

## Symmetric and Asymmetric Effects of Economic Uncertainty on Money Demand in Iran

**Malihe Ashena\***

### Abstract

Uncertainty is a major challenge for economic agents and policymakers, and is one of the effective factors in causing fluctuations in macroeconomics. Economic uncertainty changes the demand for money by affecting people's expectations of the future state of the economy. In this study, the effect of economic uncertainty on money demand in Iran during the period from the first quarter of 2004 to the third quarter of 2018 has been investigated. Hence, the liquidity demand function is estimated using an Auto-Regressive Distributed Lag model and quarterly data of liquidity volume, national income, bank interest rate, inflation rate, exchange rate and economic uncertainty index. The results show that economic policy uncertainty has a significant effect on liquidity demand. In examining the asymmetric effects, both increase and decrease of uncertainty show a negative effect on liquidity, indicating asymmetric response. Therefore, the economic policy uncertainty index is effective in predicting fluctuations of money demand in Iran.

**Keywords:** Economic Uncertainty, Liquidity Demand, Asymmetric Effects, National Income, Iran.

**JEL Classification:** D80, E41, E52

---

\* Assistant Professor in Economics, Bozorgmehr University of Qaenat, Qaen, Iran, ashena@buqaen.ac.ir

Date received: 2019/11/24, Date of acceptance: 2020/3/06

Copyright © 2010, IHCS (Institute for Humanities and Cultural Studies). This is an Open Access article. This work is licensed under the Creative Commons Attribution 4.0 International License. To view a copy of this license, visit <http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/> or send a letter to Creative Commons, PO Box 1866, Mountain View, CA 94042, USA.



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
پرستال جامع علوم انسانی

## اثرات متقارن و نامتقارن ناطمینانی اقتصادی بر تقاضای پول در ایران

\*ملیحه آشنا

### چکیده

ناطمینانی یک چالش اساسی پیش روی عوامل اقتصادی و سیاست‌گذاران است و از عوامل مؤثر در بروز نوسان در متغیرهای اقتصاد کلان به شمار می‌رود. ناطمینانی اقتصادی با اثرگذاری بر انتظار افراد از وضعیت آینده اقتصاد، تقاضای پول را تغییر می‌دهد. در این مطالعه، تأثیر ناطمینانی اقتصادی بر تقاضای پول در ایران طی دوره زمانی فصل اول ۱۳۸۳ تا فصل سوم ۱۳۹۷ مورد بررسی قرار گرفته است. از این رو، تابع تقاضای نقدینگی با استفاده از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی و داده‌های فعلی حجم نقدینگی، درآمد ملی، نرخ سود بانکی، نرخ تورم، نرخ ارز و شاخص ناطمینانی اقتصادی برآورد شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که ناطمینانی اقتصادی اثر معنی‌دار بر تقاضای نقدینگی دارد. در بررسی اثرات نامتقارن، هم افزایش و هم کاهش ناطمینانی اثر منفی بر تقاضای نقدینگی را نشان می‌دهد که به پاسخ نامتقارن دلالت دارد. بنابراین، شاخص ناطمینانی اقتصادی بر پیش‌بینی نوسانات تقاضای پول در ایران اثرگذار است.

**کلیدواژه‌ها:** ناطمینانی اقتصادی، تقاضای نقدینگی، اثرات نامتقارن، درآمد ملی، ایران.

طبقه‌بندی JEL: D80, E41, E52

### ۱. مقدمه

ناطمینانی یک چالش اساسی پیش روی عوامل اقتصادی و سیاست‌گذاران است. بالا بودن ناطمینانی اقتصادی به ناطمینانی برای سرمایه‌گذاران داخلی، آشتگی سرمایه‌گذاری بین-

\* استادیار اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه بزرگمهر قائنات، ashena@buqaen.ac.ir  
تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۹/۰۳، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۲/۱۶

المللی، و نوسان متغیرهای کلان اقتصادی منجر می‌شود (Li et al., 2019:24). بنابراین، شناخت نحوه اثرگذاری ناطمنانی بر متغیرهای کلان اقتصادی و بازارهای مختلف، در فرآیند سیاست‌گذاری‌ها دارای اهمیت است.

به دنبال مقاله بکر و همکاران (Baker et al., 2016)، تحقیقات در مورد اندازه‌گیری عدم اطمینان سیاست اقتصادی، و تأثیر آن بر سایر متغیرهای کلان مورد توجه بیشتر قرار گرفته است، و تأثیر آن بر تقاضای پول از این قاعده مستثنی نیست. ناطمنانی ممکن است اعتماد سرمایه‌گذاران را کاهش دهد، و به کاهش سرمایه‌گذاری منجر شود (Fang et al., 2018:415). همچنین، ناطمنانی موجب تغییر متغیرهای اساسی اقتصاد داخلی مانند نرخ بهره، عرضه پول و نرخ ارز خواهد شد. معیار عدم اطمینان افراد را به نگهداری پول بیشتر یا کمتر وادار می‌کند، و این میزان تقاضای پول به انتظار آنها از وضعیت آینده اقتصاد بستگی دارد.

دستیابی به ثبات تقاضای پول برای اقدامات مربوط به سیاست‌های پولی ضروری است. بعلاوه، تأثیر سیاست پولی بر میزان تولید، تورم و نرخ بهره تحت شرایط ثبات تقاضای پول و بهتر پیش‌بینی می‌شود (Cziráký, & Gillman, 2006: 105). بنابراین، درک تقاضای پول و عوامل اصلی آن اغلب یک اصل مهم در نظریه اقتصاد کلان تلقی می‌شود که برای سیاست‌های پولی بسیار مهم است، و دامنه وسیعی از مطالعات نظری و تجربی را در سراسر جهان موجب شده است.

مطالعات قبلی که تقاضای پول در ایران را برآورد کرده‌اند، متغیرهای مختلف شامل درآمد ملی، نرخ بهره بانکی، نرخ ارز، شاخص قیمت کالاهای خدمات و نرخ تورم را در نظر گرفته‌اند. در شرایط امروزه با وجود ناطمنانی اقتصادی، مناسب است که نقش این متغیر در تغییرات حجم پول نیز لحاظ شود. همچنین، ناطمنانی اقتصادی و اثر آن بر بازار پول ممکن است نوسان در سایر بازارها را به دنبال داشته باشد. بنابراین، برآورد تابع تقاضای نقدینگی و لحاظ عوامل اثرگذار بر آن می‌تواند به عنوان ابزاری مهم در طراحی سیاست‌های موثر پولی در نظر گرفته شود.

علاوه بر بررسی کلی اثر ناطمنانی بر تقاضای پول، تقارن و عدم تقارن آن نیز می‌تواند برای بررسی آثار دقیق‌تر مد نظر قرار گیرد. نرخی که افراد میزان پول نقد خود را به دلیل افزایش عدم اطمینان تغییر می‌دهند، می‌تواند متفاوت از نرخ تغییر تقاضای پول در هنگام کاهش عدم اطمینان باشد. اگر افزایش ناطمنانی از کاهش آن جدا شود، و با استفاده از آن

به تجزیه و تحلیل نامتقارن پرداخت، می‌توان اثرات متفاوت کاهش و افزایش ناطمینانی در بلندمدت و کوتاه مدت، و تفاوت سرعت تعديل را در دو حالت نشان داد.

هدف این تحقیق بررسی چگونگی واکنش تقاضای پول در ایران به ناطمینانی اقتصادی و افزایش و کاهش آن است. در این مقاله برای متغیر ناطمینانی اقتصادی از شاخص جدید ناطمینانی ارائه شده توسط اهیر و همکاران (Ahir et al., 2018) استفاده شده است. این شاخص به صورت فصلی برای کشورهای مختلف محاسبه شده است. داده‌های مورد استفاده تحقیق طی فصل اول ۱۳۸۳ تا فصل سوم ۱۳۹۷ بوده و هدف تحقیق با استفاده از الگوی خودتوضیح با وققهای توزیعی بررسی شده است. اگر چه برخی مطالعات در مورد اثر ناطمینانی و بازار پول وجود دارد، اما مطالعه‌ای در مورد آثار نامتقارن ناطمینانی در ایران با توجه به شاخص‌های جدید ارائه شده انجام نشده است. نتایج این مقاله برای سیاست‌گذاران در اتخاذ سیاست مناسب جهت کنترل نوسانات متغیرهای اقتصاد کلان (نرخ سود بانکی، و حجم نقدینگی) و بازارهای مختلف و حداقل کردن هزینه‌های حاصل از ناطمینانی بر اقتصاد ایران مفید خواهد بود.

ساختار مقاله به ترتیب زیر است. بخش دوم مبانی نظری مربوط به تقاضای پول را بیان می‌کند. در بخش سوم الگوی تحقیق ارائه می‌شود. داده‌ها و تحلیل نتایج در بخش چهارم ارائه شده است. بخش آخر نتیجه‌گیری و پیشنهادات را بیان می‌کند.

## ۲. ادبیات موضوع

### ۱.۲ ناطمینانی اقتصادی

نااطمینانی اقتصادی یکی از مفاهیمی است که فعالیت‌های اقتصادی و ثبات مالی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (Junnila & Vataja, 2018:569). نگرانی در مورد ناطمینانی سیاست‌های اقتصادی در کشورهای مختلف و در سطح جهان، در سال‌های اخیر مورد توجه پژوهشگران و سیاست‌گذاران قرار گرفته است.

نااطمینانی وضعیتی است که واقعی آینده و احتمال رخ دادن وقایع قابل پیش‌بینی نباشد (Bloom et al., 2013:39). منظور از ناطمینانی اقتصادی، بسیاری در اثر تغییر شرایط و سیاست‌های اقتصادی دولت است، که سبب تأخیر یا تغییر در تصمیم‌های مهم مانند تقاضا، مصرف، پس انداز و .... می‌شود، و اقتصاد با هزینه‌های ناشی از این بی‌ثباتی مواجه می‌شود.

(حیدرپور و پورشهابی، ۱۳۹۱: ۱۲۷). اقتصاد شامل تنوعی از ناطمینانی عوامل اقتصادی است که تصمیم‌گیری در مورد آینده و رفتار عوامل اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. براساس مطالعات انجام شده ناطمینانی اقتصادی را می‌توان در زمینه‌های مختلف مانند شرایط کلان اقتصادی، سیاست‌گذاری اقتصادی، یا متغیرهای خاص اقتصادی مورد توجه قرار داد. به عنوان مثال، اصلاحات سیاست اقتصادی، اقتصاد را در معرض شوک‌های ناطمینانی سیاست قرار می‌دهد (هیتی و همکاران، ۱۳۹۵: ۲۲۴).

ناطمینانی، یک متغیر کیفی بوده و اندازه‌گیری آن پیچیده است. در برخی مطالعات از ترکیب نوسان متغیرهای اقتصادی به عنوان شاخص ناطمینانی اقتصادی استفاده شده است (دهمرده و روشن، ۱۳۸۸: ۸۳). واضح است که عدم اطمینان در یک کشور فقط به دلیل نوسانات پولی، نوسانات نرخ ارز یا تولید نیست. بسیاری از عوامل دیگر مانند تغییر در سیستم مالیات، تغییر در دولت، روابط تجاری و غیره می‌توانند در ایجاد یک فضای نامطمئن نقش داشته باشند. در سال‌های اخیر برخی شاخص‌ها برای اندازه‌گیری ناطمینانی پیشنهاد شده است. شاخص ناطمینانی سیاست اقتصادی (EPU: Economic Policy Uncertainty) توسط بکر و همکاران (۲۰۱۶) بر اساس مطالب موجود در مقالات روزنامه‌ها برای محاسبه عدم قطعیت سیاست اقتصادی محاسبه شده است. در محاسبه EPU آرشیو روزنامه‌ها بررسی شده و تعداد مقالاتی که کلمات مرتبط با ناطمینانی، اقتصاد و سیاست را دارند شمارش می‌شوند. شاخص ناطمینانی سیاست اقتصادی جهانی (GEPU: Global Economic Policy Uncertainty) توسط دیویس (Davis, 2016) مطرح شد و به صورت میانگین وزنی شاخص‌های ناطمینانی اقتصادی چند کشور مهم محاسبه شده است. شاخص ناطمینانی جهانی (WUI: World Uncertainty Index) توسط اهیر و همکاران (۲۰۱۸) با استفاده از بررسی فضای ناطمینانی در گزارشات فصلی واحد اطلاعات اکونومیست (Economist Intelligence Unit) برای هر کشور تعیین شده است. گزارشات هر کشور، امور سیاسی، سیاست اقتصادی، اقتصاد داخلی، وقایع تراز پرداخت‌های تجاری و خارجی، و به طور کلی عوامل مؤثر بر ریسک در هر کشور را پوشش می‌دهد. این شاخص بر پایه داده‌های فصلی برای کشورهای مختلف محاسبه شده، و عدم اطمینان عمومی در اقتصاد را برآورد می‌کند. معیار ناطمینانی استفاده شده در این تحقیق بر اساس آمار مربوط به این شاخص در ایران است. شاخص WUI در مقایسه با شاخص‌های قبل این مزیت را دارد که برپایه یک منبع خاص و لحاظ

ابعاد مختلف ساخته شده است، و سپس فرآیند استاندارد سازی برای داده‌های خام این شاخص انجام شده است.

## ۲.۲ تقاضای پول و ناظمینانی

در بازار پول پیش‌بینی تقاضای پول و نقدینگی و شناخت عوامل موثر بر آن دارای اهمیت است. سیاست پولی سازمان یافته به تقاضای پایدار پول بستگی دارد (Goldfeld, 1973; Ozturk & Acaravci, 2008). تقاضای پایدار پول موجب می‌شود مجموعه‌های پولی اثر قابل پیش‌بینی بر متغیرهای اقتصادی مانند تولید و تورم داشته باشند (Sriram, 1999; Bathalomew & Kargbo, 2009). بنابراین، ثبات تقاضای پول از شرایط لازم برای پرداختن به کارآیی استراتژی‌های سیاست‌های پولی است. همچنین، نوسانات تقاضای پول، بر نرخ تورم، و بازار سایر دارایی‌ها و درنهایت بر بخش حقیقی اقتصاد اثر می‌گذارد. در تعاریف، پول به دو صورت پول محدود (شامل اسکناس و مسکوک در دست مردم و سپرده دیداری) و پول گسترده (شامل پول محدود و شبه پول) تعریف شده است. در تعادل کلاسیک، مانند دیدگاه فیشر و پیگو رابطه مستقیم و متناسب بین مقدار پول و سطح قیمت وجود دارد، و پول به عنوان وسیله مبادله در نظر گرفته می‌شود. در رهیافت کمبریج مقدار معاملات و ثروت عواملی هستند که تقاضای پول را تعیین می‌کنند، و با افزایش معامله و ثروت افراد، میزان نگهداری پول توسط افراد بیشتر می‌شود. کینز (Keynes, 1936) سه انگیزه معاملاتی، احتیاطی و سفتۀ بازی را در تقاضای پول در نظر می‌گیرد. بامول (Baumol, 1952) و توینین (Friedman, 1958) به انگیزه معاملاتی برای تقاضای پول تأکید می‌کنند. فریدمن (Tobin, 1956) عواملی شامل درآمد واقعی، و بازدهی سایر دارایی‌ها را بر تقاضای مانده حقیقی پول موثر می‌داند. با توجه به دیدگاه‌های بیان شده در مورد تقاضای پول، عوامل اقتصادی با اهداف انجام معامله و حفظ ارزش، پول را نگهداری می‌کنند (حیدرپور و پورشهابی، ۱۳۹۱). اما افزایش سطح عمومی قیمت‌ها موجب کاهش ارزش پول در طی زمان می‌شود و در این شرایط افراد به دنبال راهی برای حفظ ارزش پول خود هستند (قربانی و همکاران، ۱۳۹۷)، و درنتیجه تقاضای پول تغییر می‌کند.

بخش وسیعی از تحقیقات نشان می‌دهد که عوامل اصلی تعیین‌کننده تقاضای پول شامل نرخ بهره، درآمد، نرخ تورم و نرخ ارز است (Arango et al., 1981; Domowitz & Elbadawi, 1987; Civcir, 2003; Harb, 2004).

عدم اطمینان اقتصادی نیز قرار گیرد (مانند ناطمینانی تولید، ناطمینانی تورمی، ناطمینانی نرخ ارز و ناطمینانی سایر متغیرها). فریدمن (۱۹۸۴) نوسان عرضه پول را به عنوان عاملی در سرعت ناپایدار و تقاضای ناپایدار پول مطرح کرد، و نوسانات پولی را به عنوان معیار عدم قطعیت معرفی کرد. چوی و آه (Choi & Oh, 2003) نوسانات تولید را به عنوان معیار عدم قطعیت اضافه کردند. پس از آن نوسان عرضه پول و نوسان تولید به عنوان دو معیار ناطمینانی در تشخیص و برآورد تقاضای پول در نظر گرفته شدند. در کشورهای پیشرفته، چندین مطالعه اهمیت نوسانات پول را در پیش‌بینی تغییرات تورم و شکاف تولید نشان می‌دهد (Barto & Siklos, 2001; Gerlach & Svensson, 2003). عدم اطمینان سیاست اقتصادی ممکن است به دلایل مختلف مانند رکود اقتصادی، اختلاف سیاسی، گستگی رسانه‌ها و عوامل تکنولوژیکی ایجاد شود (Duca & Saving, 2018:130). امروزه، به دلیل پیشرفتهای فناوری معیارهای جامع‌تری از عدم اطمینان ارائه شده است که شامل ترکیبی از عواملی است که می‌تواند باعث ایجاد یک فضای نامطمئن در هر کشور شود (بکر و همکاران، ۲۰۱۶: ۱۵۹۴).

натطمینانی اقتصادی پیش‌بینی ارزش کالاهای خدمات، و ریسک دارایی‌های اسمی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (رضازاده، ۱۳۹۸: ۴۰). بنابراین، ناطمینانی موجب می‌شود عوامل اقتصادی پول را به سایر دارایی‌ها تبدیل کند. درنتیجه ناطمینانی ممکن است از طریق بازار پول به نوسان سایر بازارها مانند بازار سرمایه نیز منجر شود. افزایش عدم اطمینان می‌تواند مردم را به داشتن پول نقد بیشتر وادار کند تا بتوانند هزینه‌های نامشخص آینده خود را تأمین کنند. از طرف دیگر اگر افزایش عدم اطمینان با افزایش نرخ تورم همراه باشد، ممکن است مردم پول نقد کمتر و دارایی‌های واقعی بیشتری نگهداری کنند تا بتوانند در برابر تورم آینده از ارزش پول خود محافظت کنند (Bahmani-Oskooee, M. & Maki Nayeri, 2020:76).

قابل ذکر است که تأثیر عدم اطمینان بر تقاضای پول می‌تواند نامتقارن باشد (بهمنی-اسکویی و مکی-سیری، ۲۰۱۸). به این معنی که در حالی که افراد پول بیشتری (کمتری) در زمان افزایش عدم اطمینان نگه می‌دارند، ممکن است در زمان کاهش عدم اطمینان، پول بیشتری (کمتری) را نیز نگه‌داری کنند. دلیل تقاضای پول بیشتر این است که خود را از شرایط نامشخص در آینده حفظ کنند، و یا دلیل تقاضای پول کمتر این است که ارزش دارایی‌های خود را حفظ کنند. بر این اساس در چند مطالعه بررسی تقاضای پول در امریکا،

کره و انگلستان در این چارچوب با لحاظ اثرات نامتقارن انجام شده است (بهمنی-اسکویی و مکی-نیری، ۲۰۱۸، ۲۰۱۹، ۲۰۲۰).

### ۳. مطالعات پیشین

مطالعاتی که تأثیر عدم اطمینان در تقاضای پول را بصورت تجربی مورد بررسی قرار داده‌اند به نتایج متفاوتی در اقتصادهای مختلف دست یافته‌اند (Brüggemann & Nautz, 1997; Bahmani-Oskooee & Xi, 2011; Bahmani-Oskooee, et al., 2012

به عنوان مثال، در حالی که بروگمان و نوتز (Brüggemann & Nautz, 1997) تأثیر منفی عدم اطمینان پولی را بر تقاضای پول با استفاده از داده‌های آلمان نشان دادند، چوی و آه (۲۰۰۳) با استفاده از داده‌های ایالات متحده نشان دادند که عدم اطمینان پولی تقاضای پول را افزایش می‌دهد. این نتایج نشان می‌دهد که تأثیر عدم اطمینان بر تقاضای پول و به طور گسترده‌تر، عوامل تأثیرگذار بر تقاضای پول تحت تأثیر موضوعات خاص کشورها قرار دارند.

آتابنسا (Atta-Mensah, 2004) اثر شوک‌های اقتصادی بر تابع تقاضای پول در کانادا را بررسی کرد و نشان داد که افزایش بی ثباتی اقتصادی در کوتاه‌مدت تقاضا برای حجم پول (M1) را افزایش می‌دهد، اما تقاضای نقدینگی (M2) را کاهش می‌دهد. هیگینز و مازین (Higgins & Majin, 2009) تأثیر عدم اطمینان تورم را بر تقاضای پول در یک الگوی تصحیح خطای بررسی کردند و دریافتند که عدم اطمینان تورم بر M1 تأثیر منفی می‌گذارد، اما بر M2 تأثیر مثبت می‌گذارد. جکمن (Jackman, 2010) با استفاده از الگوی تصحیح خطای غیر مقید رابطه بین تقاضای پول و عدم اطمینان اقتصادی را بررسی کردند. نتایج حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت، عوامل اقتصادی تمایل دارند در مقابل عدم اطمینان بیشتر، تقاضای پول خود را افزایش دهند. با این حال، این تأثیر در بلندمدت ادامه ندارد و دارایی‌های اسمی ممکن است در دوره‌های طولانی عدم اطمینان اقتصادی از جذابیت کمتری برخوردار شوند.

لیم و گان (Lim & Gan, 2015) با وارد کردن شاخص ناظمینانی اقتصادی تابع تقاضای پول کیزی را توسعه دادند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که عدم اطمینان اقتصادی مطلوب نقش خود را به عنوان یک شاخص عدم اطمینان مفید در فرآیند سیاست‌های پولی بانک مرکزی ایفا می‌کند، که ممکن است به بهبود داشت در مورد تقاضای پول و بهبود صحت

نظریه تقاضای پول کمک کند. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که شاخص عدم اطمینان اقتصادی مطلوب می‌تواند به عنوان عامل موثر پیش‌بینی کننده تقاضای پول عمل کند و بنابراین، هدف گذاری پولی می‌تواند به عنوان یک استراتژی مهم سیاست پولی عمل کند. زیرا عدم اطمینان ذاتی تقاضای پول را می‌توان با استفاده از شاخص عدم اطمینان اقتصادی بهینه مشخص کرد.

بهمنی-اسکویی و مکی-سیری (۲۰۱۸) نشان دادند افزایش ناطمینانی در کره باعث می‌شود افراد پول کمتری نگهداری کنند و کاهش ناطمینانی اثر عکس دارد. بهمنی-اسکویی و مکی-سیری (۲۰۱۹) با استفاده از داده‌های آمریکا نشان دادند که افزایش ناطمینانی باعث می‌شود مردم در بلندمدت پول بیشتری نگهداری کنند، اما کاهش ناطمینانی اثر بلندمدتی را از خود نشان نمی‌دهد.

بهمنی-اسکویی و مکی-سیری (۲۰۲۰) در برآورد تقاضای پول در انگلیس معیار ناطمینانی را در نظر گرفتند و نشان دادند که ناطمینانی دارای اثرات کوتاه‌مدت است که در بلندمدت دوام ندارد. همچنین، با استفاده از تعديل غیرخطی معیار ناطمینانی سیاست، آن‌ها نشان دادند که هم افزایش و هم کاهش عدم اطمینان، مردم را در انگلیس ترغیب می‌کند که در بلندمدت پول بیشتری تقاضا کنند، که نشانه واضحی از پاسخ نامتقارن است.

در مطالعه بهمنی-اسکویی و مکی-سیری (۲۰۲۰) با در نظر گرفتن متغیرهای درآمد، نرخ بهره، نرخ تورم، نرخ ارز، و معیار عدم اطمینان سیاست نشان داده شده است که عدم قطعیت سیاست ممکن است تأثیر متفاوتی در اقتصادهای مختلف بر نگهداری پول توسط مردم داشته باشد، و نیز ممکن است این تأثیر متقارن نباشد.

نمونه‌هایی از مطالعات که تقاضای پول برای ایران را برآورد کرده‌اند، شامل شیرین بخش (۱۳۸۴)، جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۸۵)، مصطفوی و یاوری (۱۳۸۷)، شهرستانی و شریفی (۱۳۸۷)، و خلیلی عراقی و همکاران (۱۳۹۲) است که متغیرهای مختلف شامل درآمد ملی، نرخ بهره بانکی، نرخ ارز، شاخص قیمت کالاهای خدمات و نرخ تورم را در نظر گرفته‌اند.

شهرستانی و شریفی (۱۳۸۷)، تابع تقاضای پول طی دوره ۱۳۶۴-۱۳۸۴ را با استفاده از رویکرد وقفه توزیعی خودرگرسیونی ARDL برآورد کردند. نتایج تجربی نشان داد که رابطه بلندمدت و باثباتی بین حجم پول (M1)، درآمد واقعی، نرخ تورم و نرخ ارز وجود دارد. این نتایج وجود رابطه منفی بین تابع تقاضای پول و نرخ تورم را به عنوان متغیر هزینه

فرصت پول تأیید می‌کنند. همچنین ضرایب تخمینی نرخ ارز و درآمد واقعی مشت و معنا دارهستند که تئوری پرتفوی تقاضای پول را تأیید می‌کنند.

خلیلی عراقی و همکاران (۱۳۹۲) با استفاده از رویکرد تصحیح خطأ و همجمعی و باددهای دوره زمانی ۱۳۵۰-۱۳۹۰ نشان دادند که حجم پول، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز حقیقی، سطح عمومی قیمتها و نرخ سود سپرده بلندمدت با یکدیگر همجمع بوده، بنابراین تقاضای بلندمدت برای حجم تعادلی پول با به کارگیری روش همجمع یوهانسون-جوسیلیوس تصویح و برآورد گردید.

در زمینه ناطمینانی دهمده و روشن (۱۳۸۸) اثر ناطمینانی اقتصادی بر تقاضای پول در ایران را طی دوره زمانی ۱۳۵۲-۱۳۸۶ بررسی کردند. در این مطالعه ناطمینانی اقتصادی با الگوی گارچ محاسبه شده و در تابع تقاضای پول لحاظ شده است. نتایج نشان داد ناطمینانی اثر منفی بر تقاضای پول دارد. بافتده ایماندوست و قاسمی (۱۳۹۰) عوامل موثر بر تقاضای پول را در شرایط عدم اطمینان با استفاده از الگوی میانگین‌گیری بیزی در ایران بررسی کردند. براساس دادهای دوره زمانی ۱۳۵۴-۱۳۸۵ نتایج نشان داد که تولید ناخالص داخلی و شاخص قیمت کالاهای خدمات، نرخ ارز، و کسری بودجه و شاخص قیمت کالاهای خدمات دوره قبل بر تقاضای پول اثرگذار هستند.

مظہری (۱۳۹۴) تقاضای پول را با لحاظ نقش ناطمینانی در ایران طی دوره ۱۳۶۹-۱۳۸۹ بررسی کرد. متغیر ناطمینانی استفاده شده با استفاده از تکانه‌های وارد شده بر اقتصاد ایران و الگوی گارچ برآورد شد. بر اساس نتایج این تحقیق تولید ناخالص داخلی و ناطمینانی اثر مثبت بر تقاضای پول دارد و نرخ تورم اثر منفی دارد.

ادیب‌پور و الهامی (۱۳۹۴) اثر ناطمینانی نرخ ارز را بر تقاضای پول در ایران را طی دوره ۱۳۶۷-۱۳۸۷ بررسی کردند. نتایج روش تصحیح خطای برداری نشان داد که ناطمینانی نرخ ارز اثر منفی بر تقاضای پول دارد، و با نوسان بیشتر نرخ ارز میزان تقاضای پول کاهش می‌یابد.

با بررسی مطالعات پیشین می‌توان گفت، مطالعات بسیار کمی در مورد اثر شاخص ناطمینانی بر بازار پول در ایران انجام شده است. همچنین، این مقاله به جای اینکه یک معیار عدم اطمینان را بر مبنای نوسانات سایر متغیرهای اقتصادی در نظر بگیرد، معیار نسبتاً جامع‌تری را به عنوان عدم اطمینان سیاست اقتصادی به کار می‌برد که در مطالعات اخیر در

سطح جهانی استفاده شده است. علاوه بر این، نه تنها اثر کلی ناظمینانی، بلکه اثر متقارن و نامتقارن آن نیز مورد بررسی قرار گرفته است.

#### ۴. روش شناسی پژوهش

یکی از روش‌ها برای بررسی رابطه بین متغیرها الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL: Auto –Regressive Distributed Lag) است. روش ARDL به این آزمون می‌پردازد که آیا یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو وجود دارد. در این روش درجه همجمعی سری‌های زمانی لزوماً نباید (۱) باشد. این روش روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو را به طور همزمان برآورد می‌کند. این الگو به صورت زیر برآورد می‌شود:

$$A(L)y_t = B(L)x_t + u_t \quad (1)$$

به طوری که

$$\begin{aligned} A(L) &= 1 - a_1 L - a_2 L^2 - \dots - a_p L_p \\ B(L) &= \beta_{t0} + \beta_{t1} L + \beta_{t2} L^2 + \dots + \beta_{tq} L^{tq} \end{aligned} \quad (2)$$

به طوری که  $L$  عملگر وقفه است. معادله برای تمامی حالات و برای کلیه ترتیبات ممکن مقادیر، برآورد می‌گردد. تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیح دهنده با استفاده از معیارهای حنان-کوئین (HQC)، شوارتر-بیزین (SBC)، آکائیک (AIC) یا  $\bar{R}^2$  می‌تواند تعیین شود.

بر اساس مطالعه پسaran و همکاران (2001), وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها از طریق آماره F برای آزمون معنی‌داری سطوح با وقفه متغیرها در یک الگوی تصحیح خطأ (Unrestricted Error Correction Model) مورد آزمون قرار می‌گیرد. توزیع این آماره بدون توجه به این که متغیرها I(0) یا I(1) باشند، غیر استاندارد است و مقادیر بحرانی متناسب تعیین شده را دارند. با توجه به تعداد متغیرها و این که یک عرض از مبدأ و یا روند زمانی در تساوی وجود داشته باشد، مقادیر بحرانی کران بالا و پایین را می‌سازد. اگر آماره محاسباتی بیشتر از کران بالا و پایین باشد، فرضیه صفر رده می‌شود و یک رابطه بلندمدت میان متغیرها وجود دارد (Pesaran, et al., 2001:303).

## ۱.۴ تصريح الگو

در اين پژوهش بر اساس تابع تقاضاي پول کينز و با توجه به مطالعات پيشين در ايران تابع تقاضاي بلندمدت پول، به صورت زير درنظر گرفته شده است. همچنين، مطابق الگوي بهمني-اسکوبي و مكى-نيري (۲۰۲۰) يك معيار ناطمنانی نيز در تابع تقاضاي پول در نظر گرفته شده است:

$$LnM_t = a_0 + a_1 LnY_t + a_2 LnR_t + a_3 LnINF_t + a_4 LnEX_t + a_5 UI_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

به طوري که در آن  $LnM$  تقاضاي حقيقي پول است که از تقسيم نقدينگي به شاخص قيمت مصرف کننده (سال پايه ۹۵) بدست آمده است،  $LnY$ : توليد ناخالص داخلی سرانه به قيمت ثابت به سال پايه ۱۳۹۰ (مiliard Rial)،  $LnR$ : نرخ سود سپرده بانکي بلندمدت،  $LnINF$ : نرخ تورم،  $LnEX$ : نرخ ارز (نرخ دلار در بازار آزاد)،  $UI$ : شاخص ناطمنانی اقتصادي، و  $\varepsilon_t$  جمله اخلاق است.

انتظار مى رود بر اساس نظریه معاملاتي پول، ضريب درآمد ملي مثبت باشد. از آنجا که نرخ بهره و نرخ تورم به عنوان معيارهایي برای هزینه فرصت نگه داشتن پول در برابر دارایي های مالي لاحاظ شده اند، انتظار مى رود ضرایب آنها منفی باشد. ضرایب برآورد شده مربوط به نرخ ارز و ناطمنانی مى تواند منفی یا مثبت باشد. با افزایش نرخ ارز، ارزش دارایي های خارجي نگهداري شده توسط مردم افزایش مى يابد. اگر اين افزایش ثروت در نظر گرفته شود، تقاضا برای پول افزایش مى يابد (Arango & Nadiri, 1981). اما، اگر ارز به عنوان هزینه فرصت نگهداري پول لاحاظ شود، تقاضا برای پول داخلی کم شده و ضريب نرخ ارز منفی مى شود. هر معيار عدم اطمینان مى تواند بسته به انتظارات عمومي تأثير منفي یا مثبتی بر تقاضاي پول داشته باشد. در دوره عدم اطمینان، مردم مى توانند وجود نقدی خود را افزایش دهند تا در آينده ايمن باشند. از طرف ديگر، اگر دوره عدم اطمینان ناشي از فشارهای تورمي باشد، مردم مى توانند پول نقد کمتر و دارایي های واقعی بيشتری را نگه دارند.

برای بررسی اثرات کوتاه مدت يك الگوي تصحيح خطابا يابد برآورد شود. بر اساس ديدگاه انگل- گرنجر (Engle, & Granger, 1987) هر رابطه بلندمدت يك تصحيح خطابي کوتاه مدت را در بر دارد که تعديل جزئي را انجام مى دهد. وجود همان باشتگي بين متغيرها مبناي آماري استفاده از الگوهای تصحيح خطاب را فراهم مى کند. برای اينکه اثرات

بلندمدت معنی دار باشد، باید هم جمعی را در نظر بگیریم. بنجی و همکاران (Banerjee, Dolado & Mester, 1998) نشان می دهند که اگر برآورد عبارت تصحیح خطأ (m) به عنوان معیاری از سرعت تعديل، منفی و معنی دار باشد، هم جمعی می تواند برقرار باشد. در صورتی که درجه هم جمعی برخی متغیرها صفر و برخی یک باشد، بر مبنای الگوی ارائه شده پسران و همکاران (2001) الگوی زیر قابل استفاده است.

$$\begin{aligned} \Delta \ln M_t = & \beta_0 + \beta_1 \sum_{i=1}^m \Delta \ln M_{t-i} + \beta_2 \sum_{i=0}^n \Delta \ln Y_{t-i} + \beta_3 \sum_{i=0}^n \Delta \ln R_{t-i} + \\ & \beta_4 \sum_{i=0}^n \Delta \ln INF_{t-i} + \beta_5 \sum_{i=0}^n \Delta \ln EX_{t-i} + \beta_6 \sum_{i=0}^n \Delta \ln UI_{t-i} + \rho_1 \ln M_{t-1} + \\ & \rho_2 \ln Y_{t-1} + \rho_3 \ln R_{t-1} + \rho_4 \ln INF_{t-1} + \rho_5 \ln EX_{t-1} + \rho_6 \ln UI_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (4)$$

علاوه بر الگوی بالا، با توجه به اینکه ناطمینانی ممکن است به طور غیر خطی تعديل شود، الگوسازی تعديلات با استفاده از رهیافت مجموع جزیی انجام شده است. شین و همکاران (Shin et al., 2014) روش ARDL پسران و همکاران (2001) را تعديل کردند، تا آثار نامتقارن متغیرهای برونزی بر متغیر وابسته را ارزیابی کنند. با توجه به اینکه این متغیر بررسی آثار نامتقارن ناطمینانی اقتصادی را در نظر دارد، ابتدا تفاصل مرتبه اول این متغیر بدست آورده شده است، که شامل تغییرات مثبت منعکس کننده افزایش ناطمینانی و تغییرات منفی منعکس کننده کاهش ناطمینانی است. سپس مجموع جزیی برای ایجاد دو متغیر جدید زیر استفاده شده است:

$$POS_t = \sum_{i=1}^m \Delta UI_i^+ = \sum_{i=1}^m \max(\Delta UI_i, 0) \quad (5)$$

$$NEG_t = \sum_{i=1}^m \Delta UI_i^- = \sum_{i=1}^m \min(\Delta UI_i, 0) \quad (6)$$

به طوری که POS مجموع جزیی تغییرات مثبت ناطمینانی است که به طور کلی روند صعودی دارد، و NEG مجموع جزیی تغییرات منفی ناطمینانی است که به طور کلی روند نزولی دارد.

در مرحله بعد جایگزینی متغیرهای نامتقارن محاسبه شده در الگوی ARDL مطابق زیر انجام می شود:

$$\begin{aligned} \Delta \ln M_t = & \gamma_0 + \gamma_1 \sum_{i=1}^m \Delta \ln M_{t-i} + \gamma_2 \sum_{i=0}^n \Delta \ln Y_{t-i} + \gamma_3 \sum_{i=0}^n \Delta \ln R_{t-i} + \\ & \gamma_4 \sum_{i=0}^n \Delta \ln INF_{t-i} + \gamma_5 \sum_{i=0}^n \Delta \ln EX_{t-i} + \\ & \gamma_6 \sum_{i=0}^n \Delta \ln POS_{t-i} + \gamma_7 \sum_{i=0}^n \Delta \ln NEG_{t-i} + \theta_1 \ln M_{t-1} + \theta_2 \ln Y_{t-1} + \\ & \theta_3 \ln R_{t-1} + \theta_4 \ln INF_{t-1} + \theta_5 \ln EX_{t-1} + \theta_6 POS_{t-1} + \theta_7 NEG_{t-1} + \tau_t \end{aligned} \quad (7)$$

اگر فرضیه برابری ضرایب POS و NEG رد شود، آثار نامتقارن بلندمدت ناطمینانی تأیید خواهد شد.

## ۵. داده‌ها و نتایج تجربی

### ۱.۵ آزمون داده‌ها

دوره زمانی مورد بررسی این تحقیق فصل اول سال ۱۳۸۳ تا فصل سوم ۱۳۹۷ می‌باشد. متغیرهای تحقیق به صورت لگاریتمی استفاده شده است. داده‌های تولید ناخالص داخلی از مجموعه حساب‌های ملی در مرکز آمار ایران و داده‌های حجم نقدینگی، نرخ ارز، نرخ تورم، و نرخ سود سپرده بانکی از آمارهای اقتصادی بانک مرکزی ایران بدست آمده است. داده‌های شاخص ناطمینانی برمبنای مطالعه اهیر و همکاران (۲۰۱۸) از وب سایت ناطمینانی سیاست اقتصادی<sup>۱</sup> بدست آمده است. این شاخص تغییرات در امور سیاسی، سیاست اقتصادی، اقتصاد داخلی، تراز پرداخت‌های تجاری و به طور کلی عوامل مؤثر بر ریسک را پوشش می‌دهد. این شاخص به صورت فصلی برای کشورهای مختلف و بر مبنای شمارش عبارت‌های مرتبط با ناطمینانی در گزارشات اقتصادی محاسبه شده است، و عدم اطمینان عمومی در اقتصاد را برآورد می‌کند.

در نمودار (۱) روند زمانی شاخص ناطمینانی طی دوره مورد بررسی نشان داده شده است. همانگونه که مشخص است، ناطمینانی دارای نوسان بوده و در بعضی دوره‌ها افزایش و برخی دوره‌ها کاهش می‌یابد اما، به طور کلی ناطمینانی در اقتصاد ایران در سال‌های اخیر روند افزایشی داشته است.



نمودار (۱). روند زمانی شاخص ناطمینانی اقتصادی در ایران.

(منبع: [www.policyuncertainty.com](http://www.policyuncertainty.com))

در جدول (۱) آماره‌های توصیفی متغیرهای تحقیق نشان داده شده است. با بررسی ضریب چولگی (Skewness Coefficient) و ضریب کشیدگی (Kurtosis Coefficient) متغیرهای مورد نظر، به جز دو متغیر  $\ln M$  و  $\ln Y$  سایر متغیرها تفاوت فاحش از توزیع نرمال را نشان می‌دهند.

جدول (۱): آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد استفاده در الگو

آماره‌های توصیفی	$\ln M$	$\ln Y$	$\ln R$	$\ln INF$	$\ln EX$	UI
میانگین	۳/۴۵	۷/۳۰	۲/۹۱	۱/۲۱	۹/۸۱	۰/۱۴
میانه	۳/۴۵	۷/۲۸	۲/۹۴	۱/۲۱	۹/۳۷	۰/۰۹
انحراف معیار	۰/۰۳	۰/۱۰	۰/۰۸	۰/۶۶	۰/۷۵	۰/۱۶
ضریب چولگی	-۰/۱۲	-۰/۰۱	-۰/۴۰	-۰/۶۶	۰/۷۲	۱/۱۲
ضریب کشیدگی	۲/۶۶	۳/۰۸	۱/۵	۴/۴۲	۲/۶۳	۳/۴۳
Jarque-Bera آماره	۰/۴۱	۰/۰۱	(۰/۰۳)	(۰/۰۰)	(۰/۰۶)	۵/۴۸
	(۰/۸۱)	(۰/۹۹)				(۰/۰۰)

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس آماره آزمون جارک - برا (Jarque-Bera) نیز فرضیه صفر نرمال بودن توزیع چهار متغیر دیگر در سطح معناداری ۵ درصد رد شده است. مقادیر ضریب چولگی مثبت نشان از عدم تقارن توزیع سری‌های مورد مطالعه دارد، و دنباله راست بلندتری نسبت به دنباله چپ را نشان می‌دهد. مقادیر ضریب چولگی منفی نیز دنباله چپ بلندتری نسبت به دنباله راست را نشان می‌دهد. براساس مقادیر ضریب کشیدگی نیز توزیع‌های مورد نظر اوج متفاوتی نسبت به توزیع نرمال دارند.

روش‌های معمول اقتصادسنجی مبتنی بر فرض پایایی متغیرهای مورد مطالعه می‌باشد. برای بررسی پایایی متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق از آزمون‌های دیکی - فولر تعییم - یافته (ADF: Augmented Dickey-Fuller) و آزمون فلیپس پرون (PP: Philips, Pron) استفاده می‌شود. بر اساس جدول (۲) متغیرهای درآمد ملی، نرخ تورم و شاخص نااطمینانی پایا از درجه صفر و سایر متغیرها پایا از درجه یک هستند.

جدول (۲): بررسی پایایی متغیرهای الگوی تحقیق

وضعیت پایایی	آزمون دیکی فولر ADF		آزمون فلیپس پرون PP		متغیرها
	آماره آزمون در تفاضل مرتبه اول	آماره آزمون در سطح متغیرها	آماره آزمون در تفاضل مرتبه اول	آماره آزمون در سطح متغیرها	
I(1)	-۶/۶۷	-۲/۲	-۴/۴۹	-۳/۴۲	<b>LnM</b>
I(0)	-	-۵/۹۱		-۳/۲۵	<b>LnY</b>
I(1)	-۷/۳۴	-۲/۲	-۷/۳۴	-۱/۹۸	<b>LnR</b>
I(0)	-	-۴/۹	-	-۴/۷۷	<b>LnINF</b>
I(1)	-۶/۱۷	-۱/۲۲	-۷/۱۷	-۰/۷۵	<b>LnEX</b>
I(0)	-	-۵/۲۴	-	-۵/۲	<b>UI</b>
I(1)	-۸/۶۲	-۰/۶۵	-۸/۵۶	-۰/۷۹	<b>POS</b>
I(1)	-۹/۶۱	-۰/۲۴	-۹/۵۸	-۰/۰۳	<b>NEG</b>

مقدار بحرانی در سطح ۵٪ برابر -۳/۴۹ و در سطح ۱٪ برابر -۴/۱۲ است.

منبع: نتایج تحقیق

## ۲.۵ نتایج تجربی

در این بخش هر دو الگو با لحاظ اثرات متقارن و نامتقارن ناطمینانی با استفاده از داده‌های فصلی برآورد شده است. به دلیل متفاوت بودن درجه پایایی متغیرها، برای بررسی رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها روش ARDL به کار برده شده است.

جدول (۳): نتایج برآورد ضرایب کوتاه‌مدت (ARDL(1, 2, 0, 2, 2, 2)

مدل A: الگو با لحاظ شاخص ناطمینانی کل			
ضریب وقفه ۲	ضریب وقفه ۱	ضریب وقفه ۰	نام متغیر
-	+۰/۸(۲۰/۶۸)*	-	<b>LnM</b>
+۰/۳(۷/۰۹)*	-۰/۰۸(-۱/۵۷)	+۰/۱۵(۳/۰۱)*	<b>LnY</b>
		-۰/۱۸(-۳/۳۱)*	<b>LnR</b>
-۰/۰۰۹(۱/۴۸)	-۰/۰۱(-۲/۴۵)*	-۰/۰۴(-۷/۸۴)*	<b>LnINF</b>
+۰/۰۶(۲/۷۱)*	+۰(-۰/۰۲)	+۰/۰۱(۰/۷۶)	<b>LnEX</b>
-۰/۰۴(-۱/۵۶)	-۰/۰۸(-۲/۹۵)*	-۰/۰۸(-۲/۹۳)*	<b>UI</b>

		-۲/۲۹(-۳/۵۷)*	C
مدل B: الگو با لحاظ اثرات نامتقارن شاخص ناطمینانی			
ضریب وقفه ۲	ضریب وقفه ۱	ضریب وقفه ۰	نام متغیر
-	۰/۸۳(۱۶/۹۱)*	-	LnM
۰/۳۳(۶/۳۸)	-۱/۱۵(-۰/۰۶)	۰/۱۷(۲/۹۶)*	LnY
		-۰/۱۵(-۲/۷۲)*	LnR
-۰/۰۱(۱/۷۳)	-۰/۰۱(-۲/۶۹)*	-۰/۰۴(-۷/۵۹)*	LnINF
۰/۰۷(۲/۷۱)*	۰/۰۸۳	۰/۰۱(۰/۷۰)	LnEX
-	-۰/۰۹(-۱/۴۶)	-۰/۰۷(-۱/۴۸)	POS
-	-۰/۰۵(-۱/۲۱)	-۰/۰۷(-۱/۱۷)	NEG
		-۳/۰۲(-۳/۹۴)*	C

اعداد داخل پرانتز آماره t می‌باشد. \*معنی داری در سطح اطمینان ۹۵٪ را نشان می‌دهد.

#### منبع: نتایج تحقیق

جدول (۳) نتایج برآورد ضرایب کوتاه‌مدت را نشان می‌دهد. در الگوی اول تمام متغیرها به جز نرخ ارز، در سطح ۵٪ معنی دار هستند، یعنی می‌توانند در کوتاه‌مدت تقاضای پول را تحت تأثیر قرار دهند. اثر تقاضای پول با یک وقفه بر خودش مثبت و حدود ۰/۸ است. در الگوی دوم متغیرهای مربوط به افزایش و کاهش ناطمینانی و نرخ ارز معنی دار نیستند. بنابراین، در کوتاه‌مدت تقاضای پول تحت تأثیر این عوامل قرار نمی‌گیرد.

جدول (۴) آزمون همجمعی ARDL را برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها همراه با مقادیر کرانه‌ای ارائه شده توسط پسروان و همکاران (۲۰۰۱) گزارش می‌دهد. نتایج آزمون F نشان می‌دهد در سطح اطمینان ۹۵ درصد رابطه بلندمدت وجود دارد. زیرا آماره F محاسباتی بالاتر از مقدار بحرانی محدوده بالایی است.

#### جدول (۴): آزمون همجمعی ARDL(1, 2, 0, 2, 2, 2)

مدل A: الگو با لحاظ شاخص ناطمینانی کل					
سطح معنی داری ۱٪		سطح معنی داری ۵٪		مقدار آماره F	
کران بالا	کران پایین	کران بالا	کران پایین		
۲/۵۴	۴/۸۳	۲/۶۱	۳/۷۴	*۲۷/۲	
مدل B: الگو با لحاظ اثرات نامتقارن شاخص ناطمینانی					

۱۹ اثرات متقارن و نامتقارن ناطمینانی اقتصادی بر تقاضای پول در ایران (مليحه آشنا)

۳۷۳	۴/۷۰	۲/۴۹	۲/۶۵	*۱۸/۸۸
-----	------	------	------	--------

\* معنی داری در سطح ۱٪ را نشان می دهد.

منبع: نتایج تحقیق

در جدول (۵) برآورد روابط بلندمدت نشان می دهد که تمام ضرایب معنی دار هستند. کشش بلندمدت درآمد ملی معنی دار و مثبت است و نیز بزرگترین ضریب را نسبت به سایر متغیرها دارد. این نشان می دهد که افزایش ۱ درصدی فعالیت اقتصادی به افزایش بیش از ۱ درصد تقاضای پول منجر خواهد شد.

جدول (۵): برآورد ضرایب بلندمدت حاصل از نتایج همگرایی بلندمدت ARDL

مدل A: الگو با لحاظ شاخص ناطمینانی کل			
سطح احتمال	آماره t	ضرایب برآورده شده	نام متغیر
۰/۰۰	۸/۴۶	۱/۹۸	LY
۰/۰۱	-۲/۶۹	-۰/۹۵	LR
۰/۰۰	-۴/۹۱	-۰/۳۳	LINF
۰/۰۰	۵/۴۴	۰/۴۴	LEX
۰/۰۰۱	-۳/۴۱	-۱/۰۸	UI
۰/۰۰	-۷/۶۱	-۱۱/۹۳	C
مدل B: الگو با لحاظ اثرات نامتقارن شاخص ناطمینانی			
سطح احتمال	آماره t	ضرایب برآورده شده	نام متغیر
۰/۰۰	۴/۰۸	۲/۸	LY
۰/۰۲	-۲/۲۷	-۰/۹۹	LR
۰/۰۰	-۲/۷۵	-۰/۴۴	LINF
۰/۰۰	۲/۹۲	۰/۵۸	LEX
۰/۰۰۶	-۲/۹	-۱/۰۳	POS
۰/۰۱	-۲/۳۵	-۰/۸	NEG
۰/۰۰	-۳/۲۷	-۱۸/۸۱	C

منبع: نتایج تحقیق

با توجه به نتایج برآورده، کشش نرخ بهره منفی است و بزرگی ضریب آن نیز نشان می دهد به طور قابل توجهی با عرضه پول مرتبط است، و این بدان معنی است که دارایی های

مالی جایگزینی برای تقاضای پول هستند. کشش نرخ تورم نیز منفی و معنی دار است. این نشان می دهد که دارایی های واقعی جایگزینی برای نگهداری پول در ایران هستند. کشش نرخ ارز مثبت است و نشان می دهد با تغییر نرخ ارز، تقاضای پول همجهت با آن تغییر می کند. نتایج نشان می دهد که شاخص عدم اطمینان سیاست اقتصادی (UI) اثر بلندمدت بر تقاضای پول در ایران دارد، که نشان دهنده یک اثر معکوس است که به موجب آن با افزایش ناطمینانی، مردم پول نقد کمتری تقاضا می کنند.

در الگوی دوم نیز ضرایب معنی دار و مشابه الگوی اول هستند. اما با جداسازی تغییرات مثبت و منفی ناطمینانی (POS, NEG) مشخص شد که ناطمینانی در هر دو حالت افزایش و کاهش، اثر منفی بر تقاضای پول دارد. به طور کلی تغییر در ناطمینانی اقتصادی در بلندمدت آثار نامتقارن بر تقاضای پول دارد. هم افزایش و هم کاهش ناطمینانی تقاضای پول در ایران را کاهش می دهد. با وجود کاهش ناطمینانی ممکن است افراد انتظار بازگشت ناطمینانی را داشته باشند؛ بنابراین، همچنان تقاضای پول خود را کاهش می دهند، البته این کاهش به میزان کمتری است. با توجه به وجود رابطه بلندمدت، می توان الگوی تصحیح خطای را برآورد کرد، تا نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به نوسانات بلندمدت آنها مرتبط کرد.

برآورد عبارت تصحیح خطای (ECT)، در سطح ۱٪ منفی و از نظر آماری معنی دار است، که بیانگر سرعت تعديل متغیرها به سمت تعادل بلندمدت آنها است. سرعت تعديل برای بازگرداندن به تعادل بلندمدت در الگوی پویا تقریباً در هر دوره نسبت به دوره قبل ۰/۱۹ است و حدود ۵ دوره (در این مطالعه دوره ها فصلی هستند) طول می کشد تا هرگونه شوک و عدم تعادل در تابع تقاضای پول اصلاح شود (جدول ۶). در الگوی نامتقارن سرعت تعديل ۰/۱۶ است و اصلاح هرگونه شوک و عدم تعادل در این حالت به زمان بیشتری نیاز دارد.

نتایج تحقیق نشان می دهد که به علت همبستگی منفی بین ناطمینانی و تقاضای تقدینگی، در صورت بروز ناطمینانی، افراد به سایر دارایی ها به عنوان یک ذخیره ارزش توجه دارند و قیمت سایر بازارها نیز با نوسان مواجه می شود. مشابه مطالعه دهمرد و روشن (۱۳۸۸) افزایش ناطمینانی به کاهش تقاضای پول در ایران منجر می شود. همچنین، در این مطالعه تفکیک نوسان ناطمینانی به مقدارهای جزئی مثبت (افزایش) و جزئی منفی (کاهش)، عدم تقارن پاسخ تقاضای پول را به خوبی نشان می دهد.

اثرات متقارن و نامتقارن ناطمینانی اقتصادی بر تقاضای پول در ایران (مليحه آشنا) ۲۱

جدول (۶): برآورد ضرایب در الگوی تصحیح خطأ

مدل A: الگو با لحاظ شاخص ناطمینانی کل			
سطح احتمال	آماره $t$	ضرایب برآورده شده	نام متغیر
۰/۰۰۱	۴/۳۲	۰/۱۵	$\Delta LY$
۰/۰۰	-۸/۰۸	-۰/۷۳	$\Delta LY(-1)$
۰/۰۰	-۹/۸۱	-۰/۰۴	$\Delta LINF$
۰/۰۶	۱/۸۹	۰/۰۰۹	$\Delta LINF(-1)$
۰/۳۵	۰/۹۳	۰/۰۱۸	$\Delta LEX$
۰/۰۰	-۳/۵	-۰/۰۶	$\Delta LEX(-1)$
۰/۰۰	-۳/۳۷	-۰/۰۸	$\Delta UI$
۰/۰۴	۲/۰۵	۰/۰۴	$\Delta UI(-1)$
۰/۰۰	-۱۴/۷۷	-۰/۱۹	$ECT(-1)$

مدل B: الگو با لحاظ اثرات نامتقارن شاخص ناطمینانی			
سطح احتمال	آماره $t$	ضرایب برآورده شده	نام متغیر
۰/۰۰	۵/۱۵	۰/۱۷	$\Delta LY$
۰/۰۰	-۹/۲	-۰/۳۳	$\Delta LY(-1)$
۰/۰۰	-۱۰/۰۴	-۰/۰۴	$\Delta LINF$
۰/۰۲	۲/۴	۰/۰۱	$\Delta LINF(-1)$
۰/۴۰	۰/۸۳	۰/۰۱۷	$\Delta LEX$
۰/۰۰	-۳/۶۹	-۰/۰۷	$\Delta LEX(-1)$
۰/۰۰	-۲/۲۸	-۰/۰۷	$\Delta POS$
۰/۰۰	-۲/۲۷	-۰/۰۷	$\Delta NEG$
۰/۰۰	-۱۳/۸۳	-۰/۱۶	$ECT(-1)$

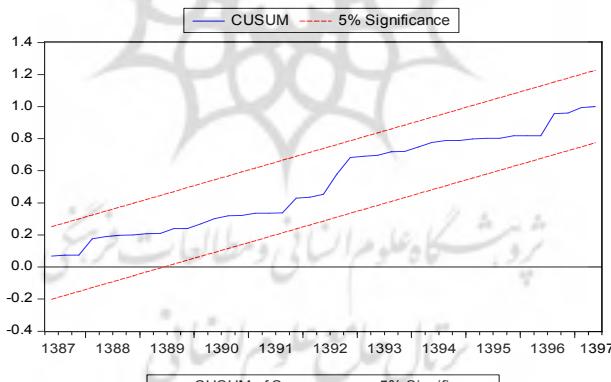
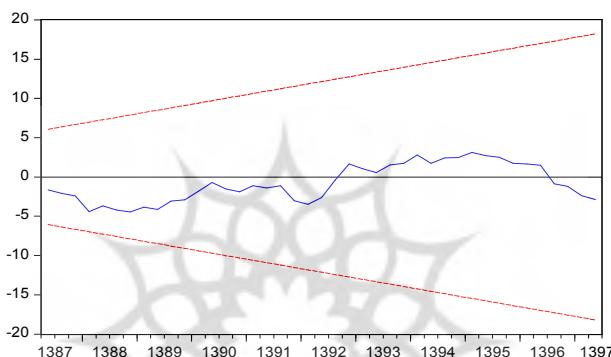
منبع: نتایج تحقیق

برای نشان دادن درستی ثبات الگو از آزمون‌های تشخیص استفاده شده است(جدول ۷). در ادامه آماره‌های تشخیص و نمودارهای مجموع تجمعی پسمندی‌های برگشتی استاندارد شده (CUSUM) و مریع آن (CUSUMQ) ارائه شده است(نمودار ۲).

جدول(۷): نتایج آزمون‌های تشخیص

آزمون تشخیص	متدار آماره	سطح احتمال
ناهمسانی واریانس	۱/۰۷	۰/۴۰
خودهمبستگی	۰/۰۶	۰/۹۳
نرمال بودن جملات اخلال	۰/۰۲	۰/۹۸
فرم تبعی مناسب	۲/۲۱	۰/۱۴

منبع: نتایج تحقیق



نمودار ۲. بررسی پایداری ضرایب برآورد شده

مأخذ: محاسبات تحقیق

آزمون‌های تشخیص نشان می‌دهد الگو از لحاظ فرض‌های کلاسیک با مشکلی روبرو نیست. همچنین، نمودارهای رسم شده بین ناحیه مشخص شده قرار دارند و مرزها را قطع

نمی‌کنند. بنابراین، الگوی برآورده از ثبات لازم برخوردار است و به درستی تبیین شده است.

## ۶. نتیجه و پیشنهادات

ناطمینانی یک چالش اساسی پیش روی عوامل اقتصادی و سیاست‌گذاران است که از عوامل موثر و مهم در بروز نوسانات در اقتصاد کلان به شمار می‌رود. دستیابی به ثبات تقاضای پول برای اقدامات مربوط به سیاست‌های پولی ضروری است. بنابراین، برآورد تابع تقاضای نقدینگی و لحاظ عوامل اثر گذار بر آن می‌تواند به عنوان ابزاری مهم در طراحی سیاست‌های موثر پولی در نظر گرفته شود. در شرایط امروزه با وجود ناطمینانی اقتصادی، نمی‌توان اثر آن بر بازار پول را نادیده گرفت. علاوه بر اثر ناطمینانی بر تقاضای پول، تقارن و عدم تقارن آن نیز می‌تواند برای بررسی آثار دقیق‌تر مد نظر قرار گیرد. نرخی که افراد میزان پول نقد خود را به دلیل افزایش عدم اطمینان تغییر می‌دهند، می‌تواند متفاوت از نرخ تغییر تقاضای پول در هنگام کاهش عدم اطمینان باشد. اگر افزایش ناطمینانی را از کاهش آن جدا کنیم، و با استفاده از آن به تجزیه و تحلیل نامتقارن پیردازیم، می‌توان اثرات متفاوت کاهش و افزایش ناطمینانی در بلندمدت و کوتاه مدت، و تفاوت سرعت تعدلی را در دو حالت نشان داد.

در این مقاله اثر شاخص ناطمینانی سیاست اقتصادی بر بازار پول در ایران در چارچوب الگوی ARDL بررسی شده است. کاربرد این مقاله، لحاظ اثر ناطمینانی سیاست اقتصادی در پیش‌بینی نوسانات بازار پول است. بر اساس نتایج تحقیق عوامل مؤثر بر تقاضای پول شامل درآمد ملی، نرخ بهره، نرخ تورم و نرخ ارز اثر مورد انتظار را دارند. همچنین، شاخص ناطمینانی سیاست اقتصادی در بلندمدت اثر معنی‌دار و منفی بر تقاضای پول دارد. این شاخص با لحاظ اثرات نامتقارن نیز همچنان اثر منفی را نشان می‌دهد. این نتیجه به این معنی است که در صورت افزایش ناطمینانی تقاضای پول کاهش می‌یابد، ولی در صورت کاهش ناطمینانی نیز تقاضای پول با کاهش مواجه می‌شود که نشانه واضحی از پاسخ نامتقارن است. دلیل این امر این است که در شرایط ناطمینانی عوامل اقتصادی به جای دارایی اسمی به دنبال نگهداری دارایی‌های حقیقی هستند (دهمرده و همکاران، ۱۳۸۸). بنابراین، ناطمینانی نقدینگی را به سمت دارایی‌های حقیقی انتقال می‌دهد و تعادل بازار دارایی‌ها به هم می‌خورد و درنتیجه باعث افزایش قیمت دارایی‌های حقیقی می‌شود.

درنهایت این فرایند باعث افزایش انتظارات سفت‌بازی شده و کاهش سرمایه‌گذاری و تولید را ممکن است در بر داشته باشد.

بر اساس نتایج این مطالعه، سیاست‌گذاران می‌توانند ناظمینانی سیاست اقتصادی را به عنوان عاملی مؤثر در پیش‌بینی تقاضا در بازار پول در نظر بگیرند. با توجه به این که آثار تورمی و ضدتورمی رشد یا کاهش حجم پول تا چند دوره دوام دارد، باید در کنترل بازار پول تحلیل‌های لازم صورت گیرد و سیاست‌گذاران اقتصادی این تغییرات را مورد توجه قرار دهند.

به دلیل این که بازار پول بازاری بسیار پویا است و نوسانات آن به سرعت به سایر بازارها منتقل می‌شود، مناسب است که با وجود ناظمینانی سیاست‌های لازم جهت کنترل حجم نقدینگی اعمال شود، تا از نوسانات سایر بازارها جلوگیری شود. در این راستا، بلندمدت بودن سیاست‌های اقتصادی جهت ایجاد ثبات در تصمیم‌گیری عوامل اقتصادی، کاهش نقش مسایل سیاسی در تصمیم‌گیری سیاست‌های اقتصادی دولت، و سیاست‌های پولی، مالی و ارزی همزمان در راستای کنترل ناظمینانی شرایط اقتصادی باید مدنظر قرار گیرد. برای پژوهش‌های بعدی بررسی اثرات متقابل نوسان ناظمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی و جهانی و دیگر متغیرهای کلان اقتصادی، و بررسی اثر ناظمینانی و کنترل آن بر کارایی سیاست‌های پولی و مالی قابل بررسی است.

## پی‌نوشت

1. [https://www.policyuncertainty.com/wui\\_quarterly.html](https://www.policyuncertainty.com/wui_quarterly.html).

## کتاب‌نامه

ادیب‌پور، مهدی، الهامی، مریم (۱۳۹۴). تأثیر ناظمینانی نرخ ارز بر تقاضای پول در ایران. دوفصلنامه اقتصاد پولی مالی، ۱۰(۱)، ۵۷-۳۶.

بافنده ایماندوست، صادق، قاسمی، حسام الدین (۱۳۹۰). بررسی عوامل موثر بر تقاضای پول ایران با استفاده از رویکرد میانگین‌گیری بیزی، دوفصلنامه اقتصاد پولی مالی، ۱۸(۱)، ۱۰۵-۱۲۲.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۸۳-۱۳۹۷). گزیده آمارهای اقتصادی.

جعفری صمیمی، احمد، علمی، زهرا، صادق زاده یزدی، علی (۱۳۸۵). بررسی ثبات تقاضای پول در ایران کاربرد روش جوهانسون-جوسلیوس. تحقیقات اقتصادی، ۴۱(۱)، ۱۹۱-۲۲۵.

حیدرپور، افشن، پورشهابی، فرشید (۱۳۹۱). تبیین آثار ناطمینانی اقتصادی بر متغیرهای کلان اقتصاد (مطالعه موردی، ایران). *فصلنامه مجلس و راهبرد*, ۷۱، ۱۴۸-۱۲۵.

خلیلی عراقی، عباسی نژاد، حسین، گودرزی فراهانی، یزدان (۱۳۹۲). برآورد تابع تقاضای پول در ایران با رویکرد مدل‌های تصحیح خطأ و همجمعی. *دوفصلنامه اقتصاد پولی مالی*, ۲۰(۵)، ۱-۲۶.

دهمرده، نظر، روشن، رضا (۱۳۸۸). بررسی تأثیر ناطمینانی اقتصادی بر تقاضای پول: مطالعه موردی ایران. *تحقیقات اقتصادی*, ۴۴(۳)، ۶۸-۹۳.

دهمرده، نظر، صدری، مهدی، شهابی‌پور، فرشید (۱۳۸۸). مدل‌سازی ناطمینانی تورم در اقتصاد ایران. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*, ۵۰(۱۷)، ۹۲-۷۷.

رضازاده، علی (۱۳۹۸). رابطه تورم، ناطمینانی تورم و رشد اقتصادی در ایران: رویکرد غیرخطی مارکوف-سوئیچینگ. *بررسی مسائل اقتصاد ایران*, ۲۶(۲)، ۳۷-۶۶.

شیرین بخش، شمس‌الله (۱۳۸۴). بررسی ارتباط تقاضای پول با عوامل موثر بر آن، رهیافت آزمون کرانه‌ها. *پژوهشنامه اقتصادی*, ۵(۱۶)، ۱۳۳-۱۵۲.

شهرستانی، حمید، شریفی‌رنانی، حسین (۱۳۸۷). تخمین تابع تقاضای پول و بررسی ثبات آن در ایران. *تحقیقات اقتصادی*, ۴۳(۲)، ۱-۲۷.

قربانی، فهمیله، دین‌محمدی، مصطفی، جباری، امیر (۱۳۹۷). بررسی تأثیر ادوار تجاری بر سوددهی بانک‌های دولتی و خصوصی در ایران (طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۸۴). *بررسی مسائل اقتصاد ایران*, ۵(۲)، ۵۳-۷۸.

مرکز آمار ایران. (۱۳۹۷-۱۳۸۳). حساب‌های ملی ایران. مصطفوی، سید مهدی، یاوری، کاظم (۱۳۸۷). تخمین تابع تقاضای پول با استفاده از سری‌های زمانی و همجمعی در اقتصاد ایران ۱۳۶۷-۱۳۸۳. *دانش و توسعه*, ۲۰، ۱۲۵-۱۴۵.

ظاهری، رضا (۱۳۹۴). ناطمینانی تقاضای پول در ایران. *پژوهشنامه اقتصاد کلان*, ۲۰(۱۰)، ۱۰۰-۱۳۱.

هیبتی، رضا، شجری، هوشنگ، و صمدی، سعید (۱۳۹۵). اندازه‌گیری ناطمینانی در اقتصاد کلان. *فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی*, ۲۸، ۲۵۰-۲۲۳.

Arango, S., & Nadiri, M. (1981). Demand for Money in Open Economies. *Journal of Monetary Economics*, 7(1), 69–83.

Ahir, H., Bloom, N., & Furceri, D. (2018). The World Uncertainty Index. Data access from [https://www.policyuncertainty.com/wui\\_quarterly.html](https://www.policyuncertainty.com/wui_quarterly.html).

Arango, S., & Nadiri, M. (1981). Demand for money in open economies. *Journal of Monetary Economics*, 7(1), 69–83.

Atta-Mensah, J. (2004). Money demand and economic uncertainty. Bank of Canada, Working paper 2004-25.

Banerjee, A., Dolado, J., & Mestre, R. (1998). Error-correction mechanism tests in a single equation framework. *Time Series Analysis*, 19, 267–285.

- Bahmani-Oskooee, M., & Maki Nayeri, M. (2020). Policy uncertainty and the demand for money in the United Kingdom, Are the effects asymmetric. *Economic Analysis and Policy*, 66(3), 76–84.
- Bahmani-Oskooee, M., & Maki Nayeri, M. (2018). Policy Uncertainty and the Demand for Money in Korea, An Asymmetry Analysis. *International Economic Journal*, 32(2), 219-234.
- Bahmani-Oskooee, M., & Maki Nayeri, M. (2019). Asymmetric Effects of Policy Uncertainty on the Demand for Money in the United States. *Journal of Risk and Financial Management*, 12(1), 1-13,
- Bahmani-Oskooee, M., Xi, D., & Wang, Y. (2012). Economic and monetary uncertainty and the demand for money in China. *The Chinese Economy*, 45(6), 26-37.
- Bahmani-Oskooee, M., & Xi, D. (2011). Economic uncertainty, monetary uncertainty and the demand for money in Australia. *Australian Economic Papers*, 50(4), 115-128.
- Baker, S.R., Bloom, N. & Davis, S.J. (2016). Measuring Economic Policy Uncertainty. *Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593–1636.
- Baumol, W. J. (1952). The transactions demand for cash. An inventory theoretic approach. *Quarterly journal of Economics*, 66(4), 545-556.
- Bathalomew, D., & Kargbo, S. M. (2009). Exchange rates and monetary dynamics in Sierra Leone, Evidence from a modified money demand function. *Journal of Monetary and Economic Integration*, 9(2), 114-137.
- Bloom, N., Kose, M. A., & Terrones, M. E. (2013). Held back by uncertainty. *Finance and Development*, 50(1), 38-41.
- Brüggemann, I., & D. Nautz. (1997). Money Growth Volatility and the Demand for Money in Germany, Friedman's Volatility Hypothesis Revisited. *Review of World Economics*, 133 (3), 523–537.
- Choi, W. G., & Oh, S. (2003). A money demand function with output. *Journal of Money, credit, and Banking*, 35(5), 685-709.
- Civcir, I. (2003). Money Demand, Financial Liberalization and Currency Substitution in Turkey. *Journal of Economic Studies*, 30 (5), 514–534.
- Cziráky, D., & Gillman, M. (2006). Money Demand in an EU Accession Country, A VECM Study of Croatia. *Bulletin of Economic Research*, 58 (2), 105–127.
- Davis, S.J. (2016). An Index of Global Economic Policy Uncertainty. Becker Friedman Institute for Research in Economics, Working Paper, 2016-24. Available at: SSRN:<https://ssrn.com/abstract/2852531>.
- Domowitz, I., & Elbadawi, I. (1987). An Error-Correction Approach to Money Demand: The Case of Sudan. *Journal of Development Economics*, 26 (2), 257–275.
- Duca, J. V., & Saving, J. L. (2018). What Drives Economic Policy Uncertainty in the Long and Short Runs: European and US Evidence over Several Decades. *Journal of Macroeconomics*, 55, 128–145.
- Engle, R.F., & Granger, C.W.J. (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55, 251–276.

۲۷ اثرات متقاضن و نامتقاضن ناطمنانی اقتصادی بر تقاضای پول در ایران (مليحه آشنا)

- Fang, L., Chen, B., Yu, H. & Qian, Y. (2018). The Importance of Global Economic Policy Uncertainty in Predicting Gold Futures Market Volatility: a GARCH-MIDAS approach. *Journal of Futures Markets*, 38(3), 413–422.
- Friedman, M. (1956). The Quantity Theory of Money: A Restatement. In Friedman, M, (Ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*. University of Chicago Press, Chicago, 1956.
- Friedman, B. M. (1984). Lessons from the 1979-1982 monetary policy experiment. *American Economic Review*, 74(2), 382-387.
- Gerlach, S., & Svensson, L. E. O. (2003). Money and Inflation in the Euro Area: A Case for Monetary Indicators. *Journal of Monetary Economics*, 50 (8), 1649–1672.
- Goldfeld, S. M. (1973). The demand for money revisited. *Brookings Papers on Economic Activity*, 3, 557-638.
- Harb, N. (2004). Money Demand Function: A Heterogeneous Panel Application. *Applied Economics Letters*, 11 (9), 551–555.
- Higgins, M. L., & Majin, S. (2009). Inflation uncertainty and money demand. *Applied Economic Letters*, 16(November), 1323-1328.
- Jackman, M. (2010). Money demand and economic uncertainty in Barbados. *The Empirical Economics Letter*, 10, 1-15.
- Junttila J., & Vataja J. (2018). Economic policy uncertainty effects for forecasting future real economic activity, *Economic Systems*, 42(4): 569–583.
- Keynes, J. M. (1936). The general theory of employment, interest, and money. Macmillan.
- Li, T., Ma, F., Zhang, X. & Zhang, Y. (2019). Economic Policy Uncertainty and the Chinese Stock Market volatility: Novel Evidence. *Economic Modelling*, 87(May), 24-33.
- Lim, S., & Gan, P. (2015). The Demand for Money and Economic Uncertainty. *International Business Education Journal*, 8(1), 15-21.
- Ozturk, I., & Acaravci, A. (2008). The demand for money in transition economies. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 2, 35-43.
- Pesaran, M., Shin, Y., & Smith, R. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- Shin, Y., Yu, B.C., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In: Sickels, R., Horrace, W. (Eds.), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications*. Springer, pp. 281–314.
- Sriram, S. (1999). Survey of literature on demand for money: Theoretical and empirical work with special reference to error-correction models. IMF Working Paper, WP/99/64, 1-77.
- Siklos, P. L., & Barton, A. G. (2001). Monetary Aggregates as Indicators of Economic Activity in Canada: Empirical Evidence. *Canadian Journal of Economics*, 34 (1), 1-17.
- Tobin, J. (1958). Liquidity preference as behavior towards risk. *The review of economic studies*, 25(2), 65-86.