

## رابطه نااطمینانی بازار پول و ارز با بی‌ثباتی اقتصادی در ایران<sup>۱</sup>

ملیحه آشنا\*

استادیار اقتصاد دانشگاه بزرگمهر قائنات، *Ashena@buqaen.ac.ir*

حمید لعل خضری

استادیار اقتصاد دانشگاه بزرگمهر قائنات، *h.lalkhezri@buqaen.ac.ir*

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۳/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۸/۲۹

### چکیده

ثبات اقتصاد کلان در عملکرد اقتصادی و رسیدن به رشد پایدار اقتصادی، دارای اهمیت است. یکی از مفاهیم مرتبط با موضوع عدم ثبات اقتصادی، نااطمینانی و نوسانات متغیرهای اقتصاد کلان است. نااطمینانی در بازار پول و ارز ممکن است باعث نوسان در سایر بازارها شود و اثر سیاست‌گذاری‌ها در ثبات اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد. در این مطالعه، به عنوان معیار بی‌ثباتی اقتصادی از تغییرپذیری تورم و تولید استفاده شده است. همچنین، نااطمینانی بازار پول و ارز به صورت نوسان حجم نقدینگی و نوسان نرخ ارز با استفاده از الگوی گارچ بدست آمده است. در نهایت، رابطه نوسانات بازار پول و ارز و شاخص بی‌ثباتی اقتصادی در ایران طی دوره زمانی فصل اول ۱۳۶۹ تا فصل سوم ۱۴۰۰ با استفاده از الگوی همبستگی شرطی پویا برآورد شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که در طی زمان رابطه همبستگی نوسان نرخ ارز با شاخص تغییرپذیری تورم اغلب مثبت است، اگرچه این رابطه در برخی دوره‌ها اندازه و ضریب متفاوتی دارد. همچنین، نوسان حجم نقدینگی در بلندمدت با بی‌ثباتی اقتصادی از هر دو جنبه تولید و تورم همراه است. بنابراین، کاهش بی‌ثباتی اقتصاد کلان با توجه به تغییرپذیری تورم و تولید نیازمند کاهش نااطمینانی و نوسانات در بازار ارز و اعمال شوک‌های مناسب سیاست پولی است.

**واژه‌های کلیدی:** بی‌ثباتی اقتصادی، نوسان نقدینگی، نوسان نرخ ارز، تورم، ایران.

**طبقه‌بندی JEL:** E52, D80, E63, E31

<sup>۱</sup> این مقاله برگرفته از طرح پژوهشی مصوب شورای پژوهشی دانشگاه بزرگمهر قائنات است. بدینوسیله از حمایت مالی دانشگاه بزرگمهر قائنات از این پژوهش، تقدیر و تشکر می‌نمایم.

\* نویسنده مسئول

## ۱- مقدمه

عاملین اقتصادی در زمینه‌های مختلف مانند سیاست‌های مالی و پولی، قوانین و مقررات، و سایر شرایط اقتصادی با نااطمینانی مواجه هستند. نااطمینانی و به عبارت دیگر نوسانات پیش‌بینی نشده متغیرها، یکی از مفاهیم مرتبط با موضوع عدم ثبات اقتصادی است. رسیدن به رشد پایدار اقتصادی و موفقیت هر گونه برنامه اقتصادی و سیاست تعدیل، مستلزم ثبات اقتصاد کلان است (رامی و آن<sup>۱</sup>، ۱۹۹۵ و هوگان<sup>۲</sup>، ۲۰۱۵). بی‌ثباتی اقتصاد کلان به وضعیتی اشاره دارد که فضای اقتصاد داخلی کمتر قابل پیش‌بینی است. بررسی ثبات اقتصادی یکی از معیارهای مهم برای سنجش عملکرد اقتصاد کلان کشورها می‌باشد. رابطه میان بی‌ثباتی اقتصاد در هر دو بخش اسمی (تورم) و حقیقی (رشد تولید) و آثار آن بر عملکرد اقتصاد دارای اهمیت است (صادقی و همکاران<sup>۳</sup>، ۱۳۹۴). بررسی عوامل مؤثر بر ثبات اقتصادی از جنبه تورم و رشد اقتصادی

راهنمایی برای سیاست‌گذار در پیش‌بینی فشار تورم و سنجش رفاه جامعه است. شاخص بی‌ثباتی اقتصادی معیاری است که عملکرد اقتصادی را در زمان‌های مختلف نشان می‌دهد. شاخص بی‌ثباتی اقتصادی به صورت ترکیبی از شرایط رشد اقتصادی و رشد تورم می‌تواند مدنظر قرار گیرد.

سیاست‌های پیش‌بینی نشده ممکن است به واکنش نادرست عوامل اقتصادی منجر شود، و اثر اقتصادی مورد انتظار را در بر نداشته باشد. در میان سیاست‌های اقتصادی، سیاست‌های پولی یکی از بی‌ثبات‌ترین سیاست‌ها است. سیاست‌گذاران باید در مورد احتمالات، هزینه‌ها و مزایای گزینه‌های مختلف تصمیم بگیرند (گرینسپن<sup>۴</sup>، ۲۰۰۳). بنابراین، لازم است که سیاست‌گذاران توانایی خود از درک پویایی محیط اقتصادی را افزایش دهند. نتایج این مقاله برای سیاست‌گذاران در اتخاذ سیاست مناسب جهت کنترل نوسانات متغیرهای حجم نقدینگی و نرخ ارز، اعمال سیاست پولی و حداقل کردن هزینه‌های حاصل از نااطمینانی آن بر ثبات اقتصاد ایران مفید خواهد بود. بنابراین، آثار سیاست‌های پولی و ارزی پیش‌بینی نشده بر ثبات اقتصادی دارای اهمیت است. در این راستا نرخ ارز و حجم نقدینگی به عنوان مهمترین متغیرهای اقتصادی

<sup>1</sup> Ramey & Ann

<sup>2</sup> Hogan

<sup>3</sup> Sadeghi et al. (2016)

<sup>4</sup> Greenspan

می‌تواند در انتقال آثار سیاست‌های اقتصادی نقش تعیین‌کننده‌ای داشته باشد. نرخ ارز به دلیل ارتباط متقابل خود با متغیرهای داخلی و خارجی، از تغییر و تحولات اقتصاد تأثیر گرفته و بر متغیرهای اقتصادی اثر می‌گذارد. نوسانات ارزی چند سال اخیر نیز این موضوع را تأیید می‌کند. قابل ذکر است که در بررسی نوسانات پولی و ارزی بحث عدم تقارن این اثرات نیز در برخی مطالعات مطرح شده است (حسین و همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۱۹ و ژنگ و همکاران<sup>۲</sup>، ۲۰۱۴). بنابراین، با توجه به واکنش متفاوت عوامل اقتصادی و آثار آن بر تولید و تورم، این مطالعه بررسی روابط پویای نااطمینانی بازار پول و ارز و بی‌ثباتی اقتصادی را مد نظر قرار داده است.

مشارکت این مقاله در ادبیات موضوع ارائه شواهد تجربی روابط نوسانات بازار پول و ارز و بی‌ثباتی اقتصادی در ایران است. وجه تمایز این مطالعه با مطالعات قبلی استفاده از شاخصی جهت بررسی بی‌ثباتی اقتصادی است که بر مبنای تغییرپذیری تورم و تولید است. علاوه بر این، در این مطالعه رابطه همبستگی طی زمان بین متغیرهای تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرد، چرا که شرایط متفاوت اقتصادی و نیز شوک‌های مثبت و منفی نااطمینانی می‌تواند به پیامدهای متفاوتی در ثبات اقتصاد کلان منجر شود. در این مقاله برای نوسان بازار پول و ارز از نوسان حجم نقدینگی و نوسان نرخ ارز استفاده شده است. داده‌های مورد استفاده تحقیق حاضر طی فصل اول ۱۳۶۹ تا فصل سوم ۱۴۰۰ بوده و هدف تحقیق با استفاده از الگوی همبستگی شرطی پویا بررسی شده است. ساختار مقاله به این ترتیب است که در بخش دوم مبانی نظری، در بخش سوم الگوی تحقیق و در بخش چهارم داده‌ها و تحلیل نتایج ارائه شده است و نتیجه‌گیری در بخش پنجم بیان شده است.

## ۲- ادبیات موضوع

ثبات اقتصاد کلان عامل مهمی برای توسعه و رشد اقتصادی است. بی‌ثباتی اقتصادی منجر به بی‌اعتمادی عاملین اقتصادی، سرمایه‌گذاری کمتر، رشد کمتر و بیکاری بیشتر می‌شود. بی‌ثباتی اقتصادی می‌تواند ناشی از تغییر قیمت کالاها، تغییر نرخ بهره، تغییر در سطح اطمینان و ... باشد (کارنامه حقیقی و همکاران<sup>۳</sup>، ۲۰۱۲).

<sup>1</sup> Hussain et al.

<sup>2</sup> Zheng et al.

<sup>3</sup> Karnameh Haghighi et al.

عوامل متعددی وجود دارد که به عنوان عوامل تعیین‌کننده بی‌ثباتی کلان اقتصادی نام برده می‌شود که از آن جمله می‌توان به بی‌ثباتی در تورم، سیاست مالی نادرست، بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی و رابطه مبادله اشاره کرد. تکانه‌های ناشی از شوک‌ها و تغییرات غیرمترعارف برخی متغیرها بی‌ثباتی اقتصاد را نشان می‌دهد. به عنوان مثال نوسان‌ها یا انحرافات در تورم و بروز تورم بالا و یا کاهش میزان تولید می‌تواند پیامدهای بی‌ثباتی اقتصاد کلان را نشان دهد. تعیین میزان ثبات اقتصادی از لحاظ تجربی ساده نیست و در مطالعات مختلف معیارهای متفاوتی مورد استفاده قرار گرفته است (دهقان منشادی و پوررحیم<sup>۱</sup>، ۱۳۹۲ و راسخی و منتظری<sup>۲</sup>، ۱۳۹۴).

چندین عامل توسط فیشر<sup>۳</sup> (۱۹۹۳) و ساهای و گوپال<sup>۴</sup> (۲۰۰۶) به منظور تعیین شرایط اقتصاد کلان مورد تأکید قرار گرفته است. به این دلیل که تورم شاخص خوبی از وضعیت پولی و مالی است، معمولاً از نرخ تورم به عنوان معیاری برای بی‌ثباتی کلان اقتصادی استفاده می‌شود (فیشر ۱۹۹۳ و میشکین و اشمیت هبل<sup>۵</sup>، ۲۰۰۷). به دلیل بالا بودن نرخ تورم در چند دهه گذشته در ایران، این نرخ به عنوان عامل بسیار مهم در ثبات اقتصادی مطرح است (دهقان منشادی و پوررحیم، ۱۳۹۲). واریانس یا انحراف معیار تورم به عنوان معیار تغییر پذیری تورم می‌تواند مد نظر قرار گیرد. می‌توان متغیرهای دیگر را نیز به عنوان معیار برای بی‌ثباتی اقتصادی در نظر گرفت، چرا که هر متغیر به طور جداگانه دارای اطلاعات جزئی است. مطالعه سچتی و کراس<sup>۶</sup> (۲۰۰۲) و سچتی و همکاران<sup>۷</sup> (۲۰۰۶) با استفاده از مبادله تغییرپذیری تورم-تولید<sup>۸</sup>، معیار اندازه-گیری عملکرد اقتصاد کلان و کارایی سیاست پولی را ارائه کردند. در این راستا فرض می‌شود که هدف سیاست‌گذاران حداقل رساندن مجموع وزنی تغییرپذیری تورم - تولید است.

<sup>1</sup> Dehghan manshadi & Pourrahim (2013)

<sup>2</sup> Rasekhi & Montazeri (2015)

<sup>3</sup> Fisher

<sup>4</sup> Sahay & Goyal

<sup>5</sup> Mishkin & Schmidt-Hebbel

<sup>6</sup> Cecchetti & Krause

<sup>7</sup> Cecchetti, et al.

<sup>8</sup> Trade-off

با توجه به مطالب بیان شده نوسانات تورم و تولید می‌تواند نشان دهنده بی‌ثباتی اقتصاد کلان و مسیرهایی باشد که از طریق آنها این متغیرها ممکن است بر رشد تولید تأثیر بگذارند (فتاس و میهوف<sup>۱</sup>، ۲۰۱۳). خان<sup>۲</sup> (۲۰۱۹) در مطالعه خود از معیار تغییرپذیری تورم برای بی‌ثباتی اقتصادی استفاده کرد. ممون و قرشی<sup>۳</sup> (۲۰۲۱) واریانس تورم و تولید را به عنوان معیار بی‌ثباتی اقتصاد کلان به کار بردند. با این استدلال که سیاست‌های تعدیل اقتصادی به منظور متعادل سازی دو هدف تولید و تورم انجام می‌گیرد. سیاست پولی در رشد اقتصادی و نیز تعدیل چرخه‌های اقتصادی نقش دارد، اما ممکن است گاهی مشکلاتی مانند تورم شدید را به دنبال داشته باشد و اثر منفی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد بگذارد (آل عمران و آل عمران<sup>۴</sup>، ۱۳۹۶). نااطمینانی در مورد سیاست پولی و ارزی به نوسان سایر بازارها مانند بازار کالا و خدمات منتقل می‌شود. در حالی که سیاست‌های پایدار پولی موجب می‌شود مجموعه‌های پولی اثر قابل پیش بینی بر متغیرهای اقتصادی مانند تولید و تورم داشته باشند (سیریم<sup>۵</sup>، ۱۹۹۹ و باتالمو و کاربو<sup>۶</sup>، ۲۰۰۹). در کشورهای پیشرفته، چندین مطالعه اهمیت نوسانات پول و ارز را در پیش‌بینی تغییرات تورم و شکاف تولید نشان داده است (سیکلوس و بارتون<sup>۷</sup>، ۲۰۰۱ و گرلاچ و سونسون<sup>۸</sup>، ۲۰۰۱). بر این اساس، هرچه انحراف تولید و تورم از مقادیر هدف کمتر باشد، شرایط اقتصاد کلان بهتر است (دی مندونکا و نشیمنتو<sup>۹</sup>، ۲۰۲۰).

در مورد تأثیر سیاست‌ها و شوک‌های پولی و ارزی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد، مکاتب اقتصادی دیدگاه‌های مشخصی دارند. بسیاری از اقتصاددانان در مورد خنثایی پول در بلندمدت و همچنین اثرات کوتاه‌مدت پول بر متغیرهای حقیقی، توافق نظر دارند. در حقیقت تغییرات عرضه پول به واسطه سیاست‌های پولی تنها در کوتاه‌مدت می‌تواند بر بخش حقیقی اقتصاد اثر داشته باشد (والش<sup>۱۰</sup>، ۲۰۱۰).

<sup>1</sup> Fatàs & Mihov

<sup>2</sup> Khan

<sup>3</sup> Memon & Qureshi

<sup>4</sup> Aleemran & Aleemran (2017)

<sup>5</sup> Sriram

<sup>6</sup> Bathalomew & Kargbo

<sup>7</sup> Siklos & Barton

<sup>8</sup> Gerlach & Svensson,

<sup>9</sup> De Mendonca & Nascimento

<sup>10</sup> Walsh

تولید ناخالص داخلی به عنوان معیاری از شاخص بی‌ثباتی اقتصادی نیز تحت تأثیر عدم اطمینان فضای اقتصادی قرار می‌گیرد. جتر و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۱۳) نشان دادند که در شرایط عدم اطمینان در اقتصاد کلان، اندازه دولت‌ها بزرگ‌تر شده و نرخ رشد اقتصادی و تولید به دلیل کاهش منابع بخش خصوصی، حداقل در کوتاه‌مدت کاهش می‌یابد. از طرف دیگر نااطمینانی می‌تواند با افزایش در منافع بالقوه، منجر به ایجاد انگیزه برای بنگاه‌ها در راستای سرمایه‌گذاری و گسترش تولید می‌شود (سردا و همکاران<sup>۲</sup> ۲۰۱۸).

به طور کلی نوسان سیاست‌های اقتصادی در کوتاه‌مدت از طریق ایجاد بی‌ثباتی در تقاضای کل به بی‌ثباتی تولید و رشد اقتصادی منجر می‌شود. به عنوان مثال، نوسانات پولی از یک طرف رونق اقتصادی و افزایش تولید را در پی داشته و از طرف دیگر ممکن است کاهش تولید و رکود اقتصادی اتفاق افتد و اثر اولیه سیاست را خنثی کند. همچنین، نوسان نرخ ارز از طریق ترازنامه بنگاه‌های مالی و غیرمالی می‌تواند بر تقاضای کل تأثیر بگذارد (فرزین‌وش و محسنی زونوزی<sup>۳</sup>، ۱۳۸۸). در شرایط نوسانات شدید نرخ ارز، صادرکنندگان و واردکنندگان نسبت به درآمدها و هزینه‌های خود نامطمئن هستند و این نوسانات شدید نرخ ارز سبب خارج شدن برخی از افراد از چرخه تجارت می‌شود. درنهایت، بی‌ثباتی نرخ ارز بر ابعاد دیگر اقتصاد کلان مانند نرخ تورم و بیکاری و تولید ناخالص داخلی مؤثر بوده و می‌تواند موجب بی‌ثباتی اقتصادی گردد (راسخی و منتظری، ۱۳۹۴).

افزایش نوسانات ارزی باعث افزایش ریسک و عدم قطعیت، قطع جریان سرمایه‌گذاری، کوتاه شدن افق تصمیم‌گیری، تخصیص منابع به سمت مدیریت نقدینگی، و افزایش رانت خواهد شد به گونه‌ای که این عوامل باعث کاهش تولید واقعی اقتصاد در کوتاه‌مدت می‌شود (کارنامه حقیقی و همکاران، ۲۰۱۲). حسین و همکاران (۲۰۱۹) و باسیر<sup>۴</sup> (۲۰۱۳) به تأثیر نامتقارن تغییرات نرخ ارز اشاره می‌کنند. آن‌ها بیان می‌کنند که تأثیر نامتقارن به استحکام قیمت صادرات و واردات و ساختار تأخیر ارتباط دارد، و به همین دلیل واکنش عوامل اقتصادی به کاهش ارزش ارز با افزایش ارزش آن متفاوت است. ژنگ و همکاران (۲۰۱۴) بیان می‌کنند که اثرات سیاست پولی بر اقتصاد با توجه به

<sup>1</sup> Jetter et al.

<sup>2</sup> Cerda, et al.

<sup>3</sup> Farzinwash & Mohseni Zonouzi (2009)

<sup>4</sup> Bussiere

جهت، قدرت و چرخه اقتصادی متفاوت است. یعنی عدم تقارن در نقش سیاست پولی و تغییرات حجم پول نیز وجود دارد. با توجه به متفاوت بودن آثار نوسانات متغیرهای پولی و ارزی بر بی‌ثباتی اقتصادی، در این مطالعه چگونگی تأثیر متغیرها بر شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان در الگوی نامتقارن مورد بررسی قرار می‌گیرد.

سچتی و کراس (۲۰۰۲) نشان دادند که کشورهایی که در آن‌ها بانک مرکزی در اجرای سیاست‌ها شفافیت بیشتری دارد، عملکرد اقتصاد کلان بهتری نیز دارند. آيسن و ويجا<sup>۱</sup> (۲۰۱۳) اثر بی‌ثباتی در سیاست‌های اقتصادی، بر رشد اقتصادی را در ۱۶۹ کشور طی سال‌های ۱۹۶۰-۲۰۰۴ میلادی مورد بررسی قرار دادند. نتایج آن‌ها نشان داد که بی‌ثباتی در سیاست‌های اقتصادی رشد اقتصادی را از طریق کاهش بهره‌وری و کاهش انباشت سرمایه فیزیکی و انسانی، کاهش می‌دهد.

با استفاده از داده‌های آمریکا سرآل و وو<sup>۲</sup> (۲۰۱۴) رابطه بین عدم اطمینان سیاست پولی و نوسانات اقتصادی را تجزیه و تحلیل کردند. نتایج نشان می‌دهد که عدم اطمینان نرخ بهره ضد سیکل است و عامل شرایط اقتصادی بدتر و نرخ بیکاری بالاتر است. در مطالعه دیگر آستویت و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۱۷) با استفاده از داده‌های فصلی طی ۱۹۷۰-۲۰۱۶ میلادی و مدل VAR ساختاری به بررسی اثر نااطمینانی اقتصادی بر مسیرهای انتقال شوک‌های پولی پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های سیاست پولی آمریکا، فعالیت اقتصادی را در شرایط بالا بودن نااطمینانی کمتر تحت تأثیر قرار می‌دهد.

چن و تیلمن<sup>۴</sup> (۲۰۲۰) بر اساس شاخص عدم اطمینان پولی بر مبنای گزارشات بانک مرکزی چین نشان دادند افزایش عدم اطمینان سیاست پولی به کاهش سرمایه‌گذاری، تولید ناخالص داخلی و قیمت‌ها منجر می‌شود.

دمندنکا و ناسیمنتو<sup>۵</sup> (۲۰۲۰) شاخص‌هایی را برای سنجش عملکرد سیاست پولی و بررسی ناکارآمدی سیاست‌های پولی و بی‌ثباتی اقتصاد کلان با استفاده از روش کارایی مرزی ارائه دادند. بر اساس داده‌های پانل مربوط به ۴۲ کشور طی دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۴،

<sup>1</sup> Aisen & Veiga

<sup>2</sup> Creal & Wu

<sup>3</sup> Aastveit et al.

<sup>4</sup> Chen & Tillmann

<sup>5</sup> De Mendonca & Nascimento

میلادی نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که کشورهای با هدف‌گذاری تورم، که سطح بالاتر توسعه، خطر کمتر فشارهای سیاسی و عدم وجود بحران مالی بین‌المللی را تجربه کرده عملکرد بهتری از نظر کارآیی سیاست‌های پولی و ثبات اقتصاد کلان دارند. آنگارا و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۲۳) بر مبنای چشم انداز اسلامی رهیافت‌هایی را برای دستیابی به کنترل تورم و ثبات اقتصادی پایدار مطرح می‌کنند از جمله کاربرد سیاست‌های پولی مبتنی بر اسلام که سفته بازی را منع می‌کند، مدیریت نقدینگی، توزیع درآمد، تشویق سرمایه‌گذاری در بخش مولد و قوانین و مقررات اقتصادی. نتایج این مطالعه کیفی توضیحی نشان می‌دهد که تلاش برای ایجاد ثبات اقتصادی و مدیریت تورم نه تنها جنبه مالی دارد بلکه جزئی از عقاید در برقراری رفاه و عدالت اجتماعی است. با تمرکز بر اقتصاد ایران مطالعات مختلفی زمینه نوسانات بازارهای مختلف و بی‌ثباتی اقتصادی انجام شده است. شریفی رنانی و همکاران<sup>۲</sup> (۱۳۸۸) بر اساس داده‌های ۱۳۶۸-۱۳۸۷ و با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری نشان دادند که کانال نرخ ارز در میان‌مدت و بلندمدت در انتقال اثر سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی مؤثر بوده و در کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ ارز بر سطح قیمت‌ها اثر بیشتری نسبت به بقیه کانال‌ها دارد. عباسیان و همکاران<sup>۳</sup> (۱۳۹۱) نحوه ارتباط عدم اطمینان نرخ ارز واقعی با رشد اقتصادی و رشد سرمایه‌گذاری طی ۱۳۵۴-۱۳۸۷ را برآورد کردند. نتایج این مطالعه بیانگر اثر منفی عدم اطمینان نرخ ارز واقعی بر رشد اقتصادی است. همچنین، کاظمی و همکاران<sup>۴</sup> (۱۳۹۳) تأثیر نااطمینانی نرخ ارز بر رشد اقتصادی ایران را طی دوره ۱۳۳۸-۱۳۸۹ با استفاده از روش شبکه‌های عصبی مصنوعی بررسی کردند و اثر منفی نوسان نرخ ارز بر رشد اقتصادی را دریافتند. درگاهی و صداقت پرست<sup>۵</sup> (۱۳۹۲) نشان دادند تکانه پولی انبساطی بر تولید اثر منفی داشته و با افزایش تورم همراه است. بر اساس نتایج تجزیه واریانس خطاهای پیش‌بینی مهمترین عوامل مؤثر در نوسانات تولید تکانه‌های مخارج حقیقی دولت و نرخ ارز حقیقی است. همچنین در نوسانات تورم نیز تکانه مخارج حقیقی دولت و تکانه‌های

<sup>1</sup> Anggara et al.

<sup>2</sup> Sharifi Renani et al. (2008)

<sup>3</sup> Abbasian et al. (2012)

<sup>4</sup> Kazemi et al. (2014)

<sup>5</sup> Dargahi & Sedaghatparast (2013)



تولید و حجم پول عامل مهم بشمار می‌آیند. دهقان منشادی و پوررحیم (۱۳۹۲) رابطه بی‌ثباتی اقتصاد کلان و رشد اقتصادی را طی ۱۳۴۶-۱۳۸۷ در ایران مورد بررسی قرار دادند. شاخص بی‌ثباتی ترکیبی از متغیرهای تورم، کسری بودجه، نرخ ارز و نرخ مبادله در نظر گرفته شده است. بر اساس نتایج بی‌ثباتی اقتصاد کلان مانعی برای رشد اقتصادی محسوب می‌شود. حقیقت و قلی‌پورتهپه<sup>۱</sup> (۱۳۹۳) اثر نااطمینانی رشد پول بر رشد اقتصادی را طی ۱۳۶۹-۱۳۸۹ با استفاده از الگوی گارچ و الگوی خودتوضیح برداری مورد بررسی قرار دادند. نتایج این تحقیق نشان داد که با افزایش نااطمینانی رشد پول، رشد اقتصادی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت کاهش می‌یابد.

هیبتی و همکاران<sup>۲</sup> (۱۳۹۵) معیاری از نااطمینانی کلان در اقتصاد ایران را به صورت یک فرآیند تصادفی مشترک و پنهان از تعداد زیادی سری‌های زمانی مربوط به متغیرها و بخش‌های مختلف مطرح کردند. در بین مجموعه داده‌ها، نااطمینانی سری‌های زمانی نرخ ارز و مخارج دولتی بیشترین همبستگی را با نااطمینانی اقتصاد کلان داشته‌اند.

یاوری و همکاران<sup>۳</sup> (۱۳۹۵) آثار اقتصادی نااطمینانی در سیاست‌های پولی را بر نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم و نرخ بیکاری در ایران طی دوره ۱۳۷۲-۱۳۹۰ مورد بررسی قرار دادند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که افزایش نااطمینانی در سیاست‌های پولی، افزایش نوسانات در این متغیرهای اقتصادی را به دنبال خواهد داشت. در حالی احمدی و همکاران (۱۳۹۷) با استفاده از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی به بررسی نحوه تأثیر شوک‌های پولی بر تولید طی دوره ۱۳۶۹-۱۳۹۶ پرداختند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که در بلندمدت شوک‌های پولی کوچک و بزرگ در اثرگذاری بر تولید ناتوان هستند، اما در کوتاه‌مدت شوک‌های پولی تولید را تحت تأثیر قرار می‌دهند.

مهدیلو و اصغرپور<sup>۴</sup> (۱۳۹۸) نقش کانال نرخ ارز در انتقال غیرخطی آثار سیاست پولی طی دوره ۱۳۷۰-۱۳۹۵ را بررسی کردند. با استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ خودتوضیح برداری<sup>۵</sup> (MS-VAR) نتایج تحقیق نشان می‌دهد پول در کوتاه‌مدت بر تولید مؤثر بوده و در بلندمدت تأثیری بر تولید ندارد. همچنین، در بلندمدت پول اثرات

<sup>1</sup> Haghghat & gholipour Tappeh (2014)

<sup>2</sup> Heibati et al. (2016)

<sup>3</sup> Yavari et al. (2016)

<sup>4</sup> Mahdiloo & Asgharpur (2020)

<sup>5</sup> Markov Switching Vector Autoregressive

بزرگتر و ماندگارتری بر قیمت‌ها داشته است. علاوه بر این، افزایش پول از کانال نرخ ارز در رژیم صفر نقشی در انتقال پول به تولید نداشته، اما در رژیم یک، سهم قابل توجهی در انتقال پول بر تولید داشته است.

علائی و همکاران<sup>۱</sup> (۱۳۹۹) با استفاده از رویکرد خودرگرسیون برداری و توابع واکنش متغیرهای تورم و تولید به شوک وارده بر متغیر حجم پول تحت سطوح نااطمینانی بالا و پایین را بررسی کردند. با توجه به نتایج تحقیق طی دوره ۱۳۶۹-۱۳۹۶ واکنش متغیر تولید تحت سطح نااطمینانی پایین بیشتر از سطح نااطمینانی بالا است. همچنین، واکنش متغیر تورم تحت سطح نااطمینانی بالا بیشتر از سطح نااطمینانی پایین است. به طور مشابه عبدی سیدکلایی و فیروزبخش<sup>۲</sup> (۱۴۰۲) نیز این موضوع را بررسی کردند و بیان می‌کنند که اثر سیاست پولی بر رشد اقتصادی به نااطمینانی سیاست پولی بستگی دارد. به طوری که با افزایش نااطمینانی اثرگذاری سیاست پولی کاهش می‌یابد.

با توجه به مبانی نظری و مطالعات پیشین، نوسانات در بازار پول و ارز می‌تواند پیامد متفاوتی بر شرایط ثبات اقتصادی داشته باشد. این مطالعه به طور همزمان همبستگی میان معیار نااطمینانی بازار پول و ارز را با دو معیار بی‌ثباتی اقتصاد کلان از منظر تولید و تورم بررسی می‌کند.

### ۳- روش شناسی پژوهش

در این پژوهش به منظور برآورد نااطمینانی بازار پول و ارز از نوسان متغیرهای نقدینگی و نرخ ارز استفاده می‌شود. همچنین، به منظور تعیین معیار بی‌ثباتی اقتصادی بر مبنای مبانی نظری و مطالعات پیشین، تغییرپذیری تورم و تولید مد نظر قرار می‌گیرد. معمولاً تغییرپذیری متغیرهای اقتصاد کلان با واریانس یا انحراف معیار محاسبه می‌شود (جا و دانگ<sup>۳</sup>، ۲۰۱۲) در این مطالعه برای محاسبه تغییرپذیری و واریانس تورم مطابق با برخی مطالعات (ممون و قرشی، ۲۰۲۱ و بودلر و مالیک<sup>۴</sup>، ۲۰۱۷) به روش پنجره غلتان استفاده شده است. با توجه به اینکه اندازه‌گیری تغییرات در دوره‌های طولانی مدت ممکن است تغییرات کاذبی را به علت تغییرات میانگین نشان دهد، به جای یک

<sup>1</sup> Alaei et al. (2020)

<sup>2</sup> Abdi Seyyedkolae & Firoozbakhsh (2023)

<sup>3</sup> Jha & Dang

<sup>4</sup> Bowdler & Malik

میانگین ثابت طی زمان می‌توان میانگین دوره‌های چندساله را در محاسبه تغییرات در نظر گرفت. در این روش واریانس نرخ تورم و تولید بر مبنای پنجره غلتان ۴ ساله متغیرها برآورد شده است.

همچنین، با توجه به اینکه اثر تغییرپذیری چرخه‌ها مانند شکاف مثبت و منفی تولید می‌تواند بی‌ثباتی را نشان دهد. در نتیجه، تغییرپذیری شکاف تولید با استفاده از روش فیلتر هودریک پرسکات مد نظر قرار گرفته است (کوبهام و همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۰۴ و فاکلر و مک میلین<sup>۲</sup>، ۲۰۱۱). بنابراین، ابتدا شکاف تولید با فیلتر هودریک پرسکات محاسبه می‌شود و سپس تغییرپذیری تولید با توجه به این شکاف به عنوان معیاری از بی‌ثباتی لحاظ می‌شود. فیلتر هودریک پرسکات<sup>۳</sup> روشی استاندارد در اقتصاد کلان برای تفکیک روند بلندمدت در یک سری داده از نوسانات کوتاه‌مدت است. این روش یک سری زمانی را به اجزای رشد و دوره‌ای آن تقسیم می‌کند.  $y(t) \equiv g(t) + c(t)$  که  $y(t)$  لگاریتم طبیعی سری مشاهده شده،  $g(t)$  جزء رشد و  $c(t)$  جزء روند است. برای شناخت این دو جزء، هودریک و پرسکات واریانس  $c(t)$  را بر اساس رابطه زیر حداقل می‌کند.

$$\min_{g(t)} \left\{ \sum_{t=-\infty}^{\infty} [y(t) - g(t)]^2 + \mu \sum_{t=-\infty}^{\infty} [g(t+1) - 2g(t) + g(t-1)]^2 \right\} \quad (1)$$

عبارت اول عامل بی‌ثباتی و عبارت دوم میزان همواری روند عامل را نشان می‌دهد.  $\mu$  عامل هموارسازی است و جزء رشد را بررسی می‌کند. با افزایش این پارامتر، سری روند هموارتر و با کاهش آن پرنوسان‌تر می‌شود (هی و همکاران<sup>۴</sup>، ۲۰۱۳ و کوگلی و ناسون<sup>۵</sup>، ۱۹۹۵).

### ۳-۱- مدل DCC-GARCH<sup>i</sup>

هدف این مقاله، بررسی ارتباط پویا بین تغییرپذیری تورم، تغییرپذیری شکاف تولید، نوسان نرخ ارز و نوسان نقدینگی با استفاده از مدل‌های خانواده GARCH است. در الگوی GARCH(p,q) هم اجزای خود همبسته و هم اجزای میانگین متحرک در

<sup>1</sup> Cobham et al.

<sup>2</sup> Fackler & Mcmillin

<sup>3</sup> Hodrick Prescott Filter

<sup>4</sup> He et al.

<sup>5</sup> Cogley & Nason

معادله‌ی واریانس ظاهر می‌شوند (اندرس<sup>۱</sup>، ۱۹۹۴). از آنجاکه ارتباط میان متغیرها در طول زمان متفاوت است، اندازه‌گیری همبستگی شرطی پویا می‌تواند تحلیل و ارزیابی صحیح مفید باشد. برای تعیین همبستگی متغیر زمان بین متغیرها، DCC یک مدل پویا براساس همبستگی‌های شرطی در مدل‌هایی مانند GARCH ایجاد شده است (انگل<sup>۲</sup>، ۲۰۰۲؛ انگل و شپارد<sup>۳</sup>، ۲۰۰۱ و سی و تسو<sup>۴</sup>، ۲۰۰۲). این مدل این امکان را می‌دهد تا به طور همزمان واریانس و همبستگی‌های شرطی چندین سری زمانی مدل‌سازی شود. برای بررسی این موضوع انجام دو مرحله لازم است. در مرحله اول، واریانس شرطی هر متغیر با استفاده از روشی مانند GARCH برآورد می‌شود. در مرحله دوم، همبستگی‌های طی زمان با توجه به مقادیر با وقفه باقیمانده‌ها و ماتریس‌های کوواریانس مدل‌سازی می‌شوند. پس از آن، ماتریس کواریانس شرطی با استفاده از معیارهای شرطی و همبستگی پویا بدست می‌آیند (کوپریک و همکاران<sup>۵</sup>، ۲۰۰۳).

بنابراین، مدل DCC-GARCH چند متغیره بر مبنای روابط زیر برای تعیین همبستگی شرطی پویا میان متغیرهای مورد بررسی در این مطالعه استفاده شده است.

$$Y_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim (0, H_t) \quad (2)$$

$$H_t = \Gamma_t R_t \Gamma_t \quad (3)$$

$$\Gamma_t = \text{diag}\{\sqrt{h_{11,t}}, \sqrt{h_{22,t}}, \dots, \sqrt{h_{MM,t}}\} \quad (4)$$

$$h_{ii,t} = w_i + \beta_1 h_{ii,t-1} + \gamma_i \varepsilon_{i,t-1}^2, \quad i = 1, 2, \dots, M \quad (5)$$

$$R_t = (\text{diag}\{Q_t\})^{-1/2} Q_t (\text{diag}\{Q_t\})^{-1/2} \quad (6)$$

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta) \bar{Q} + \alpha u_{t-1} u_{t-1}' + \beta Q_{t-1} \quad (7)$$

که در آن  $Y_t = (Y_{1,t}, Y_{2,t}, \dots, Y_{M,t})'$  و  $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t}, \dots, \varepsilon_{M,t})'$  بردارهای  $M \times 1$  است.

$H_t$  ماتریس شرطی بردار تصادفی  $\varepsilon$  و  $u_t = \left( \frac{\varepsilon_{1,t}}{\sqrt{h_{11,t}}}, \frac{\varepsilon_{2,t}}{\sqrt{h_{22,t}}}, \dots, \frac{\varepsilon_{i,t}}{\sqrt{h_{MM,t}}} \right)'$  برداری است که شامل مقادیر استاندارد شده  $\varepsilon_t$  است.  $R_t$  ماتریس همبستگی طی زمان

و  $Q_t$  ماتریس تعریف شده مثبت متقارن و  $\bar{Q}$  نشان‌دهنده ماتریس واریانس غیرشرطی  $u_t$  است.

$\alpha$  و  $\beta$  پارامترهای غیرمنفی ( $\alpha \geq 0, \beta \geq 0$ ) هستند که شرط  $\alpha + \beta < 1$  را

<sup>1</sup> Enders

<sup>2</sup> Engle

<sup>3</sup> Engle & Sheppard

<sup>4</sup> Tse & Tsui

<sup>5</sup> Cupriak et al.

تأمین می‌کنند و برای معین بودن ماتریس همبستگی شرطی لازم است. در نهایت، ضریب همبستگی شرطی،  $\rho_{i,i}$ ، برای دو متغیر،  $i$  و  $j$ ، به صورت معادله زیر بیان شده است:

$$\rho_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t}q_{jj,t}}}, i, j = 1, 2, \dots, n, \text{ and } i \neq j \quad (۸)$$

$q_{ij,t}$  جزء  $i - j$  ام از  $Q_t$  است.

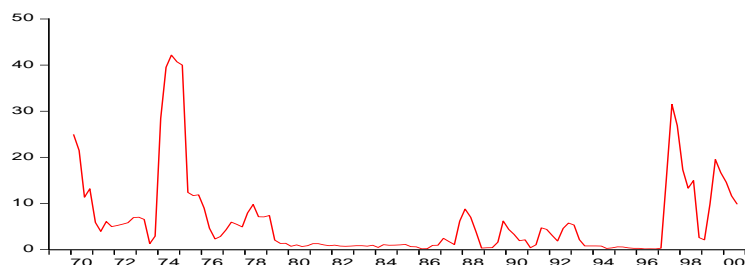
برای برآورد پارامترهای مدل، تابع لگاریتم درست‌نمایی با توجه به تعداد مشاهدات، تعداد متغیرهای سیستم و متغیرهای برآوردی حداکثر می‌شود (پرهیش و همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۲۰).

#### ۴- داده‌ها و تحلیل تجربی

##### ۴-۱- داده‌ها

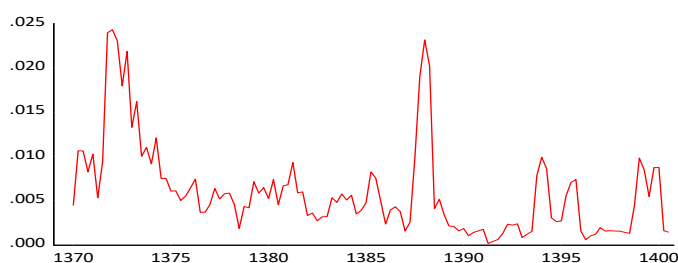
دوره زمانی مورد بررسی در این تحقیق از فصل اول سال ۱۳۶۹ تا فصل سوم ۱۴۰۰ می‌باشد. داده‌های فصلی مربوط به تولید ناخالص داخلی از مجموعه حساب‌های ملی ایران در مرکز آمار ایران و داده‌های حجم نقدینگی، نرخ ارز، و شاخص قیمت مصرف‌کننده، از آمارهای اقتصادی بانک مرکزی ایران بدست آمده است. متغیرهای الگوی تحقیق شامل GDPV و INFV به عنوان شاخص بی‌ثباتی اقتصادی به ترتیب تغییرپذیری تولید و تغییرپذیری تورم است،  $VOLER_t$  نوسان نرخ ارز، و  $VOLLIQ_t$  نوسان نقدینگی است. داده‌های بی‌ثباتی تورم و تولید از روش محاسبه تغییرپذیری بدست آمده است. همچنین، محاسبه نوسان نرخ ارز و نوسان نقدینگی نیز با استفاده از مدل گارچ، استخراج شده است. در نمودار (۱) و (۲) روند دو معیار بی‌ثباتی اقتصادی محاسبه شده نشان داده شده است.

<sup>۱</sup> Prabheesh et al.



نمودار (۱): روند تغییر پذیری تورم در ایران طی ۱۳۶۹-۱۴۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق



نمودار (۲): روند تغییر پذیری تولید در ایران طی ۱۳۶۹-۱۴۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته<sup>۱</sup> (ADF) استفاده شده است. بر اساس نتایج آزمون ADF، تمامی متغیرها جز نوسان نقدینگی در سطح مانا هستند. نتایج مربوطه در جدول (۱) آمده است.

جدول (۱): نتایج آزمون ریشه‌ی واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)

وضعیت مانایی	آماره آزمون در تفاضل مرتبه اول متغیرها	آماره آزمون در سطح متغیرها*	متغیر
I(0)	----	-۳۱۸/۵	GDPV
I(0)	----	-۶۰۸/۴	INFV
I(1)	-۰۱۹/۵	-۹۰۱/۰	VOLLIQ

<sup>۱</sup> Augmented Dickey Fuller (ADF)

۱۸۷	فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال دهم/ شماره ۳/ پاییز ۱۴۰۲		
I(0)	----	-۷۸۲/۱۰	VOLER

منبع: یافته‌های تحقیق

\* مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد ۲/۸۸۵- است.

#### ۴-۲- نتایج برآورد الگو

نوسان نرخ ارز و نقدینگی بر مبنای واریانس شرطی خطای پیش‌بینی (ARCH, GARCH) با توجه به مطالعه انگل (۱۹۸۲) و بولرسلو<sup>۱</sup> (۱۹۸۷) برآورد می‌شود. براساس نتایج بدست آمده از توابع خودهمبستگی<sup>۲</sup> و توابع خودهمبستگی جزئی<sup>۳</sup> و معیار آکائیک<sup>۴</sup>، فرایندهای MA(1) و ARMA(2,1) به ترتیب برای نرخ ارز و نقدینگی به عنوان بهترین الگو انتخاب شدند<sup>۵</sup>. از آزمون ضریب لاگرانژ<sup>۶</sup> (ARCH-LM) به منظور بررسی وجود ناهمسانی واریانس در اجزای اخلاص معادله میانگین، استفاده شده است. در جدول (۲) فرض صفر مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس برای دو متغیر نرخ ارز و نقدینگی در بین جملات اخلاص در سطح معنی‌داری ۵ درصد طبق آماره محاسباتی رد می‌شود؛ بنابراین وجود ناهمسانی واریانس در بین جملات اخلاص به اثبات می‌رسد.

#### جدول (۲): نتایج آزمون ناهمسانی واریانس

متغیر	آماره	مقدار آماره	احتمال
LIQ	F-statistic	۷۹۵/۴	۰۳۰/۰
	Obs*R-squared	۶۹۲/۴	۰۳۰/۰
ER	F-statistic	۹۸۳/۷	۰۰۵/۰
	Obs*R-squared	۶۲۴/۷	۰۰۵/۰

منبع: یافته‌های تحقیق

<sup>۱</sup> Bollerslev

<sup>۲</sup> Autocorrelation Function (ACF)

<sup>۳</sup> Partial Autocorrelation Function (PACF)

<sup>۴</sup> Akaike criterion

<sup>۵</sup> به دلیل کمبود فضا از ارائه اطلاعات مربوطه خودداری شده است.

<sup>۶</sup> Lagrange Multiplier test

برای پیدا کردن بهترین الگو برای مدل‌سازی نوسان نقدینگی و نرخ ارز، از معیارهای آکائیک و شوارتز-بیزین استفاده شده و در نهایت الگوی  $GARCH(1,1)$  و  $ARCH(1)$  به ترتیب برای متغیرهای نقدینگی و نرخ ارز بدست آمده است (جدول ۳ و ۴).

جدول (۳): برآورد مدل  $GARCH(1, 1)$  برای نقدینگی

$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 h_{t-1}$			
$\alpha_2$	$\alpha_1$	$\alpha_0$	متغیر
۶۰/۰	۱۵/۰	۵۲/۹۳۶۵۸	مقدار ضریب
۷۵/۰			$\alpha_1 + \alpha_2$
نتایج آزمون ARCH-LM			
۹۰۸/۱		آماره F	
(۱۶۹/۰)			

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۴): برآورد مدل  $ARCH(1)$  برای نرخ ارز

$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$		
$\alpha_1$	$\alpha_0$	متغیر
۱۵۳/۰	۳۲/۵۷۶۹۶	مقدار ضریب
۱۵۳/۰		$\alpha_1 + \alpha_2$
نتایج آزمون ARCH-LM		
۲۶/۱		آماره F
(۲۶۳/۰)		

منبع: یافته‌های تحقیق



نتایج آزمون ARCH-LM بر مبنای آماره F، همسانی واریانس جملات اخلاص الگوی برازش شده را مشخص می‌کند. سپس، به منظور بررسی رابطه بین متغیرهای مورد نظر الگوی همبستگی شرطی پویا به کار برده می‌شود.

در این راستا، ماتریس همبستگی شرطی براساس واریانس شرطی مبتنی بر یک مدل GARCH برآورد می‌شود. بهترین معادله میانگین و معادله واریانس با توجه به معیارهای شوارتز - بیزین و آکائیک و نیز معنی‌دار بودن ضرایب انتخاب شده است. نتایج تخمین مدل DCC-GARCH در جدول (۵) و (۶) آمده است.

#### جدول (۵): نتایج تخمین مدل DCC-GARCH

متغیر	INFV	VOLRER	VOLLIQ	DCC-GARCH
ARCH ( $\alpha$ )	۰/۳۰۱	۰/۴۲۲	۰/۱۸۶	۰/۱۸۶
GARCH ( $\beta$ )	۰/۶۰۳	۰/۳۹۵	۰/۸۰۸	۰/۶۵۰
$\alpha + \beta$	۰/۹۰۴	۰/۸۱۷	۰/۹۹۴	۰/۸۳۶

منبع: یافته‌های تحقیق

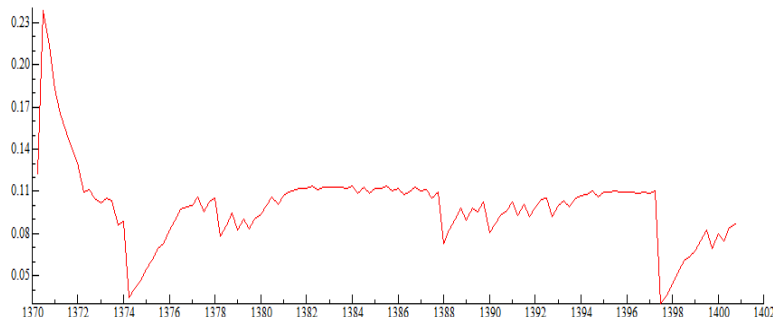
#### جدول (۶): نتایج تخمین مدل DCC-GARCH

متغیر	GDPV	VOLRER	VOLLIQ	DCC-GARCH
ARCH ( $\alpha$ )	۰/۲۳۴	۰/۴۱۵	۰/۳۹۴	۰/۲۳۷
GARCH ( $\beta$ )	۰/۵۵۴	۰/۴۱۷	۰/۳۷۵	۰/۵۴۵
$\alpha + \beta$	۰/۷۸۸	۰/۸۳۲	۰/۷۶۹	۰/۷۸۲

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به برآورد مدل، تایید می‌شود که پارامترهای  $\alpha$  و  $\beta$  غیرمنفی هستند. بنابراین، با توجه به پارامتر  $\alpha$  به دنبال بروز یک شوک در سری متغیرها افزایش در همبستگی شرطی برای دوره بعدی را می‌توان انتظار داشت. پارامتر  $\beta$  که بیان کننده اثر همبستگی شرطی دوره قبل بر دوره جاری است، هر چه این پارامتر بزرگتر و به عدد یک نزدیکتر باشد، انتظار می‌رود که برای هر جفت همبستگی‌های محاسبه شده، همبستگی‌های شرطی دوره جاری نزدیک به همبستگی شرطی دوره قبل باشد. علاوه بر این، شرط  $\alpha + \beta < 1$  نیز برقرار است.

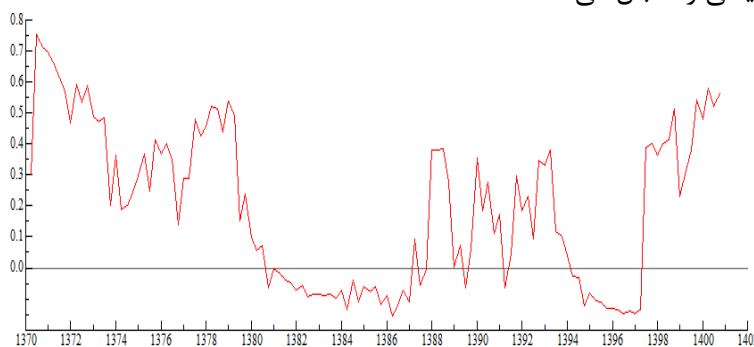
برای درک بهتر رابطه نااطمینانی نرخ ارز و نقدینگی، با تغییرپذیری تولید و تورم در دوره زمانی مورد مطالعه، نمودار همبستگی شرطی پویا بین متغیرهای الگوی برآورد شده نشان داده شده است.



### نمودار (۳): همبستگی شرطی پویا بین نااطمینانی بازار ارز و تغییرپذیری تورم

منبع: یافته‌های تحقیق

همانگونه که از نمودار (۳) مشخص است، همبستگی شرطی پویا بین بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی و تغییرپذیری تورم، مثبت و از صفر تا  $0/23$  در حال تغییر است. همبستگی شرطی پویا ابتدا در پایان سال ۱۳۷۱ به حداکثر خود می‌رسد و سپس تا اواسط سال ۱۳۷۴ نزولی است. سپس تا پایان سال ۱۳۹۷ روند تقریباً ثابتی حول عدد  $0/11$  را دارد. مجدداً همبستگی شرطی پویا بین نرخ ارز حقیقی و تغییرپذیری تورم در پایان سال ۱۳۹۸ به کمترین مقدار خود می‌رسد و از آن به بعد تا پایان دوره زمانی مورد بررسی روند افزایشی را دنبال می‌کند.

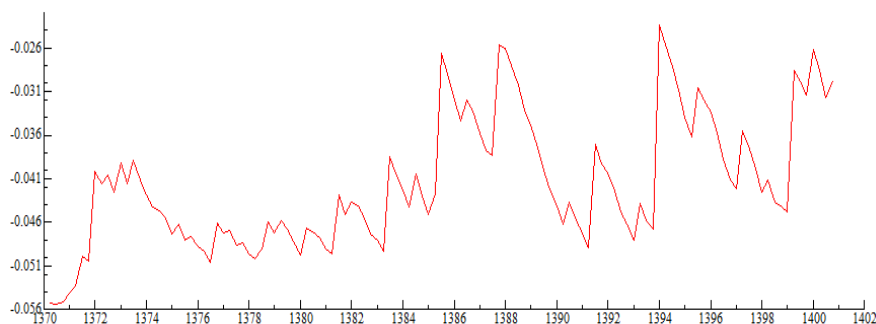


### نمودار (۴): همبستگی شرطی پویا بین نااطمینانی بازار پول و تغییرپذیری تورم

منبع: یافته‌های تحقیق

همبستگی شرطی پویا بین نااطمینانی نقدینگی و تغییرپذیری تورم در اغلب دوره‌ها از نوع مثبت است (نمودار ۴). تا پایان سال ۱۳۸۰ مقدار همبستگی شرطی پویا در بازه  $0/75$  و  $0/1$  در نوسان است. سپس از سال ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۷ این روند به صورت منفی ادامه پیدا می‌کند. در ادامه روند همبستگی شرطی پویا تا پایان سال ۱۳۹۷ به صورت

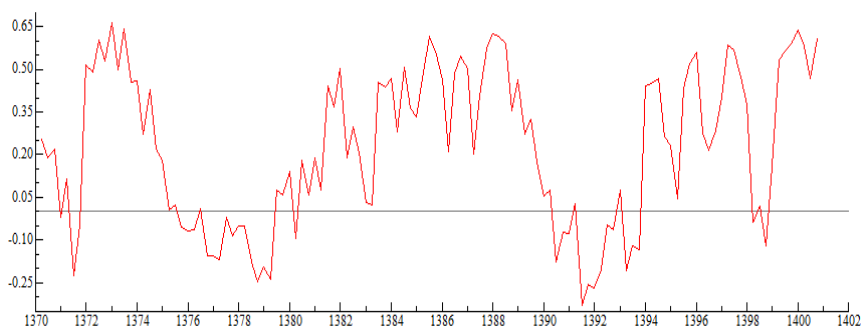
تناوبی در نوسان است. بعد از سال ۱۳۹۷ همبستگی شرطی پویای مثبت میان بی‌ثباتی نقدینگی حقیقی و تغییرپذیری تورم برقرار است. در واقع بر اساس نوع همبستگی متغیر می‌توان به احتمال عدم تقارن رابطه بین متغیر نوسان نقدینگی و تغییرپذیری تورم اشاره کرد.



نمودار (۵): همبستگی شرطی پویا بین نااطمینانی بازار ارز و تغییرپذیری تولید

منبع: یافته‌های تحقیق

همبستگی شرطی پویا بین نوسان نرخ ارز و تغییرپذیری تولید نوسان زیادی دارد و دامنه‌ی نوسان آن از  $-0/056$  تا  $-0/026$  بوده و برای کل بازه مورد مطالعه همواره منفی است. همبستگی شرطی پویا تا پایان ۱۳۸۴ بین  $-0/056$  تا  $0/041$  در نوسان بوده و بعد از آن با یک شوک مثبت، در سال ۱۳۸۸ افزایش می‌یابد. مجدداً روند قبلی تا پایان سال ۱۳۹۳ ادامه پیدا می‌کند و بعد از آن در سال ۱۳۹۴ به نقطه اوج می‌رسد و روند نوسان همراه با شوک‌های مثبت تا پایان دوره مورد بررسی ادامه می‌یابد.



نمودار (۶): همبستگی شرطی پویا بین نااطمینانی بازار پول و تغییرپذیری تولید

منبع: یافته‌های تحقیق

همبستگی شرطی پویا بین نوسان نقدینگی و تغییرپذیری تولید در نمودار (۶) نشان داده شده است. بازه تغییرپذیری این نمودار از  $0/30$  - تا  $0/65$  است. همبستگی شرطی پویا طی  $1372-1375$  مثبت و بعد از تا  $1380$  منفی است. در ادامه تا پایان سال  $1390$  روند نمودار فوق مثبت و در حال نوسان در بازه  $0/05$  تا  $0/65$  است و مجدداً طی  $4$  سال  $1390$  تا  $1394$  منفی و در ادامه تا پایان دوره به جز  $1399$  روند همبستگی شرطی پویا بین متغیرها مثبت است.

با توجه به نتایج به طور کلی می‌توان گفت رابطه تغییرات مثبت و منفی نوسان نقدینگی بر معیار بی‌ثباتی اقتصادی مثبت بدست آمده است. بنابراین، افزایش نااطمینانی در بازار پول با افزایش تغییرپذیری تورم و تولید و به عبارت دیگر افزایش بی‌ثباتی اقتصادی همراه است. این نتایج مشابه با نتایج مطالعه یآوری و همکاران (۱۳۹۵) است. از طرف دیگر نوسان بازار ارز به طور پیوسته رابطه مثبتی با تغییرپذیری تورم دارد که به نقش بازار ارز بر بی‌ثباتی اقتصادی از منظر تورم دلالت دارد.

در الگوی دیگر بر مبنای تغییرپذیری تولید به عنوان معیار بی‌ثباتی اقتصاد کلان، نوسانات بازار پول اغلب با تغییرپذیری تولید در جهت مثبت رابطه دارد. در حالی که، تأثیر تغییر مثبت و منفی نوسان نرخ ارز در بلندمدت بر بی‌ثباتی تولید منفی است، البته این رابطه همبستگی دارای ضریب نسبتاً کوچکی است. در توضیح نوع همبستگی می‌توان مشابه با فارسری و کاراس<sup>۱</sup> (۲۰۰۷) به این موضوع اشاره کرد که در سطوح بالاتر سطح فعالیت اقتصادی و بزرگتر بودن اقتصاد که ساختار متنوع‌تر را به دنبال دارد، تولید در مواجهه با برخی نوسانات اقتصادی ثبات بیشتری را خواهد داشت.

با توجه به رابطه نرخ ارز و تغییرپذیری تورم و ضریب آن، می‌توان گفت کنترل نرخ ارز، ثبات اقتصادی را بهبود می‌دهد. در مقابل، نوسان نرخ ارز خصوصاً در جهت مثبت باعث تورم بیشتر می‌شود، اگرچه بی‌ثباتی تولید را موجب نمی‌شود. با توجه به نتایج می‌توان گفت کاهش بی‌ثباتی اقتصادی نیازمند کاهش نااطمینانی و نوسانات در بازار پول و ارز است.

تغییرات همبستگی در روابط به این دلالت دارد که بی‌ثباتی اقتصادی و به عبارت دیگر قیمت‌ها و تولید به نوسانات اقتصادی بخصوص نوسانات بازار پول به طور متفاوت پاسخ

<sup>1</sup> Furceri & Karras

می‌دهند. به طور مشابه در برخی مطالعات قبلی به اثر نامتقارن نرخ ارز بر تورم و تولید اشاره شده است (کارنامه حقیقی و همکاران، ۲۰۱۲ و بهمنی اسکویی و محمدیان<sup>۱</sup>، ۲۰۱۶). اگرچه تغییرات در نرخ ارز ممکن است به تغییرات قیمت منجر شود، در بخش حقیقی تولیدکنندگان و شرکت‌ها با توجه به هزینه تغییر قیمت به تغییرات نرخ ارز پاسخ می‌دهند. به طور خلاصه، تولیدکنندگان و شرکت‌ها می‌توانند تغییرات جزئی (کمتر از آستانه) در نرخ ارز را خودشان جذب کنند؛ اما به نرخ ارز بزرگتر از آستانه از طریق تغییر قیمت و تولید واکنش نشان دهند. علاوه بر این، انتقال نرخ ارز بسته به کاهش یا افزایش نرخ ارز و قدر مطلق نوسان آن، می‌تواند اثر متفاوتی داشته باشد (محمدی خیره<sup>۲</sup>، ۲۰۱۷).

#### ۵- نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها

دستیابی به ثبات اقتصادی برای اقدامات مربوط به سیاست‌گذاری ضروری است. کاربرد این مقاله، لحاظ اثر نااطمینانی و نوسانات بازار پول و ارز در پیش‌بینی ثبات اقتصادی است. سیاست پولی اهداف کلان اقتصادی را دنبال می‌کند، اما تغییر سیاست پولی و نوسان در حجم نقدینگی به دلیل ساز و کار انتقال سیاست پولی، در بهترین حالت، آثار غیرمستقیم و با وقفه‌ای در اقتصاد دارد. در مطالعه حاضر، روابط همبستگی نااطمینانی در بازار پول و ارز و ثبات اقتصادی مورد بررسی قرار گرفته است.

بر اساس نتایج تحقیق شاخص نااطمینانی بازار پول و ارز به صورت نوسان نقدینگی و نوسان نرخ ارز با ثباتی اقتصادی همبستگی دارد. نوسانات بازار ارز در بلندمدت اگر چه بر معیار تغییرپذیری تولید اثر نامناسب ندارد، اما یکی از عوامل ایجاد بی‌ثباتی اقتصادی از منظر تورم در ایران می‌تواند محسوب شود. همچنین، نوسانات بازار پول به تغییر قیمت‌ها و متغیرهای اسمی و حقیقی در اقتصاد منجر می‌شود و بی‌ثباتی اقتصادی را افزایش می‌دهد.

شواهد تجربی این مقاله حاکی از آن است که ایجاد نوسانات نقدینگی و ارزی در غالب سیاست‌های پولی و ارزی اثر نامناسب بر ثبات اقتصاد کلان دارد. البته قابل ذکر است که اگر کنترل تغییرات تورم مدنظر باشد شوک منفی نوسان نقدینگی و ارزی می‌تواند

<sup>1</sup> Bahmani-Oskooee & Mohammadian

<sup>2</sup> Mohammadi Khyreh

اثر مناسبی بر ثبات اقتصادی نشان دهد. افزایش حجم پول و نقدینگی و نوسان آن علاوه بر اینکه منجر به افزایش نرخ تورم می‌شود به عنوان یکی از عوامل بی‌ثباتی اقتصاد کلان نیز به حساب می‌آید. بنابراین کنترل رشد نقدینگی به منظور کاهش نقدینگی به سمت فعالیت‌های سفته‌بازانه و همچنین کاهش تورم و افزایش ثبات اقتصاد کلان بدیهی است. به عبارت دیگر نظام بانکی می‌تواند با اتخاذ سیاست‌های مناسب و هماهنگ با اهداف اقتصاد کلان، نقدینگی را به سمت فعالیت‌های مولد هدایت کند که منجر به افزایش ثبات اقتصادی می‌شود.

کاهش بی‌ثباتی اقتصاد کلان در راستای برنامه‌ریزی بلندمدت رشد اقتصادی دارای اهمیت است. به دلیل این که بازار پول و ارز بازارهایی بسیار پویا هستند و نوسانات آن به سرعت به سایر بازارها منتقل می‌شود، مناسب است که به دلیل بروز نااطمینانی، سیاست‌های لازم جهت کنترل بازار ارز و حجم نقدینگی اعمال شود. در این راستا، بلندمدت بودن سیاست‌های اقتصادی جهت ایجاد ثبات در تصمیم‌گیری عوامل اقتصادی، کاهش نقش مسائل سیاسی در تصمیم‌گیری سیاست‌های اقتصادی دولت، و سیاست‌های پولی، و ارزی هم‌زمان در راستای ثبات اقتصادی باید مدنظر قرار گیرد.

### سیاس و قدردانی

این مقاله برگرفته از طرح پژوهشی با عنوان «اثر نااطمینانی سیاست پولی و نرخ ارز بر بی‌ثباتی اقتصاد کلان» مصوب شورای پژوهشی دانشگاه بزرگمهر قائنات به شماره ابلاغیه ۳۹۲۱۲ است. بدینوسیله از حمایت مالی دانشگاه بزرگمهر قائنات از این پژوهش، تقدیر و تشکر می‌نماییم.

### تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

## منابع

۱. احمدی، تیرداد، عزتی شورگلی، احمد و صحرائی، پریسا (۱۳۹۷). خنثایی پول و عدم تقارن در شوک‌های پولی در اقتصاد ایران با در نظر گرفتن اندازه و جهت شوک‌ها. *اقتصاد و الگو سازی*، ۹(۴)، ۳۳-۵۹.
۲. آل عمران، رویا و آل عمران، سید علی (۱۳۹۶). بررسی تأثیر سیاست پولی و توسعه مالی بر تراز تجاری کشور ایران. *اقتصاد مالی*، ۱۱(۳۸)، ۸۱-۹۸.
۳. حقیقت، جعفر و قلی‌پور تپه، امید محمد (۱۳۹۳). بررسی تأثیر نااطمینانی رشد پول بر رشد اقتصادی ایران. *دوفصلنامه جستارهای اقتصادی*، ۱۱(۲۱)، ۶۳-۷۴.
۴. درگاهی، حسن و صداقت پرست، الدار (۱۳۹۲). بررسی تأثیر تکانه‌های قیمتی و سیاستی بر تولید و تورم در اقتصاد ایران: یک رویکرد SVAR. *اقتصاد و الگو سازی*، ۴(۱۳)، ۱-۳۳.
۵. دهقان منشادی محمد و پوررحیم، پروین (۱۳۹۲). بررسی رابطه‌ی بین بی‌ثباتی اقتصاد کلان و رشد اقتصادی در ایران. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۱(۶۷)، ۱۷۱-۱۹۲.
۶. راسخی، سعید و منتظری، مجتبی (۱۳۹۴). اثر بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر عبور نرخ ارز: شواهدی از انتقال رگرسیون ملایم (STR). *مدلسازی اقتصادی*، ۲۲، ۷-۳۱.
۷. شریفی رنانی، حسین، کمیجانی، اکبر و شهرستانی، حمید (۱۳۸۸). بررسی سازوکار انتقال پولی در ایران: رویکرد خودرگرسیونی برداری ساختاری. *پول و اقتصاد*، ۱(۲)، ۱۷۶-۱۴۵.
۸. صادقی، سید کمال، عبدالملکی، حامد و وفائی، الهام (۱۳۹۴). بررسی اثرات نامتقارن نااطمینانی بر عملکرد اقتصاد کلان در ایران: مشاهداتی بر پایه مدل VARMA، MVGARCH-M. *سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۱۴(۱)، ۱۵۹-۱۸۱.
۹. عباسیان، عزت اله، مرادپور اولادی، مهدی و مهرگان، نادر (۱۳۹۱). تأثیر عدم اطمینان نرخ ارز واقعی بر رشد اقتصادی. *تحقیقات اقتصادی*، ۴۷(۱)، ۱۵۳-۱۶۹.
۱۰. عبدی سیدکلایی، محمد و فیروزبخش، سجاد (۱۴۰۲). بررسی نقش نااطمینانی سیاست پولی در اثرگذاری آن بر تولید و تورم در اقتصاد ایران. *فصلنامه علمی نظریه های کاربردی اقتصاد*، ۱۰(۱)، ۱۶۵-۱۹۰.

۱۱. علائی، رضا، صلاح منش، احمد و آرمن، سید عزیز (۱۳۹۹). بررسی کارایی سیاست پولی تحت شرایط نااطمینانی اقتصادی (پژوهشی در اقتصاد ایران). *فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۱(۴۱)، ۳۴-۱۵.
۱۲. فرزین‌وش، اسدالله و محسنی زنوزی، سید جمال‌الدین (۱۳۸۸). نقش قیمت دارایی‌ها در مکانیسم انتقال پولی ایران. *دوفصلنامه علمی مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۱۵، ۲۳-۳.
۱۳. کاظمی، مجتبی، جلالی اسفندآبادی، سید عبدالمجید و اکبری‌فرد، حسین (۱۳۹۳). بررسی تأثیر نااطمینانی نرخ ارز بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از شبکه‌های عصبی. *فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۴(۱۵)، ۴۰-۲۵.
۱۴. مهدیلو، علی و اصغرپور، حسین (۱۳۹۸). نقش کانال نرخ ارز در مکانیزم انتقال غیرخطی سیاست پولی در ایران؛ رویکرد (MS-VAR). *فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری*، ۱۷(۱)، ۱۵۳-۱۲۱.
۱۵. هیبتی، رضا، شجری، هوشنگ و صمدی، سعید (۱۳۹۵). اندازه‌گیری نااطمینانی در اقتصاد کلان. *فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی*، ۲۸، ۲۵۰-۲۲۳.
۱۶. یاور، کاظم، سحابی، بهرام، عاقلی، لطفعلی و شفیعی، سعید (۱۳۹۵). نااطمینانی نسبت به سیاست‌های پولی و آثار اقتصادی آن: ترکیب رهیافت‌های GARCH و VAR. *فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری*، ۱۳(۱)، ۹۶-۶۹.
1. Abbasian, E., Moradpour Auladi, M., & Mehregan, N. (2012). The Effects of Real Exchange Rate Uncertainty on Economic Growth in Iran. *Journal of Economic Research*, 47(1), 153-169 (In Persian).
  2. Abdi Seyyedkolae, M., & Firoozbakhsh, S. (2023). Investigating the Role of Monetary Policy Uncertainty in its Effectiveness on Production and Inflation in Iran. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 10(1), 165-190 (In Persian).
  3. Ahmadi, T., Ezzati Shourgholi, A., & sahraiee, P. (2019). Neutrality of Money and Asymmetry in Monetary Shocks in the Iranian Economy, Considering the Size and Direction of Shocks. *Journal of Economics and Modeling*, 9(4), 33-59 (in Persian).
  4. Anggara, W., Shawab, N., Majid, M. S. A., & Harahap, I. (2023). Economic Stability in Islamic View: Approach to Controlling Inflation. *International Journal of Science, Technology & Management*, 4(5), 1366-1372.
  5. Alaei, R., Salahmanesh, A., & Arman, S. (2020). Monetary Policy Efficiency Under Economic Uncertainty (Research in Iranian Economy). *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, 11(41), 34-15 (In Persian).



6. Aleemran, R., & Aleemran, S.A. (2017). Investigating the impact of monetary policy and financial development on trade balance. *Financial Economics*, 11(38), 81-98 (in Persian).
7. Aastveit, K. A., Natvik, G. J., & Sola, S. (2017). Economic uncertainty and the influence of monetary policy. *Journal of International Money and Finance*, 76, 50-67.
8. Aisen, A., & Veiga, F. J. (2013). How does political instability affect economic growth?. *European Journal of Political Economy*, 29, 151-167.
9. Bahmani-Oskooee, M., & Mohammadian, A. (2016). Asymmetry effects of exchange rate changes on domestic production: evidence from nonlinear ARDL approach. *Australian Economic Papers*, 55(3), 181-191.
10. Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 31(3), 307-327.
11. 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.
12. Bollerslev, T. (1987). A conditionally heteroskedastic time series model for speculative prices and rates of return. *The review of economics and statistics*, 542-547.
13. Bowdler, C., & Malik, A. (2017). Openness and inflation volatility: Panel data evidence. *The North American Journal of Economics and Finance*, 41, 57-69.
14. Bussiere, M. (2013). Exchange rate pass-through to trade prices: The role of nonlinearities and asymmetries. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 75(5), 731-758.
15. Cecchetti, S. G., & Krause, S. (2002). Central bank structure, policy efficiency, and macroeconomic performance: exploring empirical relationships. *Review-Federal Reserve Bank of Saint Louis*, 84(4), 47-60.
16. Cecchetti, S. G., Flores-Lagunes, A., & Krause, S. (2006). Has monetary policy become more efficient? A cross-country analysis. *The Economic Journal*, 116(511), 408-433.
17. Cecchetti, S. G., McConnell, M. M., & Perez-Quiros, G. (2002). Policymakers' revealed preferences and the output-inflation variability trade-off: Implications for the European system of central banks. *The Manchester School*, 70(4), 596-618.
18. Chen, H., & Tillmann, P. (2021). Monetary policy uncertainty in China. *Journal of International Money and Finance*, 110, 102309.
19. Creal, D. D., & Wu, J. C. (2017). Monetary policy uncertainty and economic fluctuations. *International Economic Review*, 58(4), 1317-1354.
20. Cerda, R., Silva, A., & Valente, J. T. (2018). Impact of economic uncertainty in a small open economy: the case of Chile. *Applied Economics*, 50(26), 2894-2908.
21. Cogley, T., & Nason, J. M. (2013). Effects of the Hodrick-Prescott filter on trend and difference stationary time series Implications for business cycle research: *Journal of Economic Dynamics and Control* 19 (1-2), January-

- February 1995, pp. 253–278. In *Real Business Cycles* (pp. 626-651). Routledge.
22. Cobham, D., Macmillan, P., & Mcmillan, D. G. (2004). The inflation/output variability trade-off: further evidence. *Applied Economics Letters*, 11(6), 347-350.
23. Cupriak, D., Kuziak, K., & Popczyk, T. (2020). Risk management opportunities between socially responsible investments and selected commodities. *Sustainability*, 12(5), 2003.
24. Dargahi, H., & Sedaghatparast, E. (2013). The Impacts of Price and Policy Shocks on Output and Inflation In the Iranian Economy: SVAR Approach. *Journal of Economics and Modeling*, 4(13), 1-33 (in Persian).
25. Dehghan manshadi, M., & Pourrahim, P. (2013). The Examination of the Relationship between Macroeconomic Instability and Economic Growth in Iran. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 21 (67), 171-192 (in Persian)
26. de Mendonca, H. F., & Nascimento, N. C. (2020). Monetary policy efficiency and macroeconomic stability: Do financial openness and economic globalization matter?. *The North American Journal of Economics and Finance*, 51, 100870.
27. Edition, T., & Walsh, C. E. Monetary Theory and Policy.
28. Enders, W. (1994). Applied Econometric Time Series, 2nd (Second) edition, Wiley, John & Sons, Incorporated.
29. Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 987-1007.
30. Engle, R. (2002). Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3), 339-350.
31. Engle III, R. F., & Sheppard, K. (2001). Theoretical and empirical properties of dynamic conditional correlation multivariate GARCH.
32. Farzinvas, A., & M. Zonouzi, S. (2009). The Role of Assets Prices in Monetary Transmission Mechanism of Iran. *The Journal of Economic Studies and Policies*, 15, 3-32 (In Persian).
33. Fackler, J. S., & McMillin, W. D. (2011). Inflation Forecast Targeting: An Alternative Approach to Estimating the Inflation-Output Variability Tradeoff. *Southern Economic Journal*, 78(2), 424-451.
34. Fatàs, A., & Mihov, I. (2013). Policy volatility, institutions, and economic growth. *Review of Economics and Statistics*, 95(2), 362–376.
35. Fischer, S. (1993). The role of macroeconomic factors in growth. *Journal of monetary economics*, 32(3), 485-512.
36. Furceri, D., & Karras, G. (2007). Country size and business cycle volatility: Scale really matters. *Journal of the Japanese and International Economies*, 21(4), 424–434.
37. Gerlach, A. & Svensson, L. E. (2001). Money and Inflation in the Euro Area: A Case for Monetary Indicators. *NBER Working Paper No. 98 January 2001*.

38. Greenspan, A. (2003). Opening remarks at “monetary policy under uncertainty,” symposium sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City. *Jackson Hole, Wyoming*, 284.
39. Haghghat, J., & gholipour Tappeh, O. M. (2014). Investigating the effect of money growth uncertainty on economic development of Iran. *Journal of Iran's Economic Essays (JIEE)*, 11(21), 63-74 (in Persian).
40. Haghghi, H. K., Sameti, M., & Isfahani, R. D. (2012). The effect of macroeconomic instability on economic growth in Iran. *Research in Applied Economics*, 4(3), 39-61.
41. He, Y., Wang, B., Wang, J., Xiong, W., & Xia, T. (2013). Correlation between Chinese and international energy prices based on a HP filter and time difference analysis. *Energy Policy*, 62, 898-909.
42. Heibati, R., Shajari, H., & Samadi, S. (2016). Measuring Uncertainty in Macroeconomics. *Journal of Monetary and Banking Research*, 9 (28), 223-250 (In Persian).
43. Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). Postwar US business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, credit, and Banking*, 1-16.
44. Hogan, T. L. (2015). Has the Fed improved US economic performance?. *Journal of Macroeconomics*, 43, 257-266.
45. Hussain, I., Hussain, J., Ali Khan, A., & Khan, Y. (2019). An analysis of the asymmetric impact of exchange rate changes on GDP in Pakistan: application of non-linear ARDL. *Economic research-Ekonomska istraživanja*, 32(1), 3094-3111.
46. Jha, R., & Dang, T. N. (2012). Inflation variability and the relationship between inflation and growth. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 5(1), 3-17.
47. Jetter, M., Nikolsko-Rzhevskyy, A., & Smith, W. T. (2013). The effects of wage volatility on growth. *Journal of Macroeconomics*, 37, 93-109.
48. Khyareh, M. M. (2017). Asymmetric Effects of Exchange Rate Changes in Iran. *Journal of Money and Economy*, 12(3), 317-344.
49. Kazemi, M., Jalae Esfand Abadi, S., & Akbarifard, H. (2014). Investigation the Impact of Exchange Rate Uncertainty on Economic Growth in Iran by Neural Networks. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, 4(15), 25-40 (In Persian).
50. Khan, M. (2019). Does macroeconomic instability cause environmental pollution? The case of Pakistan economy. *Environmental Science and Pollution Research*, 26, 14649-14659.
51. Mahdiloo, A., & Asgharpur, H. (2020). Nonlinear Transmission Mechanism of Monetary Policy from Exchange Rate Channel in Iran: Approach (MS-VAR). *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 17(1), 121-153 (In Persian).
52. Memon, S., & Qureshi, I. A. (2021). Income inequality and macroeconomic instability. *Review of Development Economics*, 25(2), 758-789.
53. Mishkin, F. S., & Schmidt-Hebbel, K. (2007). Does inflation targeting make a difference?.

54. Prabheesh, K. P., Anglingkusumo, R., & Juhro, S. M. (2021). The dynamics of global financial cycle and domestic economic cycles: Evidence from India and Indonesia. *Economic Modelling*, 94, 831-842.
55. Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1995). *An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis* (Vol. 9514). Cambridge, UK: Department of Applied Economics, University of Cambridge.
56. Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.
57. Ramey, G., & Ramey, V. A. (1994). Cross-country evidence on the link between volatility and growth.
58. Rasekhi, S., & Montazeri, M. (2015). The Impact of Macroeconomic Instability on Exchange Rate Pass Through: Some Evidence from Smooth Transition Regression (STR) Model. *jemr*, 6(22), 7-31 (in Persian).
59. Sadeghi, S. K., Abdolmaleki, H., & Vafaei, E. (2016). The Effects of Uncertainty on Macroeconomic Performance in Iran: Evidence from a VARMA, MVGARCH-M Model. *The Journal of Economic Policy*, 7(14), 159-181 (in Persian).
60. Sahay, M. R., & Goyal, R. (2006). *Volatility and growth in Latin America: an episodic approach (EPub)* (No. 6-287). International Monetary Fund.
61. Sharifi Renani, H., Komejani, A., & Shahrestani, H. (2008). Investigation of money transfer mechanism in Iran: Structural vector autoregression approach. *Money and Economic*, 1(2), 145-176 (In Persian).
62. Siklos, P. L., & Barton, A. G. (2001). Monetary aggregates as indicators of economic activity in Canada: empirical evidence. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 34(1), 1-17.
63. Sriram, M. S. S. (1999). Survey of literature on demand for money: theoretical and empirical work with special reference to error-correction models.
64. Svensson, L. E. (2000). How should monetary policy be conducted in an era of price stability?.
65. Tse, Y. K., & Tsui, A. K. C. (2002). A multivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity model with time-varying correlations. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3), 351-362.
66. Yavari, K., Sahabi, B., Agheli, L. & Shafiei, S. (2016). Uncertainty in Monetary Policy and its Economic Impacts: a combination of VAR and GARCH. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 13(1), 69-96 (in Persian).
67. Zheng, G., Shang, Y., Wu, Y., & Wang, J. (2014). A Study on the Asymmetry in the Role of Monetary Policy by Using STR model. *Journal of Systems Science and Information*, 2(3), 236-243.