

## Macroeconomic Analysis of RamzRial

### A DSGE Approach

**Hossein Esfandiar\*** 

Ph.D. Candidate in Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

**Teymour Mohammadi** 

Economics Professor, Faculty of Economics, Allame Tabatabaei University, Tehran, Iran

#### Abstract

Thanks to the Blockchain, the future of banking can take place without intermediaries, and in this regard, Central Bank Digital Currency and stablecoins of BigTechs companies are mentioned as the main competitors of the new monetary era. Based on this fact, in this article, using a DSGE model, in the period Q1 1388 to Q4 1400, economic effects of issuance of RamzRial (Iranian CBDC) was modeled. In our model, RamzRial is an account-based, widely available to the general public, interest-bearing and cash complementary money. The results of the model based on the data and calibration indicate that the issuance of RamzRial, while diversifying central bank (CB) tools, will improve the effectiveness of monetary policies in the event of (supply and demand) external shocks. One of the significant results, especially for stagflation condition of Iran's economy, says that through issuing (an appropriate amount of) RamzRial the CB can implement disinflation programs while reducing its unwanted negative effects on the production. Also, the results prove that the most important factor affecting the transmission mechanisms is the dynamics of transaction cost deviations. Finally, considering the Increasing momentum of using electronic payment solutions in Iran, and as a result of the disappearance and obsolescence of the use of cash, the CB can continue to provide liquidity services more effectively by RamzRial, while maintaining its direct relationship with the people.

**Keywords:** CBDC, RamzRial, Monetary Policy, Transaction Costs, DSGE.

**JEL Classification:** D53, E42, E43, E58

\* Corresponding Author: h.esfandiar@atu.ac.ir

**How to Cite:** xxxxxxx

## ارزیابی اقتصادی انتشار رمزریال با رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی

حسین اسفندیار \*



دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

تیمور محمدی



استاد تمام دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

### چکیده

به لطف فناوری زنجیره بلوک آینده بانک‌داری می‌تواند بدون واسطه‌ها (بالاخص بانک‌ها) رقم بخورد و از همین رو از ارز دیجیتال بانک مرکزی و رمزارز باثبات کمپانی‌های بزرگ فناوری بعنوان رقبای اصلی نظام نوین پولی یاد می‌شود. بر همین اساس در این مقاله با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، در بازه زمانی ۱۳۸۸:۱ تا ۱۴۰۰:۴ اثرات اقتصادی انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی ایران (رمزریال) مدل‌سازی و مورد تحلیل قرار گرفت. در مدل ما، رمزریال به صورت حساب پایه، در دسترس عموم، با قابلیت وضع نرخ بهره و مکمل پول نقد طراحی و نتایج اجرای سیاست‌های قاعده کمی و قیمتی با حضور رمزریال ارائه شد. نتایج مدل براساس داده‌ها و کالیبراسیون از این حکایت دارد که انتشار رمزریال ضمن متنوع‌سازی ابزارهای بانک مرکزی، موجب ارتقاء اثرگذاری سیاست‌های پولی در صورت وقوع تکانه‌های بیرونی (طرف عرضه و تقاضا) می‌گردد. از نتایج قابل توجه، بالاخص برای اقتصاد دچار رکود-تورمی ایران این است که بانک مرکزی با انتشار (حجم مناسبی از) رمزریال، می‌تواند با کاهش اثرات منفی وارد به توان تولیدی کشور، به اجرای برنامه‌های ضدتورمی خود پردازد. هم‌چنین در کنار اثرگذاری بر سطح تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری و اشتغال، نتایج مدل نشان می‌دهد که با معرفی رمزریال به موازات مانده‌های پول نقد، مهم‌ترین عامل موثر بر سازوکار انتقال، پویایی‌های انحراف هزینه مبادله است. در نهایت با عنایت به شتاب روزافزون استفاده از راه‌حل‌های پرداخت الکترونیک در کشور، و در نتیجه محو و منسوخ شدن استفاده از پول نقد، بانک مرکزی می‌تواند با ارائه رمزریال، ضمن حفظ ارتباط مستقیم خود با آحاد مردم، کارا تر به تداوم ارائه خدمات نقدینگی پردازد.

کلیدواژه‌ها: ارز دیجیتال بانک مرکزی، رمزریال، سیاست‌های پولی، هزینه‌های مبادله، تعادل عمومی پویای تصادفی.

## طبقه‌بندی JEL: D53, E42, E43, E58

## ۱. مقدمه

ظهور بیت‌کوین در بحبوحه بحران مالی ۲۰۰۸، تغییرات شگرفی در بخش مالی و بانکی ایجاد و راه‌حل‌ها و مفاهیم جدیدی را فراگیر کرد. از آن‌جا که ایده اکثر این ابزارها، همانند ایده‌ی محوری ناکاموتو<sup>۱</sup>، انجام تراکنش‌ها بدون حضور طرف سوم است، بسیاری از بانک‌های مرکزی در سرتاسر دنیا را مجاب کرد تا به دقت این تحولات را دنبال کنند. در همین راستا بانک‌های مرکزی هم به منظور یافتن راه‌حلی برای بازیابی آقایی<sup>۲</sup> خود (که با خارج شدن پول نقد از گردونه معاملات تضعیف شد)، و هم بهبود عملکردشان با استفاده از ابتکارات جدید، ابزار جدیدی به نام ارز دیجیتال بانک مرکزی<sup>۳</sup> را ارائه نمودند. اگرچه انتشار این ارز جدید امکانات بیشتری را در اختیار بانک‌های مرکزی قرار می‌دهد اما وجود سوالات و ابهامات در خصوص آثار اقتصادی آن موجب شده تا بسیاری از کشورها از انتشار سریع آن خودداری کنند.

متعاقباً در کشور ما نیز موضوع ارز دیجیتال بانک مرکزی، وارد فضای دانشگاهی، سیاست‌گذاری و اجرایی شد اما جای خالی تحلیل اقتصادی مبتنی بر مدل‌سازی کلان خالی بود. بر همین اساس به منظور بررسی آثار انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی بر سیاست‌های پولی کشور، مدل‌سازی با استفاده از رهیافت تعادل عمومی پویا تصادفی<sup>۴</sup> در بازه ابتدا ۱۳۸۸ تا انتهای ۱۴۰۰، انجام شد. نتایج نشان می‌دهد که انتشار رمزریال، باعث بهبود اثرگذاری سیاست‌های پولی بانک مرکزی شده و برای اجرای سیاست‌های ضد رکود-تورمی بسیار مناسب خواهد بود.

در ادامه این مقاله در بخش ۲ به مرور مبانی نظری و پیشینه‌ی پژوهشی در این حوزه می‌پردازیم و در بخش ۳ مدل انتشار رمزریال با استفاده از رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی و کالیبراسیون ارائه می‌شود. در بخش ۴ یافته‌ها و توابع ضربه-پاسخ<sup>۵</sup> مستخرج از مدل مورد بحث و بررسی قرار می‌گیرد و در انتها، در بخش ۵، نتایج حاصل از تحقیق و توصیه‌های سیاستی ارائه می‌شود.

<sup>1</sup> Satoshi Nakamoto

<sup>2</sup> Sovereign

<sup>3</sup> Central Bank Digital Currency (CBDC)

<sup>4</sup> Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)

<sup>5</sup> Impulse respons

## ۲.۱. مبانی نظری

انتشار مقاله‌ی «بیت کوین؛ نظام پول نقد الکترونیک نظیر به نظیر»<sup>۱</sup> ناکاموتو قواعد بازی جدیدی در عرصه پولی رقم زد. در این مقاله‌ی مفهومی به نام «بیت کوین» مطرح شد که حول محور داده‌های ذخیره‌شده درون بلوک‌های متصل به هم، قابل تبادل و غیرقابل خدشه و تغییر می‌شود و هدف از ابداع چنین ابزاری مقابله با نظام پولی و مالی‌ای عنوان شد که اقتصاد را در انحصار و کنترل بانک‌ها، موسسات بزرگ مالی و دولت‌ها قرار می‌دهد. گرچه عمل کرد انحصاری، ناشفاف و متمرکز نهاد بانک مرکزی در مدیریت عرصه‌ی پول طی دوره‌های متمادی مورد انتقاد بوده اما با تشدید تفویض قدرت خلق پول به بانک‌های تجاری، بواسطه‌ی ثبت رایانه‌ای اسناد و بی‌پشتوانه شدن پول<sup>۲</sup>، نه تنها انفعال بانک‌های مرکزی در تنظیم گری و اعمال سیاست‌های پولی، بلکه شکاف‌های درآمدی و دسترسی به اعتبار نیز تشدید شد. اما این که آیا رمزارزها می‌توانستند در کسوت پول ظاهر شوند و این که چه تهدیداتی را متوجه نظام بانکداری مرسوم می‌کردند دغدغه‌ای بود که از ابتدای دهه‌ی ۲۰۱۰ پرننگ‌تر شد. در نتیجه این رخ دادها، بانک‌های مرکزی چاره را در انتشار ارز دیجیتال خود یافتند و دلایل متعددی برای جذابیت انتشار این ارز جدید وجود داشت: فراگیری مالی، کارایی پرداخت و اقتصاد رفاه. این ارز دیجیتال به مثابه ابزار سیاست پولی، بانک‌های مرکزی را قادر می‌سازد تا بانک‌های تجاری را از پیش راه برداشته و به صورت مستقیم بر انتظارات افراد اثر بگذارند و حتی بسیار زودتر از قبل، واکنش درخور به کنش‌ها و رفتارهای مالی افراد جامعه نشان دهند. اما از سوی دیگر، هزینه‌های بالایی از قبیل جوانب عملیاتی، ابهام اثرات انتشار بر کلیت نظام مالی و اقتصادی، انجام مذاکره با همه‌ی بازیگران، ترسیم دستورالعمل‌های لازم، نظارت بر فرایندهای پیش و پس از پیاده‌سازی و ... قابل اغماض نبود. ارز دیجیتال بانک مرکزی در واقع «در دسترس گسترده‌تر قرار دادن ذخایر بانک مرکزی نه فقط برای هم‌تایان کنونی» است و بی‌شبهت به استیبل کوین‌ها نیست. اما نکته مهم لحاظ سطح‌بندی و تنوع کاربردی این ارز است؛ با اهداف خرد یا کلان؟ شاید بهترین تفسیر از ویژگی‌های ارز دیجیتال بانک مرکزی، دیاگرام ون مشهور به گل پول<sup>۳</sup> (Bech & Garratt, 2017) است. همانطور که در شکل ۱ دیده می‌شود ویژگی‌هایی از جمله دیجیتالی، توکن

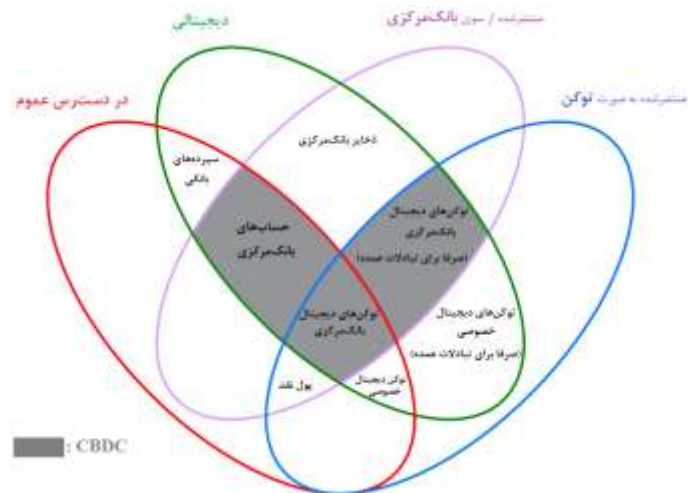
<sup>1</sup> Bitcoin: A Peer-to-Peer Electronic Cash System

<sup>2</sup> Fiat Money System

<sup>3</sup> Money Flower

و نظریه‌نظیر بودن و انتشار از سوی بانک مرکزی در هر دو نوع از اشکال ارز دیجیتال بانک مرکزی (خرد و کلان) مشترک است و تفاوت در سطح دسترسی در دو نوع خرد و کلان ارز دیجیتال بانک مرکزی است.

شکل ۱. گل پول



ماخذ: Bech & Garratt, 2017

بر اساس گزارش بانک تسویه حساب‌های بین‌المللی<sup>۱</sup>، حداقل ۹۰٪ بانک‌های مرکزی دنیا در حال آزمایش ارز دیجیتال خود هستند و ۴۰٪ از آن‌ها تا ۶ سال آینده این ارز را منتشر خواهند کرد (Kosse & Mattei, 2022) و می‌توان مهم‌ترین مولفه‌های این ارز دیجیتال را به صورت زیر برشمرد:

حد پایین صفر<sup>۲</sup>: تعهدات بانک مرکزی در مقدار پایه پولی در گردش و نرخ بهره ذخایر منعکس می‌شود. در مواقعی که نرخ بهره اسمی کوتاه‌مدت صفر یا نزدیک به آن باشد عملاً منجر به وقوع دام نقدینگی<sup>۳</sup> و محدودسازی ظرفیت بانک مرکزی در تحریک رشد اقتصادی می‌شود. علت اصلی این رخداد انتشار پول کاغذی است چرا که به صورت موثری نرخ بهره اسمی صفر را تضمین می‌کند و نقش کف نرخ بهره را بازی می‌کند. بر همین اساس، همان‌طور که هالدن<sup>۴</sup> (۲۰۱۵) استدلال می‌کند، در صورت جایگزینی کامل ارز دیجیتال

<sup>1</sup> BIS

<sup>2</sup> Zero lower bound

<sup>3</sup> Liquidity trap

<sup>4</sup> Haldane, A.

بانک مرکزی با پول نقد این مسئله به طور کامل مرتفع خواهد شد زیرا در این وضعیت نرخ بهره‌ی این رمزارز نقش کف نرخ بهره را بازی خواهد کرد.

*ابزار ثانویه*: ارائه ابزار جدید در جعبه ابزار حاکمیت پولی یکی دیگر از **مشخصه‌های** ارزش دیجیتال بانک مرکزی است که مورد تاکید صاحب‌نظران این حوزه است. باردیر و کامهاف<sup>۱</sup> (۲۰۱۶) استدلال می‌کنند که یک رژیم مبتنی بر این ارزش دیجیتال می‌تواند از طریق مقداری یا قیمتی (در جهت خلاف چرخه‌ای) با در اختیار قرار دادن ابزار سیاستی ثانویه به ثبات‌سازی چرخه تجاری کمک کند. این ابزار ثانویه به لطف کاهش نرخ بهره حقیقی، کاهش در نرخ انحراف مالیاتی و هزینه پایین تر تراکنش، می‌تواند سطح تولید ناخالص داخلی را حدود ۳٪ ارتقاء دهد. البته نظرات مخالف نیز در این زمینه وجود دارد و برای نمونه مانسینی-گرفولی و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۱۸) معتقدند که انتشار ارزش دیجیتال بانک مرکزی بر کانال‌های انتقال سیاست‌های پولی بی‌تاثیر است.

سیاست پولی نامتعارف: از مهم‌ترین اتفاقات بحران مالی ۲۰۰۸، رواج سیاست‌های پولی نامرسوم همچون تسهیل مقداری و پول هلی کوپتری است. در تسهیل مقداری در واقع بانک‌های مرکزی با خلق پول دارایی‌های مالی بخش خصوصی را خریداری می‌کنند. اما در حال حاضر این سیاست تنها از کانال بانک‌های تجاری صورت می‌گیرد و در صورت دسترسی عمومی به ارزش دیجیتال بانک مرکزی، تسهیل مقداری می‌تواند مستقیماً به مشارکت‌کنندگان غیربانکی نیز منتقل شود و موجب هدفمندتر شدن این سیاست گردد. سیاست پول هلی کوپتری، اساساً در جهت عکس تسهیل مقداری است و بانک‌های مرکزی بدون این که طرف دارایی در ترازنامه‌شان را افزایش دهند، با خلق اثرات دائمی، پول می‌بخشند. دایسون و هاجسون (۲۰۱۶) بر این باورند که ارزش دیجیتال بانک مرکزی می‌تواند از طریق سازوکار پول هلی کوپتری برای شهروندان به عنوان ابزاری برای افزایش تقاضای کل مورد استفاده قرار گیرد و تحقق هدف ثبات قیمتی را آسان‌تر می‌کند.

برخی از اختلاف نظرها در مورد نحوه و شدت اثر انتشار ارزش دیجیتال بانک مرکزی بر سیاست‌های پولی ریشه در میزان گستردگی انتشار این رمزارز و مولفه‌های اقتصادی در طراحی آن دارد. بسیاری بر این باورند که انتشار ارزش دیجیتال بانک مرکزی اگر صرفاً در سطح کلان و در میان موسسات بزرگ پولی-مالی باشد، احتمال وقوع اثرات شدید بر اقتصاد

<sup>1</sup> Barrdear, J., & Kumhof, M.

<sup>2</sup> Mancini-Griffoli, T., et al.

بسیار کم است. اما اگر این ارزش دیجیتال در سطح خرد و در دسترس عموم مردم قرار بگیرد تحلیل‌ها کاملاً متفاوت می‌شود چرا که تغییرات ترازنامه‌ای قابل توجهی در نظام پولی رقم می‌زند. همچنین باید توجه داشت که تحلیل‌های نظری در مورد اثرات انتشار ارزش دیجیتال بانک مرکزی حتی در سطح خرد نیز با توجه به نوع طراحی و مدل اجرا متفاوت است. اینکه نقش بانک‌های تجاری موجود در این پارادایم جدید چه باشد، اینکه نرخ بهره اعمال شود یا نه، اینکه انتشار این ارزش دیجیتال حاکمیتی از کانال حساب‌های بانکی باشد یا به صورت توکن، اثرات به شدت متفاوتی در اجرا به دنبال خواهد داشت.

## ۲.۲. پیشینه پژوهش

در حالت کلی موضوعات مهم این حوزه حول سه محور قرار می‌گیرد؛ اثرات انتشار ارزش دیجیتال بانک مرکزی بر: بانک‌های تجاری (نظام بانکداری)، ابزارهای بانک مرکزی (سیاست‌های پولی)، و مالیه بین‌الملل (اقتصاد سیاسی).

**تأثیر بر بخش بانکی:** اساساً، ارزش دیجیتال بانک مرکزی می‌تواند به عنوان یک جایگزین برای سپرده‌های بانک‌های تجاری عمل کند. در مواجهه با چنین جایگزینی، بانک‌های تجاری ممکن است با تغییر نرخ سپرده واکنش دهند و به دلیل تأثیر ناشی از آن بر هزینه تأمین مالی، شرایط اعطای وام تغییر کند. در نتیجه، هم مقدار سپرده‌های بانکی و هم حجم وام‌دهی بانک ممکن است با معرفی این ارزش دیجیتال تحت تأثیر قرار گیرد.

آندولفاتو (۲۰۲۱)<sup>۱</sup> نشان می‌دهد چون ارزش دیجیتال بانک مرکزی شرایط مطلوب‌تری را (از نظر اعتماد و امنیت) برای سپرده‌گذاران ایجاد می‌کند، هم به دلیل تشویق سپرده‌گذاران موجود به پس‌انداز بیشتر و هم از طریق تشویق افرادی خارج چتر نظام بانکی به ورود در این محیط، تقاضا برای سپرده‌ها افزایش می‌یابد. از این رو، فشار رقابتی اعمال شده توسط ارزش دیجیتال بانک مرکزی در واقع می‌تواند منجر به گسترش پایگاه سپرده‌گذاران بانک‌ها شود. با این حال، ممکن است که پاداش تعلق گرفته به این ارزش دیجیتال، سود بانک‌ها را کاهش دهد، اما این لزوماً منجر به نرخ‌های بالاتر وام نمی‌شود.

<sup>1</sup> Andolfatto, D.

برونرمیر و نیپلت (۲۰۱۹)<sup>۱</sup> نشان می‌دهند که اگر سپرده‌ی خانوار با ارزش دیجیتال بانک مرکزی مبادله شود، تا زمانی که کسری سپرده در این حالت با وام‌های بانک مرکزی به بانک‌های تجاری جایگزین شود، تأثیری بر تخصیص تعادلی نخواهد داشت. تانگ و جیاو<sup>۲</sup> (۲۰۲۱) با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نشان می‌دهند که اثر اصلی انتشار ارزش دیجیتال بانک خلق چین بر روی سپرده‌های بانکی محدود است و ۰٫۱۵٪ به ارتقاء رشد اقتصادی این کشور کمک می‌کند. جمع‌بندی نویسندگان این است که اثر کلان اقتصادی انتشار این ارزش مثبت بوده و موجب کاهش نسبت اهرم‌سازی و ریسک مالی می‌شود.

وانگ و هم‌کاران<sup>۳</sup> (۲۰۲۲) نتیجه می‌گیرند که هر ۱ درصد افزایش در نرخ بهره ارزش دیجیتال بانک مرکزی، احتمال ورشکستی بانک‌ها را حدود ۱٫۱ درصد افزایش می‌دهد. چاپمن و هم‌کاران<sup>۴</sup> (۲۰۲۳) نیز نشان می‌دهند که تأثیر انتشار ارزش دیجیتال بانک مرکزی بر سپرده‌های بانکی در ایالات متحده به محدوده نرخ بهره این ارزش جدید بستگی دارد: اگر کمتر از نرخ بهره سپرده‌های بانکی باشد، تأثیری بر فعالیت بانک‌ها نخواهد داشت. با این حال، اگر نرخ بهره این ارزش دیجیتال خیلی بالا باشد، بانک‌ها سپرده‌ها و وام‌های خود را کاهش می‌دهند.

**تأثیر بر سیاست‌های پولی:** ارزش دیجیتال بانک مرکزی، به‌عنوان شکل جدیدی از پول حاکمیتی، این پتانسیل را دارد که یا در قامت یک ابزار جدید سیاست پولی، یا اثر بر انتخاب پرتفوی خانوار، و یا آغازگر بحران بانکی، بر اهداف بانک مرکزی و ثبات مالی اثر بگذارد. باردیر و کامهاف (۲۰۱۶) متوجه شدند که معرفی ارزش دیجیتال بانک مرکزی نرخ بهره و انحراف مالیات را کاهش و در نتیجه تولید ناخالص داخلی را افزایش می‌دهد. مینینگ و هم‌کاران<sup>۵</sup> (۲۰۱۸) نیز به این نتیجه رسیدند که سیاست پولی از طریق تنوع در قیمت و مقدار ارزش دیجیتال بانک مرکزی، می‌تواند بهتر از الان عمل کند و فرایند گذار با داشتن این ابزار سیاستی حتی قوی‌تر خواهد بود.

<sup>1</sup> Brunnermeier, M. K., & Niepelt, D.

<sup>2</sup> Tong, W., & Jiayou, C.

<sup>3</sup> Wang, Y., et al.

<sup>4</sup> Chapman, J., et al.

<sup>5</sup> Meaning, J., et al.



فرناندز-ویلاورده و هم کاران<sup>۱</sup> (۲۰۲۱) فرض می‌کنند که ارز دیجیتال بانک مرکزی به عنوان سپرده نزد بانک مرکزی نگه‌داری می‌شود و اگر یک بحران در این سپرده‌ها ایجاد شود و در صورت افزایش سطح قیمت در صورت وقوع بحران، بانک مرکزی می‌تواند به طور موثر ارزش واقعی برداشت‌ها را کاهش دهد، بنابراین از وقوع بحران بانکی جلوگیری می‌کند. با این حال، این افزایش سطح قیمت، به قیمت قربانی کردن هدف گذاری تورمی خواهد بود. حتی اگر بانک مرکزی موظف به حفظ ثبات قیمت‌ها باشد، در صورت وقوع یک بحران بزرگ نمی‌تواند این کار را انجام دهد.

*اثرات اقتصاد سیاسی:* جنبه اقتصاد سیاسی ارز دیجیتال بانک‌های مرکزی، یکی از پرتنش‌ترین جوانب انتشار این ارزهاست که می‌تواند بر مالیه بین‌الملل، هژمونی دلار ایالات متحده و در نتیجه، مقوله تحریم‌های بانکی و مالی سایه بیافکند. بوکلی و ترزینسکی<sup>۲</sup> (۲۰۲۳) بر این باورند که ارز دیجیتال بانک مرکزی خطری برای تسلط دلار خواهد بود به ویژه اگر از سوی کشورهای ائتلاف بریکس<sup>۳</sup> باشد و معتقدند که تحریم‌های بی‌سابقه غرب علیه روسیه موجب تقویت این موضع از سوی این کشورها شده است. آن‌ها اشاره دارند، اگر ارز دیجیتال این کشورها، بالاخص چین، در سطح فرامرزی باشد در آن صورت، پتانسیل زیادی در دستیابی به بهره‌وری بالاتر در نظام پرداخت‌های مرتبط با تجارت فرامرزی، سرمایه‌گذاری‌ها و حواله‌ها خواهد داشت.

والتر<sup>۴</sup>، عضو هیئت رئیسه فدرال رزرو، بعید می‌داند که ارزهای دیجیتال حکومتی کشورهای دیگر بتواند مشکلات موجود در نظام مبتنی بر دلار را برای شرکت‌های ایالات متحده رفع نمایند چرا که فاکتورهای مهم‌تر و بنیادی‌تر در نقش بین‌المللی دلار همچنان بدون تغییر خواهد ماند و کشوری غیر از ایالات متحده حائز همزمان این مولفه‌ها نیست؛ ثبات بلندمدت اقتصادی و سیاسی، امنیت دارایی‌ها، بازارهای مالی نقدشونده و قدرت سخت و نرم. آیکن‌گری<sup>۵</sup> (۲۰۲۱) نیز معتقد است در صورت تحقق انتشار ارزهای دیجیتال حکومتی،

<sup>1</sup> Fernández-Villaverde, J., et al.

<sup>2</sup> Buckley, R. P., & Trzeciński, M.

<sup>3</sup> BRICS

<sup>4</sup> Waller, C.

<sup>5</sup> Eichengreen, B.

انجام مبادلات و پرداخت‌های دوطرفه بدون وجود ارز واسط باعث غیربهبینه بودن عملاً غیرممکن است.

همچنین راهی که دولت ونزوئلا، به عنوان یکی از کشورهای تحریم‌شده طی کرد و چاره را در انتشار پترو<sup>۱</sup> یافت قابل توجه است. ارزش این ارز دیجیتال به قیمت هر بشکه نفت ونزوئلا میخ‌کوب شد و برای تشویق استفاده از آن، دولت دست به اقداماتی زد از جمله؛ اجبار بانک‌ها به پذیرش پترو، پرداخت هزینه گذرنامه و خروج از کشور با این ارز، پرداخت مستمری با پترو و ارائه تخفیف فروش نفت در صورت مبادله با آن. اما با گذشت تنها چند ماه از شروع پروهی‌های دورزدن تحریم‌ها، دیگر هیچ خبر و تحلیلی از پترو مخابره نشد و حتی برخی از رسانه‌ها، آن را صرفاً یک کلاه‌برداری دیجیتالی از سوی یک دولت مستقر عنوان کردند.

همه‌ی موارد بالا با پیش‌فرض عدم انتشار دلار دیجیتال بوده اما کارشناسان زیادی معتقدند اقدام ایالات متحده در انتشار دلار دیجیتال موجب تقویت و تسلط بیش‌ازپیش دلار در بازارها و تعاملات مالی خواهد شد.

پژوهش حاضر سعی دارد مبتنی بر چارچوب اقتصادسنجی و براساس رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی، اثرات انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی ایران بر سیاست‌های پولی را مورد بررسی کند و مبتنی بر نتایج مدلسازی، پیشنهادهای سیاستی، که جای خالی آن در میان پژوهش‌هایی که تا بحال انجام شده است، ارائه دهد.

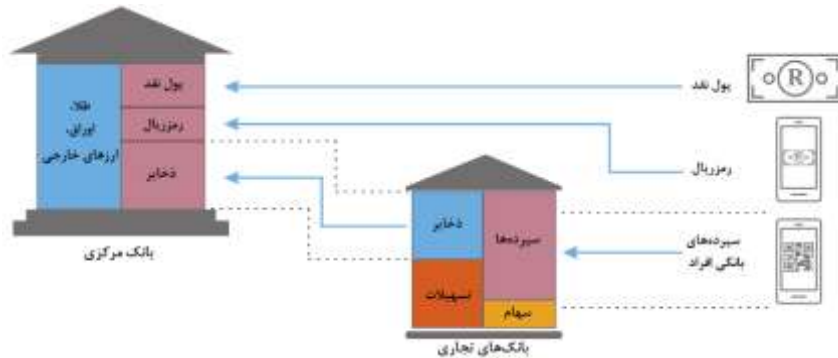
### ۳. مدل

مهم‌ترین نکته در تحلیل انتشار رمزریال، به مثابه یک ابزار ثانویه سیاست پولی، چگونگی اثرگذاری و تحلیل پویایی رفتار چرخه‌های تجاری و ارتباط مانده پولی<sup>۲</sup> با نوسانات کلان اقتصادی است و بر همین اساس با استفاده از چارچوب تعادل عمومی پویای تصادفی بدنبال تحلیل این مهم هستیم. رمزریال در مدل ما به عنوان یک دارایی مالی فرض شده است که

<sup>۱</sup> Petro

<sup>۲</sup> Monetary Balances

در عین دیجیتالی بودن متکی به ارز رسمی کشور (ریال) بوده و انتشارش یک بدهی در ترازنامه بانک مرکزی ایجاد می‌کند. رمزریال از نوع بهره‌ای و حساب پایه<sup>۱</sup> است. شکل ۲. شماتیک مدل‌سازی رمزریال در کنار پول نقد



ماخذ: یافته‌های پژوهش

مدل پایه ما مقاله باردیر و کامهاف (۲۰۲۲) است که برای ارزیابی پیامدهای کوتاه و بلندمدت انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی در ایالات متحده از یک مدل نئو کینزی<sup>۲</sup> استفاده می‌کند. با توجه به این که وجود بازار کار دوگانه توضیح‌دهنده پویایی چرخه تجاری در بسیاری از اقتصادهای در حال توسعه است، در مدل‌سازی برای کشورمان، از بازار کار رسمی و غیررسمی بهره می‌بریم.<sup>۳</sup> اغلب یافته‌ها در این زمینه نشان می‌دهد که چسبندگی‌های واقعی ناشی از اصطکاک نیروی کار به توضیح بهتری از تورم و پویایی‌های تولید در داده‌های چرخه‌های تجاری کمک می‌کنند و افزودن نیروی کار غیررسمی به چارچوب نظری، موجب هم‌خوانی بیش‌تر با داده‌های چرخه تجاری در اقتصادهای در حال ظهور می‌شود، و تفاوت‌های مشاهده شده در رفتار چرخه‌های تجاری میان کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه را توضیح می‌دهد.<sup>۴</sup> بر چارچوب آلبرولا و یوروتیا (۲۰۲۰) و از طریق هزینه‌های مبادله که در اشمیت-گروهه و یوریب<sup>۵</sup> (۲۰۰۴) و باردیر و کامهاف (۲۰۲۲) مدل‌سازی شده، و مبتنی بر روش مورنو و مونتانو<sup>۶</sup> (۲۰۲۲) مدل رمزریال را توسعه داده و نقش فعالی برای

<sup>۱</sup> Account-based

<sup>۲</sup> Neo-Keynesian

<sup>۳</sup> برای مثال: والش (۲۰۰۵)، سالا و همکاران (۲۰۰۸)، و راونا و والش (۲۰۰۸).

<sup>۴</sup> مانند: مورتسن و پیساریدز (۱۹۹۴)، آلبرشت و همکاران (۲۰۰۹) و یولیسی (۲۰۱۰).

<sup>۵</sup> Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M.

<sup>۶</sup> Moreno, P. N. R., & Montaña, K. L. T.

مانده پول در نظر می‌گیریم. هدف اصلی ما ارزیابی اثر انتشار رمزریال همزمان با حضور پول رسمی کشور، ریال، و اثرات متقابل آن بر بازار کار، شامل چسبندگی است. برای این منظور، و ساده‌سازی و شفاف‌سازی نتایج، مدل را از واسطه‌گران مالی و نقش‌شان در عرضه پول منتزع می‌سازیم، بنابراین فرض بر این است که پول بطور کامل توسط حاکمیت خلق می‌شود، بطوری که تقاضای پول از سوی خانوار به منظور تسهیل مبادلات است و تقاضای پولی از وجود هزینه‌های مبادله نشأت می‌گیرد و نگهداری پول (نقد و رمزریال) در جهت کمک به کاهش این هزینه‌هاست.

۳,۱. طرف تقاضا: خانوار نماینده دارای یک جمعیت فعال است که به عدد یک نرمال شده و مختارند وارد بازار کار شوند یا خیر. بنابراین جمعیت در سن کار شامل نیروی کار شاغل در بخش رسمی ( $l_t^F$ )، نیروی کار شاغل در بخش غیررسمی ( $l_t^I$ )، نیروی کار جویای کار ( $u_t$ )، و مابقی افراد خارج از نیروی کار ( $o_t$ ) است که ب صورت  $\bar{l} = l_t^F + l_t^I + u_t + o_t = 1$  خواهد بود. خانوار نماینده تابع مطلوبیت خود را به تبعیت از مدل مرز<sup>۱</sup> (۱۹۹۵) با اثر قابل تنظیم ثروت، از فرم پیشنهاد شده جایمویچ و ربلو<sup>۲</sup> (۲۰۰۹) به صورت زیر بیشینه می‌کند:

$$\text{Max } \mathbb{E}_0 \sum_{t=n}^{\infty} \beta^t \left( \ln \left[ c_t - \psi \Phi_t \frac{l_t^{1+\chi}}{1+\chi} \right] - \frac{\zeta}{2} u_t^2 \right) \quad (1)$$

$\mathbb{E}_0$  عمل گر انتظارات است و تابع مطلوبیت به مصرف  $c_t$ ، عرضه نیروی کار  $l_t$ ، و هزینه جستجوی شغل در زمان بیکاری  $u_t$ ، بستگی دارد.  $\Phi_t$  تغییردهنده جایمویچ و ربلو (۲۰۰۹) از رابطه  $\Phi_t = c_t^\zeta \Phi_{t-1}^\zeta$  تبعیت می‌کند که  $0 \leq \zeta \leq 1$  و اثرات ثروت را فعال ( $\zeta = 1$ ) یا غیرفعال ( $\zeta = 0$ ) می‌کند و امکان انعطاف‌پذیری بیشتر رفتار پویای مدل را می‌دهد و متعاقباً تطبیق بهتر با داده‌ها را فراهم می‌کند.  $\beta$  فاکتور تنزیل ذهنی خانوار است بطوری که  $0 < \beta < 1$ ،  $\psi$  عدم مطلوبیت نیروی کار را مدیریت می‌کند،  $\chi$  عکس کشش عرضه کار است و  $\zeta$  هزینه مطلوبیت جست‌وجوی شغل را کنترل می‌کند. همچنین  $c_t$  سببی متشکل از

<sup>1</sup> Merz, M.

<sup>2</sup> Jaimovich, N., & Rebelo, S.

کالاهای مختلف و  $\epsilon_p$  کشش جانشینی میان آن کالاهاست بطوریکه  $c_t =$

$$c_t(1 + s_t^c)(1 + \tau_t^c) + \Omega_t(1 + s_t^q) + b_t + m_t^{cash} + m_t^{CBDC} \leq (1 + \pi_t)^{-1} [(1 + i_{t-1}^b)b_{t-1} + m_{t-1}^{cash} + (1 + i_{t-1}^{CBDC})m_{t-1}^{CBDC}] + w_t^F l_t^F + w_t^I l_t^I + (1 - \tau_t^r)r_t k_t + \Pi_t - \tau_t^s \quad (2)$$

کالاهای سرمایه گذاری  $\Omega_t$  و  $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1$  بعنوان تورم خالص اقتصاد است. اوراق بدون ریسک  $b_{t-1}$  از زمان  $t-1$  تا  $t$  عایدی ناخالص اسمی  $1 + i_{t-1}$  دارند. در آمد نیروی کار از بخش رسمی  $l_t^F$  و غیررسمی  $l_t^I$  در دستمزدهای واقعی مورد توافق  $w_t^F$  و  $w_t^I$  نشأت می گیرد، بنابراین عرضه کل نیروی کار برابر است با  $l_t = l_t^F + l_t^I$ . دارایی های پولی واقعی مرسوم، با  $m_{t-1}^{cash}$  نشان داده شده است که عایدی اسمی ندارد، در مقابل دارایی های واقعی رمزریال،  $m_{t-1}^{CBDC}$ ، که دارای عایدی اسمی ناخالص برابر با  $1 + i_{t-1}^{CBDC}$  می باشد، که  $i_{t-1}^{CBDC}$  با توجه به نسبت شکاف  $i_t$  تنظیم و تعیین می شود، بطوری که ممکن است با اتخاذ یک قاعده قیمتی توسط مقام پولی هر دوی این مقادیر تحت کنترل قرار گیرند. این تنظیمات برای دارایی های پولی اجازه تحلیل قواعد قیمتی و کمی سیاست پولی با لحاظ ابزار سیاست پولی جدید را می دهد.  $\Pi_t$  بیانگر خالص سود از همه شرکت ها در اقتصاد است و  $r_t$  بازدهی واقعی سرمایه  $(k_t)$ ،  $\tau_t^r$  نرخ مالیات خالص بازگشت سرمایه و  $\tau_t^s$  مالیات سرجمع است. در طرف هزینه، مصرف و سرمایه گذاری مقید به هزینه های مبادله  $s_t^c$  و  $s_t^q$  هستند. هم چنین، همانند مقاله باردیر و کامهاف (۲۰۲۲)، مصرف پس از صرف هزینه ها مشمول نرخ مالیات بر ارزش افزوده  $\tau_t^c$  است. براساس چارچوب آلبرولا و یوروتیا (۲۰۲۰)، فرض می شود که کسر برونزایی از مشاغل فعلی اشغال شده در هر دوره،  $0 < \eta_F \leq 1$  و  $0 < \eta_I \leq 1$  به ترتیب در بخش رسمی و غیررسمی، از بین می روند. در طرف ایجاد شغل، در مجموع شرکت های رسمی و غیررسمی به ترتیب فرصت های شغلی خالی  $v_t^F$  و  $v_t^I$  را عرضه می کنند. در هر بخش این فرصت ها توسط کارگرانی که در حال حاضر بیکار هستند و از طریق تابع تطبیق به صورت زیر  $(u_t)^\omega (v_t^x)^{1-\omega}$  که  $0 < \omega < 1$  است، پر می شوند و فرصت های جدید پر شده برابر است با  $(\frac{u_t}{v_t^x})^{1-\omega} = \frac{(u_t)^\omega (v_t^x)^{1-\omega}}{u_t}$  بر همین اساس اشتغال در بخش رسمی برابر با  $l_t^F = (1 - \eta_F)l_{t-1}^F + u_t p r_t^F$  و در بخش غیررسمی نیز برابر است

با  $l_t^I = (1 - \eta_I)l_{t-1}^I + u_t pr_t^I$  از شرائط مرتبه اول، تخصیص بهینه نیروی کار بسته به دستمزدهای واقعی در بخش رسمی و غیررسمی به ترتیب به صورت زیر است؛

$$\lambda_t^F = \lambda_t^C w_t^F - \psi \Phi_t l_t^\chi \left[ c_t - \psi \Phi_t \frac{l_t^{1+\chi}}{1+\chi} \right]^{-1} + (1 - \eta_F) \beta \mathbb{E}_t \lambda_{t+1}^F \quad (3)$$

$$\lambda_t^I = \lambda_t^C w_t^I - \psi \Phi_t l_t^\chi \left[ c_t - \psi \Phi_t \frac{l_t^{1+\chi}}{1+\chi} \right]^{-1} + (1 - \eta_I) \beta \mathbb{E}_t \lambda_{t+1}^I \quad (4)$$

برای هر دو بخش رسمی و غیررسمی، براساس آلبرولا و یوروتیا (۲۰۲۰)، فرض می‌کنیم که تخصص‌گرایی کامل در نیروی کار و شغل‌های خالی وجود دارد. در بخش رسمی، یک زنجیره متوالی از شرکت‌های رسمی داریم بطوریکه یک شرکت مشخص، با مولفه  $j \in [0,1]$  متمایز شده و فرصت‌های خالی  $v_t^F(j)$  را در هزینه برونزای ثابت  $\xi_F > 0$  فراهم می‌کند، محصول ناشی از نیروی کار  $y_t^F(j)$  را در قیمت رقابتی  $p_t^F$  عرضه می‌کند. برای تولید  $y_t^F(j)$ ، از تابع خطی به فرم  $y_t^F(j) = a_t^F n_t^F(j)$  استفاده می‌شود که  $\mathbb{E}\{a_t^F\} = 1 \forall t$  بهره‌وری مربوط به همه‌ی شرکت‌های رسمی است، و  $n_t^F(j)$  در واقع مشاغل در حال حاضر اشغال شده است. همچنین  $a_t^F$  از یک الگوی اتورگرسیو مرتبه اول به صورت  $\ln a_t^F = \rho_F \ln a_{t-1}^F + \sigma_F \varepsilon_t^F$ ،  $\varepsilon_t^F \sim N(0,1)$  و عبارت  $\sigma_F$  فاکتور مقیاس است. شرکت فعال در بخش رسمی دستمزد واقعی  $w_t^F(j)$  به کارگران فعالش می‌دهد که ناشی از چانه‌زنی در بازار غیرمتمرکز است. به موازات پویایی نیروی کار از طرف عرضه، پرشدن فرصت‌های شغلی از فرایند پوآسون از نرخ  $\omega = \left(\frac{u_t}{v_t^F}\right)^\omega$  تبعیت می‌کند. همچنین این مشاغل اشغال شده با نرخ برونزای  $\eta_F$  تخریب می‌شوند. بنابراین مشاغلی که در هر دوره اشغال شده است از رابطه زیر بدست می‌آید؛

$$n_t^F(j) = (1 - \eta_F) n_{t-1}^F(j) + v_t^F(j) q_t^F \quad (5)$$

یک شرکت از بخش رسمی،  $n_t^F(j)$  را برای بیشینه‌سازی جریان سودهای واقعی در طول عمرش انتخاب می‌کند، و از آنجایی که فرض بر این است که خانوار صاحب کارخانه‌ها در اقتصاد هستند، جریان آتی را با عامل تخفیف تصادفی خانوار تنزیل می‌کند. از این رو و براساس شرائط مرتبه اول مسئله، خواهیم داشت:

$$\xi_F = q_t^F p_t^F a^F - q_t^F (1 + \tau_t^W) w_t^F(j) + (1 - \eta_F) \frac{q_t^F}{\lambda_t^C} \beta \mathbb{E}_t \xi_{F,t+1} \lambda_{t+1}^C (q_{t+1}^F)^{-1} \quad (6)$$

در عبارت بالا، دستمزد تنها به متغیرهای معمول مرتبط است، بنابراین می‌توان ایندکس  $j$  را کنار بگذاریم. به همین ترتیب برای شرکت‌های غیررسمی داریم:

$$\xi_I = q_t^I p_t^I a^I - q_t^I w_t^I + (1 - \eta_I) \frac{q_t^I}{\lambda_t^I} \beta \mathbb{E}_t \xi_{I,t+1} \lambda_{t+1}^I (q_{t+1}^I)^{-1} \quad (7)$$

با بررسی ادبیات جست‌وجو و تطبیق کار، دستمزدها در هر دوره مورد مذاکره واقع می‌شوند، بطوری که دستمزد از دل چانه‌زنی میان کارگران و شرکت‌ها در هر بخش بیرون می‌آید. این دستمزد مورد توافق، براساس راه‌حل پیشنهادی نش<sup>۱</sup> (۱۹۵۳) میان اضافه سود شرکت‌ها و دریافتی کارگران از آنچه مورد توافق قرار گرفته است جدایی می‌اندازد. با فرض اینکه ارزش تعلق گرفته به هر خانوار از استخدام نیروی کار در بخش رسمی و غیررسمی به ترتیب به صورت  $V_{H,t}^I = \lambda_t^I / \lambda_t^C$  و  $V_{H,t}^F = \lambda_t^F / \lambda_t^C$  و ارزش تعلق گرفته به شرکت‌ها در بخش رسمی و غیررسمی در یک رابطه استخدامی با یک کارگر به ترتیب به صورت  $V_{F,t}^F = \xi_I / q_t^I$  و  $\xi_F / q_t^F$  باشد، به صورت فرمولی، برای هر بخش  $x \in \{F, I\}$  مقدار مورد توافق از دستمزد  $w_t^x$ ،  $(V_{F,t}^x)^\mu (V_{H,t}^x)^{1-\mu}$  محصول نش را حداکثر می‌کند، بطوری که  $0 \leq \mu \leq 1$  قدرت چانه‌زنی نسبی شرکت‌هاست، بنابراین؛  $(1 - \mu)V_{F,t}^F = \mu V_{H,t}^F$  و  $(1 - \mu)V_{F,t}^I = \mu V_{H,t}^I$ . دستمزدها در بخش رسمی و غیررسمی به صورت زیر خواهند بود؛

$$w_t^F = \frac{\mu \psi \Phi_t \frac{l_t^x}{\lambda_t^C} \left[ c_t - \psi \Phi_t \frac{l_t^{1+x}}{1+x} \right]^{-1} + (1 - \mu) p_t^F a^F}{1 + \tau_t^w (1 - \mu)} \quad (8)$$

$$w_t^I = \mu \psi \Phi_t \frac{l_t^x}{\lambda_t^C} \left[ c_t - \psi \Phi_t \frac{l_t^{1+x}}{1+x} \right]^{-1} + (1 - \mu) p_t^I a^I \quad (9)$$

۳،۲. طرف تولید: روش کالو<sup>۲</sup> (۱۹۸۳) در مورد نقش شرکت‌های واسطه‌ای و نهایی را در پیش می‌گیریم. دو نوع شرکت رسمی و غیررسمی وجود دارند که نیروی کار را با اصطکاک در جست‌وجو به استخدام خود درمی‌آورند. سپس محصول این شرکت‌ها توسط شرکتی تجمیع می‌شود و به شرکت‌های واسطه‌ای عرضه می‌کند، که از این محصول کار جمعی به همراه سرمایه اجاره‌ای خانوار نماینده استفاده کرده و کالاهای متمایز واسطه‌ای را تولید و به تولیدکننده کالای نهایی عرضه می‌شود.

<sup>1</sup> Nash, J.

<sup>2</sup> Calvo, G. A.

بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای: یک زنجیره انبوه از شرکت واسطه‌ای وجود دارد و ستانده نیروی کار  $y_t^L(j)$  از هر دو بخش را گرفته و به ترتیب محصولات  $y_t^F(j)$  و  $y_t^I(j)$  را تولید می‌کند، که در قیمت‌های بازار رقابتی مورد تقاضا هستند. تولید این بنگاه‌ها از تابع زیر تبعیت می‌کند؛

$$y_t^L(j) = \left\{ (y_t^F(j))^{\frac{\epsilon_L-1}{\epsilon_L}} + (y_t^I(j))^{\frac{\epsilon_L-1}{\epsilon_L}} \right\}^{\frac{\epsilon_L}{\epsilon_L-1}} \quad (10)$$

بطوریکه  $\epsilon_L > 1$  کشش جانشینی نیروی کار رسمی و غیررسمی است. این شرکت محصولش را با قیمت بازار رقابتی  $p_t^L$  به شرکت‌های خرده‌فروشی عرضه می‌کند و مقدار محصول  $y_t^F(j)$  و  $y_t^I(j)$  را برای حداکثرسازی سودش انتخاب می‌کند.

پس‌انداز و سرمایه‌گذاری خانوار: همان‌طور که در مقاله کریستیانو و هم‌کارانش<sup>۱</sup> (۲۰۰۵) نشان داده شده است قانون حرکت سرمایه با هزینه‌های تعدیل سرمایه‌گذاری محدب، بطوری که  $0 < \delta \leq 1$  نرخ استهلاک سرمایه و  $\phi_\Omega \geq 0$  پارامتری است که هزینه‌های تعدیل شده را مدیریت می‌کند، به صورت زیر است:

$$k_{t+1} = (1 - \delta)k_t + \Omega_t \left[ 1 - \frac{\phi_\Omega}{2} \left( \frac{\Omega_t}{\Omega_{t-1}} - 1 \right)^2 \right] \quad (11)$$

بنگاه تولیدکننده کالای نهایی: مانند قبل، در چارچوب کالو، یک تولیدی کالای نهایی وجود دارد که محصولات زنجیره‌ای از خرده‌فروشان را تجمیع و کالای نهایی  $Y_t$  را در اقتصاد، از همه انواع خرده‌فروشی  $y_t(j)$  با تجمیع‌کننده دیگریت-استیگلitz<sup>۲</sup>، به صورت زیر تولید می‌کند که کشش جانشینی بین کالاهای متنوع برابر است با  $\epsilon_p > 1$ ؛

$$Y_t = \left( \int_0^1 [y_t(j)]^{\frac{\epsilon_p-1}{\epsilon_p}} dj \right)^{\frac{\epsilon_p}{\epsilon_p-1}} \quad (12)$$

قیمت کالای نهایی  $P_t$ ، و قیمت هر یکی از کالاهای متنوع خرده‌فروشی  $p_t(j)$  برابر  $p_t(j)$  است، بدین وسیله تقاضا برای کالای  $Y_t$  برابر با  $y_t(j) = \left( \frac{P_t}{p_t(j)} \right)^{\epsilon_p} Y_t$  است. خرده‌فروش  $Y_t$  یک کالای واسطه‌ای  $y_t(j)$  را تولید می‌کند که ورودی‌های سرمایه  $k_t(j)$  و کالای ناشی از نیروی کار  $y_t^L(j)$  است، و فرض می‌کنیم که کشش فناوری جانشین آن برابر است

<sup>1</sup> Christiano, L. J., et al

<sup>2</sup> Dixit-Stiglitz



با  $y_t(j) = a_t k_t(j)^\alpha y_t^L(j)^{1-\alpha}$  که در آن  $0 < \alpha < 1$  کشش  $y_t(j)$  بر حسب  $k_t(j)$  است و  $a_t$  یک شوک تصادفی به بهره‌وری کل عوامل است که برای همه‌ی خرده‌فروشان مشترک است از یک الگوی اتورگرسو مرتبه اول با  $\mathbb{E}\{a_t\} = 1 \forall t$  به صورت  $\ln a_t = \rho_a \ln a_{t-1} + \sigma_a \varepsilon_t^a$ ،  $\varepsilon_t^a \sim N(0,1)$  تبعیت می‌کند و  $\sigma_a$  فاکتور مقیاس است. قیمت رقابتی به مقدار سرمایه که  $r_t$  است، و ورودی نیروی که  $p_t^L$  است بستگی دارد. هر خرده‌فروش  $z$  ام هزینه‌ی واقعی را بر حسب برآورده کردن تقاضا برای تنوع آن حداکثر می‌کند، در نتیجه تقاضای کالاهای ورودی برای وضعیت تجمعی برای سرمایه به صورت  $k_t = \alpha mc_t \frac{y_t}{r_t}$  و برای کالای ناشی از فعالیت نیروی کار برابر با  $y_t^L = (1 - \alpha) mc_t \frac{y_t}{p_t^L}$  خواهد بود.

شرکت  $z$  ام ناشی از رقابت انحصاری دارای قدرت قیمت‌گذاری است و بر حسب دنیای واقعی و با توجه به چسبندگی قیمت، فرض می‌کنیم برخی از شرکت‌ها با احتمال  $\phi_p$  امکان تغییر قیمت در دوره  $t + 1$  را ندارد، بطوری که این احتمال مستقل از شرکت یا زمان است، اما با افزایش دوره کاهش می‌یابد. بنابراین، قیمت بهینه در دوره  $t$  طوری انتخاب می‌شود که در طول عمر، و با فاکتور تخفیف تصادفی خانوار تنزیل شده، جریانات سود واقعی، حداکثر شود و در نتیجه برای هر شرکت  $z$  ام در تجمیع‌کننده دیگریت-استیگلیتز خواهیم داشت  $P_t^{1-\varepsilon p} = \phi_p P_{t-1}^{1-\varepsilon p} + (1 - \phi_p)(P_t^*)^{1-\varepsilon p}$  و چون  $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1$  و  $\pi_t^* = \frac{P_t^*}{P_{t-1}} - 1$  است، بنابراین خواهیم داشت؛

$$(1 + \pi_t)^{1-\varepsilon p} = \phi_p + (1 - \phi_p)(1 + \pi_t^*)^{1-\varepsilon p} \quad (13)$$

۳.۳. هزینه‌های مبادله و تقاضای پول: تمایل خانوار در تقاضای مانده پولی از این واقعیت نشأت می‌گیرد که معامله برای مصرف یا سرمایه‌گذاری با هزینه همراه است، و امکان آن وجود دارد تا با نگهداری پول، این هزینه‌ها کاهش پیدا کنند چرا که پول این معاملات را تسهیل می‌کند. همان‌طوری که اشاره شد این هزینه‌ها با  $S_t^C$  و  $S_t^\Omega$  به نمایش درآمدند، و براساس مقاله اشمیت-گروهه و یوریب (۲۰۰۴) توابع سرعت گردش پول مبتنی بر هزینه در آن تابع مولد نقدینگی<sup>۱</sup> به شدت صعودی است و فرم این تابع مشابه ویژگی‌های بیان شده در مقاله باردیر و کامهاف (۲۰۲۲) و به شکل زیر خواهد بود؛

$$LGF(m_t^{cash}, m_t^{CBDC}) = (m_t^{cash})^\theta + (Tm_t^{CBDC})^\theta \quad (14)$$

<sup>1</sup> Liquidity Generating Function (LGF)

بطوری که  $\theta$  سهم هر یک از پول‌ها و  $0 < \theta < 1$  (اما مقدار نزدیک به یک ارجح است) و پارامتر  $T > 1$  بیان‌گر توانایی بیشتر مانده‌های رمزریال برای ارائه خدمات نقدینگی نسبت به ارزهای رایج است.

**هزینه‌های مبادله:** تابع هزینه‌ی مبادله مدل ما مانند مفروضات مقاله اشمیت-گروهه و یوریب (۲۰۰۴) است و از شرایط مرتبه اول، در معادلات بالا، و روابط تقاضا برای هر نوع پول با توجه به هزینه فرصت خاص آن‌ها، بنابراین تقاضای (ضمنی) پول نقد را می‌توان به صورت  $\theta(m_t^{cash})^{\theta-1} [A(v_t^c)^2 + A(v_t^\Omega)^2 - 2B] = i_t(1+i_t)^{-1}$  بدست آورد بطوری که این رابطه سرعت مبتنی بر مخارج را با هزینه فرصت نگهداری مانده پول مرتبط می‌کند و یکی از سازوکارهای انتقال سیاست پولی بدون رمزریال را نشان می‌دهد که در آن تغییرات در بهره اسمی آن، همراه با چسبندگی قیمت، سطح انحراف ناشی از هزینه‌های مبادله را تغییر می‌دهد، بنابراین تغییراتی در متغیرهای واقعی ایجاد می‌کند. به طور مشابه، تقاضا برای رمزریال ممکن است به یک رابطه جایگزینی به شکل زیر کاهش یابد بطوری که نسبت دو پول با نسبت هزینه‌های فرصت هر یک از آن تعیین می‌شود:

$$\frac{m_t^{cash}}{m_t^{CBDC}} = \left[ \frac{i_t^{dc} - i_t}{T^\theta i_t} \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (15)$$

می‌دانیم هزینه فرصت رمزریال ممکن است با افزایش ضریب نقدینگی  $T$ ، یا با افزایش بهره خالص آن،  $i_t^{CBDC}$ ، که مکانیسم انتقال یک سیاست قاعده قیمتی رمزریال را شامل می‌شود، کاهش می‌یابد بطوری که یک تغییر در  $i_t^{CBDC}$  تخصیص بهینه را بین این دو نوع از پول تغییر می‌دهد.

**۳.۴. دولت:** دولت مانده‌های پولی واقعی را در قالب پول نقد و دیجیتال،  $m_t^{cash}$  و  $m_t^{CBDC}$  منتشر می‌کند و برای مانده پول دیجیتال منتشر شده در دوره  $t-1$  باید نرخ بهره ناخالص  $(1+i_{t-1}^{CBDC})(1+\pi_t)^{-1}$  را پرداخت کند. برای بدهی‌هایی در قالب اوراق بدون ریسک  $d_t$ ، نرخ بهره واقعی  $(1+i_{t-1})(1+\pi_t)^{-1}$  را برای آن‌هایی که در دوره  $t-1$  منتشر شده‌اند پرداخت می‌کند. هم‌چنین، جریان ورودی از جمع‌آوری مالیات خواهد بود و هزینه‌ی واقعی دولت  $g_t$ ، سهمی برون‌زای  $g_t^{rate}$  از تولید ناخالص داخلی است. در نتیجه مخارج دولت به صورت برون‌زاست و از فرایند اتورگرسیو مرتبه اول  $g_t^{rate} =$

بنابراین قید  $\rho_g g_{t-1}^{rate} + (1 - \rho_g) g^{rate} + \sigma_g \varepsilon_t^g$ ,  $\varepsilon_t^g \sim N(0,1)$  تبعیت می‌کند. بودجه دولت به صورت زیر خواهد بود؛

$$m_t^{cash} + m_t^{CBDC} + d_t + \tau_t = g_t + (1 + \pi_t)^{-1} [m_{t-1}^{cash} + (1 + i_{t-1}^{CBDC}) m_{t-1}^{CBDC} + (1 + i_{t-1}) d_{t-1}] \quad (16)$$

۳,۵. بانک مرکزی (مقام پولی): بانک مرکزی در کسوت مقام پولی به انحرافات تورم از اهداف مشخص شده واکنش نشان می‌دهد. به ویژه، در زمان انتشار مانده پولی دیجیتال بانک مرکزی به ابزار سیاست پولی ثانویه دسترسی دارد بطوری که هر دوی این ابزارها، بر یک مقدار یکسانی از تورم مدنظر هدف گیری شده‌اند. ابزار سیاستی نخست، که نرخ بهره قاعده تیلور<sup>۱</sup> همراه با مانده‌های پول نقد  $m_t^{cash}$  است به صورت زیر است؛

$$1 + i_t = (1 + i) \left( \frac{1 + \pi_t}{1 + \pi} \right)^{\varphi_\pi} \left( \frac{GDP_t}{GDP} \right)^{\varphi_{GDP}} \exp(\sigma_i \varepsilon_t^i) \quad (17)$$

بطوری که  $\varphi_\pi > 1$  به منظور تعیین تعادل پویای مدل لازم است و  $i$  نرخ بهره وضعیت پایدار است که اجازه تحقق مقدار هدف  $\pi$  را برای تورم وضعیت پایدار می‌دهد. متغیر  $\varepsilon_t^i$  نرمال و نمایش گر شوک‌های برونزای صلاح‌دید<sup>۲</sup> برای ابزار سیاست اصلی است، و  $\sigma_i$  فاکتور مقیاس برای این شوک‌هاست. ابزار دوم سیاست پولی در قالب قاعده قیمتی<sup>۳</sup> به صورت زیر است:

$$i_t^{CBDC} = (i - i_{sp}) \left( \frac{1 + \pi_t}{1 + \pi} \right)^{-\varphi_\pi^{CBDC}} \quad (18)$$

بطوری که  $\varphi_\pi^{CBDC} > 1$  و  $0 < i_{sp} < 1$  اسپردی است که در آن پاداش رمزریال ابزار اجرای سیاست اصلی است. براساس معادلات هزینه تراکنش که هزینه فرصت نگهداری رمزریال به  $i_t^{CBDC}$  و ضریب نقدشوندگی  $T$  وابسته است، به ما این اجازه را می‌دهد تا اثرات وجود رمزریال بر سیاست پولی را ارزیابی نمائیم. برای یک قاعده مقداری<sup>۴</sup>، رابطه زیر که  $rate_{GDP}^{CBDC} > 0$  نسبت رمزریال به تولید ناخالص داخلی در وضعیت پایدار است را در نظر می‌گیریم:

<sup>1</sup> Taylor rule

<sup>2</sup> Discretionary

<sup>3</sup> Price rule

<sup>4</sup> Quantitative rule

$$\ln(m_t^{CBDC}) = \ln(\text{rate}_{GDP}^{CBDC} GDP_t) \left( \frac{1 + \pi_t}{1 + \pi} \right)^{-\varphi \pi^{CBDC}} \quad (19)$$

۳,۶. تسویه بازار: با فرض تقاضای خرده‌فروشی، پراکندگی قیمت و شرایط مرتبه اول، تابع تولید کل به صورت  $Y_t = \left( \int_0^1 \frac{p_t(j)}{P_t} dj \right)^{-1} a_t k_t^\alpha (y_t^L)^{1-\alpha}$  خواهد بود و از رابطه تجمیع کارلو خواهیم داشت؛

$$\int_0^1 \frac{p_t(j)}{P_t} dj = (1 + \pi_t)^{\epsilon_p} ((1 - \phi_p)(1 + \pi_t^*) + \phi_p \int_0^1 \frac{p_{t-1}(j)}{P_{t-1}} dj) \quad (20)$$

همانطور که خانوار نماینده مالک همه‌ی شرکت‌ها در مدل اقتصادی ماست، می‌توانیم قید بودجه را با قید بودجه دولت و سود همه‌ی شرکت‌ها ترکیب کنیم و شرایط قید بودجه  $Y_t$  محصول کل را بدست آوریم:

$$Y_t = c_t(1 + (1 + \tau_t^c)s_t^c) + \Omega_t(1 + s_t^\Omega) + g_t + \xi_F v_t^F + \xi_I v_t^I \quad (21)$$

۳,۷. کالیبراسیون: توزیع پیشین هر یک از پارامترها براساس ویژگی‌های آن پارامتر و ویژگی‌های توزیع مورد نظر انتخاب شده‌اند. هدف کالیبراسیون در اینجا کمینه کردن فاصله میان گشتاور نظری مدل و معادل‌های آن‌ها در داده‌های مشاهده شده است و مطابق با مطالعه آجمین و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۱۱)، برای کالیبره کردن پارامترهای باقی‌مانده، مدل را با یک روش اختلال<sup>۲</sup> با یک بسط تیلور مرتبه دوم و با استفاده از نرم‌افزار داینر<sup>۳</sup> حل می‌کنیم.

برآورد مدل اقتصاد ایران در دوره زمانی ۱۳۸۸:۱ تا ۱۴۰۰:۴ و با استفاده از داده‌های فصلی انجام می‌شود که شامل داده‌های سری زمانی<sup>۴</sup> مصرف حقیقی، تولید ناخالص داخلی، تورم مصرف‌کننده<sup>۵</sup>، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص، هزینه‌های کل دولت، و نرخ‌های بیکاری، سهم بخش غیررسمی، مشارکت نیروی کار است. به منظور استفاده از داده‌ها، پیش از لگاریتم‌گیری، تعدیلات فصلی انجام شده و با بهره‌گیری از فیلتر هدریک-پرسکات<sup>۶</sup>،

<sup>1</sup> Adjemian, S., et al

<sup>2</sup> Perturbations

<sup>3</sup> Dynare 5.4

<sup>۴</sup> به قیمت سال پایه ۱۴۰۰، از سایت سری‌های زمانی بانک مرکزی و مرکز آمار.

<sup>5</sup> CPI

<sup>6</sup> Hodrick-Prescott

براساس عینیان و برکچیان (۱۳۹۳)، مقدار  $\lambda$  در نرم افزار ایویوز<sup>۱</sup> برابر ۶۷۷ قرار داده شده و روندزدایی می شوند.

جدول ۱. پارامترهای کالیبره شده براساس فروض و ادبیات، وضعیت پایدار، و گشتاورها

| نماد پارامتر         | مقدار                       | توضیحات                          |
|----------------------|-----------------------------|----------------------------------|
| $\alpha$             | ۰/۴۱۲                       | شاهمرادی (۱۳۸۷)                  |
| $\beta$              | ۰/۹۹                        | متناسب با ساختار مدل             |
| $\delta$             | ۰/۴۰۲                       | شاهمرادی و ابراهیمی (۱۳۸۹)       |
| $\chi$               | ۱                           | متناسب با ساختار مدل             |
| $\pi$                | ۰/۰۶۸                       | نرخ هدف بانک مرکزی               |
| $\omega$             | ۰/۰۵                        | Blanchard & Galí (2010)          |
| $\mu$                | ۰/۱۶۲                       | González et al. (2012)           |
| $\theta$             | ۰/۹۵                        | Barrdear & Kumhof (2022)         |
| $\sigma_i$           | ۰/۰۰۱                       | González et al. (2012)           |
| $\sigma_F$           | ۰/۰۰۱                       | متناسب با ساختار مدل             |
| $\tau^w$             | ۰/۱۲                        | براساس قانون بودجه ایران         |
| $\tau^c$             | ۰/۰۹                        | براساس قانون بودجه ایران         |
| $\tau^r$             | ۰/۰۵                        | براساس قانون بودجه ایران         |
| $\varphi_\pi$        | ۲                           | متناسب با ساختار مدل             |
| $\varphi_{GDP}$      | ۰                           | متناسب با ساختار مدل             |
| $\varphi_\pi^{CBDC}$ | ۲                           | متناسب با ساختار مدل             |
| $\phi_p$             | ۰/۲۰۲                       | González et al. (2012)           |
| $\eta_l$             | ۱                           | متناسب با ساختار مدل             |
| $g^{rate}$           | ۰/۱۲۵۷                      | WorldBank (2022)                 |
| $rate_{GDP}^{CBDC}$  | ۲۰٪                         | برای قاعده کمی                   |
| $A$                  | ۰/۱۱۱                       | Schmitt-Grohé & Uribe (2004)     |
| $B$                  | ۰/۰۷۵۲۴                     | Schmitt-Grohé & Uribe (2004)     |
| $i$                  | $(\beta)^{-1}(1 + \pi) - 1$ | مطابق با تورم هدف                |
| $i_{spr}$            | ۱،۵٪                        | برای قاعده قیمتی                 |
| $\epsilon_p$         | ۵                           | متناسب با ساختار مدل             |
| $\epsilon_L$         | ۸                           | Restrepo-Echavarría (2014)       |
| $\rho_l$             | ۰/۹                         | متناسب با ساختار مدل             |
| $\rho_F$             | ۰/۹                         | متناسب با ساختار مدل             |
| $\rho_a$             | ۰/۷۲                        | مشیری و همکاران (۱۳۹۰)           |
| $T$                  | ۱/۵                         | برای قاعده کمی و قیمتی           |
| $\psi$               | ۱/۵۲                        | Alberola & Urrutia (2020)        |
| $a^l$                | ۰/۶۷                        | Alberola & Urrutia (2020)        |
| $\zeta$              | ۴۱/۶                        | Alberola & Urrutia (2020)        |
| $\xi_F$              | ۰/۷۱                        | Alberola & Urrutia (2020)        |
| $\sigma_a$           | ۰/۴۳                        | نوسان نسبت به تولید ناخالص داخلی |
| $\rho_a$             | ۰/۷۲                        | مشیری و همکاران (۱۳۹۰)           |
| $\zeta$              | ۰/۰۵                        | متناسب با ساختار مدل             |
| $\phi_\Omega$        | ۴۵/۵                        | متناسب با ساختار مدل             |
| $\Phi_p$             | ۰/۲۰۲                       | متناسب با ساختار مدل             |
| $\sigma_l$           | ۰/۲۳                        | متناسب با ساختار مدل             |

<sup>1</sup> Eviews

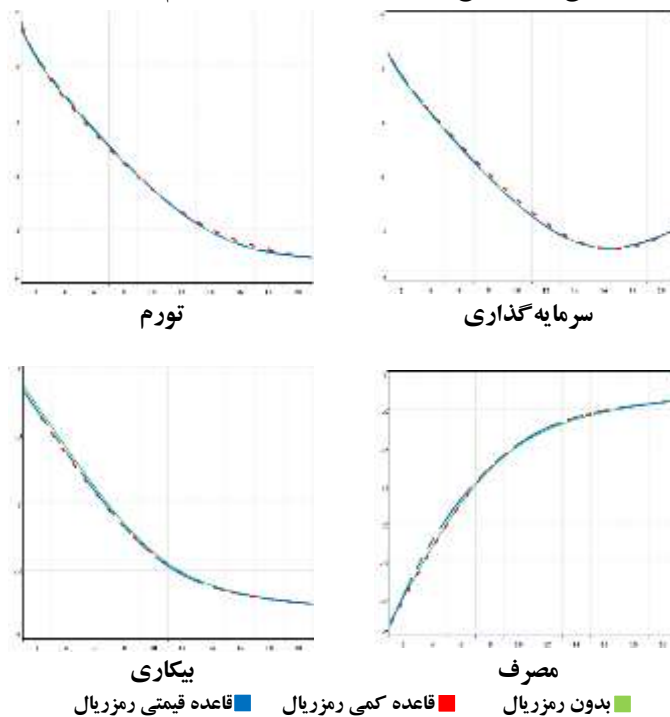
#### ۴. یافته‌های پژوهش

اثر شوک‌های طرف تقاضا و فناوری بر متغیرهای اصلی در سه حالت؛ بدون رمزریال (پاره‌خط سبز)، اجرای قاعده کمی با حضور رمزریال (خط چین سرخ)، و قاعده قیمتی با حضور رمزریال (پاره‌خط منقطع آبی)، در ادامه به نمایش درآمده و در انتها میزان اثربخشی رمزریال در اجرای سیاست‌های ضدتورمی در عین عدم کاهش در بخش تولید ارائه شده است. لازم به توضیح است که در نمودارهای زیر خط مشکی ضخیم افقی نشان‌دهنده محور افقی (مقدار صفر) است. همچنین تفکیک نمودارهای «عدم تفاوت در سه حالت» و «تفاوت در سه حالت» به منظور تمایز میان متغیرهایی که بر اثر شوک تغییری چندانی میان سه حالت‌شان وجود نداشته و آن‌هایی که تغییرات قابل توجه‌ای داشته‌اند انجام شد.

۴.۱. **تکانه طرف تقاضا:** اثر اعمال شوک طرف تقاضا ( $\varepsilon_t^g$ ) در نمودار ۱ و ۲ نشان داده شده است. همان‌طور که از تابع تولید در نمودار ۲ مشخص است افزایش یکباره‌ی هزینه‌های دولت، موجب افزایش تولید می‌شود، البته با بجای گذاشتن اثر جایگزینی جبری بر روی سرمایه‌گذاری و مصرف (نمودار ۱). همان‌طور که از در نمودار ۱ مشخص است شوک مثبت طرف تقاضا از طریق افزایش هزینه‌های دولت، تورم‌زاست و در نتیجه انتظار می‌رود تا مقام پولی سیاستی را در جهت کاهش تورم اتخاذ کند. برای تحقق این هدف ابزار مورد استفاده بانک مرکزی می‌تواند افزایش نرخ بهره اسمی، کاهش بهره رمزریال در قاعده قیمتی، و افزایش عرضه رمزریال در قاعده کمی باشد که هر یک آثار مختص بخود را بر اقتصاد بجای می‌گذارد. افزایش در نرخ بهره اسمی، در حالت‌های بدون حضور رمزریال و قاعده کمی، موجب کاهش تقاضای پول نقد می‌شود. ترکیب اثر مانده‌های پولی (هم پول نقد و هم رمزریال) در تابع تولید نقدینگی نمودار ۲ نمایش داده شده است. اما علت این امر این است که در حالت بدون وجود رمزریال، با افزایش نرخ بهره، هزینه نگاه‌دای پول نقد افزایش یافته و در نتیجه تقاضای آن کاهش می‌یابد. در حالت قاعده کمی با حضور رمزریال نیز، با افزایش عرضه رمزریال، بعلت تعلق بهره به این رمزارز، تقاضای پول نقد کاهش می‌یابد. اما اتخاذ همین سیاست در قاعده قیمتی رمزریال، تقاضای پول نقد را افزایش می‌دهد زیرا با افزایش نرخ بهره اسمی و کاهش بهره رمزریال، پول نقد جذابیت بیشتری خواهد یافت.

همچنین با افزایش نرخ بهره، در هر دو قاعده، مقدار تقاضای مانده رمزریال کاهش می‌یابد، اگرچه این کاهش در قاعده قیمتی بیشتر است. این اثر در واقع پاسخی است به انحرافات که ناشی از هزینه مبادله رخ می‌دهد. این انحرافات از نظر اندازه در سه حالت افزایشی است اما در قاعده قیمتی این افزایش کم‌تر خواهد بود (نمودار ۲).

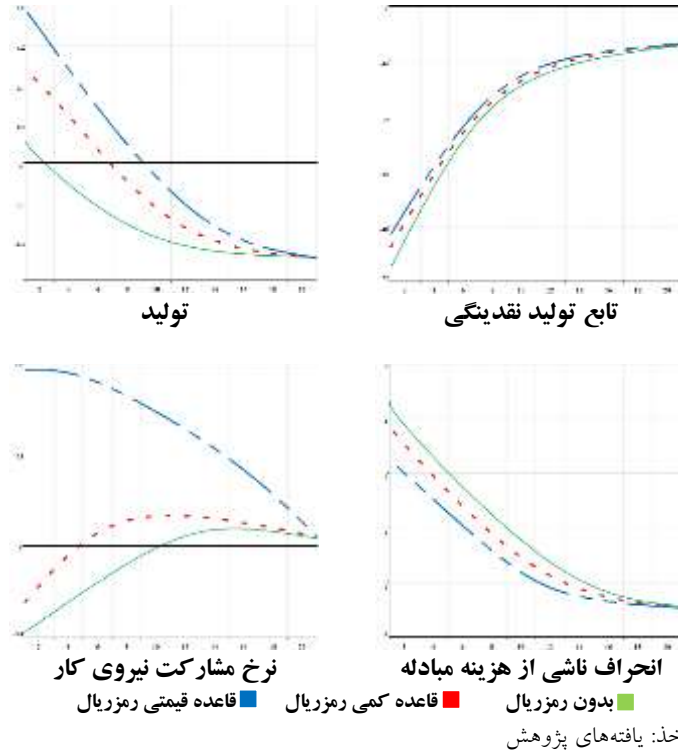
نمودار ۱: توابع ضربه-پاسخ به تکانه طرف تقاضا ( $\varepsilon_t^q$ ) - عدم تفاوت در سه حالت



ماخذ: یافته‌های پژوهش

یک اثر جالب دیگری نیز در بازارهای کار وجود دارد، جایی که بدلیل پاسخ‌های شدیدتر در آمد، و افزایش دست‌مزد ناشی از افزایش تقاضای نهاده‌ها، مطلوبیت نهایی اشتغال خانوار در هر دو بخش رسمی و غیررسمی افزایش، و در نتیجه مشارکت نیروی کار تحریک می‌شود. با این حال این سازوکار در اقتصادهای با قاعده کمی رمزریال و بدون رمزریال به اندازه کافی قوی نیست، و نرخ نهایی جانشینی غالب بوده و به نوبه خود موجبات کاهش مشارکت نیروی کار را فراهم می‌آورد (نمودار ۲).

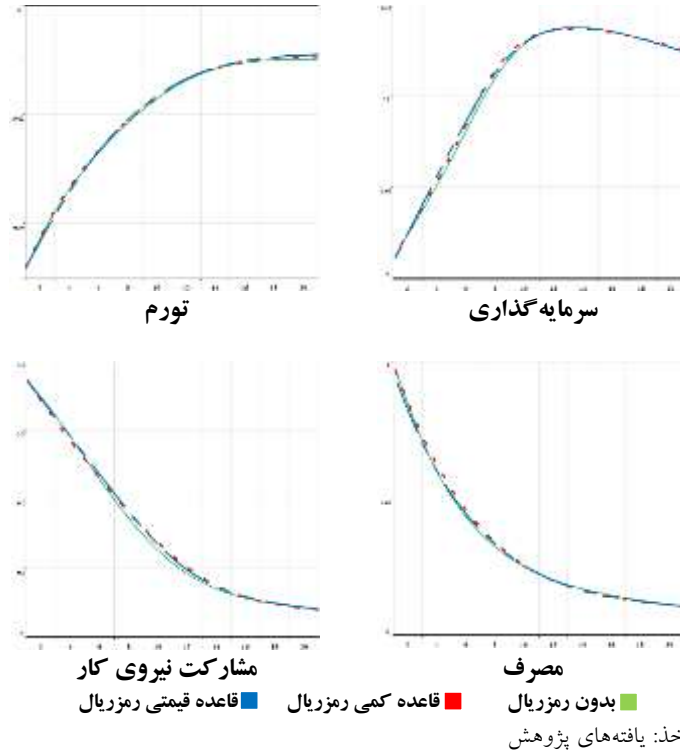
نمودار ۲: ضربه-پاسخ نسبت به تکانه طرف تقاضا ( $\varepsilon_t^q$ ) - تفاوت در سه حالت



۴,۲. **تکانه فناوری:** اثر شوک فناوری ( $\varepsilon_t^a$ ) بر متغیرهای اصلی مدل، در نمودار ۳ و ۴ به نمایش درآمده است. از خروجی مدل و توابع ضربه-پاسخ در این نمودار مشخص است که شوک فناوری با کاهش هزینه نهایی، موجب افزایش مقدار تقاضا نهاده‌ها می‌شود. این افزایش تقاضا نتیجتاً با کاهش نرخ بیکاری همراه است (نمودار ۳). همچنین به واسطه‌ی افزایش عایدی خانوار، مصرف و سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد (نمودار ۳) و مجموع این اثرات باعث افزایش تقاضای مانده‌ی پولی، هم پول نقد و هم رمزریال، به منظور کاهش هزینه‌های مبادله، می‌گردد (نمودار ۴). افزایش درآمد خانوار و مصرف باعث افزایش دستمزد در بخش‌های رسمی و غیررسمی شده و در نتیجه موجب جذاب‌تر شدن بازار کار و افزایش نرخ مشارکت نیروی کار می‌گردد (نمودار ۳).

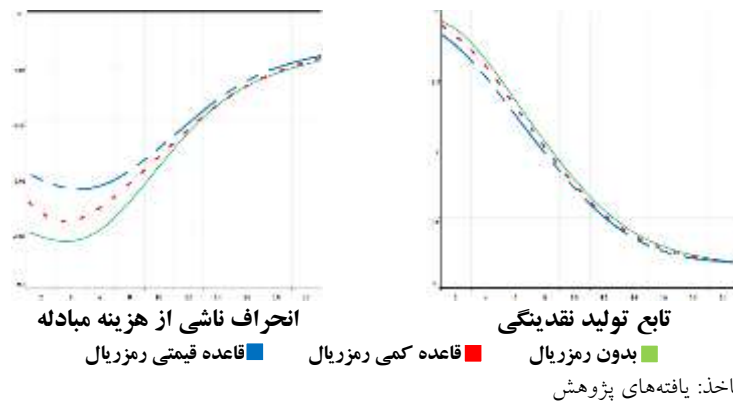
نمودار ۳: ضربه-پاسخ نسبت به تکنانه فناوری ( $\varepsilon_t^a$ ) - عدم تفاوت در سه حالت





به طور کلی، در هر سه حالت مدل، سازوکارهای گذار تقریباً مشابه و منطبق بر هم بوده و تفاوت در میزان شوک در اکثر متغیرها ناچیز است. تفاوت اصلی را می‌توان در نحوه تغییر تخصیص مانده‌های پولی مشاهده کرد. در مدل بدون رمزریال، از آنجا که تنها ابزار مانده پول نقد است، خانوار دارایی‌های نقدی خود را افزایش می‌دهد، اما در قاعدۀ قیمتی با حضور رمزریال، تقاضای رمزریال افزایش و نتیجتاً تقاضای پول نقد به شدت کاهش می‌یابد. علت این واکنش این است که با در نظر گرفتن قاعدۀ قیمتی در حضور رمزریال، در واکنش به کاهش تورم، بعلت جذاب شدن پاداش رمزریال، تقاضا برای این ارز حکومتی افزایش می‌یابد. در قاعدۀ کمی، با کاهش عرضه رمزریال، تقاضا برای پول نقد کاهش نمی‌یابد.

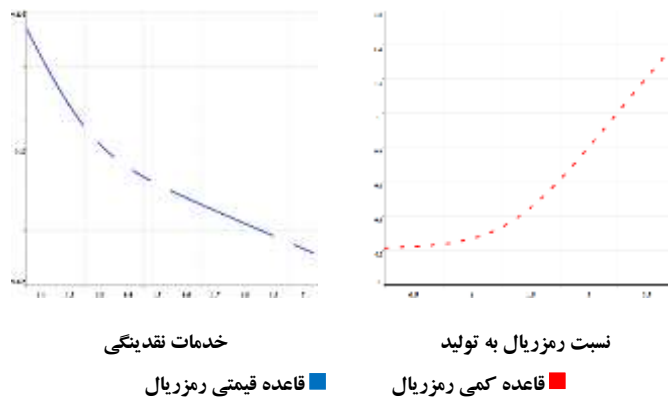
نمودار ۴: ضربه-پاسخ نسبت به تکانه فناوری ( $\varepsilon_t^{\sigma}$ ) - تفاوت در سه حالت



۴,۳. **اثربخشی سیاستی:** یکی از موضوعات مهم از جمله در کشور ما که با تورم بالا و مزمن و در عین حال رکود در بخش تولید، رکود تورمی، دست‌به‌گریبان است این است که هدف کاهش تورم با کمترین اثر منفی بر تولید همراه باشد (مهار تورم در عین رشد تولید). بر همین اساس نسبت فداکاری که به صورت زیر تعریف می‌شود شاخص مناسبی در اجرای سیاست‌های پولی با نگاه به بخش تولید است؛ برای کاهش یک واحد تورم چند واحد از تولید را باید قربانی کرد. در همین راستا، همان‌طور که در نمودار ۵ به تصویر کشیده شده است این نسبت برای حالت‌های مدنظر در مدل اجرا شد. مشاهدات مدل نشان می‌دهد در اجرای قاعده قیمتی، هر چه پاداش رمزریال بالاتر و برای خانوار جذاب‌تر باشد، نسبت فداکاری بهتر می‌شود و کاهش می‌یابد. این اتفاق به این دلیل است که در این حالت تخصیص مانده‌های رمزریال افزایش می‌یابد و در نتیجه به بانک مرکزی این اجازه را می‌دهد تا با استفاده از ابزار نرخ بهره رمزریال، تاثیر بیشتری بر مانده‌های پولی داشته باشد. همچنین، در اجرای سیاست انقباضی با هدف کاهش تورم، رمزریال به روشی انبساطی واکنش نشان می‌دهد و منجر به کاهش انحراف هزینه‌های مبادله می‌شود، که در حالت بدون رمزریال این امر اتفاق نمی‌افتد. لازم به توجه است که زمانی که پاداش رمزریال به صفر میل می‌کند، نسبت فداکاری بسیار مشابه با حالت بدون رمزریال خواهد بود و این اتفاق نشان‌دهنده این است که میزان اثربخشی رمزریال صرفاً به خدمات نقدینگی که ارائه می‌دهد بستگی ندارد بلکه به پاداش اسمی نیز مرتبط است و در بین ارائه خدمات نقدینگی و پاداش، به عنوان دو فاکتور اثرگذار بر رمزریال، میزان پاداش در اثرگذاری بر نسبت فداکاری به شدت موثرتر است. در کل، نتایج مدل نشان می‌دهد که انتشار رمزریال، بعنوان یک ابزار ثانویه سیاستی

قاعده قیمتی، به اثربخشی اهداف سیاست کمک می‌کند. تحت قاعده کمی، هر چه نسبت رمزیال به تولید بیش تر باشد، نسبت فداکاری بیشتر و وخیم تر می‌شود، زیرا زمانی که بانک مرکزی رمزیال مازاد عرضه می‌کند، دیگر انحراف هزینه‌های مبادله به اندازه کافی قابل کاهش نخواهد بود.

نمودار ۵: تغییرات «نسبت فداکاری»



ماخذ: یافته‌های پژوهش

## ۵. نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات

تعمیق و گسترش رمزارزها در میان عموم افراد و نیز افول شدید استفاده از پول نقد (به عنوان تنها راه مستقیم ارتباطی میان بانک مرکزی و مردم) در مبادلات روزمره (بالاخص بعد از همه‌گیری ویروس کرونا)، زنگ خطر جدی در قبال تاثیرگذاری بانک‌های مرکزی از طریق سیاست‌های مرسوم پولی است و بسیاری از دولت‌ها و بانک‌های مرکزی به دنبال بازیابی نقش محوری خود در عرصه پولی به شدت در حال تغییر هستند. بدین منظور بانک‌های مرکزی راه‌حلی نسبتاً مشابه در پیش گرفته‌اند؛ ارزیابی انتشار ارز دیجیتال حاکمیتی. از یک طرف ابهامات در بهینه و بهترین شیوه طراحی (فنی و اقتصادی) این ارز، و از طرف دیگر نامشخص بودن اثرات انتشار آن بر کلیت اقتصاد و نظام پولی-مالی موجب شده است تا بسیاری از کشورها، با وجود چندین سال تحقیق، آزمون و حتی اجرای آزمایشی، از اقدامی پیش‌دستانه به شدت امتناع کنند و درصددند تا نتایج اجرای طرح‌های مشابه در سایر کشورها را با دقت بررسی نمایند (راهبرد دنباله‌روی). اما در کشور ما موضوع

انتشار این ارز دیجیتال توسط بانک مرکزی از جنبه‌ی علی‌حده‌ای نیز مورد اهمیت است: گشایش‌های ضد تحریمی رمزریال برای اقتصاد تحریم‌شده ایران.

در این مقاله با برشمردن جوانب مختلف انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی و براساس رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی، مبتنی بر ادبیات نوکینزی و بدون حضور واسطه‌گران مالی، رمزریال طراحی و با استفاده از داده‌ها و کالیبراسیون مربوط به اقتصاد کشورمان، اثرات انتشار این ارز، بعنوان ابزار جدید سیاست پولی، مورد ارزیابی و سنجش واقع شد. نتایج این تحلیل که با وارد کردن تکانه‌های طرف عرضه و تقاضا همراه شد نشان می‌دهد که در مجموع انتشار رمزریال موجب ارتقاء کارایی و اثربخشی سیاست‌های پولی می‌گردد. مدل این مقاله نشان می‌دهد که اثرات انحراف هزینه مبادله، سازوکار اصلی تاثیر رمزریال بر اقتصاد است و وجود این ابزار جدید امکان کاهش این انحرافات هزینه‌ای را تقویت می‌کند. همچنین از ویژگی‌های کلیدی که متولی پولی کشور، بانک مرکزی، در اجرای رمزریال باید مورد توجه قرار دهد این است که در درجه اول میزان پاداش تعلق گرفته به رمزریال و در ادامه درجه نقدینگی، کارایی رمزریال را متاثر خواهد کرد. در همین راستا از آنجا که در اقتصاد دچار رکود تورمی ایران، اجرای سیاست‌های ضد تورمی باید با پیوستی از ملاحظات تولیدی همراه باشد (مهار تورم توام با رشد تولید)، نتایج مدل نشان می‌دهد که هر چه پاداش ناشی از نگهداری رمزریال بالاتر و خدمات نقدینگی ارائه شده از طریق رمزریال بیشتر شود، نسبت فداکاری، یعنی مقدار تولیدی که در ازاء یک واحد کاهش تورم از دست می‌رود، کاهش می‌یابد و این امری است مطلوب. هم‌چنین براساس خروجی مدل می‌توان عنوان کرد که نسبت رمزریال به تولید ملی نباید بیش از حد شود چرا که نقض غرض شده و نه تنها نمی‌تواند انحراف ناشی از هزینه مبادله را کاهش دهد، بلکه موجب تشدید و وخیم‌تر شدن نسبت فداکاری نیز می‌گردد.

در مجموع به مقامات بانک مرکزی کشور توصیه می‌شود تا قبل از هر گونه انتشار رسمی رمزریال در اقتصاد کشور، اهداف و محدوده‌ی مدنظر از انتشار رمزریال را مشخص نمایند. همان‌طور که در متن مقاله اشاره شد، اثرات انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی بر نظام بانکی و قدرت تسهیلات‌دهی بانک‌ها به شدت قابل‌تامل و مبهم است، اما کفه‌ی ترازو به سمت گروهی است که انتشار این ارز را مساوی با ایجاد تنش در جذب سپرده و ارائه تسهیلات بانک‌ها، یا به‌طور خلاصه، بحران بانکی معروف به بحران دیجیتال می‌دانند. لذا اگر

بانک مرکزی به دنبال ارائه رقیبی باقابلیت اعطای بهره، در کنار سپرده‌های بانکی، است باید هم از نظر فنی و هم از لحاظ اقتصادی، نقش بانک‌های کشور در این بازی با قواعد جدید را مدنظر داشته باشد و حداقل در دوره‌ی گذار، بخشی از عملیات انتشار یا تخصیص رمزریال را با مشارکت نظام بانکی، که در این حوزه پر تجربه‌تر و بازارشناس‌تر از بدنه‌ی بانک مرکزی است، انجام دهد.

اما اگر هدف از انتشار این ابزار نوین پولی، کم‌اثر کردن یا دورزدن تحریم‌های مالی ایالات متحده و متحدانش است، لازم به توجه است که این آرزو نیز به شدت با اما و اگرهایی همراه است. همان‌طور که از نمونه «یوآن دیجیتال» قابل فهم است، یک ارز مقبول بین‌المللی برای انجام تبادلات دوجانبه و کنارزدن ابزارهای مرسوم (دلار / یورو) یا شبکه سوئیفت، باید با یک اقتصاد قوی و باثبات پشتیبانی شود و نکته‌ی کلیدی این است که نباید این رابطه‌ی علی را وارونه فهم نمود. بعبارت دیگر، انتشار ارز دیجیتال از سوی بانک مرکزی کشوری با اقتصادی بسته و رانته‌ی، و ارزی ضعیف و پرنوسان، حتی اگر به پشتوانه دارایی‌های چون منابع طبیعی هم باشد آینده‌ای بهتر از «پترو»ی مادورو نخواهد داشت. و نکته‌ی آخر؛ اگر بانک مرکزی، با توجه به محور تدریجی اسکناس و مسکوک در مبادلات روزمره، صرفاً به منظور حفظ ارتباط مستقیم با مردم و بهبود اجرای سیاست‌های پولی و حمایتی مستقیم در قبال مردم (مثلاً یارانه‌های نقدی، کمک‌های معیشتی، سود سهام عدالت، و یا اعطای سهمیه بنزین به هر فرد و ...) به دنبال ارائه راه‌کاری کارا تر است، همان‌طور که نتایج این مدل نشان می‌دهد، می‌توان امیدوار بود که با حفظ فرضیات و شرایط مدل، با انتشار رمزریال به این اهداف خواهد رسید.

## منابع

شاهمرادی، اصغر و ابراهیمی، ایلناز. (۲۰۱۰). ارزیابی اثرات سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران در قالب مدل پویای تصادفی نیوکینزی. فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی، ۲(۳)، ۳۱-۵۶.  
عینیان، مجید و برکچیان، سیدمهدی. (۲۰۱۴). شناسایی و تاریخ‌گذاری چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران. فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی، ۲۰(۷)، ۱۶۱-۱۹۴.

## References

- Adjemian, S., Bastani, H., Juillard, M., Mihoubi, F., Perendia, G., Ratto, M., & Villemot, S. (2011). *Dynare: Reference manual, version 4*. <https://www.dynare.org/wp-repo/dynarewp001.pdf>
- Alberola-Ila, E., & Urrutia, C. (2020). Does informality facilitate inflation stability? (No. 778). *Bank for International Settlements*. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2020.102505>
- Albrecht, J., Navarro, L., & Vroman, S. (2009). The effects of labour market policies in an economy with an informal sector. *The Economic Journal*, 119(539), 1105-1129. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2009.02268.x>
- Allison, G. (2015). The Thucydides trap: are the US and China headed for war?. *The Atlantic*, 24(9). <https://www.theatlantic.com/international/archive/2015/09/united-states-china-war-thucydides-trap/406756/>
- Andolfatto, D. (2021). Assessing the impact of central bank digital currency on private banks. *The Economic Journal*, 131(634), 525-540. <https://doi.org/10.1093/ej/ueaa073>
- Barrdear, J. and Kumhof, M., 2016. Staff Working Paper No. 605. The macroeconomics of central bank issued digital currencies. *Bank of England*, (3). <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2811208>
- Barrdear, J., & Kumhof, M. (2022). The macroeconomics of central bank digital currencies. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 142, 104148. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2021.104148>
- Bech, M. L., & Garratt, R. (2017). Central bank cryptocurrencies. *BIS Quarterly Review September*. <https://ssrn.com/abstract=3041906>
- Berentsen, A., & Schär, F. (2018). The case for central bank electronic money and the non-case for central bank cryptocurrencies. 97-106, <https://doi.org/10.20955/r.2018.97-106>
- Blanchard, O. and Galí, J., 2010. Labor markets and monetary policy: A new keynesian model with unemployment. *American economic journal: macroeconomics*, 2(2), pp.1-30. <https://doi.org/10.1257/mac.2.2.1>
- Boar, C., & Wehrli, A. (2021). Ready, steady, go? - Results of the third BIS survey on central bank digital currency. *BIS papers*. <https://www.bis.org/publ/bppdf/bispap114.pdf>
- Brunnermeier, M. K., & Niepelt, D. (2019). On the equivalence of private and public money. *Journal of Monetary Economics*, 106, 27-41. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2019.07.004>
- Buckley, R. P., & Trzeciński, M. (2023). Central bank digital currencies and the global financial system: the dollar dethroned? *Capital Markets Law Journal*, 18(2), 137-171. <https://doi.org/10.1093/cmlj/kmad007>
- Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of monetary Economics*, 12(3), 383-398. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(83\)90060-0](https://doi.org/10.1016/0304-3932(83)90060-0)
- Carapella, F., & Flemming, J. (2020). Central bank digital currency: A literature review. <https://doi.org/10.17016/2380-7172.2790>
- Castillo, P., & Montoro, C. (2010). Monetary policy in the presence of informal labour markets. *Banco Central de Reserva del Perú*, (Vol. 9).

- <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Documentos-de-Trabajo/2010/Documento-de-Trabajo-09-2010.pdf>
- Chapman, J., Chiu, J., Davoodalhosseini, M., Jiang, J. H., Rivadeneyra, F., & Zhu, Y. (2023). Central Bank Digital Currencies and Banking: Literature Review and New Questions. <https://doi.org/10.34989/sdp-2023-4>
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of political Economy*, 113(1), 1-45. <https://doi.org/10.1086/426038>
- Dixit, A. K., & Stiglitz, J. E. (1977). Monopolistic competition and optimum product diversity. *The American economic review*, 67(3), 297-308. <https://doi.org/10.22004/ag.econ.268957>
- Eichengreen, B. (2021). Will Central Bank Digital Currencies Doom Dollar Dominance? *Project Syndicate*, 9. <https://www.project-syndicate.org/commentary/central-bank-digital-currencies-will-not-end-dollar-dominance-by-barry-eichengreen-2021-08>
- Einian, M., & Barakchian, S. M., (2014). Measuring and dating business cycles in the iranian economy. *Journal of Monetary and Banking Research* 7(20), 161-194. [In Persian] <https://jmbr.mbri.ac.ir/article-1-77-en.pdf>
- Fernández-Villaverde, J., Sanches, D., Schilling, L., & Uhlig, H. (2021). Central bank digital currency: Central banking for all? *Review of Economic Dynamics*, 41, 225-242. <https://doi.org/10.1016/j.red.2020.12.004>
- González, A., Ocampo, S., Rodríguez, D. and Rodríguez, N., 2012. Asymmetries of the employment-output relation, a general equilibrium approach. *Ensayos sobre Política Económica*, 30(68), 216-273. [https://www.researchgate.net/publication/260774144\\_Asymmetries\\_of\\_the\\_employment-output\\_relation\\_a\\_general\\_equilibrium\\_approach](https://www.researchgate.net/publication/260774144_Asymmetries_of_the_employment-output_relation_a_general_equilibrium_approach)
- Haldane, A., 2015. How low can you go. Speech given by chief economist of the Bank of England at the Portadown Chamber of Commerce. <https://www.bankofengland.co.uk/speech/2015/how-low-can-you-can-go>
- Jaimovich, N., & Rebelo, S. (2009). Can news about the future drive the business cycle? *American Economic Review*, 99(4), 1097-1118. <https://doi.org/10.1257/aer.99.4.1097>
- Kosse, A., & Mattei, I. (2022). Gaining momentum—Results of the 2021 BIS survey on central bank digital currencies. *BIS Papers*. <https://www.bis.org/publ/bppdf/bispap136.pdf>
- Mancini-Griffoli, T., Peria, M.S.M., Agur, I., Ari, A., Kiff, J., Popescu, A. and Rochon, C., 2018. Casting light on central bank digital currency. *IMF staff discussion note*, 8(18), 1-39. <https://www.imf.org/-/media/Files/Publications/SDN/2018/SDN1808.ashx>
- Meaning, J., Dyson, B., Barker, J., & Clayton, E. (2018). Broadening narrow money: monetary policy with a central bank digital currency. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3180720>

- Mersch, Y. (2017). Digital base money—an assessment from the European Central Bank’s perspective. *speech, Helsinki*, 16. <https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2017/html/sp170116.en.html>
- Merz, M. (1995). Search in the labor market and the real business cycle. *Journal of monetary Economics*, 36(2), 269-300. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(95\)01216-8](https://doi.org/10.1016/0304-3932(95)01216-8)
- Moreno, P. N. R., & Montaña, K. L. T. (2022). Central Bank Digital Currency in a Developing Economy: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Analysis. *Dynare Working Paper Series*. <https://www.dynare.org/wp-repo/dynarewp074.pdf>
- Mortensen, D. T., & Pissarides, C. A. (1994). Job creation and job destruction in the theory of unemployment. *The review of economic studies*, 61(3), 397-415. <https://doi.org/10.2307/2297896>
- Nakamoto, S. (2008). Bitcoin: A peer-to-peer electronic cash system. *Decentralized business review*, 21260. <https://bitcoin.org/bitcoin.pdf>
- Nash, J. (1953). Two-person cooperative games. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 128-140. <https://doi.org/10.2307/1906951>
- Ravenna, F., & Walsh, C. E. (2008). Vacancies, unemployment, and the Phillips curve. *European Economic Review*, 52(8), 1494-1521. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2008.06.006>
- Restrepo-Echavarría, P., 2014. Macroeconomic volatility: The role of the informal economy. *European Economic Review*, 70, 454-469. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2014.06.012>
- Sala, L., Söderström, U., & Trigari, A. (2008). Monetary policy under uncertainty in an estimated model with labor market frictions. *Journal of Monetary Economics*, 55(5), 983-1006. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2008.03.006>
- Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2004). Optimal fiscal and monetary policy under sticky prices. *Journal of economic Theory*, 114(2), 198-230. [https://doi.org/10.1016/S0022-0531\(03\)00111-X](https://doi.org/10.1016/S0022-0531(03)00111-X)
- Shahmoradi, A., & Ebrahimi, E. (2010). The Impacts of Monetary Policies in Iran: A DSGE Approach. *Journal of Monetary and Banking Research* 2(3), 31-56. [In Persian] <https://jmbr.mbri.ac.ir/article-1-37-fa.pdf>
- Riksbank, S. (2018). The Riksbank’s e-krona project—Report 2. *E-krona reports*. <https://www.riksbank.se/globalassets/media/rapporter/e-krona/2018/the-riksbanks-e-krona-project-report-2.pdf>
- Tong, W., & Jiayou, C. (2021). A study of the economic impact of central bank digital currency under global competition. *China Economic Journal*, 14(1), 78-101. <https://doi.org/10.1080/17538963.2020.1870282>
- Ulyssea, G. (2010). Regulation of entry, labor market institutions and the informal sector. *Journal of Development Economics*, 91(1), 87-99. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2009.07.001>



- Walsh, C. E. (2005). Labor market search, sticky prices, and interest rate policies. *Review of Economic Dynamics*, 8(4), 829-849. <https://doi.org/10.1016/j.red.2005.03.004>
- Wang, Y., Whited, T. M., Wu, Y., & Xiao, K. (2022). Bank market power and monetary policy transmission: Evidence from a structural estimation. *The Journal of Finance*, 77(4), 2093-2141. <https://doi.org/10.1111/jofi.13159>