

## بررسی واکنش نرخ بهره کوتاه‌مدت کشورهای مختلف به شوک پولی آمریکا و عوامل توضیح‌دهنده آن

سید مهدی برکچیان*	مهرداد شریف واقفی <sup>†</sup>
تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۰۸/۰۹	تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۰۶/۰۸

### چکیده

با توجه به نقش مهم آمریکا در اقتصاد جهان تا به حال تحقیقات بسیاری در زمینه اثر سیاست پولی این کشور بر متغیرهای کلان نظیر تولید، تورم و نرخ ارز دیگر کشورها انجام شده است. تمامی این تحقیقات تأثیر معنادار سیاست‌های پولی آمریکا بر متغیرهای کلان اقتصادی دیگر کشورها را تایید می‌کنند. با این وجود مقالات اندکی به بررسی نحوه واکنش سیاست‌گذار پولی کشورهای مختلف به سیاست پولی اعمال شده در آمریکا پرداخته‌اند. به منظور بررسی نحوه واکنش سیاست‌گذار پولی کشورهای مختلف، در این تحقیق ابتدا به بررسی واکنش نرخ بهره کوتاه‌مدت کشورها به شوک پولی برونزا در کشور آمریکا پرداخته شده است. سپس عوامل توضیح‌دهنده نحوه واکنش نرخ بهره کوتاه‌مدت مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که استقلال بانک مرکزی، استقلال در سیاست پولی، درجه باز بودن مالی و سهم تجارت با آمریکا از تولید ناخالص داخلی به خوبی می‌تواند تفاوت در واکنش نرخ بهره کوتاه‌مدت کشورها به شوک پولی برونزای کشور آمریکا را توضیح دهد.

**واژه‌های کلیدی:** سیاست پولی، شوک پولی برونزا، استقلال بانک مرکزی، فرضیه سه‌گانه ناممکن

طبقه‌بندی JEL: F42, F33, F31

\* استادیار دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه صنعتی شریف؛ barakchian@sharif.edu  
<sup>†</sup> کارشناسی ارشد دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه صنعتی شریف؛ mahradsv@gmail.com (نویسنده مسئول)

## ۱ مقدمه

تا کنون در مقالات متعدد، به بررسی تجربی اثر سیاست پولی بر روی متغیرهای کلان اقتصادی در داخل یک کشور پرداخته شده است. از معروف‌ترین مقالات در این زمینه می‌توان به کریستیانو، ایکن‌بام و ایوانس<sup>۱</sup> (۱۹۹۶)، برنانکه و میهوو<sup>۲</sup> (۱۹۹۸)، رومر و رومر<sup>۳</sup> (۲۰۰۴) و سیمز و ژا<sup>۴</sup> (۲۰۰۶) اشاره کرد. اما بررسی‌های تجربی انجام شده تنها مختص به آثار سیاست پولی بر روی متغیرهای کلان اقتصادی در داخل یک کشور نیست. در چند دهه‌ی اخیر با توجه به چندین برابر شدن ارتباط بین بازارهای مالی در دنیا و پیوستن کشورها به سازمان تجارت جهانی، وابستگی وضعیت اقتصاد کشورها به وضعیت اقتصاد جهانی به شدت افزایش یافته است؛ به طوری که رونق یا رکود در یک کشور بزرگ (از لحاظ اقتصادی) مانند آمریکا می‌تواند به سرعت اقتصاد کشورهای دیگر را تحت تأثیر قرار دهد. از مقالات مطرح در زمینه بررسی اثر سیاست پولی در یک کشور بر روی متغیرهای کلان دیگر کشورها می‌توان به کیم<sup>۵</sup> (۲۰۰۱)، هولمن و نئومن<sup>۶</sup> (۲۰۰۲)، کانووا<sup>۷</sup> (۲۰۰۵)، بلودورن و بودلر<sup>۸</sup> (۲۰۱۱)، کیم و یونگ یانگ<sup>۹</sup> (۲۰۱۲) اشاره کرد. اکثر این مقالات به بررسی اثر سیاست پولی یک کشور (به خصوص آمریکا) بر روی متغیرهای تولید ناخالص داخلی، سطح عمومی قیمت‌ها، نرخ ارز و نرخ بهره در دیگر کشورها پرداخته‌اند.

کانال نرخ بهره، یکی از راه‌های اصلی انتقال اثر سیاست پولی از یک کشور به دیگر کشورها است. عوامل متفاوت نظیر سیستم ارزی کشور مورد بررسی، موانع موجود بر ورود سرمایه و واکنش سیاست‌گذاران در دیگر کشورها می‌تواند در میزان و جهت اثرگذاری سیاست پولی مؤثر باشد. بر اساس تئوری‌های اقتصادی انتظار می‌رود که هر چه سیستم ارزی یک کشور به سیستم نرخ ارز شناور نزدیک‌تر باشد اثر سیاست پولی دیگر کشورها بر

---

<sup>1</sup> Christiano, Eichenbaum & Evans

<sup>2</sup> Bernanke & Mihov

<sup>3</sup> Romer & Romer

<sup>4</sup> Sims & Zha

<sup>5</sup> Kim

<sup>6</sup> Holman & Neumann

<sup>7</sup> Canova

<sup>8</sup> Bluedorn & Bowdler

<sup>9</sup> Kim & Yong Yang

نرخ بهره آن کشور کمتر خواهد بود. به عبارت دیگر در کشورهای با نرخ ارز شناور، میزان استقلال بانک مرکزی در تعیین نرخ بهره بیش‌تر است. البته در کشورهای دارای سیستم نرخ ارز ثابت نیز، سیاست‌گذاران با وضع موانع بر ورود سرمایه به کشور، می‌توانند میزان اثرگذاری سیاست پولی دیگر کشورها بر نرخ بهره داخلی را کنترل کنند. از جمله تحقیقات مختلف در مورد اثر سیاست پولی در یک کشور بر متغیر نرخ بهره در دیگر کشورها، می‌توان به کانووا (۲۰۰۵)، کیم (۲۰۰۱)، فاوست<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۰۳)، مک‌وویاک (۲۰۰۶)، اسکریم جیور<sup>۲</sup> (۲۰۱۰)، بلودورن و بودلر (۲۰۱۱) و کیم و یونگ‌یانگ (۲۰۱۲) اشاره کرد.

در اکثر این تحقیقات یک سیاست پولی انقباضی در کشور آمریکا، منجر به افزایش نرخ بهره در دیگر کشورها شده است. کانووا (۲۰۰۵) با استفاده از روش خودرگرسیون برداری<sup>۳</sup> به بررسی اثر سیاست پولی در کشور آمریکا بر کشورهای آمریکای لاتین<sup>۴</sup> پرداخته و به این نتیجه رسیده که یک شوک پولی انقباضی در کشور آمریکا منجر به افزایش نرخ بهره در کشورهای آمریکای لاتین می‌شود. اثر سیستم ارزی کشور بر واکنش نرخ بهره به شوک پولی انقباضی در آمریکا نیز در این مقاله مورد بررسی قرار گرفته است. نتیجه این بررسی نشان می‌دهد، در کشورهای با نرخ ارز ثابت، واکنش نرخ بهره به شوک پولی انقباضی در آمریکا نسبت به کشورهای با نرخ ارز شناور، بیش‌تر و سریع‌تر است. کیم (۲۰۰۱) و مک‌وویاک (۲۰۰۶) نیز به ترتیب در بررسی اثر سیاست پولی در آمریکا بر نرخ بهره کوتاه‌مدت در کشورهای عضو G-6 (غیر از آمریکا)<sup>۵</sup> و کشورهای در حال توسعه<sup>۶</sup> به نتیجه مشابه کانووا (۲۰۰۵) رسیدند. کیم (۲۰۰۱) نشان می‌دهد که هر چند تأثیر شوک پولی انقباضی در آمریکا بر روی نرخ بهره حقیقی و کوتاه‌مدت کشورهای عضو G-6 معنادار است ولی اثر افزایشی شوک پولی انقباضی در آمریکا بر نرخ بهره کوتاه‌مدت در کشورهای عضو G-6 بسیار کمتر و کوتاه‌مدت‌تر از اثر افزایشی آن بر نرخ بهره کوتاه‌مدت در آمریکا است. کیم (۲۰۰۱) علت این مسئله را عدم پیروی کامل بانک‌های مرکزی کشورهای عضو G-6 و دارای نرخ ارز شناور، از سیاست‌های پولی بانک مرکزی آمریکا می‌داند. اسکریم جیور (۲۰۱۰) در بررسی اثر

<sup>۱</sup> Faust

<sup>۲</sup> Scrimgeour

<sup>۳</sup> از روش تعیین علامت برای تحمیل قید به منظور مشخص کردن شوک پولی استفاده شده است.

<sup>۴</sup> برزیل، شیلی، اکوادور، آرژانتین، اوروگوئه و پرو

<sup>۵</sup> ایتالیا، فرانسه، آلمان، انگلیس و ژاپن

<sup>۶</sup> کره، سنگاپور، مکزیک، مالزی، فیلیپین، تایلند، هونگ کونگ، شیلی

سیاست پولی در کشور آمریکا بر نرخ بهره کوتاه‌مدت در کشورهای کانادا و کلمبیا نیز اثر افزایشی شوک پولی انقباضی بر نرخ بهره را تایید می‌کند.<sup>۱</sup> اسکریم جیور (۲۰۱۰) علت تشابه واکنش نرخ بهره کوتاه‌مدت در کشورهای کانادا و آمریکا به شوک پولی در آمریکا را، پیروی سیاست‌گذاران کانادا از سیاست پولی بانک مرکزی آمریکا می‌داند. لازم به ذکر است که در بلودورن و بودلر (۲۰۱۱) نیز، با استفاده از شوک پولی رومر و رومر (۲۰۰۴) روند مشابهی در واکنش نرخ بهره کوتاه‌مدت به شوک پولی در آمریکا بین کشورهای آمریکا و کانادا مشاهده می‌شود. کیم و یونگ‌یانگ (۲۰۱۲) به بررسی اثر سیاست پولی در آمریکا بر نرخ بهره کوتاه‌مدت در کشورهای آسیای شرقی<sup>۲</sup> با توجه به سیستم ارزی این کشورها می‌پردازند. در این بررسی، از میان کشورهای با نرخ ارز شناور<sup>۳</sup> فقط در کشور ژاپن، نرخ بهره کوتاه‌مدت به سیاست پولی در آمریکا واکنش نشان نمی‌دهد. این در حالی است که نرخ بهره کوتاه‌مدت در کشور فیلیپین به اندازه نرخ بهره کوتاه‌مدت در کشور آمریکا در واکنش به سیاست پولی انقباضی در آمریکا افزایش پیدا می‌کند.<sup>۴</sup> از طرف دیگر، در کشورهای چین و مالزی که دارای سیستم نرخ ارز ثابت هستند، نرخ بهره کوتاه‌مدت به سیاست پولی در آمریکا واکنش نشان نمی‌دهد. کیم و یونگ‌یانگ (۲۰۱۲) موانع موجود در ورود سرمایه به این کشورها را علت عدم واکنش نرخ بهره کوتاه‌مدت به سیاست پولی در آمریکا می‌داند. فرنکل و دیگران (۲۰۰۴) به بررسی انتقال افزایش نرخ بهره از کشورهای آمریکا به کشورهای در حال توسعه<sup>۵</sup> و توسعه‌یافته<sup>۶</sup> پرداخته است. در این بررسی مشاهده می‌شود که در بلندمدت، فارغ از سیستم ارزی کشورها، افزایش نرخ بهره در آمریکا به صورت کامل به دیگر کشورها انتقال پیدا می‌کند. فرنکل و دیگران (۲۰۰۴) نشان می‌دهند که در کشورهای با نرخ ارز شناور، مدت زمان بیش‌تری برای برقراری رابطه بلندمدت بین نرخ بهره داخلی و نرخ بهره

<sup>۱</sup> لازم به ذکر است که اسکریم جیور (۲۰۱۰) با استفاده از سه شوک پولی بدست آمده از روش‌های خودرگرسیون برداری بازگشتی کریستیانو، ایکن‌بام و ایوانس (۱۹۹۶)، خودرگرسیون برداری غیربازگشتی برنانکه و میهوو (۱۹۹۸) و روایتی رومر و رومر (۲۰۰۴) به بررسی اثر شوک پولی انقباضی بر نرخ بهره می‌پردازد و به این نتیجه می‌رسد که اثر شوک پولی بدست آمده از روش رومر و رومر (۲۰۰۴) پایدارتر است.

<sup>۲</sup> کره، ژاپن، فیلیپین، سنگاپور، تایلند، تایوان، مالزی، چین و هونگ‌کونگ

<sup>۳</sup> کره، ژاپن، فیلیپین

<sup>۴</sup> در کشورهای تایوان و تایلند نیز که دارای سیستم نرخ ارز شناور مدیریت شده هستند نرخ بهره کوتاه‌مدت به اندازه نرخ بهره کوتاه‌مدت در آمریکا به شوک پولی در آمریکا واکنش نشان می‌دهد.

<sup>۵</sup> آرژانتین، هونگ‌کونگ، شیلی، اسرائیل، سنگاپور، تایلند، مکزیک، فلپین و آفریقای جنوبی

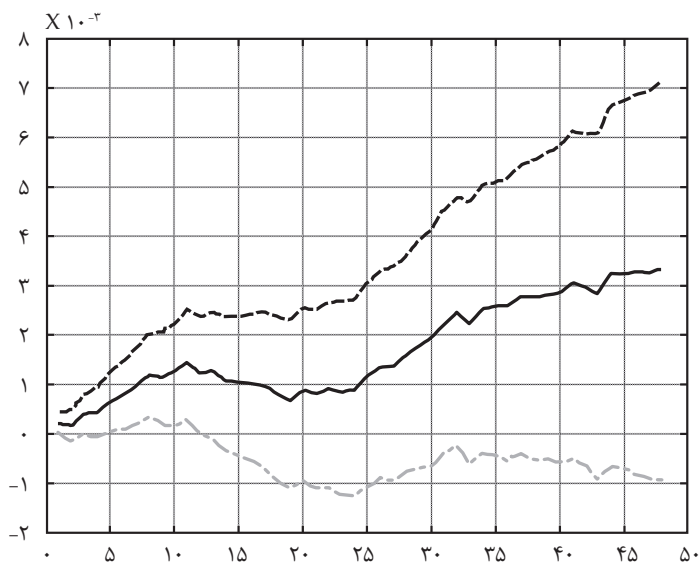
<sup>۶</sup> بلژیک، دانمارک، هلند، پرتغال، اسپانیا، استرالیا، آلمان، انگلیس و ژاپن

جهانی لازم است. این امر می‌تواند بیانگر استقلال بیشتر سیاست پولی در کشورهای با سیستم نرخ ارز شناور در کوتاه‌مدت باشد. نتایج بررسی‌های تجربی فوق بیانگر تفاوت در میزان اثرگذاری سیاست پولی آمریکا بر نرخ بهره کشورهای مختلف است.

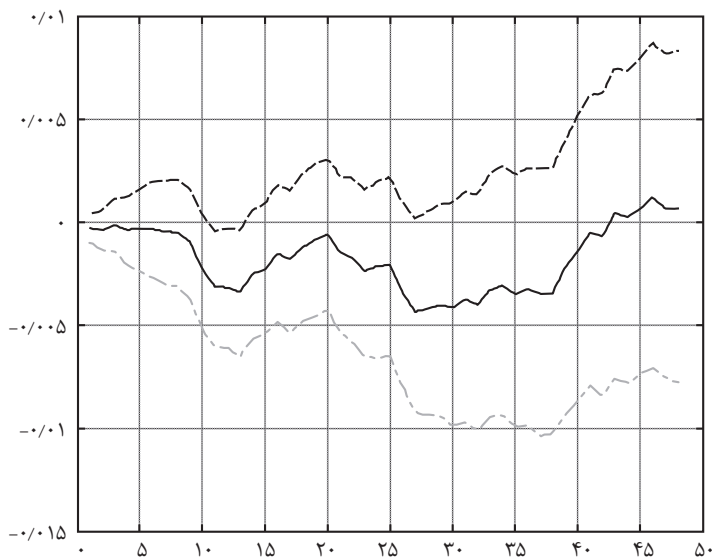
علاوه بر این میزان اثرگذاری سیاست پولی آمریکا بر متغیرهای کلان کشورهای مختلف، نیز متفاوت است. شکل‌های ۱ و ۲ واکنش سطح عمومی قیمت‌ها در کشورهای سنگاپور و گامبیا به شوک پولی آمریکا را نشان می‌دهد. در شکل ۱ مشاهده می‌شود که سطح عمومی قیمت‌ها در کشور سنگاپور در واکنش به یک شوک پولی انقباضی در کشور آمریکا افزایش می‌یابد. این افزایش در سال‌های اولیه تأثیر شوک از لحاظ آماری نیز معنادار است. اما در شکل ۲ مشاهده می‌شود که سطح عمومی قیمت‌ها در کشور گامبیا در واکنش به شوک پولی انقباضی در کشور آمریکا کاهش می‌یابد که این کاهش نیز در سال‌های اولیه تأثیر شوک معنادار است. یکی از عوامل توضیح دهنده این تفاوت در واکنش متغیرهای کلان اقتصادی (نظیر قیمت) کشورهای مختلف به شوک پولی آمریکا، تفاوت در واکنش سیاست‌گذار پولی آن کشورها به شوک پولی آمریکا است. از این رو برای درک دقیق‌تر چگونگی انتشار بین کشوری شوک پولی آمریکا و تأثیر آن بر متغیرهای اقتصادی کشورهای مختلف لازم است تا در ابتدا تصویر صحیحی از نحوه واکنش سیاست‌گذاران پولی در کشورهای مختلف به شوک پولی آمریکا فراهم کنیم. در این تحقیق، نحوه واکنش سیاست‌گذاران پولی دیگر کشورها به سیاست پولی کشور آمریکا، از طریق میزان تأثیر یک شوک پولی برونزا در اقتصاد آمریکا بر متغیر نرخ بهره کوتاه‌مدت کشورهای مختلف مورد بررسی قرار گرفته است. شوک پولی برونزا در اقتصاد آمریکا از برکچیان و کرو (۲۰۱۳) استخراج شده است. در این مقاله از روش "استفاده از اطلاعات بازار مالی" برای ساخت شوک پولی استفاده شده است. در این روش از تغییرات قیمت قرارداد آتی نرخ بهره بین بانکی<sup>۱</sup> در روزهای تشکیل جلسه کمیته فدرال بازار باز<sup>۲</sup> (یعنی همان کمیته سیاست‌گذاری پولی فدرال رزرو) به منظور ساخت شوک پولی برونزا استفاده شده است. نتایج بررسی انجام شده نشان می‌دهد سیاست‌گذاران پولی کشورهای مختلف واکنش متفاوتی به سیاست پولی در کشور آمریکا نشان می‌دهند. در ادامه و به منظور بررسی عوامل مؤثر بر تفاوت واکنش سیاست‌گذاران پولی در کشورهای مختلف به سیاست پولی کشور آمریکا در ابتدا کشورها را

<sup>1</sup> Federal Funds Futures

<sup>2</sup> Federal Open Market Committee



شکل ۱. نمودار واکنش سطح عمومی قیمت‌ها در کشور سنگاپور به شوک پولی آمریکا



شکل ۲. نمودار واکنش سطح عمومی قیمت‌ها در کشور گامبیا به شوک پولی آمریکا

بر اساس میزان شباهت در واکنش نرخ بهره کوتاه‌مدت آنها به شوک پولی آمریکا دسته‌بندی می‌کنیم. در این تحقیق برای دسته‌بندی کشورها با توجه به میزان شباهت در واکنش آنها به سیاست پولی آمریکا از روش *k-means* استفاده شده است. سپس به دنبال آن هستیم تا ببینیم چه عواملی می‌توانند این تفاوت‌ها را توضیح دهند. نتایج تحقیق نشان می‌دهند که متغیرهای استقلال بانک مرکزی، سهم تجارت با آمریکا از تولید ناخالص داخلی هر کشور، درجه باز بودن مالی و استقلال در سیاست پولی می‌تواند توضیح دهنده تفاوت در نحوه واکنش سیاست‌گذاران پولی کشورهای مختلف باشد.

سایر بخش‌های مقاله بدین شرح است. بخش دوم به تشریح مدل و نتایج مقاله می‌پردازد و بخش سوم نتیجه‌گیری می‌کند.

## ۲ مدل و نتایج

از مهم‌ترین مشکلات در بررسی تجربی اثر سیاست پولی بر روی متغیرهای اقتصادی، تعیین جهت رابطه علی و معلولی بین سیاست‌های پولی و متغیرهای اقتصادی است. برای رفع این مشکل می‌توان سیاست پولی را به دو بخش درونزا و برونزا تجزیه کرد و سپس اثر قسمت برونزای سیاست پولی یا به عبارتی شوک برونزای پولی را بر روی متغیرهای اقتصادی مورد بررسی قرار داد. در مقالات مختلف از روش‌های متفاوت برای تخمین شوک برونزای پولی و بررسی اثر آن بر روی متغیرهای اقتصادی استفاده شده است.

در یک دسته بندی کلی می‌توان روش‌های موجود را به سه دسته روش‌های خودرگرسیون برداری<sup>۱</sup> (کریستیانو، ایکن بام و ایوانس (۱۹۹۶)، برنانکه و میهوو (۱۹۹۸)، کیم و روبینی (۲۰۰۰)، فاوست و دیگران (۲۰۰۳) و سیمز و ژا (۲۰۰۶))، روش‌های روایتی (رومر و رومر (۲۰۰۴)، بلودورن و بودلر (۲۰۱۰) و کالویتیس و اسکوتیدا<sup>۲</sup> (۲۰۱۰)) و روش‌های استفاده از داده‌های بازار مالی (کوتنر<sup>۳</sup> (۲۰۰۱)، پیاسزی و اسونسون<sup>۴</sup> (۲۰۰۸)، برنانکه و کوتنر<sup>۵</sup> (۲۰۰۵)، همیلتون<sup>۶</sup> (۲۰۰۸) و برکچیان و کرو (۲۰۱۳)) تقسیم کرد. در

<sup>1</sup> Vector autoregression (VAR)

<sup>2</sup> Kalyvitis & Skotida

<sup>3</sup> Kuttner

<sup>4</sup> Piazzesi & Swanson

<sup>5</sup> Bernanke & Kuttner

<sup>6</sup> Hamilton

روش "خودرگرسیون برداری" مشکلاتی نظیر گذشته‌نگر بودن تابع هدف سیاست‌گذار و ثابت فرض کردن ضریب اهمیت متغیرها در این تابع هدف، می‌تواند به تخمین اریب شوک پولی منجر شود. همچنین روش روایتی رومر و رومر (۲۰۰۴) با مشکل ثابت فرض کردن ضریب اهمیت متغیرها در تابع هدف سیاست‌گذار مواجه است. به منظور اجتناب از مشکلات مذکور در این تحقیق از داده‌های شوک پولی آمریکا که از مقاله برکچیان و کرو (۲۰۱۳) استخراج شده استفاده می‌کنیم. شوک برکچیان و کرو (۲۰۱۳) با "استفاده از اطلاعات بازار مالی" یعنی با استفاده از داده‌های ماهیانه قرارداد آتی نرخ بهره بین بانکی آمریکا ساخته شده و لذا در مقابل مشکلات پیش‌گفته مصون است. قیمت قرارداد آتی نرخ بهره بین بانکی از انتظارات افراد از میانگین نرخ بهره بین بانکی در ماه‌های آینده بعلاوه پاداش مربوط به ریسک موجود در بازار آتی بدست می‌آید. نرخ بهره بین بانکی در ماه‌های آینده با توجه به ماهیت این بازار، با نرخ بهره بین بانکی که توسط فدرال رزرو تعیین می‌شود متفاوت است.

$$\bar{r}_{m+h}^e = \bar{r}_{m+h} + \varepsilon_{m+h} \quad (1)$$

$$f_d^h = E_d(\bar{r}_{m+h}^e) + \rho_d^h \quad (2)$$

در رابطه (۱) و (۲) متغیرهای  $\bar{r}_{m+h}^e$  و  $\bar{r}_{m+h}$  به ترتیب نشانگر میانگین نرخ بهره بین بانکی و نرخ بهره بین بانکی تعیین شده توسط بانک مرکزی در  $h$  ماه بعد است. متغیر  $\varepsilon_{m+h}$  میزان تفاوت بین این دو نرخ بهره را نشان می‌دهد. متغیر  $E_d(x)$  نمایانگر انتظارات جامعه از متغیر  $x$  در روز  $d$  است. متغیرهای  $\rho_d^h$  و  $f_d^h$  به ترتیب پاداش مربوط به ریسک موجود در بازار آتی و قیمت مبادله قرارداد آتی نرخ بهره بین بانکی را نشان می‌دهند. پذیرفتنی است که فرض کنیم انتظارات از تفاوت میانگین نرخ بهره بین بانکی و نرخ بهره بین بانکی تعیین شده توسط بانک مرکزی در  $h$  ماه بعد برابر صفر است ( $E_d(\varepsilon_{m+h}) = 0$ ) و پاداش مربوط به ریسک موجود در بازار آتی نیز برای یک روز ثابت است. در این صورت تفاوت بین قیمت مبادله قرارداد آتی نرخ بهره بین بانکی در روز  $d$  و  $d-1$  بیانگر تغییرات در انتظارات افراد از نرخ بهره بین بانکی تعیین شده توسط بانک مرکزی در  $h$  ماه بعد خواهد بود.

$$\Delta E_d(\bar{r}_{m+h}) = f_d^h - f_{d-1}^h \quad (3)$$

تنها تغییرات غیرمنتظره در سیاست پولی اعلام شده توسط فدرال رزرو (شوک پولی) می‌تواند باعث تغییر انتظارات افراد جامعه از نرخ بهره بین بانکی تعیین شده توسط بانک



مرکزی در  $h$  ماه بعد و در نتیجه تغییر قیمت مبادله قرارداد آتی نرخ بهره بین بانکی شود. با توجه به این مطلب تغییرات در قیمت مبادله قرارداد آتی نرخ بهره بین بانکی در روزهای تشکیل جلسات کمیته فدرال بازار باز، تخمین مناسبی از شوک پولی در کشور آمریکا است. برکچیان و کرو (۲۰۱۳) از تغییرات در قیمت قرارداد آتی نرخ بهره بین بانکی با سررسید یک ماهه تا شش ماهه برای ساخت شوک پولی استفاده کرده‌اند. آن‌ها دو دلیل برای در نظر گرفتن اوراق با سررسید متفاوت بیان می‌کنند. اولاً، نوسانات پاداش ریسک قرارداد آتی نرخ بهره بین بانکی با تاریخ سررسید کوتاه‌مدت‌تر، بیش‌تر است.<sup>۱</sup> ثانیاً، آثار تصمیم بانک مرکزی تقریباً برای مدتی ادامه دارد و در نتیجه قرارداد آتی نرخ بهره بین بانکی با سررسید چند ماه بعد نیز می‌تواند حاوی اطلاعاتی از شوک پولی در زمان حال باشند. آن‌ها از فاکتور اول حاصل از تغییرات قیمت قرارداد آتی نرخ بهره بین بانکی با سررسیدهای یک تا شش ماهه (نرمال شده با میانگین صفر و واریانس یک) که از روش فاکتور<sup>۲</sup> بدست می‌آید برای ساخت شوک پولی استفاده کرده‌اند.<sup>۳</sup>

برای بررسی اثر سیاست پولی در کشور آمریکا بر نرخ بهره کوتاه‌مدت در کشورهای دیگر در قالب معادله (۴)، تغییرات این متغیر را بر روی یک مقدار ثابت، وقفه‌های خود، شوک پولی برکچیان و کرو (۲۰۱۳) و وقفه‌های آن برازش می‌کنیم.

$$\Delta r_t = a + \sum_{i=1}^{12} b_i \Delta r_{t-i} + \sum_{j=1}^{24} c_j S_{t-j} + e_t \quad (4)$$

در رابطه (۴) متغیرهای  $r$  و  $S$  به ترتیب نشانگر نرخ بهره کوتاه‌مدت و شوک پولی برکچیان و کرو (۲۰۱۳) هستند. وقفه‌های شوک پولی در سمت راست معادله فوق به منظور بدست آوردن تأثیر مستقیم این شوک بر روی نرخ بهره کوتاه‌مدت در نظر گرفته شده است. با توجه به اینکه داده‌های شوک پولی به صورت ماهانه است و اینکه از لحاظ اقتصادی واکنش نرخ بهره کوتاه‌مدت به شوک پولی بعد از دو سال منطقی به نظر نمی‌رسد، تعداد ۲۴ وقفه از شوک پولی در سمت راست معادله قرار داده شده است.<sup>۴</sup> وقفه‌های تغییرات نرخ بهره

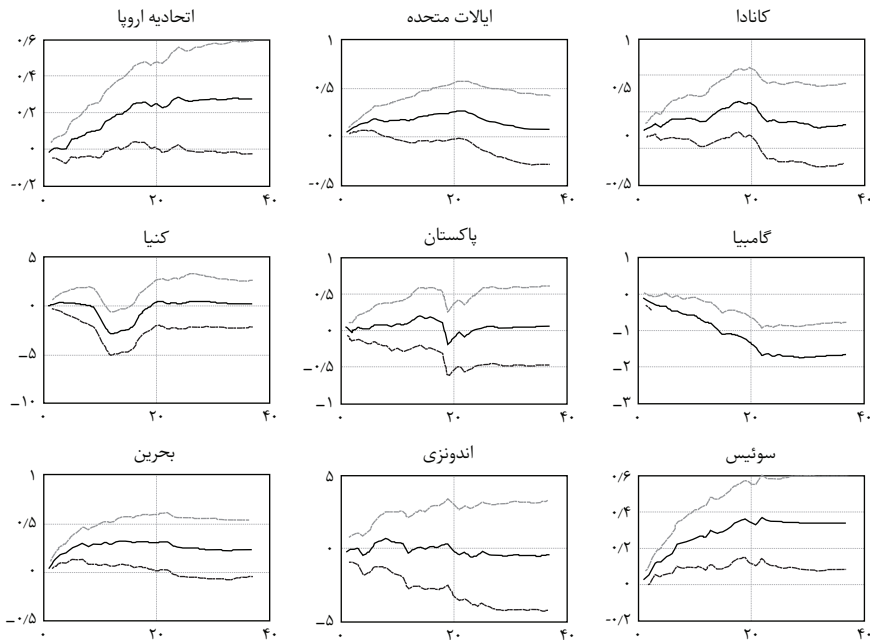
<sup>۱</sup> این نوسانات در پاداش ریسک به علت نوسانات بیش‌تر در درجه نقدشوندگی قرارداد آتی نرخ بهره بین بانکی با سررسید کوتاه‌تر است.

<sup>۲</sup> Factor model

<sup>۳</sup> برای اطلاعات بیشتر در مورد داده‌های استفاده شده در این مقاله، به پیوست ب مراجعه کنید.  
<sup>۴</sup> لازم به ذکر است که استفاده از وقفه بهینه شوک پولی بدست آمده از معیار آکاییک (AIC) یا معیار بیزین (BIC) نتایج بدست آمده در این تحقیق را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد.

کوتاه‌مدت به منظور لحاظ کردن چسبندگی و پویایی حرکت این متغیر در سمت راست معادله فوق لحاظ شده است.

بر اساس روابط بالا میزان تأثیر شوک پولی بر نرخ بهره کوتاه‌مدت در زمان حال برابر  $c_1$  و بعد از یک ماه برابر  $(c_1 + b_1 c_1)$  است. به همین ترتیب می‌توان میزان تأثیر شوک پولی بر نرخ بهره کوتاه‌مدت را، در طول زمان بدست آورد. برای تخمین ضرایب در معادله فوق از روش حداقل مربعات معمولی و همچنین برای بررسی میزان معناداری واکنش‌های متغیرهای مورد نظر، از روش بوت‌استرپ<sup>۱</sup> استفاده شده است.<sup>۲</sup>



شکل ۳. واکنش نرخ بهره کوتاه‌مدت منطقه یورو، آمریکا، کانادا، کنیا، پاکستان، گامبیا، بحرین، اندونزی و سوئیس به شوک پولی آمریکا

<sup>۱</sup> bootstrap

<sup>۲</sup> برای توضیحات بیشتر در مورد روش بوت‌استرپ به کار برده شده به پیوست الف مراجعه کنید.

نمودارهای شکل (۳) واکنش نرخ بهره کوتاهمدت منطقه یورو و هشت کشور آمریکا، کانادا، گامبیا، کنیا، پاکستان، بحرین، اندونزی و سوئیس به شوک پولی در کشور آمریکا را نشان می‌دهد.<sup>۱</sup> همانطور که انتظار می‌رفت شوک پولی انقباضی منجر به افزایش اولیه نرخ بهره کوتاهمدت در کشور آمریکا می‌شود. در بلندمدت تأثیر این شوک کاهش پیدا کرده و به صفر نزدیک می‌شود. نرخ بهره کوتاهمدت کشور بحرین همانند نرخ بهره کوتاهمدت کشور آمریکا واکنش مثبت معناداری به شوک پولی نشان می‌دهد. طول بازه معناداری واکنش نرخ بهره کوتاهمدت به شوک پولی برای کشور آمریکا نزدیک شش ماه است درحالی که این بازه برای کشور بحرین نزدیک به دو سال است. واکنش نرخ بهره کوتاهمدت کشور کانادا نیز روندی مشابه واکنش نرخ بهره کوتاهمدت کشور آمریکا دارد. این امر می‌تواند بیانگر هم‌راستایی بین سیاست‌های پولی اجرا شده در کشور کانادا و آمریکا باشد. برخلاف کشور کانادا نرخ بهره کوتاهمدت کشور گامبیا در واکنش به شوک پولی انقباضی همواره کاهش می‌یابد. این کاهش برای مدت سه سال معنادار است. شاید یکی از دلایل این امر، سهم پایین تجارت با آمریکا از تولید ناخالص داخلی این کشور باشد. سهم تجارت با آمریکا در حدود یک هزارم تولید ناخالص داخلی کشور گامبیا است که در میان کشورهای مورد بررسی از همه کمتر است. همچنین واکنش نرخ بهره کوتاهمدت در کشور کنیا ابتدا بی‌معنا و سپس برای مدت نیمسال منفی معنادار است. از طرف دیگر واکنش نرخ بهره کوتاهمدت کشور سوئیس به شوک پولی آمریکا برای مدت سه سال مثبت معنادار است. علاوه بر این نرخ بهره کوتاهمدت منطقه یورو در واکنش به شوک پولی انقباضی در کشور آمریکا همواره افزایش می‌یابد. با توجه به اینکه بانک مرکزی در منطقه یورو وزن بالایی به کنترل تورم می‌دهد<sup>۲</sup> می‌توان انتظار داشت که بانک مرکزی منطقه یورو به شوک‌های خارجی تورم‌زا با شدت بیش‌تری پاسخ بدهد. یک شوک پولی انقباضی کشور آمریکا منجر به افزایش نرخ بهره در این کشور می‌شود. افزایش نرخ بهره در کشور آمریکا از طریق کاهش ارزش یورو در مقابل دلار به افزایش تقاضای کل منطقه یورو از طریق افزایش تقاضا برای صادرات و کاهش تقاضا برای واردات منجر می‌شود. با توجه به آثار تورمی این افزایش

<sup>۱</sup> نتایج واکنش نرخ بهره کوتاهمدت تمامی کشورهای مورد استفاده در این تحقیق به شوک پولی آمریکا نزد نویسندگان محفوظ است.

<sup>۲</sup> سیاست پولی در بانک مرکزی اروپا طی سال‌های گذشته عمدتاً به عنوان ادامه سیاست پولی بانک مرکزی آلمان در سال‌های پیش از تشکیل واحد پول اروپایی تلقی می‌شود. بانک مرکزی آلمان در دهه‌های میانی قرن بیستم، به عنوان یکی از معتبرترین بانک‌های مرکزی در زمینه کنترل تورم شناخته می‌شد.

تقاضای کل در منطقه یورو و اهتمام بانک مرکزی اروپا به کنترل تورم، می‌توان انتظار داشت بانک مرکزی اروپا در واکنش به شوک پولی انقباضی در کشور آمریکا اقدام به یک سیاست پولی انقباضی کند که منجر به افزایش نرخ بهره کوتاه‌مدت در این منطقه می‌شود.<sup>۱</sup> همچنان که شکل (۳) نشان داد، سیاست‌گذاران پولی در کشورهای مختلف، واکنش متفاوتی به سیاست پولی در کشور آمریکا نشان می‌دهند. برای بررسی عوامل مؤثر بر این تفاوت در واکنش‌ها در مرحله اول لازم است کشورهای مورد بررسی را بر اساس میزان تشابه در واکنش‌هایشان به شوک پولی، به دسته‌های متفاوت تقسیم‌بندی کنیم و در مرحله بعد بررسی کنیم که چه عواملی باعث تفاوت در واکنش نرخ بهره کوتاه‌مدت کشورها به شوک پولی آمریکا شده است. برای تقسیم‌بندی کشورها از روش *k-means* استفاده می‌کنیم. این روش میزان تفاوت در شیء‌های مورد بررسی را بر اساس فاصله اقلیدسی در ویژگی‌هایی که از پیش تعیین شده‌اند اندازه‌گیری می‌کند. هر چه فاصله اقلیدسی بین دو شیء بیشتر باشد میزان تفاوت آن‌ها در ویژگی‌های از پیش تعیین شده نیز بیشتر است. یکی از نقاط ضعف روش *k-means* عدم توانایی آن در دسته‌بندی دقیق اشیاء است هنگامی که تعداد ویژگی‌های مورد بررسی زیاد باشد. با توجه به آنکه معیار تشابه و تفاوت در روش *k-means* فاصله اقلیدسی بین اشیاء است، در دسته‌بندی‌هایی که با تعداد ویژگی‌های زیاد روبه‌رو هستیم ممکن است شیء‌ای که تنها در یک ویژگی با اعضای یک دسته فاصله زیاد دارد ولی در ویژگی‌های دیگر کاملاً شبیه دسته مذکور است در یک دسته نامناسب قرار بگیرد. جهت پرهیز از این مشکل از الگوریتم ان جی، جوردن و ویس (۲۰۰۲)، برای کاهش ابعاد در دسته‌بندی کردن اشیاء با تعداد ویژگی‌های بالا استفاده می‌شود.

در این مقاله برای اندازه‌گیری میزان شباهت و تفاوت بین کشورها، میزان واکنش ماهیانه نرخ بهره کوتاه‌مدت کشورها به شوک پولی کشور آمریکا به عنوان ویژگی‌های مورد بررسی انتخاب شده‌اند.<sup>۲</sup> یعنی کشورها بر اساس مجموع تفاوت در میزان واکنش ماهیانه

<sup>۱</sup> در این تحقیق فرض شده است سیاست‌گذاران پولی واکنشی متقارن به سیاست پولی انبساطی و انقباضی در کشور آمریکا نشان می‌دهند. ولی در عمل ممکن است واکنش سیاست‌گذاران به سیاست پولی انبساطی و انقباضی آمریکا متفاوت باشد که در تحقیقات آتی می‌تواند مورد توجه قرار بگیرد.

<sup>۲</sup> با توجه به اینکه روند کلی واکنش نرخ بهره کوتاه‌مدت برای دسته‌بندی کشورها مد نظر است در ابتدا داده‌های مربوط به نرخ بهره کوتاه‌مدت هر کشور را با استفاده از روش میانگین متحرک هموار کرده و سپس آنها را نرمال کرده تا همه داده‌ها دارای میانگین صفر و واریانس یک باشند. در نهایت از داده‌های هموار و نرمال شده برای دسته‌بندی کشورها استفاده شده است.

نرخ بهره کوتاه‌مدتشان به شوک پولی آمریکا در گروه‌های مختلف قرار می‌گیرند. با توجه به اینکه تعداد ماه‌های مورد بررسی واکنش نرخ بهره کوتاه‌مدت کشورها به شوک پولی آمریکا زیاد است در این مقاله از الگوریتم ان جی، جوردن و ویس (۲۰۰۲) استفاده شده است. در این پژوهش نمودارهای واکنش نرخ بهره کوتاه‌مدت کشورهای عضو دسته‌های مختلف محاسبه شده است.<sup>۱</sup> دسته اول تمام کشورهای اروپایی مورد بررسی را شامل شده است. روند صعودی واکنش نرخ بهره کوتاه‌مدت به شوک پولی آمریکا در تمام کشورهای این دسته قابل ملاحظه است.<sup>۲</sup> در کشورهای عضو دسته دوم واکنش نرخ بهره کوتاه‌مدت به شوک پولی روند نزولی دارد. نرخ بهره کوتاه‌مدت کشورهای عضو دسته سوم در واکنش به شوک پولی، در ابتدا با یک روند نزولی کاهش می‌یابد، سپس (معمولاً پس از یک سال) اثر شوک پولی بر نرخ بهره بین بانکی کاهش یافته و در بلندمدت به صفر همگرا می‌شود. دسته چهارم شامل کشورهایی است که از لحاظ واکنش نرخ بهره کوتاه‌مدت به شوک پولی آمریکا روندی مشابه واکنش نرخ بهره کوتاه‌مدت آمریکا را دارند. در این دسته از کشورها نرخ بهره کوتاه‌مدت در واکنش به شوک پولی برای مدتی افزایش می‌یابد و سپس با یک روند کاهشی به صفر نزدیک می‌شود. واکنش نرخ بهره کوتاه‌مدت کشورهای عضو دسته پنجم به شوک پولی آمریکا یک حالت نوسانی دارد. اثر شوک پولی بر نرخ بهره کوتاه‌مدت این کشورها در ابتدا دارای روند صعودی است، سپس برای مدتی (اکثراً نزدیک به شش ماه) اثر شوک پولی بر نرخ بهره کاهش پیدا کرده و پس از آن دوباره اثر شوک پولی شروع به افزایش می‌کند.

پس از دسته‌بندی کشورها بر اساس نحوه واکنش نرخ بهره کوتاه‌مدت آن‌ها به شوک پولی آمریکا نوبت به بررسی عوامل مؤثر بر تفاوت واکنش میان دسته‌های مختلف می‌رسد. بر اساس تئوری‌های اقتصادی انتظار می‌رود متغیرهای استقلال بانک مرکزی، سهم آمریکا از تولید ناخالص داخلی هر کشور، درجه باز بودن مالی، ثبات نرخ ارز و استقلال سیاست پولی بتواند تفاوت در واکنش سیاست‌گذاران پولی کشورهای مختلف به سیاست پولی در

<sup>۱</sup> نتایج نزد نویسندگان محفوظ است.

<sup>۲</sup> با استفاده از روش *k-means* کشورهای ژاپن، سیشل و سیرا لئون در دسته ۳ قرار داشته‌اند ولی به دلیل شباهت زیاد روند واکنش نرخ بهره کوتاه‌مدت این کشورها به روند واکنش کشورهای دسته اول این کشورها در دسته اول قرار داده شده‌اند.

## جدول ۱

میزان عوامل مؤثر بر تفاوت واکنش نرخ بهره کوتاه‌مدت در دسته‌های مختلف و آزمون تی استیودنت

الف: عوامل مؤثر بر تفاوت واکنش نرخ بهره کوتاه‌مدت						
کشورها	استقلال بانک مرکزی	سهم آمریکا از تولید ناخالص داخلی	درجه باز بودن تجاری	درجه باز بودن مالی	ثبات نرخ ارز	استقلال سیاست پولی
استرالیا	۰/۱۱	۰/۰۱۲	۰/۱۹۳	۱/۷۶۲	۰/۲۸۳	۰/۳۶۹
بنگلادش	۰/۲۴	۰/۰۳۶	۰/۱۸۴	۱-/۱۹۲	۰/۷۴	۰/۴۷۲
دانمارک	۰/۱۴	۰/۰۱۵	۰/۳۷۹	۲/۳۳	۰/۸۲۶	۰/۲۵
ایسلند	۰/۰۶	۰/۰۲۸	۰/۳۷۲	۰/۴۶۹	۰/۳۴۴	۰/۳۶۲
ژاپن	۰/۲	۰/۰۲۹	۰/۱۰۱	۲/۳۹۳	۰/۲۶۸	۰/۳۹۴
اردن	۰/۱۴	۰/۰۳۵	۰/۷۶۸	۰/۸۹۸	۰/۷۹۷	۰/۴۱۲
مالتا	۰/۲۳	۰/۰۶۱	۰/۸۷۲	۰-/۴۰۸	۰/۵۳۳	۰/۳۶۶
موریس	۰/۱۱	۰/۰۴۹	۰/۶۴۹	۰/۸۶۷	۰/۳۲۵	۰/۴۳۹
نروژ	۰/۱۴	۰/۰۲۱	۰/۳۱	۱/۵۹۴	۰/۴۳۲	۰/۳۶۶
سیشل	۰/۱۱	۰/۰۱۱	۰/۸۱۷	۱/۲۴۴	۰/۴۶۰	۰/۴۵۷
سوئد	۰/۱۷	۰/۰۲۹	۰/۳۵۴	۲/۰۱۵	۰/۳۹۳	۰/۲۹۹
سوئیس	۰/۱۴	۰/۰۳	۰/۳۶۹	۲/۴۵۶	۰/۴۹۱	۰/۲۴۶
ترینیداد و توباگو	۰/۱۴	۰/۲۶۵	۰/۳۹۷	۱/۴۵۶	۰/۸۱۴	۰/۵۲۴
تونس	۰/۲۱	۰/۰۰۶	۰/۴۶۲	۰-/۹۵۹	۰/۴۸۷	۰/۴۲
انگلیس	۰/۲	۰/۰۲۳	۰/۲۸۰	۲/۴۵۶	۰/۳۴۹	۰/۳۶۹
میانگین دسته ۱	۰/۱۵۶	۰/۰۴۳	۰/۴۳۴	۱/۱۵۹	۰/۵۰۳	۰/۳۸۳
الجزایر	۰/۲	۰/۰۵۹	۰/۲۴	۱-/۱۵۹	۰/۳۳۹	۰/۵۰۵
کلمبیا	۰/۱۴	۰/۰۵۷	۰/۱۸۴	۱-/۰۱۵	۰/۴۵۶	۰/۵۴۵
کاستاریکا	۰/۴۶	۰/۱۷	۰/۴۴۸	۰/۲۵	۰/۷۴۶	۰/۵۰۳
گامبیا	۰/۱۵	۰/۰۰۱	۰/۳۹۳	۱/۷۸۷	۰/۲۸۵	۰/۴۸۴
مجارستان	۰/۱۷	۰/۰۲۴	۰/۵۵۵	۰/۱۷۷	۰/۳۶	۰/۵۵۹
اندونزی	۰/۱۶	۰/۰۴۳	۰/۲۶۹	۱/۷۲۹	۰/۴۷۶	۰/۳۹۲
لسوتو	۰/۱۹	۰/۲۱۵	۱/۲۴۳	۱-/۰۲۳	۱	۰/۲۰۴
ترکیه	۰/۲۹	۰/۰۱	۰/۲۲۷	۰-/۷۴۹	۰/۲۸۳	۰/۴۸۹
میانگین دسته ۲	۰/۲۲	۰/۰۷۲	۰/۴۴۵	.	۰/۴۹۳	۰/۴۶۰
قنا	۰/۱۷	۰/۰۲۲	۰/۴۳۶	-۱/۲۹۱	۰/۵۰۳	۰/۴۶۷
هند	۰/۳۱	۰/۰۱۸	۰/۱۴۲	-۱/۱۵۹	۰/۵۲۶	۰/۴۰۲
کنیا	۰/۱۱	۰/۰۱۳	۰/۳۲۵	۰/۱۲۷	۰/۳۲۳	۰/۵۰۹

۰/۴۳۸	۰/۶۱۷	-۰/۸۷۸	-۰/۸۶۴	۰/۱۹۲	۰/۱۴	مالزی
۰/۵۳۴	۰/۵۴۱	-۰/۰۷۶	-۰/۲۱۹	۰/۱۶۱	۰/۳۷	ونزوئلا
۰/۴۷	۰/۵۰۲	-۰/۲۷۴	-۰/۳۹۷	۰/۰۸۱	۰/۲۲	میانگین دسته ۳
۰/۵۱۳	۱	-۱/۴۵۵	۰/۵۲	۰/۰۸۳	۰/۱۳	باهاما
۰/۱۸۹	۱	۲/۳۴۳	-۰/۷۴۷	۰/۰۲۹	۰/۱۱	بحرین
۰/۴۸۵	۱	-۰/۸۲	۰/۶۱۳	۰/۱۰۲	۰/۱۹	بلیز
۰/۳۱۷	۰/۳۹۳	۲/۴۵۶	-۰/۳۳۱	۰/۲۳۵	۰/۱۴	کانادا
۰/۴۳۹	۰/۷۸۳	۰/۵۸	-۰/۲۹۲	۰/۰۱۲	۰/۲	مصر
۰/۴۹۴	۰/۷۰۷	-۰/۹۰۴	۱/۰۸۵	۰/۱۶۲	۰/۰۹	گویان
۰/۵۲۲	۰/۳۸۸	-۱/۲۰۹	۰/۴۰۳	۰/۰۱۳	۰/۲	مالاوی
۰/۴۷۳	۰/۴۱۴	-۰/۶۳۸	-۰/۲۶۴	۰/۱۷۸	۰/۲	مکزیک
۰/۲۷۲	-۰/۳۲	۲/۴۵۶	-۰/۲۸۶	۰/۰۲۹	۰/۱۴	نیوزیلند
۰/۴۶۱	۰/۴۰۹	-۰/۱۰۶	-۰/۴۵۱	۰/۱۰۲	۰/۱۷	فیلیپین
-۰/۴۸	۰/۴۴۴	۲/۳۵۵	۱/۷۲۵	۰/۱۹۵	۰/۲۳	سنگاپور
۰/۴۲۲	۰/۶۲۳	۰/۷۴	-۰/۶۱۱	۰/۱۰۵	۰/۱۶۴	میانگین دسته ۴
۰/۴۴۹	۰/۴۲۵	۰/۶۷۲	-۰/۳۹۵	۰/۰۰۷	۰/۲۳	بوتسوانا
۰/۳۸۹	۰/۳۹۶	-۰/۹۵۹	-۰/۶۲۹	۰/۰۵۹	۰/۲۳	فیجی
۰/۴۷۴	۰/۷۴۹	۱/۷۷۵	-۰/۵۵۲	۰/۰۰۴	۰/۲	لبنان
۰/۴۸۴	۰/۵۳۵	-۱/۱۹۳	-۰/۱۹۴	۰/۰۲۳	۰/۲۹	پاکستان
-۰/۳۹	۰/۴۷۳	-۰/۱۵۷	۰/۵۲۲	۰/۰۹	۰/۲۹	تایلند
۰/۵۱۵	۰/۲۹۹	۰/۸۰۵	۰/۲۳۱	۰/۰۰۴	۰/۲۳	اوگاندا
-۰/۴۵	۰/۴۸۰	-۰/۱۵۷	-۰/۴۲۱	۰/۰۳۱	۰/۲۴۵	میانگین دسته ۵

ب: تست میانگین‌ها (آماره تی-استیودنت)

-۲/۰۳***	۰/۷۸	۲/۷۳**	۰/۷۴	-۰/۲۳	-۱/۹۸***	دسته ۱ و ۴ با دسته ۲ و ۳
-۱/۷۰	-۰/۰۹	۲/۱۸**	-۰/۰۸	-۰/۹۰	-۲۱/۱	دسته ۱ با دسته ۲
-۲/۸۰*	-۰/۰۱	۲/۷۵**	۰/۲۶	-۰/۸۹	-۱/۵۹	دسته ۱ با دسته ۳
-۱	۱-۲۲	۰/۷۵	-۱/۲۰	-۲/۱۷**	-۰/۴۰	دسته ۱ با دسته ۴
-۲/۳۱**	۰/۲۸	۱/۷۸	۰/۱۳	۰/۵۵	-۴/۴۶*	دسته ۱ با دسته ۵
-۰/۲۰	-۰/۰۸	۰/۴۵	۰/۲۷	-۰/۱۸	۰	دسته ۲ با دسته ۳
-۰/۷۱	-۱/۰۵	-۱/۱۸	-۰/۹۱	-۰/۹۱	-۱/۴	دسته ۲ با دسته ۴
-۰/۲۱	-۰/۱۲	-۰/۲۴	۰/۱۷	۱/۳۲	۰/۶۱	دسته ۲ با دسته ۵
۱/۱۶	-۱/۲۴	-۱/۶۴	-۱/۱۵	-۰/۵۲	۱/۰۷	دسته ۳ با دسته ۴
۰/۶۲	۰/۲۸	-۰/۶۹	-۰/۱۵	۱/۱۹	-۰/۴۷	دسته ۳ با دسته ۵
-۰/۷۰	۱/۳۷	۰/۸۹	۱/۲۴	۲/۶۹**	-۴/۰۴*	دسته ۴ با دسته ۵

یادداشت. منبع: یافته‌های پژوهش

کشور آمریکا را توضیح بدهد.<sup>۱</sup> برای بررسی معنادار بودن اختلاف بین کشورهای دسته‌های مختلف در عوامل مورد بررسی، از آزمون تی استیودنت استفاده شده است. نتایج حاصل از این آزمون در جدول ۱ آمده است. در ادامه به تفسیر نتایج جدول ۱ پرداخته شده است.

(۱) کشورهایی که از سیاست پولی در کشور آمریکا پیروی می‌کنند دارای بانک مرکزی مستقل‌تری هستند. اختلاف میانگین استقلال بانک مرکزی میان کشورهای دسته یک و چهار که واکنش مثبتی به شوک پولی انقباضی در کشور آمریکا نشان می‌دهند، از لحاظ آماری بی‌معنا است. از لحاظ مقداری، میزان استقلال بانک مرکزی در کشورهای عضو دسته اول که واکنش مثبت قوی‌تری به شوک پولی انقباضی آمریکا نشان می‌دهند از کشورهای عضو دسته چهارم بیشتر است. مقایسه میانگین استقلال بانک مرکزی در بین کشورهای عضو دسته یک و چهار با کشورهای عضو دسته دو و سه بیانگر اختلاف معنادار در استقلال بانک مرکزی آن‌ها است. استقلال بانک مرکزی در کشورهایی که واکنش مثبتی به شوک پولی کشور آمریکا نشان می‌دهند به طور معناداری بیشتر است. لازم به ذکر است که میانگین استقلال بانک مرکزی در کشورهای عضو دسته پنجم پایین‌تر از دیگر دسته‌ها است.<sup>۲</sup> بر اساس تئوری‌های اقتصادی نیز با توجه به اینکه یکی از وظایف اصلی بانک مرکزی کنترل تورم است می‌توان انتظار داشت کشورهایی که بانک مرکزی مستقل‌تری دارند، برای جلوگیری از فشار تورمی ناشی از کاهش ارزش پول داخلی در واکنش به یک شوک پولی انقباضی کشور آمریکا، نرخ بهره کوتاه‌مدت را افزایش دهند.

<sup>۱</sup> برای توضیحات بیشتر در مورد متغیرهای استفاده شده در جدول و نحوه محاسبه آنها به پیوست ب مراجعه کنید.

<sup>۲</sup> متأسفانه شاخص‌های قانونی استقلال بانک مرکزی که در محاسبه آن‌ها به تورم به عنوان هدف اصلی بانک مرکزی وزن خاصی داده می‌شود فقط برای تعداد معدودی از کشورها موجود است و تنها، شاخص استقلال بانک مرکزی مورد استفاده در این تحقیق برای اکثریت کشورها محاسبه شده است. با توجه به اینکه شاخص استقلال بانک مرکزی مورد استفاده بر اساس تعداد تعویض‌های رئیس بانک مرکزی در دوره مورد بررسی ساخته شده است این نگرانی وجود دارد که کشوری دارای استقلال بانک مرکزی بالا باشد ولی به تورم اهمیت ندهد. اما از طرف دیگر همبستگی بالایی بین شاخص‌های مختلف استقلال بانک مرکزی وجود دارد. همچنین تقسیم‌بندی کشورها به گروه‌های مختلف و مقایسه میانگین شاخص استقلال بانک مرکزی گروه‌های مختلف با یکدیگر مشکل مذکور را تا حد قابل ملاحظه‌ای تخفیف می‌دهد. یعنی انتظار می‌رود اکثر کشورهای عضو یک دسته با میانگین شاخص بانک مرکزی بالاتر، به طور نسبی وزن بیش‌تری به تورم و نوسانات آن بدهند.



(۲) در میان کشورهایی که بانک مرکزی آن‌ها سیاست‌های فدرال رزرو را تعقیب می‌کنند، آنهایی که سهم تجارتشان با آمریکا (از تولید ناخالص داخلی) بیش‌تر است، واکنش نرخ بهره کوتاه‌مدتشان به شوک پولی آمریکا، به واکنش نرخ بهره کوتاه‌مدت خود کشور آمریکا نزدیک‌تر است. کشورهای دسته یک و چهار که واکنش مثبتی به شوک پولی آمریکا نشان می‌دهند تنها در سهم تجارت با آمریکا از تولید ناخالص داخلی آنها با هم تفاوت معنادار دارند. پس به نظر می‌رسد این عامل در میان دیگر عوامل مورد بررسی، نقش اصلی را در تفاوت واکنش نرخ بهره کوتاه‌مدت این دو دسته کشور به شوک آمریکا ایفا می‌کند. با توجه به جدول (۱) میانگین سهم تجارت با آمریکا از تولید ناخالص داخلی در کشورهای دسته اول به طور معناداری پایین‌تر از کشورهای عضو دسته چهارم است.

(۳) کشورهایی که از سیاست پولی در کشور آمریکا پیروی می‌کنند از استقلال کمتری در سیاست پولی برخوردار هستند و درجه باز بودن مالی در این دسته کشورها نیز بیش‌تر است. در جدول (۱) کشورهای دسته یک و چهار که واکنش مثبتی به شوک پولی کشور آمریکا نشان می‌دهند از لحاظ استقلال سیاست پولی و درجه باز بودن مالی با یکدیگر تفاوت معناداری ندارند.<sup>۱</sup> کشورهای دسته دوم و سوم که واکنش منفی به شوک پولی انقباضی آمریکا نشان می‌دهند نیز از لحاظ استقلال سیاست پولی و درجه باز بودن مالی تفاوت معناداری با یکدیگر ندارند. اما مقایسه کشورهای عضو دسته یک و چهار با کشورهای عضو دسته دو و سه بیانگر تفاوت معنادار استقلال سیاست پولی و درجه باز بودن مالی آن‌ها است. استقلال سیاست پولی (درجه باز بودن مالی) در کشورهایی که نرخ بهره کوتاه‌مدتشان به شوک آمریکا واکنش مثبت نشان می‌دهند پایین‌تر (بالاتر) است. بر اساس فرضیه سه گانه ناممکن، بده بستانی بین درجه باز بودن مالی، ثبات نرخ ارز و استقلال در سیاست پولی وجود دارد. بنابراین یک سیاست‌گذار نمی‌تواند به طور همزمان هر سه هدف فوق را دنبال کند. با توجه به عدم تفاوت معنادار میانگین ثبات نرخ ارز بین دسته کشورهای مورد بررسی، بر اساس فرضیه سه گانه ناممکن می‌توان انتظار داشت کشورهایی که بازار مالی بازتری دارند، در سیاست پولی استقلال کمتری داشته باشند. استقلال کمتر در سیاست پولی به

<sup>۱</sup> از لحاظ مقداری کشورهای دسته اول که به صورت پایدارتری به شوک پولی در آمریکا واکنش مثبت نشان می‌دهند دارای استقلال کمتر در سیاست پولی هستند. همچنین درجه باز بودن مالی این کشورها نیز از لحاظ مقداری بالاتر است.

معنای همراهی بیش‌تر سیاست‌گذار پولی کشور با سیاست پولی دیگر کشورهاست. پس انتظار می‌رود کشورهایی که از سیاست پولی آمریکا بیش‌تر پیروی می‌کنند دارای استقلال پایین‌تر سیاست پولی و در نتیجه بازار مالی بازتری باشند.

### ۳ جمع‌بندی

در این مقاله به بررسی نحوه واکنش سیاست‌گذاران پولی در کشورهای مختلف به سیاست پولی اتخاذ شده در کشور آمریکا و عوامل مؤثر بر واکنش‌های متفاوت آنها به شوک پولی آمریکا پرداختیم. برای بررسی نحوه واکنش سیاست‌گذاران پولی در کشورهای مختلف به سیاست اتخاذ شده در کشور آمریکا، واکنش نرخ بهره کوتاه‌مدت کشورهای مختلف به شوک پولی کشور آمریکا به عنوان معرفی از واکنش سیاست‌گذار مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان می‌دهد که نرخ بهره کوتاه‌مدت در کشورهای مختلف واکنش‌های متفاوتی به شوک پولی آمریکا نشان می‌دهد.

همچنین مشاهده می‌شود کشورهایی که از سیاست پولی در کشور آمریکا پیروی می‌کنند دارای استقلال سیاست پولی کمتری هستند. با توجه به عدم تفاوت معنادار در میانگین شاخص ثبات نرخ ارز در کشورهای عضو دسته‌های مختلف، براساس فرضیه سه‌گانه ناممکن (کشورها نمی‌توانند نرخ ارز ثابت، تحرک کامل سرمایه و استقلال سیاست پولی را به طور همزمان داشته باشند) انتظار می‌رود کشورهایی که استقلال سیاست پولی کمتری دارند از لحاظ شاخص درجه باز بودن مالی در سطح بالاتری باشند. نتایج بررسی‌های انجام شده نیز این مطلب را تایید می‌کند.

نتایج تحقیق نشان می‌دهد، که در میان کشورهایی که بانک مرکزی آنها سیاست‌های فدرال رزرو را تعقیب می‌کنند، آنهایی که سهم بیش‌تری از تجارت با آمریکا دارند نحوه واکنش نرخ بهره کوتاه‌مدتشان به شوک پولی انقباضی کشور آمریکا مشابه نحوه واکنش نرخ بهره کوتاه‌مدت کشور آمریکا است.

در نهایت مشاهده می‌شود که در کشورهایی که استقلال بانک مرکزی بیش‌تر است سیاست‌گذاران پولی از سیاست پولی اتخاذ شده در کشور آمریکا بیش‌تر پیروی می‌کنند. با توجه به اینکه کنترل تورم یکی از اهداف اصلی بانک مرکزی است انتظار می‌رود که در کشورهایی که استقلال بانک مرکزی بیش‌تر است واکنش سیاست‌گذار پولی به سیاست پولی انقباضی در کشور آمریکا که آثار تورمی دارد بیش‌تر باشد.

## فهرست منابع

- Aizenman, J., Chinn, M., & Ito, H. (2008). *Assessing the Emerging Global Financial Architecture: Measuring the Trilemmas Configurations over Time*, Working Paper.
- Barakchian, M., & Crowe, C. (2013). Monetary Policy Matters: Evidence from New Shocks Data, *Journal of Monetary Economics*, 60(8), 950-966.
- Bernanke, B., & Kuttner, K. (2005). What Explains the Stock Markets Reaction to Federal Reserve Policy?. *Journal of Finance*, 60, 1221-1257.
- Bernanke, B., & Mihov, I. (1998). Measuring Monetary Policy, *The Quarterly Journal of Economics*, 113, 869-902.
- Bluedorn, J., & Bowdler, C. (2011). The Open Economy Consequences of U.S. Monetary Policy, *Journal of International Money and Finance*, 30, 309-336.
- Canova, F. (2005). The Transmission of US Shocks to Latin America, *Journal of Applied Econometrics*, 20, 229-251.
- Chinn, M., & Ito, H. (2008). A New Measure of Financial Openness, *Journal of Comparative Policy Analysis*, 10(3), 309-322.
- Christiano, L., Eichenbaum, M., & Evans, C. (1996). The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds, *Review of Economics and Statistics*, 78(1), 16-34.
- Cukierman, A. (1992). *Central Bank Strategy, Credibility, and Independence*. MIT Press, Cambridge, MA.
- Divino, J.A. (2009). Optimal Monetary Policy for a Small Open Economy. *Economic Modelling*, 26, 352-358.
- Dreher, A., Sturm, J.E., & de Haan, J. (2008). Does High Inflation Cause Central Bankers to Lose Their Job? Evidence Based on a New Data Set, *European Journal of Political Economy*, 24, 778-787.
- Faust, J., Rogers, J., Swanson, E., & Wright, J. (2003). Identifying the Effects of Monetary Policy Shocks on Exchange Rates Using High Frequency Data, *Journal of European Economic Association*, 1, 1031-1057.
- Hamilton, J. (2008). Daily Monetary Policy Shocks and New Home Sales, *Journal of Monetary Economics*, 55, 1171-1190.

- Holman, J.A., & Neumann, R. (2002). Evidence on The Cross-country Transmission of Monetary Shocks, *Journal of Applied Economics*, 34, 1837-1857.
- Kalyvitis, S., & Skotida, I. (2010). Some Empirical Evidence on the Effects of U.S. Monetary Policy Shocks on Cross Exchange Rates. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 50(3), 386-394.
- Kim, S. (2001). International Transmission of U.S. Monetary Policy Shocks: Evidence from VARs, *Journal of Monetary Economics*, 48, 339-372.
- Kim, S., & Roubini, N. (2000). Exchange Rate Anomalies in Industrialized Countries: A Solution with a Structural VAR Approach. *Journal of Monetary Economics*, 45, 561-586.
- Kim, S., & Yong Yang, D. (2012). *International Monetary Transmission in East Asia: Floaters, Non-floaters, and Capital Controls*. Japan World Econ.
- Kuttner, K. (2001). Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market. *Journal of Monetary Economics*, 47, 523-544.
- Mackowiak, B. (2007). External Shocks, U.S. Monetary Policy and Macroeconomic Fluctuations in Emerging Markets, *Journal of Monetary Economics*, 54, 2512-2520.
- Piazzesi, M., & Swanson, E. (2008), Futures Prices as Risk-Adjusted Forecasts of Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics*, 55, pp. 677-691.
- Romer, C., & Romer, D. (2004). A New Measure of Monetary Shocks: Derivation and Implications, *American Economic Review*, 94, 1055-1084.
- Scrimgeour, D. (2010). *Empirical Evidence on International Monetary Spillovers*, Job Market Paper.
- Sims, C., & Zha, T. (2006). Does Monetary Policy Generate Recessions?. *Macroeconomic Dynamics*, 10, 231-272.

## پیوست‌ها

### الف تعیین معناداری واکنش نرخ بهره

برای تعیین معناداری واکنش نرخ بهره کوتاه‌مدت به شوک پولی در روش بوت‌استرپ به ترتیب مراحل ذیل طی شده است.

- ۱) تخمین واریانس جزء اخلاص معادله (۴) را با استفاده از پسماندهای حاصل از تخمین حداقل مربعات معمولی از ضرایب این معادله به دست می‌آوریم.
- ۲) از یک توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس تخمین زده شده در مرحله اول، سری جدیدی از داده‌ها را به عنوان جزء اخلاص‌های جدید به صورت تصادفی تولید می‌کنیم.
- ۳) با استفاده از جزء اخلاص‌های جدید و تخمین اولیه که از ضرایب مدل زده شده است مقادیر جدیدی را برای تغییرات نرخ بهره کوتاه‌مدت (با ثابت فرض کردن مقادیر شوک پولی) بدست می‌آوریم.
- ۴) با استفاده از مقادیر شوک پولی و مقادیر جدید تغییرات نرخ بهره کوتاه‌مدت تخمین جدیدی از ضرایب معادله چهار بدست می‌آوریم.
- ۵) به کمک مقادیر تخمینی جدید از ضرایب مدل، میزان تأثیر شوک پولی بر نرخ بهره را بدست می‌آوریم.
- ۶) مراحل ۱ تا ۵ را برای ۹۹۹ بار تکرار کرده و مقادیر بدست آمده از تأثیر شوک پولی بر روی نرخ بهره کوتاه‌مدت در طول زمان را از کم به زیاد مرتب می‌کنیم.
- ۷) بردار پنجاه و ۹۴۹ ام مقادیر بدست آمده از تأثیر شوک پولی بر روی نرخ بهره کوتاه‌مدت را برای ساخت فاصله اطمینان ۹۰ درصد انتخاب می‌کنیم. اگر این فاصله اطمینان مقدار صفر را در هر بازه‌ای از زمان شامل نشود آنگاه معنی‌دار بودن مقدار تخمین‌زده شده از تأثیر شوک پولی بر نرخ بهره کوتاه‌مدت در آن بازه زمانی را در سطح معناداری ۱۰ درصد نمی‌توان رد کرد.

### ب معرفی داده‌ها

برای این تحقیق به حجم وسیعی از داده‌های مربوط به نرخ بهره کوتاه‌مدت، استقلال بانک مرکزی، سهم تجارت با آمریکا از تولید ناخالص داخلی، درجه باز بودن تجاری و مالی، ثبات نرخ ارز و استقلال در سیاست پولی نیاز است. در این پیوست نحوه گردآوری داده‌های مذکور را بیان می‌کنیم.

داده‌های مربوط به شوک پولی (که از مقاله برکچیان و کرو (۲۰۱۳) استخراج شده است) به صورت ماهانه و در طی بازه زمانی ۱۹۸۸ تا ۲۰۰۸ در دسترس است. برای بررسی اثر شوک پولی بر نرخ بهره کوتاه‌مدت به داده‌های ماهانه نرخ بهره کوتاه‌مدت کشورهای مختلف در طی بازه زمانی ۱۹۸۸ تا ۲۰۰۸ نیاز داریم. داده‌های مربوط به نرخ بهره کوتاه‌مدت از پایگاه داده آمار مالی بین‌الملل<sup>۱</sup> مربوط به صندوق پولی بین‌الملل<sup>۲</sup> استخراج شده است. در این تحقیق از نرخ بهره بازار پولی، نرخ تنزیل<sup>۳</sup> و نرخ بهره اوراق خزانه<sup>۴</sup> به عنوان نرخ بهره کوتاه‌مدت استفاده شده است.<sup>۵</sup> داده‌های ماهیانه نرخ بهره کوتاه‌مدت ۸۵ کشور به صورت کامل در طی بازه زمانی ۱۹۸۸ تا ۲۰۰۸ در این پایگاه داده موجود است. تعداد ۲۵ کشور از این کشورها به دلیل عضویت در یک اتحادیه پولی و عدم داشتن یک بانک مرکزی مستقل به منظور واکنش به سیاست‌های پولی خارجی، از مجموعه کشورهای مورد بررسی کنار گذاشته شده‌اند.<sup>۶</sup>

<sup>۱</sup> International Financial Statistics (IFS)

<sup>۲</sup> International Monetary Fund (IMF)

<sup>۳</sup> نرخ تنزیل نرخ بهره‌ای است که بانک مرکزی در آن نرخ به بانک‌های دیگر وام می‌دهد. (Discount Rate)

<sup>۴</sup> Treasury Bill Rate

<sup>۵</sup> توضیحات دقیق در مورد نرخ بهره استفاده شده برای هر کشور در پیوست الف آمده است.

<sup>۶</sup> کشورهای عضو اتحادیه اروپا (Euro area): بلژیک، فنلاند، فرانسه، آلمان، ایرلند، ایتالیا و اسپانیا، کشورهای عضو اتحادیه اقتصادی کشورهای غرب آفریقا (WAEMU): بنین، بوركینافاسو، گینه بیسائو، مالی، نیجر، سنگال و توگو

کشورهای عضو اتحادیه ارزی شرق کارائیب (ECCU): آنتیگوا و باربادو (Antigua and Barbuda)، دومینیکا، گرانادا (Grenada)، سنت کیتس و نویس (St. Kitts and Nevis)، سنت وینسنت و گرنادین (St. Vincent and the Grenadines)

کشورهای عضو اتحادیه پولی و مالی آفریقای مرکزی (CAEMC): کامرون، جمهوری آفریقای مرکزی (Central African Rep)، چاد (Chad)، جمهوری کنگو، گینه استوایی (Equatorial Guinea)، گابن<sup>۷</sup> با توجه به اینکه کشور مالتا در سال ۲۰۰۸ به منطقه یورو پیوسته است نرخ بهره کوتاه‌مدت منطقه یورو عنوان نرخ بهره کوتاه‌مدت این کشور در نظر گرفته شده است.

با توجه به اعتبار بانک مرکزی آلمان قبل از پیوستن این کشور به منطقه یورو، سیاست‌های پولی بانک‌های مرکزی در دیگر کشورهای اروپایی به شدت وابسته به سیاست‌های پولی بانک مرکزی آلمان بوده است. به همین دلیل نرخ بهره کوتاه‌مدت در کشور آلمان به عنوان نرخ بهره کوتاه‌مدت منطقه یورو طی سال‌های ۱۹۸۸ تا ۱۹۹۸ در نظر گرفته شده است.

برای محاسبه سهم تجارت با آمریکا از تولید ناخالص داخلی، از نسبت واردات هر کشور از آمریکا به تولید ناخالص داخلی آن کشور استفاده شده است. داده‌های مربوط به واردات هر کشور از آمریکا، از اداره آمار آمریکا<sup>۱</sup> گرفته شده است. داده‌های سالیانه تولید ناخالص داخلی هر کشور نیز از پایگاه داده شاخص‌های توسعه جهانی<sup>۲</sup> مربوط به بانک جهانی<sup>۳</sup> استخراج شده است.

برای محاسبه درجه باز بودن تجاری کشورها، از شاخص نسبت واردات به تولید ناخالص داخلی استفاده شده است. داده‌های مربوط به واردات سالیانه هر کشور، از پایگاه داده شاخص‌های توسعه جهانی استخراج شده است.

شاخص مربوط به درجه باز بودن مالی کشورها نیز از چین و ایتو (۲۰۰۸) استخراج شده است. چین و ایتو (۲۰۰۸) برای ساخت شاخص مذکور از تعریف چهار متغیر مجازی<sup>۴</sup> که نشانگر محدودیت بر حساب‌های خارجی هستند استفاده کرده‌اند. این متغیرها به شرح زیر هستند:

- متغیری که نشان‌دهنده وجود سیستم ارزی چند نرخ است.
  - متغیری که نشان‌دهنده محدودیت بر مبادلات حساب جاری است.
  - متغیری که نشان‌دهنده محدودیت بر مبادلات حساب سرمایه است.
  - متغیری که نشان‌دهنده الزام بازگرداندن سود حاصل از صادرات به کشور است.
- لازم به ذکر است که هرچه میزان شاخص چین و ایتو (۲۰۰۸) بیش‌تر باشد درجه باز بودن مالی نیز بیش‌تر است.

شاخص مربوط به استقلال بانک مرکزی از دی‌هان، استورم، درپهر<sup>۵</sup> (۲۰۰۸) استخراج شده است. در این مقاله برای اندازه‌گیری میزان استقلال بانک مرکزی از شاخص استقلال بانک مرکزی که برای اولین بار توسط کوکیرمن (۱۹۹۲) معرفی شده، استفاده شده است. در این شاخص میانگین دفعات تعویض رئیس بانک مرکزی طی سال‌های مورد بررسی به

<sup>1</sup> U.S. census bureau (www.census.gov)

<sup>2</sup> World Development Indicators

<sup>3</sup> World Bank (databank.worldbank.org)

<sup>4</sup> Dummy Variable

<sup>5</sup> Dreher, Sturm & de Haan

عنوان یک پروکسی از استقلال بانک مرکزی در نظر گرفته می‌شود. هر چه میزان این شاخص بالاتر باشد استقلال بانک مرکزی کمتر است.<sup>۱</sup> شاخص‌های مربوط به ثبات نرخ ارز و استقلال سیاست پولی از آیزمن، چین و ایتو<sup>۲</sup> (۲۰۰۸) استخراج شده است. در این مقاله برای اندازه‌گیری شاخص ثبات نرخ ارز از فرمول زیر استفاده شده است:

$$ERS = \frac{1}{1 + \frac{stdev(exch-rate)}{|dlogE_t/dt| + \dots}} \quad (5)$$

در رابطه (۵)  $ERS$  نشانگر شاخص ثبات نرخ ارز است.  $stdev(exch - rate)$  و  $|dlogE_t/dt|$  به ترتیب بیانگر انحراف معیار سالیانه داده‌های نرخ ارز ماهیانه و قدرمطلق درصد تغییرات سالیانه در نرخ ارز هستند. هر چه میزان شاخص فوق بیشتر باشد ثبات نرخ ارز بیشتر است. شاخص استقلال سیاست پولی نیز از طریق فرمول زیر حاسبه شده است:

$$MI = 1 - \frac{corr(r_i, r_j) - (-1)}{1 - (-1)} \quad (6)$$

در این رابطه  $MI$  و  $corr(r_i, r_j)$  به ترتیب نشانگر شاخص استقلال سیاست پولی و هم‌بستگی بین نرخ بهره در کشور  $i$  ام با کشور پایه  $j$  ام را نشان می‌دهد. هر چه میزان شاخص فوق بیشتر باشد استقلال سیاست پولی بیشتر است.

<sup>۱</sup> با توجه به اینکه داده‌های استقلال بانک مرکزی برای ۴۹ کشور از ۶۰ کشور مورد بررسی موجود است در بخش مقایسه واکنش نرخ بهره کوتاه‌مدت به شوک پولی داده‌های مربوط به این ۴۹ کشور در نظر گرفته شده‌اند.

<sup>۲</sup> Aizenman, Chinn & Ito