید مطلق[2] است و مردم پول را برای خرید کالاها و خدمات در آینده نزدیک، نگهداری می‌کنند، نظریه دارایی و نظریه معاملاتی تقاضا برای پول را در زمینه نظریه اقتصاد خرد نئوکلاسیک در مورد رفتار مصرف کننده و رفتار تولید کننده تجمیع کرد (سرلتیس، ۹۴). فریدمن برخلاف کینز، نرخ بازده مورد انتظار پول را ثابت فرض نکرد و با این فرض که تقاضای پول به انگیزه نگهداری سایر دارایی‌ها نسبت به پول بستگی دارد، نتیجه گرفت، تقاضای پول نسبت به نرخ‌های بهره حساسیت ندارد، با افزایش نرخ بهره در اقتصاد، نرخ بازده مورد انتظار پول نگهداری شده به صورت سپرده‌های بانکی نیز افزایش می‌یابد.

$$\frac{M^d}{P} = \varphi(Y_p) \qquad (۶)$$

سرلتیس (۱۳۹۴)، در مقایسه با نظریه کینز و فریدمن در خصوص تقاضای پول تاکید می‌کند، ثبات تابع تقاضای پول و به دنبال آن قابل پیش بینی بودن سرعت گردش پول از رابطه بین درآمد جاری و درآمد دایمی ناشی می‌شود.

۲-۱-۱. متغیرهای موثر در تابع تقاضای پول

علاوه بر متغیر اصلی درآمد ملی به عنوان متغیر توضیح دهنده تقاضای درآمدی، متغیرهای دیگری نیز باید در تابع تقاضای پول وارد شود. نرخ بهره، هزینه نگهداری پول بوده و موثر بر تقاضای سوداگرانه است اما در کشورهای کمتر توسعه یافته به علل متعدد از جمله نارسایی نظام بازار، وجود بازار غیر متشکل پولی، نقش و جایگاه دولت در اقتصاد و یا انتظار برنامه‌های توسعه خواهانه، نرخ بهره معمولا به صورت دستوری تعیین می‌شود. لذا نرخ تورم مورد انتظار، معیار اساسی تصمیم گیری برای نگهداری و شکل گیری تابع تقاضای پول است.

$$R \equiv r + \pi^e \qquad (۷)$$

در رابطه (۷) نرخ بهره اسمی، R برابر است با جمع نرخ بهره واقعی، r و نرخ تورم مورد انتظار، π^e که این به مفهوم تاثیر جدی نرخ‌های تورم انتظاری بر تصمیم‌گیری‌های اقتصادی است.

نرخ ارز یکی دیگر از متغیرهای مهم اثرگذار بر تقاضای پول است. مطالعات بهمنی اسکوئی و پورحیدریان[3] (۲۰۰۸)، چایسریساواتسوک و همکاران[4] (۲۰۰۴)، لاونتاکیس (۱۹۹۳)، برگسترند و

[1] Fridman
[2] Abstract Purchasing Power
[3] Bahmani Oskoee and Pourheydarian
[4] Chaisrisawatsuk et al

بانت[1] (۱۹۹۰)، کادینگتون[2] (۱۹۸۳)، بر نقش نرخ ارز در تقاضای پول تاکید شده است.

۲-۱-۲. متغیر حضور رسانه‌ای رئیس کل بانک مرکزی

فعالان اقتصادی بر اساس انتظارات از قیمت‌ها در آینده و مبتنی بر دانش و اطلاعات خود از اقتصاد، تصمیم گیری می‌کنند. برخی تحقیقات از وجود برخی شواهد اولیه از حساسیت انتظارات اقتصادی نسبت به تفاوت در گزارش رسانه[3]، خبر می‌دهند. نحوه پوشش خبری اقتصادی، ارزیابی فردی از اقتصاد را تحت تاثیر قرار می‌دهد. اخبار رسانه‌ها در شکل‌گیری انتظارات اقتصادی کوتاه‌مدت و پیش بینی ساختار و شرایط کسب و کار در آینده نقش مهمی دارند. قرار گرفتن در معرض منابع مختلف اطلاعات اقتصادی اثرات قابل توجه و متفاوت در درک فرصت‌های اقتصادی و نقش پیچیده و متنوع‌تری برای رسانه‌های خبری در شکل دادن به درک اقتصادی از پژوهش‌های قبلی دارد (گویدل، و پروکوپیو، و ترل، و وو، ۲۰۱۰)[4]. احساس و برداشت مصرف کننده از اخبار اقتصادی در شکل‌گیری انتظارات وی موثر است (دومس، و مورین، ۲۰۰۴)[5]. شکل‌گیری تورم مورد انتظار را می‌توان تابعی از دانش، اطلاعات و حتی درک شخصی بر اساس الگوهای ذهنی افراد از اطلاعات منتشر شده دانست. فعالان اقتصادی اطلاعات مورد نیاز خود را از منابع مختلف بطور مستقیم و یا از رسانه‌ها کسب می‌کنند.

شیوه‌های سنتی بانک‌های مرکزی و روش‌های رازدارانه رسانه‌ای آنان–بی اطلاع نگهداشتن مردم– از سال ۱۹۹۳ به بعد تغییر کرده و به سمت اطلاع رسانی شفاف رفته است (مرکز بین المللی مطالعات پولی و بانکی، ۲۰۰۳)[6]. دایک و زینگالس[7] (۲۰۰۲)، نوشته اند: مردم بسیاری از اطلاعات خود را از رسانه‌ها بدست می‌آورند و رسانه نقش مهمی در انتخاب و تکمیل اطلاعات همچون چیدن تکه‌های پازل در کنار یکدیگر دارد. این فعالیت‌های رسانه‌ای موجب کاهش هزینه فعالان اقتصادی برای جمع‌آوری و ارزیابی اطلاعات می‌شود. جیمز دی ولفنسون[8] (۲۰۰۲)، معتقد است، انتقال موثر دانش و افزایش شفافیت اطلاعاتی، عنصر کلیدی هر راهبرد

[1] Bergstrand and Bundt
[2] Cuddington
[3] Media
[4] Goidel, Kirby. & Procopio, Stephen. & Terrell, Deck. & Wu, H Denis
[5] Doms, Mark, & Morin, Norman.
[6] International Center for Monetary and Banking Studies
[7] Alexander Dyck and Luigi Zingales
[8] James D. Wolfensohn

توسعه است. بسلی، برگس و پارت(۲۰۰۲) تاکید می‌کنند [1]رسانه‌ها نقش کلیدی در توانمندسازی شهروندان و استفاده از این اطلاعات در تصمیم‌گیری‌هایشان دارند.

ادوارد اس. هرمان[2] (۲۰۰۲)، معتقد است: بسیاری از مردم فکر می‌کنند تاثیر اخبار و رویدادهای خاص بر بازار سهام جدی است. جوزف یوجین استیگلیتز[3] (۲۰۰۲)، برنده نوبل سال ۲۰۰۱ اقتصاد، نوشته است: رسانه‌ها برای جلوگیری از عدم تقارن اطلاعاتی و به خصوص، ترویج شفافیت در حوزه عمومی، نقش مهمی دارند (بانک جهانی، ۲۰۰۲)[4]. محصول رسانه‌ها، اطلاعات است. موضوع اصلی گزارش ژنو ۳ اقتصاد جهانی (۲۰۰۳)، در خصوص چگونه سخن گفتن رؤسای بانک‌های مرکزی است و به روسای بانک‌های مرکزی توصیه می‌کند: بدانند که چگونه سخن بگویند. بطور طبیعی مخاطبان رسانه‌ها بیشترین توجه را به سخنان روسای بانک‌های مرکزی کشورشان در خصوص نرخ‌های تورم، ارزش پول ملی، ارز و طلا خواهند داشت که از رسانه‌ها منتشر می‌شود. دولت هر اقدامی کند، مردم از نتایج و اهداف دولت مطلع و بر همان اساس فعالیت‌های اقتصادی خود را تنظیم می‌کنند (مرکز بین المللی مطالعات پولی و بانکی، ۲۰۰۳). حضور مقام پولی در رسانه علاوه بر سیاست‌های پولی رسمی اعلام شده ممکن است به مثابه سیاست پولی درک شده از حضور رسانه‌ای مقام پولی، میان مخاطبان، موجب تغییرات در تقاضای دارایی‌های مالی جایگزین و تغییر در ترکیب سبد دارایی‌های مالی شود. در جامعه توسعه یافته، بسیاری از اعمال زندگی و تجارت مستلزم اطلاعات تازه و قابل اعتماد است. یکی از نیازهای اصلی مردم، کاهش ابهام است. در یک جامعه پیچیده جدید، موضوعات زیادی وجود دارد که مخاطب ممکن است راجع به آن‌ها اطمینان نداشته باشد و موارد جدیدی نیز بطور دایم اضافه می‌شوند؛ این ابهام، تشویش آور است و افراد ممکن است برای کاهش آن به رسانه‌های جمعی روی آورند (دهقان، ۱۳۸۸).

اقتصاد رفتاری[5] به عنوان یکی از شاخه‌های نسبتاً جدید در دانش اقتصادی که با هدف ارتقاء دانش اقتصادی و نزدیک کردن مدل‌های اقتصادی با واقعیت‌های بیرونی شکل گرفته طی چند دهه گذشته از اهمیت قابل توجهی برخوردار شده است (رهبر، متوسلی، و امیری، ۱۳۹۲).

کانمن (۱۹۷۹)، در نظریه چشم انداز، نشان می‌دهد چگونه قضاوت‌های انسانی ممکن است

[1] Timothy Besley, Robin Burgess, and Andrea Prat
[2] Edward S. Herman
[3] Joseph Eugene Stiglitz
[4] World Bank
[5] Behavioral Economics

راه‌های میانبری فراهم کند که به طور اساسی از اصول اساسی احتمالات، انحراف داشته باشند. وی نشان داد رفتار مردم توسط انگیزه‌های روانشناسی بیشتری تعیین می‌شود و این انگیزه‌ها، عوامل اقتصادی مهمی را می‌سازند. یکی از یافته‌های عمومی روانشناسی ادراکی این است که مردم اطلاعات آشنا را آسان‌تر به ذهن می‌سپارند. بنابر این، صرفا تکرار اطلاعات معین در رسانه‌ها، بدون توجه به دقت آن‌ها، دسترسی به این اطلاعات را آسان‌تر می‌سازد (عرفانی، ۱۳۸۲). تورم انتظاری، بر اساس اطلاعات، شنیده‌ها و مطالعه رفتار اقتصادی و احتمالا نحوه مدیریت بازار پول، بویژه سیاست‌های اعلامی مقام پولی شکل می‌گیرد. فرد در مدیریت سبد دارایی خود برحسب تورم مورد انتظار تصمیم می‌گیرد. در ادبیات اقتصاد خرد، فرد بین انواع کالاها یا داریی‌ها دست به انتخاب زده و از بین مجموعه‌ای از موارد، سبد بهینه خود را انتخاب می‌کند. مبنای این انتخاب بهینه الگوی ذهنی مطلوبیت فرد یا یا نقشه ترجیحات براساس درک و شناخت قبلی است. می‌توان شکل گیری تورم مورد انتظار را بطور مستقیم تابعی از دانش و اطلاعات و یا حتی درک شخصی بر اساس الگوهای ذهنی افراد از اطلاعات منتشر شده دانست. فعالان اقتصادی اطلاعات مورد نیاز خود را از منابع مختلف بطور مستقیم و یا از رسانه‌ها کسب می‌کنند. دایک و زینگالس[1] (۲۰۰۲)، نوشته اند: مردم بسیاری از اطلاعات خود را از رسانه‌ها بدست می‌آورند و رسانه نقش مهمی در انتخاب و تکمیل اطلاعات همچون چیدن تکه‌های پازل در کنار یکدیگر دارد. این فعالیت‌های رسانه‌ای موجب کاهش هزینه فعالان اقتصادی برای جمع آوری و ارزیابی اطلاعات می‌شود. جیمز دی ولفنسون[2] (۲۰۰۲)، معتقد است، انتقال موثر دانش و افزایش شفافیت اطلاعاتی، عنصر کلیدی هر راهبرد توسعه است. مردم با اطلاعات بیشتر، توانمندتر هستند. بسلی، برگس و پارت (۲۰۰۲)، تاکید می‌کنند[3]رسانه‌ها نقش کلیدی در توانمندسازی شهروندان برای نظارت برفعالیت‌های مسئولان و استفاده از این اطلاعات در تصمیم گیری هایشان دارند. ادوارد اس. هرمان[4] (۲۰۰۲)، معتقد است: بسیاری از مردم فکر می‌کنند تاثیر اخبار و رویدادهای خاص بر بازار سهام جدی است. البته تاثیر رویدادهای خبری بر بازار معمولا با تاخیر همراه است و به نظر می‌رسد این تعویق ناشی از نوعی حرکت مردم در دنباله یکدیگر باشد. جوزف یوجین استیگلیتز[5] (۲۰۰۲)، اقتصاددان معاصر آمریکایی و برنده جایزه

[1] Alexander Dyck and Luigi Zingales
[2] James D. Wolfensohn
[3] Timothy Besley, Robin Burgess, and Andrea Prat
[4] Edward S. Herman
[5] Joseph Eugene Stiglitz

نوبل سال ۲۰۰۱ اقتصاد، نوشته است: رسانه‌ها برای جلوگیری از عدم تقارن اطلاعاتی و به خصوص در ترویج شفافیت در حوزه عمومی، نقش مهمی دارند (بانک جهانی، ۲۰۰۲)[1]. محصول رسانه‌ها، اطلاعات است. (عرفانی، پرویزیان، ۱۳۹۹) تاثیر رسانه بر اقتصاد از طریق ارایه اطلاعات و تغییر رفتار اقتصادی افراد، از جمله مباحث اساسی مطالعات رسانه و اقتصاد است. توجه به عنصر تکرار در رسانه برای اقناع مخاطب، بیانگر ایجاد شرایط پویایی وابسته به زمان است. بررسی تاثیر حضور رئیس کل بانک مرکزی در رسانه بر رفتار اقتصادی جامعه، بیانگر معنادار شدن روابط تغییرپذیری و همبستگی‌های شرطی و ایجاد نوعی از الگوهای انتظاری وابسته به زمان است. تاثیر حضور رسانه‌ای مقام پولی بر نرخ دلار، از طریق برقراری همبستگی شرطی پویا بین تغییرات نرخ‌های دلار و سکه، موجب تاثیر فعالیت رسانه‌ای مقام پولی بر قیمت سکه نیز در طول زمان می‌شود. (پرویزیان و همکاران، ۱۳۹۸) در واقع یکی از عوامل موثر بر شکل گیری الگوی انتظارت ذهنی فرد بویژه نرخ تورم مورد انتظار، اطلاعات دریافتی از رسانه‌ها و طبیعی است فعال اقتصادی بیش از هرمطلبی به سخنان مقام پولی در رسانه توجه کند. از آنجا که احصاء سخنان رئیس کل بانک مرکزی و نحوه تاثیر ان بر مخاطب خود مستلزم تحقیقات دیگر از جمله اتخاذ روش‌های مرسوم علوم اجتماعی و ارتباطات همانند تحلیل محتوا است، برای کمی سازی موضوع و ورود این متغیر به مدل‌های مرسوم اقتصاد سنجی میزان حضور مقام پولی در رسانه شمارش و به عنوان متغیر کنترل وارد مدل شد. ورود چنین متغیری بدون بررسی محتوای سخنان مقام پولی بیانگر توجه محقق به این نکته است که آیا صرف حضور مقام پولی در رسانه با هرگونه محتوایی ممکن است بر الگوی ذهنی و انتظارات تورمی فرد و در نتیجه انتخاب سبد دارایی تاثیر بگذارد و آیا چنین بهینه یابی سبد دارایی ممکن است تقاضای پول را تحت تاثیر قرار داده و حتی ثبات این تابع را با سوال روبرو کند. بر این اساس متغیر جدید وارد شده در این تحقیق، میزان حضور رئیس کل بانک مرکزی در فضای رسانه‌ای کشور است.

۲-۲. مطالعات انجام شده

مایکل لاملا[2] از دانشگاه اسکس کولچستر انگلستان در بررسی نقش رسانه‌ها در شکل گیری انتظارات تورمی (۲۰۲۲) نتیجه گرفته است که پوشش اخبار بد اقتصادی همراه با لحن بد، به

[1] World Bank
[2] Michael Lamela

طور معنا داری، انتظارات تورمی را افزایش می‌دهد.

یافته‌های مطالعاتی دلاوینگا و کاپلان[1] نشان داد استفاده از گزارش‌های خبری به عنوان یک منبع اطلاعات اقتصادی، انتخابی منطقی برای مصرف کنندگان است.

یافته‌های موسسه تحقیقاتی مدیا تنور[2] از داده‌های مربوط به رسانه‌های کشور آلمان در بازه زمانی ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۷، نشان داد اگر گزارش‌های اقتصادی در رسانه‌ها با لحنی نامطلوب پوشش داده شود، شکل گیری انتظارات افراد نیز مختل خواهد شد. این شواهد نشان داد در پوشش اخبار بد اقتصادی ممکن است برخی تحولات اقتصادی به صورت اغراق آمیزی گزارش شوند و در نتیجه انتظارات تورمی مصرف کنندگان، مغرضانه خواهد بود (تازه‌های اقتصاد، ۱۴۰۲).

حسین زاده، موسی، و حسین زاده، جواد (۱۳۹۱)، با بررسی تاثیر رسانه بر رفتار اقتصادی مخاطبان نتیجه گرفتند درک جایگاه و اهمیت تاثیر برنامه‌های پخش شده از تلویزیون در بروز رفتارهای اقتصادی باعث می‌شود تا با نگاهی دقیق‌تر این برنامه‌ها تهیه و پخش شود.

انگلبرگ و پارسنز[3] (۲۰۱۱) در تحقیقی با عنوان تاثیرات علمی رسانه در بازارهای مالی نتیجه گرفته‌اند رسانه‌های محلی به شدت تجارت محلی را پیش بینی می‌کنند. فنگ و پرس[4] (۲۰۰۹)، در تحقیقی با عنوان پوشش رسانه‌ها و تقسیم بازده سهام اعلام کردند، وسعت انتشار اطلاعات، بر بازدهی سهام تأثیر می‌گذارد. پولاک و ریندوا[5] (۲۰۰۳) در مقاله‌ای با عنوان تاثیرات قانونی رسانه در بازار، نتیجه گرفتند، اطلاعات ارائه شده توسط رسانه‌ها بر رفتار سرمایه گذاران، تأثیر می‌گذارد. دیپ هاوس[6] (۲۰۰۰) معتقد است اعتبار یک منبع، منجر به مزیت رقابتی می‌شود و شهرت رسانه‌ها منبعی است که عملکرد بانک‌های تجاری را افزایش می‌دهد.

جدول (۱): چکیده برخی تحقیقات اخیر درباره ثبات تابع تقاضای پول در ایران

سال	محقق	دوره	روش	متغیرها	نتیجه
۱۳۹۴	گوگردچیان، بخشی دستجردی، هاشمی فرد	۱۳۹۲-۱۳۶۰ سالانه	ARDL	مصرف نهایی بخش خصوصی، مالیات مصرفی، مالیات تورمی، نرخ تورم، نرخ بهره	ثبات تابع تقاضای پول

[1] Delavinga and Kaplan
[2] Mediatenor
[3] Engelberg and Parsons
[4] Fang and Peress
[5] Pollock and Rindova
[6] Deep house

سال	محقق	دوره	روش	متغیرها	نتیجه
۱۳۹۳	بیابانی، ابولحسنی هستیانی، مهرگان، حسنوند	۱۳۸۹-۱۳۳۸ سالانه	ARDL	نرخ بهره، نرخ تورم انتظاری، نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی	ابداعات مالی تقاضای پول را بی ثبات نمی کند
۱۳۹۲	ابولحسنی، ندری، بیابانی، اخلاقی	۱۳۹۰-۱۳۸۱ فصلی	خودتوضیحی برداری مارکوف	نرخ بهره، تولید ناخالص داخلی و حجم تراکنش مجموع پایانه‌های شعب، فروشگاهی و خودپردازها	ورود متغیر بانکداری الکترونیکی و بی‌ثباتی تقاضای پول
۱۳۹۲	خلیلی عراقی، عباسی نژاد، گودرزی فراهانی	۱۳۹۰-۱۳۵۰ سالانه	همگرایی جوهانسن-جوسلیوس	تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز حقیقی، سطح عمومی قیمت ها، نرخ سود سپرده بلندمدت	ثبات تابع تقاضای پول
۱۳۹۰	نوفرستی	۱۳۸۶-۱۳۳۸ سالانه	الگوی تصحیح خطا	تولید ناخالص داخلی بدون نفت، تغییرات نرخ ارز آزاد، نرخ تسهیلات بانکی، متغیرهای جمعیتی	ثبات تابع تقاضای پول
۱۳۸۹	دهمرده،کریم، اصحاب یمین	۱۳۸۹-۱۳۳۹ سالانه	همگرایی جوهانسن-جوسلیوس	تولید ناخالص حقیقی، نرخ تورم، نرخ ارز آزاد	ثبات تابع تقاضای پول
۱۳۸۹	سامتی، یزدانی	۱۳۸۶-۱۳۳۸ سالانه	همگرایی جوهانسن-جوسلیوس	تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نرخ ارز آزاد، نرخ بهره بلند مدت	ثبات تابع تقاضای پول
۱۳۸۸	دهمرده، ایزدی	۱۳۸۷-۱۳۵۰ سالانه	ARDL	تولید ناخالص داخلی، تورم، نرخ ارز آزاد، بهره کوتاه‌مدت، بهره بلند مدت، متغیر مجازی جنگ، متغیر مجازی دوران انقلاب	ثبات تابع تقاضای پول
۱۳۸۷	شهرستانی، شریفی رنانی	۱۳۸۴-۱۳۶۴ فصلی	ARDL	درآمد واقعی، نرخ ارز، نرخ تورم	با ثباتی کامل M1 بی ثباتی M2
۱۳۸۳	کمیجانی، بوستانی	۱۳۸۱-۱۳۳۹ سالانه	همگرایی جوهانسن-جوسلیوس	تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نرخ ارز	ثبات تابع تقاضای پول در ایران

طبق جدول (۱)، در تحقیق شهرستانی و شریفی رنانی (۱۳۸۷) با داده‌های فصلی، ثبات تقاضای M2 تایید نشده است. تحقیق ابولحسنی و ندری و بیابانی و اخلاقی (۱۳۹۲) نیز، با استفاده از روش متفاوت سنجی، داده‌های فصلی و ورود متغیر جدید بانکداری الکترونیکی، بی‌ثباتی تقاضای پول را تایید کرده است.

۳. روش تحقیق

۳-۱. داده‌ها

۱- میزان حضور روزانه رئیس کل بانک مرکزی در رسانه‌های کشور در هر ماه: TSP

۲- حجم پول: M1

۳- حجم نقدینگی: M2

۴- نرخ تورم: INF

۵- نرخ دلار در بازار آزاد: RD

۶- نسبت واردات ماهانه به تولید ناخالص داخلی فصلی: IDP

حضور رئیس کل بانک مرکزی در رسانه بصورت روزانه است لذا باید محتوای سخنان وی مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد و طبق روش تحقیق تحلیل محتوا، مرسوم در تحقیقات حوزه ارتباطات بررسی شود و یا اینکه در پی یافتن متغیری دارای سری‌زمانی باشیم. از آنجا که حداقل بطور شهودی، حضور مقام پولی در فضای رسانه‌ای، بیانگر عزم وی برای توضیح در باره متغیرهای پولی مورد سوال جامعه است، انتظار می‌رود مخاطبان به این حضور در فضای رسانه‌ای، نسبت به اصلاح اطلاعات خود و شکل‌گیری الگوهای انتظاری جدید، واکنش نشان دهند. همچنین با توجه به اهمیت سخنان مقام پولی برای مخاطب، معمولا سخنان و تصمیمات مقام پولی در همه رسانه‌ها، اعم از نوشتاری، شنیداری، دیداری و مجازی انعکاس می‌یابد که برای پرهیز از طرح میزان تاثیر قاب رسانه که خارج از بررسی این تحقیق است، صرف حضور در فضای رسانه‌ای، بصورت حضور یا عدم حضور روزانه بررسی؛ و میزان روزهای حضور در رسانه، در هر ماه، به عنوان یک متغیر جدید دارای سری زمانی با تواتر ماهانه در الگو وارد شد. با توجه به شرایط اقتصادی کشور در ایام مورد بررسی، تغییرات سریع نرخ‌ها در ماه، هفته و حتی روزانه، و با توجه به تواتر سری‌های زمانی قابل دسترسی، تصمیم‌گیری در باره سبد دارایی بطور ماهانه مورد نظر قرار گرفت. منبع استخراج این اطلاعات، بولتن روزانه روابط عمومی بانک مرکزی است که با بررسی دقیق روزانه، فضای رسانه‌ای کشور را رصد کرده و مطالب منتشر شده در هر

روز را بطور دقیق در اختیار مدیران ارشد بانک مرکزی قرار می‌دهند. بر اساس این بولتن، میزان روزهای حضور مقام پولی در رسانه، احصاء و تعداد هر روز حضور در ماه به عنوان متغیر جدید با تواتر ماهانه در الگو وارد شد.

متغیرهای ۲ تا ۵ با تواتر ماهانه از داده‌های آماری درج شده در تارنمای بانک مرکزی، استخراج و در مدل کلی ARDL این مقاله طبق رابطه (۸) تا (۱۶)، بکار گرفته شد. در این آمار، نرخ دلار در بازار آزاد بصورت میانگین ماهانه طبق محاسبه بانک مرکزی است. در باره متغیر (۶) باید گفت، از آنجا که میزان تولید ناخالص داخلی، یکی از متغیرهای اساسی موثر در تابع تقاضای پول است و این اطلاعات فقط با تواتر فصلی و سالانه منتشر می‌شود و محقق برای رصد دقیق الگو، نیازمند بررسی تاثیر این متغیر بطور ماهانه بود؛ یا باید با استفاده از روش‌های ریاضی و سنجی، میزان تولید ناخالص داخلی فصلی، بطور مصنوعی بر اساس ماه شکسته و یا متغیر دیگری به عنوان یک پروکسی دارای تاثیر متغیر اصلی، به نمایندگی از همان متغیر، وارد الگو شود. از سوی دیگر طبق مبانی نظری موجود در ادبیات اقتصادی، میزان واردات، همواره نسبت معینی با درآمد ملی دارد و آمار دقیق واردات با تواتر ماهانه در تارنمای بانک مرکزی قابل دسترسی است. لذا برای در نظرگرفتن تاثیر درآمد ملی در الگو، نسبت واردات ماهانه به تولید ناخالص داخلی همان فصل، به عنوان جایگزین اثر درآمد بر تقاضای پول، به عنوان متغیر پروکسی[1] در مدل وارد شد. صورت کسر نسبت واردات ماهانه به تولید ناخالص داخلی فصلی دارای تواتر ماهانه و بر میزان تولید ناخالص داخلی هر فصل تقسیم شده که از این طریق، به نوعی تاثیر تولید، با تواتر ماهانه وارد الگو شد. میزان واردات ماهانه بر حسب دلار با همان نرخ جاری میانگین ماهانه دلار به ریال، محاسبه شده است. تمامی متغیرها با نرخ جاری درج شده در سایت بانک مرکزی در نظر گرفته شده است.

۳-۲. معرفی الگو و روش تخمین

در بسیاری از مطالعات پیشین، شیوه هم‌انباشتگی و تصحیح خطا[2] را ابزاری مناسب برای تشخیص و تخمین تابع تقاضای پول معرفی می‌کنند. در این خصوص دو روش هم‌انباشتگی انگل-گرنجر[3] و هم‌انباشتگی چند متغیره جوهانسن و جوسلیوس[1] وجود دارد. پسران و شین

[1] Proxy
[2] Error Correction Model
[3] Engle, R. F. and C. W. J. Granger

(۱۹۹۵)، و پسران و شین و اسمیت[2] (۲۰۰۱)، روش دیگری با عنوان رویکرد خود توضیح برداری با وقفه‌های توزیعی[3] ARDL معرفی کرده‌اند. مبنای نظری این روش استفاده از متغیرهای دارا درجه مانایی متفاوت است که متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق، همین ویژگی را دارند. مصطفوی و یاوری (۱۳۸۶)، شهرستانی و شریفی (۱۳۸۷)، دانشور کاخکی و دهقانیان و فیروز زارع (۱۳۸۸)، مظهری (۱۳۹۴)، با همین مدل به تخمین تابع تقاضای پول در ایران و بررسی ثبات آن پرداخته‌اند. تفاوت این روش با روش‌های پیشین، آن است که بین متغیرهای وابسته و توضیحی تفاوت قائل، و مشکل درون‌زایی برطرف شده است. این مدل، اجزاء بلند مدت و کوتاه‌مدت را بطور هم زمان برآورد و مشکلات احتمالی متغیرهای از قلم افتاده و خودهمبستگی را برطرف می‌کند. این روش، صرف نظر از درجه انباشتگی متغیرها، سعی در تشخیص و برآورد مدل داشته، نگرانی قبل از تحلیل استاندارد هم‌انباشتگی در باره درجه انباشتگی متغیرها را برطرف کرده است (شهرستانی و شریفی، ۱۳۸۷). شکل کلی مدل ARDL(p , q) عبارت است از:

$$Y_t = \mu + \sum_{j=1}^{p} \gamma_j Y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} \beta_j X_{t-j} + u_t \qquad (۸)$$

در رابطه (۸)، متغیر وابسته (Y_t) بر اساس وقفه زمانی خود (Y_{t-j}) و متغیرهای با وقفه مستقل دیگر (X_{t-j}) برآورد می‌شود.

رابطه (۸)، برای ARDL(1,1) با استفاده از عملگرهای وقفه:

$$(1 - \gamma_1 L)Y_t = \mu + (\beta_0 + \beta_1 L)X_t + u_t \qquad (۹)$$

$$C(L) = 1 - \gamma_{\ 1} L \qquad (۱۰)$$

$$B(L) = \beta_0 + \beta_1 L \qquad (۱۱)$$

$$C(L)Y_t = \mu + B(L)X_t + u_t \qquad (۱۲)$$

برای مدل ARDL(p,q)، خواهیم داشت:

$$C(L) = 1 - \gamma_1 L - \gamma_2 L^2 - \ldots - \gamma_p L^p \qquad (۱۳)$$

$$B(L) = \beta_0 + \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \ldots + \beta_q L^q \qquad (۱۴)$$

با تقسیم رابطه (۱۲) بر C(L)، خواهیم داشت:

[1] Johansen, S. and K. Juselius
[2] Pesaran, M. H. and Yongcheol Shin, and R. J. Smith
[3] Autoregressive Distributed Lag Model

$$Y_t = \frac{\mu}{C(L)} + \frac{B(L)}{C(L)} X_t + \frac{1}{C(L)} u_t \quad (۱۵)$$

با بسط ضرایب می‌توان رابطه (۱۵) را این گونه نوشت:

$$Y_t = \frac{\mu}{1-\gamma_1-\ldots-\gamma_p} + \sum_{j=0}^{\infty} \alpha_j X_{t-j} + \sum_{j=0}^{\infty} \theta_j u_{t-j} \quad (۱۶)$$

در این مدل، اثرات کوتاه‌مدت و بلند مدت را می‌توان محاسبه کرد. اثر کوتاه‌مدت:

$$\frac{\delta Y_t}{\delta X_{t-j}} = \alpha_j, j = 1,2,\ldots \quad (۱۷)$$

اثر بلند مدت:

$$\sum_{j=1}^{\infty} \alpha_j = \alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 + \ldots \quad (۱۸)$$

برای آزمون ثبات در معادله فرضی رگرسیون زیر:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + u_t \quad (۱۹)$$

فرض ضمنی این است که ضرایب β_1 تا β_3، در طول دوره تحت بررسی، ثابت هستند. برای آزمون این فرضیه، از روش‌های مختلف همچون گلدفلد[۱]، نقطه شکست چاو[۲]، پیش بینی چاو[۳]، آزمون‌های بازگشتی مبتنی بر برآورد ضرایب، آزمون مجموع تجمعی خطاهای بازگشتی[۴] CUSUM و آزمون مجموع مجذور تجمعی خطاهای بازگشتی[۵] CUSUMQ، استفاده می‌شود (سوری، ۱۳۹۴).

۴. یافته‌ها

نتایج آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته[۶] ADF و فیلیپس ـ پرون[۷] PP در جدول (۲)، آمده است. متغیر جدید معرفی شده در این مدل، تاثیر احتمالی حضور رئیس کل بانک مرکزی در فضای رسانه‌ای به مثابه ابزار سیاستی موثر بر توابع تقاضای پول است. حضور رئیس کل بانک مرکزی در فضای رسانه‌ای، از دو کانال بر میزان و نحوه تقاضای پول تاثیر می‌گذارد. نخست اینکه با حضور وی در رسانه‌ها ممکن است فعالان اقتصادی و مردم با برداشت‌های شخصی خود بلافاصله عکس العمل نشان داده و تغییر رفتار در نحوه نگهداری سبد دارایی‌های

[1] Goldfeld
[2] Chow breakpoint test
[3] Chow forecast test
[4] Cumulative sum of Recursive Residuals
[5] Cumulative sum of square of Recursive Residuals
[6] Augmented Dickey-Fuller test
[7] Phillips-Perron test

خود دهند. کانال دوم، احتمال تاثیر این حضور، بر الگوهای انتظاراتی است. احصاء تاثیرات کمی این رفتار بانک مرکزی، با شمارش روزهای حضور رئیس کل بانک مرکزی در هر ماه، در فضای رسانه‌ای انجام شد. این تاثیرات از طریق معناداری ضرایب اثر آنی و اثر وقفه متغیر جدید، قابل بررسی است[1].

جدول (۲): نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	دیکی فولر تعمیم یافته		فیلیپس – پرون	
	آماره t	احتمال	آماره t	احتمال
حجم پول M1	-۰/۰۳۰۰۷۰	۰/۹۵۲۹	۱/۱۷۴۵۷۰	۰/۹۹۷۹
نقدینگی M2	-۰/۸۶۸۴۰۱	۰/۷۹۴۸	-۰/۲۸۴۰۲۳	۰/۹۲۲۶
نرخ تورم	-۱/۷۷۹۹۷۹	۰/۳۸۸۶	-۱/۴۳۳۳۰۴	۰/۵۶۳۵
نرخ ارز آزاد	-۰/۷۳۴۰۵۹	۰/۸۳۲۷	-۰/۵۱۳۸۵۴	۰/۸۸۳۳
واردات به تولید ناخالص داخلی	-۰/۹۸۴۶۴۷	۰/۷۵۶۳	-۳/۷۵۹۰۶۷	۰/۰۰۴۴
حضور رئیس کل بانک مرکزی در رسانه	-۵/۵۰۲۰۴۸	۰/۰۰۰۰	-۵/۵۰۲۰۴۸	۰/۰۰۰۰

منبع : یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از برآورد مدل با متغیر حجم پول M1، عبارت است از:

جدول (۳): برآورد تابع تقاضای پول M1

تقاضای پول M1 در کوتاه‌مدت				
متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
وقفه ۱ حجم پول M1	۰/۷۴۶۲۳	۰/۰۶۷۷۷۴	۱۱/۰۱۰۷	۰/۰۰۰۰
تورم	-۰/۰۰۲۰۱۰۱	۰/۰۰۱۴۲۸۶	-۱/۴۰۷۱	۰/۱۶۳
وقفه ۱ تورم	۰/۰۰۲۴۴۶۵	۰/۰۰۱۴۳۷۹	۱/۷۰۱۳	۰/۰۹۲
نرخ دلار	-۰/۰۰۲۷۱۷۹	۰/۰۰۰۸۶۲۷	-۳/۱۵۰۴	۰/۰۰۲
واردات به تولید ناخالص داخلی	-۰/۰۰۶۶۱۷۳	۰/۰۰۲۵۱۹۵	-۲/۶۲۶۴	۰/۰۱۰
حضور رئیس کل در رسانه	۰/۰۰۰۳۳۷۷	۰/۰۰۰۷۵۸۸	۰/۴۴۵۰۵	۰/۶۵۷
وقفه ۱ حضور رئیس کل در رسانه	-۰/۰۰۰۳۶۸۳	۰/۰۰۰۷۹۴۲	-۰/۴۶۳۶۵	۰/۶۴۴

[1] حضور مقام پولی در رسانه اعم از سخنان مستقیم یا استناد به گفته‌های مقام پولی در همه رسانه‌های مکتوب، دیداری، شنیداری و سایت‌های خبری اینترنتی است که روزانه بطور منظم توسط اداره کل روابط عمومی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در قالب بولتن روزانه جراید و رسانه‌ها، گردآوری می‌شود. جمع روزهای حضور رئیس کل بانک مرکزی در رسانه طی هر ماه به عنوان متغیر جدید در این مدل وارد شد.

وقفه ۲ حضور رئیس کل در رسانه	۰/۰۰۱۸۸۳۱	۰/۰۰۰۷۴۵۶	۲/۵۲۵۵	۰/۰۱۳
عرض از مبداء	۱/۵۱۴	۰/۴۰۱۳۶	۳/۷۷۲۳	۰/۰۰۰۰
تقاضای پول M1 در بلند مدت				
تورم	۰/۰۰۱۷۱۹۴	۰/۰۰۱۰۶۸۹	۱/۶۰۸۵	۰/۱۱۱
نرخ دلار	-۰/۰۱۰۷۱۰	۰/۰۰۲۶۸۹۰	-۳/۹۸۳۰	۰/۰۰۰۰
واردات به تولید ناخالص داخلی	-۰/۰۲۶۰۷۶	۰/۰۰۶۵۹۸۱	-۳/۹۵۲۱	۰/۰۰۰۰
حضور رئیس کل در رسانه	۰/۰۰۷۳۰۰۲	۰/۰۰۱۸۸۹۷	۳/۸۶۳۱	۰/۰۰۰۰
عرض از مبداء	۵/۹۶۶۳	۰/۰۳۱۶۶۰	۱۸۸/۴۴۹۹	۰/۰۰۰۰
آزمون تصحیح خطا برای M1				
ضریب تصحیح خطا	-۰/۲۵۳۷۷	۰/۰۶۷۷۷۴	-۳/۷۴۴۳	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

طبق جدول (۳)، نرخ تورم هم در تابع تقاضای کوتاه‌مدت و هم در تابع بلند مدت تقاضای پول در سطح اطمینان ۹۰ درصد بی معنا است که در کوتاه مدت در سطح اطمینان ۸۰ درصد و در بلند مدت در سطح اطمینان ۸۸ درصد معنادار می‌شود. وقفه نخست حجم پول M1، با سطح اطمینان ۹۹ درصد و وقفه نخست نرخ تورم با سطح اطمینان۹۰ درصد در تابع تقاضای کوتاه‌مدت حجم پول M1، معنادارند. همچنین نرخ دلار و نسبت واردات به تولید ناخالص داخلی و عرض از مبداء، با سطح اطمینان ۹۹ درصد در تابع کوتاه‌مدت و بلند مدت معنادار است. متغیر حضور رئیس کل بانک مرکزی در رسانه اگرچه در کوتاه مدت با سطح معنای ۰٫۶۵۷ بی معنا است اماوقفه دوم همین متغیر در کوتاه مدت با سطح اطمینان ۹۸ درصد و خود متغیر در بلند مدت با سطح اطمینان ۹۹ درصد، معنادار شده است. با توجه به الگوی تصحیح خطا که به منظور تبیین رفتار کوتاه مدت تابع تقاضای پول بکار رفته، ضریب تصحیح خطا ECM، که سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت را نشان میدهد، هر ماه، حدود ۲۵ درصد از عدم تعادل یک دوره، در تقاضای پول دوره بعد تعدیل می‌شود که با توجه به تواتر ماهانه داده‌ها، سرعت تعدیل، قابل توجه است. طبق نتایج آزمون‌های تشخیصی برای M1، آماره χ^2، برای همبستگی زمانی برابر ۴۸,۰۴۲۵ با احتمال ۰,۰۰۰۰ و برای تصریح مدل، ۰,۳۹۳۸۸ با احتمال ۰,۵۳ است. لذا تصریح مدل، قابل قبول بوده و دارای همبستگی زمانی نیستد. معناداری وقفه دوم حضور رئیس کل بانک مرکزی در رسانه، در تابع تقاضای پول M1، به مفهوم تاثیر این متغیر از کانال تغییر الگوهای انتظاری بر تقاضای کوتاه‌مدت پول M1، است. همچنین این متغیر جدید در تابع تقاضای پول M1 در بلندمدت نیز معنادار و بیانگر تاثیر حضور مقام پولی در رسانه بر تقاضای بلندمدت پول است. همین مدل برای نقدینگی M2 براورد و در جدول (۴)، نشان د اده شده است.

جدول (۴): برآورد تابع تقاضای نقدینگی M2 در کوتاه‌مدت

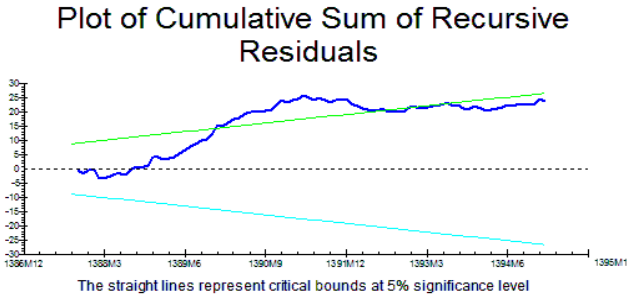
تقاضای نقدینگی M2 در کوتاه‌مدت				
متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
وقفه ۱ حجم نقدینگیM2	۰/۷۹۳۵۳	۰/۰۹۸۷۴۷	۸/۰۳۶۰	۰/۰۰۰۰
وقفه ۲ حجم نقدینگیM2	−۰/۰۷۶۵۴۵	۰/۱۲۵۸۰	−۰/۶۰۸۴۹	۰/۵۴۴
وقفه ۳ حجم نقدینگیM2	۰/۰۴۷۳۳	۰/۰۹۳۷۳۱	۰/۵۰۴۹	۰/۵۹۰
تورم	۰/۰۰۰۴۷۱۶	۰/۰۰۰۲۱۶۱	۲/۱۸۲۰	۰/۰۳۲
نرخ دلار	−۰/۰۰۰۱۹۸۶	۰/۰۰۰۲۷۲۵	−۰/۷۲۸۸۰	۰/۴۶۸
واردات به تولید ناخالص داخلی	−۰/۰۰۱۵۶۷۱	۰/۰۰۱۱۲۰۳	−۱/۳۹۸۸	۰/۱۶۵
حضور رئیس کل در رسانه	−۰/۰۰۰۳۵۹۳	۰/۰۰۰۲۷۷۳	−۱/۲۹۵۷	۰/۱۹۸
وقفه ۱ حضور رئیس کل در رسانه	۰/۰۰۰۸۱۷۳	۰/۰۰۰۲۷۱۵	۳/۰۱۰۱	۰/۰۰۳
عرض از مبداء	۰/۲۳۵۱۱	۰/۱۰۷۳۱	۲/۱۹۰۹	۰/۰۳۱
تقاضای نقدینگی M2 در بلند مدت				
تورم	۰/۰۱۳۲۱۷	۰/۰۰۳۱۱۹۲	۴/۲۳۷۳	۰/۰۰۰۰
نرخ دلار	−۰/۰۰۵۵۶۵۸	۰/۰۰۸۱۵۷۸	−۰/۶۸۲۲۷	۰/۴۹۷
واردات به تولید ناخالص داخلی	−۰/۰۴۳۹۱۶	۰/۰۱۸۹۶۱	−۲/۳۱۶۱	۰/۰۲۳
حضور رئیس کل در رسانه	۰/۰۱۲۸۳۵	۰/۰۰۵۹۸۲۱	۲/۱۴۵۵	۰/۰۳۵
عرض از مبداء	۶/۵۸۸۷	۰/۱۴۶۸۵	۴۴/۸۶۶۰	۰/۰۰۰۰
آزمون تصحیح خطا برای M2				
ضریب تصحیح خطا	−۰/۰۳۵۶۸۳	۰/۰۱۶۹۲۹	−۲/۱۰۷۸	۰/۰۳۸

منبع: یافته‌های تحقیق

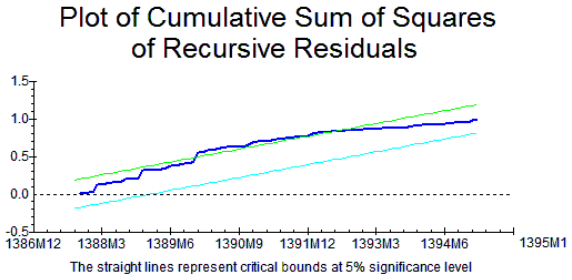
طبق جدول (۴)، در تابع کوتاه‌مدت تقاضای نقدینگی M2، وقفه نخست خود متغیر، نرخ تورم، و در تابع بلند مدت، نرخ تورم و نسبت واردات به تولید ناخالص داخلی، با سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار هستند. عرض از مبداء نیز، برای هر دو تابع کوتاه‌مدت و بلند مدت، با اطمینان ۹۰ درصد معنادار است. طبق ضریب تصحیح خطای محاسبه شده، هر ماه، حدود ۳٫۵ درصد از عدم تعادل یک دوره، در تقاضای نقدینگی دوره بعد تعدیل می‌شود. بر این اساس عدم تعادل هر دوره طی ۲۹ ماه بطور کامل تعدیل خواهد شد. طبق نتایج آزمون‌های تشخیصی برای M2، آماره χ^2 ، برای همبستگی زمانی برابر ۲۵,۰۶۷۵ با احتمال ۰,۰۱۵ و برای تصریح مدل، ۰,۰۲۸۴۵۹ با احتمال ۰,۸۶۶ است، لذا تصریح مدل، قابل قبول بوده و دارای همبستگی زمانی نمی‌باشد. حضور رئیس کل بانک مرکزی در رسانه، علاوه بر معناداری در توابع کوتاه مدت و بلند مدت M1، در توابع تقاضای نقدینگی M2، نیز معنادار است. تاثیر این متغیر بر تقاضای نقدینگی M2، نیز قابل توجه است، چرا خود متغیر با اطمینان ۸۰ درصد و وقفه

نخست آن با اطمینان ۹۹ درصد معنادار شده است و سریع تر از تاثیر بر تقاضای پول، بر تقاضای نقدینگی، اثر می‌گذارد. این تاثیر نیز به حدی ماندگار است که در تابع تقاضای بلند مدت نقدینگی M2، نیز معنادار شده است. نتایج آزمون‌های ثبات مدل عبارت است از:

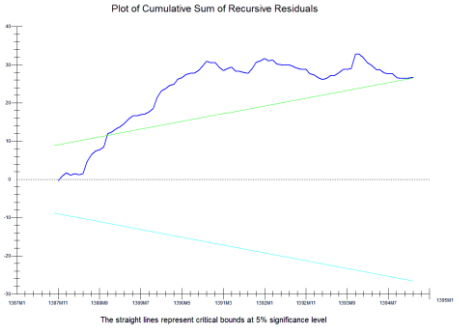
نمودار(۱): آزمون مجموع تجمعی خطاهای بازگشتی برای تقاضای پول M1



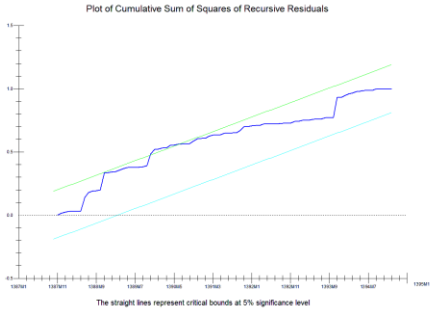
نمودار(۲): آزمون مجموع مجذور تجمعی خطاهای بازگشتی برای تقاضای پول M1



نمودار(۳): آزمون مجموع تجمعی خطاهای بازگشتی برای تقاضای نقدینگی M2



نمودار(۴): آزمون مجموع مجذور تجمعی خطاهای بازگشتی برای تقاضای نقدینگی M2



در آزمون مجموع تجمعی خطاهای بازگشتی و نیز مجموع مجذور تجمعی خطاهای بازگشتی، چنانچه خطای پیش‌بینی و مجموع تجمعی آن‌ها، W_t، محاسبه شده نزدیک به صفر بوده و از مرزهای تعیین شده عبور نمی‌کرد، ضرایب برآورد شده، با ثبات ارزیابی می‌شد اما طبق نمودارهای (۱) تا (۴)، W_t تفاوت معناداری با صفر دارد و از مرزهای تعیین شده عبور کرده است. این بیانگر تغییر ضرایب در بخشی از طول دوره بررسی است. این خروج از مرزها بین فصل دوم سال ۱۳۸۹ تا اواسط سال ۱۳۹۲، همزمان با اوج تحریم بانک مرکزی است.

۵. نتیجه‌گیری

در اکثر مدل‌های برآورد شده در تحقیقات پیشین تقاضای پول در ایران، نرخ‌های تورم، ارز و تولید ناخالص داخلی، معنادار بوده‌اند که در این تحقیق، نسبت واردات به تولید ناخالص داخلی، تنها در تابع کوتاه‌مدت نقدینگی M2، بی‌معنا شده است. ممکن است این، ناشی از پروکسی گرفتن نسبت واردات به تولید ناخالص داخلی و تبدیل اثر تولید ناخالص داخلی از فصلی به ماهانه باشد؛ هرچند این نسبت، در تقاضای کوتاه‌مدت و بلند مدتM1، معنادار است که در صورت دسترسی به آمار ماهانه تولید ناخالص داخلی، می‌توان، این موضوع را به دقت بررسی کرد. معناداری متغیر جدید معرفی شده در این تحقیق، حضور رئیس کل بانک مرکزی در رسانه، در هر دو توابع کوتاه‌مدت و بلند مدت تقاضای M1 و M2، این گمانه را بیان می‌کند که احتمالا، به علت تاثیر بر سطح اطلاعات و رفتار پولی جامعه، به مثابه متغیر تعیین کننده انتظارات از سیاست پولی، عمل می‌کند.

با این نگرش که نقدینگی شامل پول و شبه پول است می‌توان احتمال داد صاحبان سپرده‌ها

بر اساس الگوهای انتظاری خود که به نوعی متاثر از میزان حضور مقام پولی در رسانه نیز می‌باشد، نسبت به حفظ سپرده و یا خروج سپرده از بانک و تبدیل شبه پول به پول جاری و احتمالا تبدیل به سایر دارایی‌ها از جمله ارز تصمیم می‌گیرند.

انتظار می‌رفت در بلندمدت، تنها نرخ تورم، در تابع تقاضای M1 و M2، معنادار باشد، اما نسبت واردات به تولید ملی و نیز متغیر جدید معرفی شده نیز در توابع بلند مدت هردو تابع تقاضا، معنادارند. البته، کل بازه زمانی برای متغیرهای مورد بررسی، ۱۰ سال اخیر است که بطور شهودی، دچار تلاطم‌های جدی در حوزه‌های پولی و مالی، ناشی از تحریم بوده، تواتر ماهانه انتخاب و متغیر جدیدی با اثر احتمالا کیفی بر سیاست‌های پولی، وارد مدل شده است. گمان می‌رود همین عوامل، توابع برآورد شده را بی‌ثبات کرده‌اند. توجه به شرایط حاکم بر اقتصاد کشور در چند سال اخیر، بویژه تحریم بانک مرکزی، تلاطم‌های پولی و مالی و برقرار نبودن شرایط تعادلی در کل اقتصاد، بیانگر تردید در مدل‌های سنجی، تواتر مناسب داده‌ها و یا متغیرهای موثر واقعی در توابع تقاضای پول و ثبات آن، حداقل در شرایط بحرانی اقتصاد است.

براین اساس توصیه سیاستی قابل بیان این است که مقام پولی برای رفتار رسانه‌ای خود با استفاده از مشاوره متخصصان علوم ارتباطات و نیز حوزه پولی، مدلی موثر طراحی کرده و حتی المقدور از حضور رسانه‌ای بدون علت مهم و سیاستی، خودداری کند. بدیهی است حضور در فضای رسانه‌ای و استفاده از ابزارهای ژورنالیستی، تخصصی پیچیده و نیازمند بهره‌گیری از مدل‌های ارتباطاتی برای اقناع مخاطب و جلب اطمینان وی است.

منابع

- ابوالحسنی، اصغر. و ندری، کامران. و بیابانی، جهانگیر. و اخلاقی فیض آثار، هادی. (۱۳۹۳). بانکداری الکترونیکی و ثبات تابع تقاضای پول در ایران: مدل راه گزینی مارکوف. فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی، شماره ۱۵، بهار ۹۳. ۹۴-۷۳.
- بانک مرکزی (۱۴۰۲). تازه‌های اقتصاد. شماره ۲ تیر ماه. ۲۲-۲۰.
- بیابانی، جهانگیر. و ابولحسنی هستیانی، اصغر. و مهرگان، نادر. و حسنوند، داریوش. (۱۳۹۲). پژوهش‌های پولی – بانکی، سال ششم، شماره ۱۸، زمستان ۱۳۹۲. ۱۵۵-۱۳۱.
- پرویزیان، فرشاد. و عرفانی، علیرضا. و ابونوری، اسمعیل. (۱۳۹۸). نقش رسانه در شکل گیری انتظارات اقتصادی پویا و مدیریت سبد دارایی‌ها. فصلنامه مدلسازی اقتصاد سنجی، شماره ۱۶- (۱-۵). ۳۶-۱۱.

- جعفری صمیمی، احمد. و علمی، زهرا. و صادق زاده یزدی، علی. (۱۳۸۵). بررسی ثبات تابع تقاضای پول در ایران: کاربرد روش جوهانسون–جوسیلیوس. مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۲، فروردین و اردیبهشت ۱۳۸۵. ۲۲۵–۱۹۱.
- حسین زاده، موسی. و حسین زاده، جواد. (۱۳۹۱). جایگاه و تاثیر رسانه در بروز رفتار اقتصادی ایرانیان. همایش ملی فرهنگ سازی اصلاح رفتارهای اقتصادی در ایران امروز.
- خلیلی عراقی، منصور. و عباسی نژاد، حسین. و گودرزی فراهانی، یزدان. (۱۳۹۲). برآورد تابع تقاضای پول در ایران با رویکرد مدل‌های تصحیح خطا و هم جمعی. دوفصلنامه اقتصاد پولی، مالی(دانش وتوسعه سابق) دوره جدید، سال بیستم، شمارهٔ ۵، بهار و تابستان ۱۳۹۲، دانشگاه تهران. ۲۶–۱.
- دانشور کاخکی، و دهقانیان، و فیروز زارع، علی. (۱۳۸۸). بررسی تقاضای نقدینگی در اقتصاد ایران. پژوهشنامه اقتصادی دانشگاه علامه طباطبایی، بهار ۱۳۸۸، شماره ۳۲. ۱۶۶–۱۴۷.
- دائی کریم زاده، سعید. و صامتی، مجید. و محمودی، نجمه. (۱۳۹۴). بررسی پدیده جانشینی پول و اثر تنش نرخ ارز بر تقاضای پول در ایران، فصلنامه اقتصاد کاربردی، سال پنجم، پائیز و زمستان۱۳۹۴، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات. ۳۶–۴۶.
- دهقان، علیرضا. (۱۳۸۸). نظریه‌های ارتباطات، موسسه انتشارات دانشگاه تهران.
- دهمرده، نظر. و ایزدی، حمیدرضا. (۱۳۸۸). بررسی تابع تقاضای پول در ایران. پژوهشنامه اقتصادی، تابستان ۱۳۸۸، دوره ۹، شماره ۲ (پیاپی ۳۳). ۱۶۹–۱۵۳
- دهمرده، نظر. و کریم، محمد حسین. و اصحاب یمین، مریم. (۱۳۸۹). ثبات تابع تقاضای پول و هدفگذاری رشد پولی در ایران. (پایان نامه کارشناسی ارشد علوم اقتصادی). دانشگاه سیستان و بلوچستان.
- رهبر، فرهاد. و متوسلی، محمود. و امیری، میثم. (۱۳۹۲). اقتصاد دانان رفتاری و نظریه‌های آن ها. فصلنامه علمی پژوهشی برنامه ریزی و بودجه، سال هجدهم، شماره ۱، بهار ۱۳۹۲. ۱۶۵–۱۳۳.
- سامتی، مرتضی. و یزدانی، مهدی. (۱۳۸۹). تحلیل اقتصاد سنجی تابع تقاضای پول در ایران. پژوهشنامه علوم اقتصادی، سال دهم، شماره ۲ (پیاپی ۳۹). ۱۲۲–۹۹.
- سرلتیس، آپوستولوس. (۱۳۹۴). تقاضا برای پول رویکردهای نظری و تجربی. ویرایش دوم، ترجمه علیرضا عرفانی و آزاده طالب بیدختی. زمستان ۱۳۹۴. دانشگاه سمنان.
- سوری، علی. (۱۳۹۴). اقتصاد سنجی پیشرفته. نشر فرهنگ شناسی. تهران. چاپ سوم.

- شهرستانی، حمید. و شریفی رنانی، حسین. (۱۳۸۷). تخمین تابع تقاضای پول و بررسی ثبات آن در ایران. فصلنامه تحقیقات اقتصادی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تابستان ۱۳۸۷، دوره ۴۳، شماره ۸۳. ۱۱۴-۸۹.
- عرفانی، علیرضا. (۱۳۸۲). اندیشه‌های اقتصادی دانیل کانمن برنده جایزه نوبل اقتصاد در سال ۲۰۰۲. مجله تحقیقات اقتصادی، ویژه نامه، پاییز و زمستان ۸۲، تهران. ۱۴۴-۱۳۱.
- عرفانی، علیرضا. و پرویزیان، فرشاد. (۱۳۹۹). تأثیر حضور رسانه‌ای مقام پولی در تقاضای پول، نرخ ارز، و قیمت سکه طلا در ایران. فصلنامه پژوهش‌های پولی و بانکی، پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی، سال ۱۳، شماره ۴۴ - (۱۳۹۹-۶)، ۳۴۱-۳۶۶.
- علیزاده، سید ابراهیم. (۱۳۹۵). متغیر پنهان در سرمایه گذاری: تحلیل ۱۵ اقتصاد دان، فعال اقتصادی و فرهنگ پژوه در باره تاثیر رسانه بر سرمایه گذاری. تهران: انتشارات دنیای اقتصاد.
- کمیجانی، اکبر. و بوستانی، رضا. (۱۳۸۳). ثبات تابع تقاضای پول در ایران. مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۷، زمستان ۱۳۸۳، ۲۵۸-۲۳۵.
- گوگردچیان، احمد. و بخشی دستجردی، رسول، و هاشمی فرد، عاطفه. (۱۳۹۴). رهیافتی از تقاضای پول سیدراسکی در اقتصاد ایران. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال بیست و سوم، شماره ۷۵، پاییز ۱۳۹۴. ۲۳۰-۲۱۱.
- مصطفوی، مهدی. و یاوری، کاظم. (۱۳۸۶). تخمین تابع تقاضای پول با استفاده از سری‌های زمانی وهم جمعی در اقتصاد ایران ۱۳۶۷-۱۳۸۳. دانش و توسعه، شماره ۲۰. ۱۴۵-۱۲۵.
- مظهری، رضا. (۱۳۹۴). نااطمینانی تقاضای پول در ایران. پژوهشنامه علمی- پژوهشی اقتصاد کلان، دوره ۱۰، شماره ۲۰، پاییز و زمستان ۱۳۹۴. ۲۶-۵.
- نوفرستی، محمد. (۱۳۷۴). رابطه تقاضا برای پول با نرخ برابری ارز و نرخ تورم. سازمان برنامه و بودجه. فصلنامه برنامه و توسعه، دوره ۲، شماره ۱۱. ۲۵-۵.
- وبسایت بانک مرکزی ایران، آمار و داده‌ها (www.cbi.ir)
- Deephouse, David L. (2000). Media Reputation as a Strategic Resource: An Integration of Mass Communication and Resource-Based Theories, Journal of Management, Vol. 26, No. 6, 1091–1112, Louisiana State University.
- Doms, Mark, & Morin, Norman (2004). Consumer Sentiment, the Economy, and the News Media, Finance and Economics Discussion Series Divisions of Research & Statistics and Monetary Affairs, Federal Reserve Board, Washington, D.C.

- Engelberg, Joseph E. & Parsons, Christopher A. (2011). The Causal Impact of Media in Financial Markets, The Journal of Finance, VOL. LXVI, NO. 1, 67-97.
- Fang, Lily & Peress, Joel (2009). Media Coverage and the Cross-section of Stock Returns. The Journal of Finance, Vol. 64, No. 5 (Oct., 2009), pp. 2023-2052.
- Goidel, Kirby. & Procopio, Stephen. & Terrell, Deck. & Wu, H. Denis. (2010). Sources of Economic News and Economic Expectations. American Politics Research July 2010 vol. 38 no. 4 759-777.
- International Center for Monetary and Banking Studies (2003). "How Do Central Banks Talk?". Geneva Reports on the World Economy 3. Geneva Switzerland.
- Pesaran, M. H. & Y. Shin. (1995)."An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis," In: Strom, S., Holly, A., Diamond, P. (Eds.), Centennial Volume of Rangar Frisch, Cambridge University Press, Cambridge.
- Pesaran, M. H. & Yongcheol, Shin. & R. J. Smith. (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships," Journal of Applied Econometrics, Vol. 16, pp.289-326.
- Pollock, Timothy G. & Rindova, Violina P. (2003). Media Legitimation Effects in the Market for Initial Public Offerings. Academy of Management Journal 2003, Vol. 46, No. 5, 631-642.
- Pruitt, Stephen, W., & Reilly, Robert, J., & Hoffer, George, E (1988). The effect of media presentation on the formation of economic expectations: Some initial evidence, Journal of Economic Psychology, Volume 9, Issue 3, September 1988, Pages 315–325.
- World Bank (2002). The Right to Tell: *The Role of Mass Media in Economic Development*, The International Bank for Reconstruction and Development, The World Bank 1818 H Street, NW, Washington, DC 20433.

Computational Economics
ISSN 2821-0433

The Hidden Variable and Stability of the Demand for Money in Iran

Farshad Parvizian[1*]
Alireza Erfani[2]

Abstract
The effectiveness of monetary policies is fundamentally related to the way of defining and stability of money and liquidity demand functions. The formation of expected inflation can be seen as a function of knowledge, information and even Economic actors, based on their expectations of prices in the future and their knowledge and information about the economy, make decisions and obtain the information they need from different sources directly or from the media. In this research, by introducing a new variable - the presence of the governor of the central bank in the media - the short-term and long-term demand functions for the volume of money (M1) and liquidity (M2), were estimated using the monthly data of Iran in the years 2007 to 2017, adopting a self-explanatory approach. It was estimated with ARDL distribution intervals. The results showed that the coefficients of the inflation rate variables, the ratio of imports to national production and the presence of the governor of the central bank in the media are significant in both the short-term and long-term demand functions of M1 and M2. Also, the entry of the new variable, the presence of the governor of the central bank in the function, demand for money will lead to the instability of this function.

Keywords
Money Demand; Stability; ARDL; IRAN

***JEL Classification*:** C39; E41; E49

[1*] Assistant Professor of Economics, Department of Economics, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, Corresponding Author, Email: fparvizian@semnan.ac.ir
[2] Professor of Economics, Department of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, Semnan, Iran, Email: erfani88@gmail.com